

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO PAULO**  
**ESCOLA PAULISTA DE POLÍTICA, ECONOMIA E NEGÓCIOS**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA E DESENVOLVIMENTO**

FERNANDO FABIAN DE FREITAS MARTINS

**Diferencial de salários público-privado e ciclo econômico no Brasil**

Osasco

2021

FERNANDO FABIAN DE FREITAS MARTINS

**Diferencial de salários público-privado e ciclo econômico no Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento do Departamento de Economia da Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, da Universidade Federal de São Paulo, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Daniela Verzola Vaz

Osasco

2021

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Unifesp Osasco e Departamento de Tecnologia da Informação Unifesp Osasco, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

M386d MARTINS, Fernando Fabian de Freitas

Diferencial de salários público-privado e ciclo econômico no Brasil /  
Fernando Fabian de Freitas Martins. - 2021.

57 f. :il.

Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) -Universidade  
Federal de São Paulo - Escola Paulista de Política, Economia e Negócios,  
Osasco, 2021.

Orientador: Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Daniela Verzola Vaz.

1. Diferencial salarial público-privado. 2. Mercado de trabalho. 3.  
Determinação salarial. 4. Ciclos econômicos. 5. Gastos públicos. I. Vaz, Prof<sup>ª</sup>.  
Dr<sup>ª</sup>. Daniela Verzola , II. Dissertação -Unifesp/EPPEN. III. Diferencial de  
salários público-privado e ciclo econômico no Brasil.

CDD: 331.21

MARTINS, Fernando Fabian de. **Diferencial de salários público-privado e ciclo econômico no Brasil**. 2021. 57 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) – Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Universidade Federal de São Paulo, Osasco, 2021.

Aprovado em:

Banca Examinadora

Profa. Dra. Priscilla de Albuquerque Tavares      Instituição: Fundação Getulio Vargas

Julgamento \_\_\_\_\_ Assinatura \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça      Instituição: Universidade Federal de São Paulo

Julgamento \_\_\_\_\_ Assinatura \_\_\_\_\_

Profa. Dra. Solange Ledi Gonçalves      Instituição: Universidade Federal de São Paulo

Julgamento \_\_\_\_\_ Assinatura \_\_\_\_\_

## RESUMO

MARTINS, Fernando Fabian de. **Diferencial de salários público-privado e ciclo econômico no Brasil**. 2021. 57 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) – Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Universidade Federal de São Paulo, Osasco, 2021.

Este trabalho analisa o comportamento do prêmio salarial pago ao funcionalismo público estadual brasileiro, relativamente aos empregados do setor privado. Esse diferencial é estimado por meio de equações mincerianas utilizando-se os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 1995 a 2015 e corrigido para viés de seleção por um modelo probit bivariado para a chance de se estar empregado e de ser funcionário público. Uma vez obtidos os diferenciais por ano e por UF, esses são adotados como variável dependente em uma abordagem de painel para verificar a hipótese de um comportamento cíclico, fazendo-se uso de covariadas como a taxa de desemprego, indicadores de finanças públicas, participação dos funcionários públicos na força de trabalho estadual, participação da indústria no PIB, bem como variáveis que captam os ciclos eleitorais. Para a construção dos modelos em painel foram considerados diferentes métodos de estimação, e por último, testada a hipótese de heterogeneidade por UF, especialmente em relação às finanças públicas e composição do mercado de trabalho. Os resultados mostram que o diferencial de salários apresenta comportamento contracíclico associado à rigidez de contratações e demissões no setor público. Entretanto, a relação com o desemprego se mostrou não linear e, para níveis de desemprego muito elevados, observa-se que os salários no funcionalismo público também começam a ser afetados.

**Palavras-chave:** diferencial salarial público-privado, mercado de trabalho, determinação salarial, ciclos econômicos, gastos públicos.

## ABSTRACT

MARTINS, Fernando Fabian de. **Public-private wage gap and economic cycle in Brazil.** 2021. 57 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) – Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Universidade Federal de São Paulo, Osasco, 2021.

This paper analyzes the wage premium paid to the Brazilian state government employees compared to the private sector ones. This differential is estimated with Mincerian equations using 1995 to 2015 annual data from the National Household Sample Survey (PNAD/IBGE) and corrected for selection bias by a bivariate probit model for the probabilities of taking part in the labor force and being a public employee. Once the public-private wage differentials are obtained for each year and state government, they are adopted as the dependent variable in a panel data approach to verify the hypothesis of a countercyclical behavior. The covariates used are the unemployment rate, public finance indicators, the percentage of public employees over total employment, industry share in GDP, and variables to identify electoral cycles. For the panel data models, we used different estimation methods and tested for the hypothesis of heterogeneity of impacts of the labor market and public finance covariates across states. Our findings show that the wage differential has a countercyclical behavior tied to a more rigid labor market in the public sector. However, the relation between the pay gap and the unemployment rate was found to be nonlinear, and for high levels of unemployment, the earnings of public employees are also affected.

**Keywords:** Public-private wage gap, labor market, wage determination, economic cycles, public expenditure.

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>8</b>
<b>2. REVISÃO DE LITERATURA</b>	<b>11</b>
2.1 Fundamentação teórica	11
2.2 Literatura empírica	13
<b>3. METODOLOGIA</b>	<b>16</b>
3.1 Equações mincerianas	17
3.2 Correção do viés de seleção (probit bivariado)	19
3.3 Estimação do diferencial de rendimentos público-privado	21
3.4 Modelagem em painel	25
3.5 Consistência das estimativas	28
<b>4. RESULTADOS</b>	<b>30</b>
<b>5. CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>46</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b>	<b>48</b>
<b>Anexo A – Testes de verossimilhança para <math>\rho</math> dos modelos probit bivariado.</b>	<b>53</b>
<b>Anexo B - Tamanho amostral utilizado nas equações de rendimento</b>	<b>55</b>
<b>Anexo C – Relação entre o gap salarial estimado e o desemprego por UF (1995-2015)</b>	<b>56</b>
<b>Anexo D – Resultado dos modelos utilizados no teste de Hausman</b>	<b>57</b>

## 1. INTRODUÇÃO

O diferencial de salários entre os setores público e privado é tema de discussão recorrente na literatura econômica. Em nível nacional, os primeiros trabalhos remontam à segunda metade dos anos 1980<sup>1</sup>. Desde então, diversos autores buscaram estimar apropriadamente a magnitude desse diferencial e identificar seus determinantes, valendo-se de diferentes estratégias de identificação para lidar com os problemas de endogeneidade e autosseleção. Em que pese a variedade de técnicas adotadas, a maioria desses trabalhos encontrou um prêmio em favor do setor público que não encontra respaldo nos atributos produtivos dos trabalhadores (FIRPO; GONZAGA, 2010; BARBOSA; BARBOSA-FILHO; LIMA, 2013; BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005; EMILIO; PONCZEK; BOTELHO, 2012; FOGUEL et al., 2000). A análise intertemporal realizada por alguns autores indicou tendência de ampliação do hiato salarial em favor dos funcionários públicos ao longo dos anos 90 (BENDER; FERNANDES, 2009) e de declínio entre 2001 e 2014 (ROSA; NOCKO, 2017). Contudo, uma questão que não foi levantada nesses trabalhos e permanece em aberto diz respeito ao comportamento do diferencial salarial público-privado à luz do ciclo econômico. Seria este pró ou contracíclico?

Na literatura internacional, alguns autores avançaram no sentido de explicar o diferencial de salários público-privado além do universo microeconômico, relacionando-o com variáveis macroeconômicas, indicadores de abertura econômica e de qualidade dos governos — um tipo de abordagem que ainda não foi aprofundada para a realidade brasileira (CAMPOS et al., 2017; MACZULSKIJ, 2013).

Este trabalho tem como objetivo, primeiramente, quantificar o diferencial de salários entre os funcionários públicos estaduais e seus equivalentes do setor privado, em cada unidade da federação do País, no período 1995-2015, corrigindo também para a participação no mercado de trabalho, bem como para a seleção entre os setores privado e público por via de modelos probit bivariados. Para tanto, são utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE). Posteriormente, esses hiatos são relacionados com variáveis macroeconômicas e de finanças públicas que reflitam a situação fiscal dos estados da União, por meio de uma abordagem de dados em painel com a finalidade de observar como o diferencial de salários entre os setores público e privado se relaciona com o ciclo econômico<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, Macedo (1985) e Maia e Saldanha (1988).

<sup>2</sup> O presente trabalho se atém a uma definição mais simples e ampla desse conceito, que considera como ciclo as flutuações do nível de produto e do nível de emprego da economia no curto prazo.



A hipótese de que existe uma relação de causalidade entre fatores macroeconômicos, especialmente a taxa de desemprego, e o hiato salarial público-privado apoia-se no fato de que os setores público e privado têm distintas funções de demanda por mão de obra. Quadrini e Trigari (2007) mostram, para a economia dos Estados Unidos, que o setor público apresenta maior rigidez no processo de contratação e demissão do que o setor privado, e é razoável considerar que a mesma rigidez exista também no Brasil. Sendo assim, supõe-se que em momentos em que a atividade econômica arrefece e o setor privado contrai a demanda por mão de obra e reduz os níveis de salários, o setor público mantém o nível de emprego, de modo que o diferencial de salários público-privado se amplia. Por outro lado, em períodos de expansão econômica é possível que os salários no setor privado observem taxas de crescimento superiores às do setor público. Assim, no limite, é plausível admitir que exista um prêmio positivo e contracíclico por se trabalhar no setor público.

Essa temática mostra-se particularmente relevante na atual condição fiscal em que se encontram os estados brasileiros. Segundo o Boletim de Finanças dos Entes Subnacionais de 2020 do Tesouro Nacional, no ano de 2020 17 das 27 unidades federativas foram classificadas como sem capacidade de pagamento, ficando inelegíveis a receber novos financiamentos da União. O gasto com pessoal tem se mostrado um dos principais componentes das contas públicas. O boletim também aponta que em 2020 10 estados violaram a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), superando o limite de 60% de gastos com pessoal sobre a Receita Corrente Líquida.

O debate acerca do funcionalismo público também ganhou destaque nas discussões recentes com a apresentação da Proposta de Emenda à Constituição (PEC) n. 32/2020, conhecida como PEC da Reforma Administrativa. Um dos pontos principais da PEC, que prevê acabar com a estabilidade dos cargos públicos, atinge exatamente o cerne deste trabalho, impactando diretamente em como os salários no setor público podem reagir aos ciclos econômicos.

Os resultados mostram que o diferencial de salários, de fato, apresenta comportamento contracíclico associado à rigidez de contratações e demissões no setor público. Entretanto, a relação com o desemprego se mostrou não linear e, para níveis de desemprego muito elevados, observa-se que os salários no funcionalismo público também podem começar a ser afetados.

O trabalho é dividido em 5 seções, sendo a primeira essa introdução. A Seção 2 traz a revisão da literatura, com os principais argumentos teóricos para a existência do diferencial público-privado de salários bem como as principais abordagens e resultados da literatura nacional. A Seção 3 trata de toda a metodologia e estratégia empírica empregada na realização da pesquisa. A Seção 4 apresenta os resultados obtidos através da metodologia apresentada na

seção metodológica, bem como suas respectivas interpretações de acordo com as literaturas acerca do assunto, e, por fim, a Seção 5 traz as considerações finais.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Fundamentação teórica

Ao longo dos anos, diferentes autores apresentaram uma gama variada de explicações do porquê da existência de um prêmio salarial em favor dos funcionários públicos, controladas as demais características individuais da força de trabalho. Essas justificativas se situam em diferentes campos da economia, com explicações de ordem macroeconômica, outras de cunho microeconômico, e, ainda, as que residem na esfera política.

Uma das explicações mais usuais é a de que os governos oferecem aos funcionários públicos salários acima dos observados no setor privado para atrair mão de obra qualificada. Dessa maneira, os funcionários com melhores atributos individuais enxergariam maiores oportunidades de ganho no setor público (FOGEL; LEWIN, 1974). Esse argumento é complementado pela hipótese de Moore e Raisian (1991), segundo a qual os governos pagariam prêmios positivos de salário para atrair candidatos com melhores habilidades não observáveis.

Outra justificativa, de cunho microeconômico, recai sobre o problema de *screening* por parte dos formuladores de políticas públicas. De maneira geral, os governos se baseiam em empresas do setor privado para precificar os contratos de trabalho. Entretanto, empresas de menor porte e que, conseqüentemente, pagam menores salários, acabam não entrando na composição amostral do governo, o que geraria um viés positivo nos salários dos servidores (FOGEL; LEWIN, 1974).

Quadrini e Trigari (2007) analisam o comportamento médio da formação de salários no setor público e argumentam que ela se dá por uma barganha de Nash, maximizando uma função salário que equilibra elementos da demanda por trabalho (valor esperado da vaga e custo da procura por emprego) e da oferta de trabalho (valor esperado da vaga e custo da oferta da vaga), mediados pelo poder de barganha do empregado e do empregador. Assim como apresentado em Gunderson (1978) e Moore e Raisian (1991), espera-se que o setor público tenha uma demanda por trabalho inelástica, tendo em vista que as contratações se dão via concursos públicos e em muitos países os funcionários usufruem do dispositivo da estabilidade no emprego. Essa rigidez nas contratações e demissões ajudaria a manter os níveis de salários no setor público mais elevados do que no setor privado. Dessa maneira, flutuações nos níveis de desemprego seriam traduzidas em aumentos ou diminuições do diferencial de salários entre esses dois setores.

Outro argumento para justificar o prêmio salarial dos funcionários públicos é apresentado por Gregory (1990) e sintetizado em Bender (1998), onde, segundo o último, o

setor público oferece serviços essenciais e não estocáveis. Dessa maneira, o pagamento de salários mais elevados ajudaria a manter a estabilidade na oferta desses serviços, uma vez que greves e paralisações gerariam efeitos fortemente negativos sobre o bem-estar da sociedade. A natureza dos serviços oferecidos pelos servidores públicos também explicaria o maior poder de barganha de seus sindicatos, que são apontados como sendo maiores e mais densos do que os do setor privado. Dessa maneira, o maior poder dos trabalhadores de exercer pressão sobre a curva de demanda inelástica por mão de obra do setor público resultaria em maiores salários para os servidores (GUNDERSON, 1978; GREGORY, 1990).

Como mencionado por Gunderson (1978) e resumido em Gregory e Borland (1999), há de se considerar também o comportamento dos formuladores de políticas públicas como agentes que buscam maximizar as funções ‘voto’ e ‘orçamento’, ou seja, tentam alocar o orçamento de maneira ótima e obter resultados eleitorais positivos. Em relação à questão do voto, servidores públicos também são eleitores. Assim, em última instância, aumentar os níveis de salário e contratação de funcionários públicos pode ter impacto direto sobre os resultados eleitorais, especialmente quando considerado o elevado grau de mobilização dessa categoria. Além disso, como já mencionado, servidores públicos prestam serviços essenciais e de grande impacto sobre o bem-estar e, conseqüentemente, a expansão desses serviços traz consigo boa avaliação por parte do eleitorado do desempenho do formulador de políticas.

Ainda com relação à formulação de políticas públicas, Gregory (1990) e Gregory e Borland (1999) apontam para o fato de os salários dos servidores poderem ser utilizados como ferramenta de política pública. Como exemplo, pode-se citar o caso da Inglaterra nos anos 1970, onde a contenção salarial foi utilizada como ferramenta para controle inflacionário. No caso brasileiro, Araújo e Lima (2009), Moriconi et al. (2009) e Vasconcelos Oliveira (2017) apontam que os salários do setor público podem ser usados para compensar o baixo grau de desenvolvimento do setor privado, especialmente nas regiões Norte e Nordeste do país, ou como política de transferência de renda, com prêmios salariais ao setor público mais elevados em posições de menor qualificação.

Outra questão a ser pontuada é a capacidade de financiamento dos governos, que ajudaria a explicar por que, no Brasil, o prêmio salarial do setor público federal é mais elevado do que o estadual, que, por sua vez, é superior ao dos governos municipais (que chegam a ser negativos, inclusive). Como controlador da emissão de moeda e títulos, o governo central tem maior capacidade de financiamento do que os governos estaduais, que, por sua vez, possuem maior capacidade de financiamento que os municipais. Arretche (2005) mostra como a arrecadação e o gasto público brasileiros foram construídos ao longo do tempo com a discussão da centralização sempre contida entre os níveis federal e estadual, deixando os governos

municipais em uma situação de maior fragilidade fiscal, muitas vezes compondo grande parte de seus orçamentos apenas com transferências intergovernamentais.

Em suma, a explicação para a existência de um prêmio salarial em favor do setor público não recai exclusivamente sobre um único argumento ou teoria e muitas das justificativas aqui mencionadas por diversos autores em diferentes períodos podem ser simultaneamente verdadeiras.

## **2.2 Literatura empírica**

A literatura empírica acerca do diferencial de salários entre os setores público e privado no Brasil é extensa. Como sumarizado em Brasil (2016), as publicações remontam a Macedo (1985), estendendo-se em bases regulares até os dias atuais. De maneira geral, todos os trabalhos têm como objetivo a mensuração do diferencial de uma perspectiva microeconômica, isolando os componentes salariais que podem ser explicados pelas características socioeconômicas dos trabalhadores daquilo que seria o prêmio não explicado por se trabalhar no setor público.

Os métodos de análise adotados são variados, incluindo desde explicações de cunho descritivo, como em Maia e Saldanha (1988), passando por regressões quantílicas (BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005; ARAÚJO, 2011), exercícios contra factuais (FOGUEL et al., 2000; BARBOSA; BARBOSA FILHO; LIMA, 2013), decomposição de Oaxaca-Blinder (MACEDO, 1985; VAZ; HOFFMANN, 2007; BRAGA; FIRPO; GONZAGA, 2009), chegando as estimativas mais recentes com correção para viés de seleção amostral (BARBOSA; BARBOSA FILHO; LIMA, 2013; ROSA; NOCKO, 2017). Há de se mencionar também estimativas do diferencial baseadas no contrato de trabalho trazido a valor presente, como em Braga, Firpo e Gonzaga (2009).

Outro enfoque que aparece em trabalhos como Vaz e Hoffmann (2007), Bender e Fernandes (2009) e Rosa e Nocko (2017) é o temporal, ou seja, enfatiza-se o comportamento do diferencial público-privado ao longo do tempo. Os dois primeiros encontram hiatos salariais com tendência crescente para o período entre 1992 e 2004/2005, enquanto o último encontra uma tendência decrescente para o período de 2001 a 2014, com forte guinada positiva em 2015.

Além da heterogeneidade de métodos, a variedade de resultados também é um fato. Tanto Barbosa, Barbosa Filho e Lima (2013) como Rosa e Nocko (2017) propõem-se a corrigir o viés de seleção amostral das estimativas. Entretanto, para o ano de 2009 (período em comum entre esses trabalhos) os primeiros encontram um diferencial salarial a favor do setor público (considerando as esferas municipal, estadual e federal) de aproximadamente 28,0%, enquanto

os segundos encontram resultados em torno de 8,0%. As diferenças metodológicas residem não apenas nos métodos de estimação, mas também nos controles utilizados. Por exemplo, Rosa e Nocko (2017) segregam as esferas de governo e controlam a ocupação dos indivíduos, enquanto Barbosa, Barbosa Filho e Lima (2013) não incorporam os controles ocupacionais e nem diferenciam as áreas de emprego público. Além dessas diferenças mais evidentes, diferenças no recorte da jornada semanal de trabalho, no recorte etário, nos setores de atividade econômica abrangidos na análise e na inclusão ou não dos trabalhadores informais também contribuem para a heterogeneidade dos resultados.

Em que pesem todas essas diferenças, um resultado comum entre os trabalhos é o de que existe um diferencial salarial positivo a favor dos funcionários públicos nas esferas estadual e federal de governo. Além disso, todos são consoantes ao fato de que as características dos trabalhadores do setor privado são bastante diferentes, e que isso explica parte do diferencial incondicional (ou bruto) de rendimentos.

A literatura internacional também é ampla em espectro e métodos, com mensurações para países específicos, como Navarro e Selman (2014) para o Chile, Gimpelson, Lukiyanova e Sharunina (2015) para a Rússia e Maczulskij (2013) para a Finlândia, ou trabalhos que estimam o diferencial para regiões inteiras, como De Castro, Salto e Steiner (2013) para a União Europeia e Campos et al. (2017) para países selecionados da Europa.

Além das mesmas abordagens já vistas nas publicações nacionais, a literatura internacional está um passo à frente quanto à incorporação de outros fatores que também têm impacto no diferencial, especialmente fatores macroeconômicos. Maczulskij (2013) modela o comportamento do diferencial à luz do ciclo econômico, especialmente ante variações no nível de desemprego. Campos et al. (2017) modelam o impacto sobre o diferencial de salário de variáveis macroeconômicas mais comuns, como a taxa de desemprego, o grau de sindicalização, o grau de abertura econômica e o crescimento do PIB setorial. Esse autor também incorpora variáveis mais complexas, como índices de qualidade e eficiência governamental e grau de proteção aos empregos proveniente da legislação trabalhista vigente em cada país. Comparando Maczulskij (2013) e Campos et al. (2017), observa-se que o primeiro encontra uma relação positiva entre o nível de desemprego contemporâneo e o hiato salarial público-privado, ao passo que Campos et al. (2017) não encontram resultados estatisticamente significativos para esse regressor.

Algumas relações encontradas nesses trabalhos são contraintuitivas. Em Campos et al. (2017), por exemplo, as estimativas apontam para uma relação inversa e significativa do diferencial de salários com a participação dos empregados do setor público na força de trabalho. A explicação dada é a de que em países em que o funcionalismo público é reduzido, existiria

um ambiente propício para a organização desse grupo como classe, com esforços concentrados na obtenção de aumentos salariais de forma mais eficiente. Por outro lado, é mais do que plausível supor que um grupo maior de funcionários públicos teria maior poder de barganha do que um grupo reduzido, mesmo que de forma menos coordenada, especialmente quando se considera o fato de que o funcionalismo público é visto não apenas como classe, mas também como base eleitoral, a quem a concessão de reajustes salariais pode ser determinante no processo eleitoral.

Em que pese a diversidade de estimativas e métodos, o presente trabalho incorpora uma abordagem ainda não utilizada na literatura nacional para explorar essa temática, estimando o diferencial de salários público privado em função de variáveis macroeconômicas, bem como levando em conta componentes de ajuste temporal não observados nem nos trabalhos internacionais.

### 3. METODOLOGIA

Com o objetivo final de realizar uma análise longitudinal e macroeconômica do diferencial público-privado, a metodologia do presente trabalho é dividida em duas partes, com dois processos de estimação diferentes. Na primeira delas (descrita na seção 3.3) são estimados os diferenciais salariais público-privado por meio de equações de rendimento com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE)<sup>3 4</sup>, tendo como pano de fundo a literatura empírica acerca do diferencial salarial entre os setores público e privado. São estimadas equações em separado para os anos de 1995 a 2015, sendo 1995 tomado como limite inferior a fim de evitar grandes distorções monetárias no período pré-Plano Real. Por fim, as estimativas são corrigidas para as probabilidades de participação no mercado de trabalho, bem como para a seleção entre os setores privado e público.

Apesar de a PNAD ser uma pesquisa que continua indo a campo até os dias de hoje, com a implementação da PNAD Contínua em 2011-2012 e um novo desenho amostral (mais abrangente) a comparabilidade com a PNAD nos moldes antigos (utilizada neste trabalho) foi comprometida, limitando o horizonte de análise até o ano de 2015, quando a PNAD antiga foi descontinuada.

Cabe notar que para a construção das equações de rendimentos e estimação dos diferenciais salariais foram considerados somente os funcionários públicos de nível estadual pois as estimativas obtidas até esse ponto da pesquisa são utilizadas posteriormente para a construção de uma segunda base de dados, um painel por Unidade da Federação. Ademais, visto que cada ente federativo tem autonomia para determinar a diretriz de sua política salarial, os diferenciais de salário público-privado podem ser diferentes a depender da esfera observada, como mostrado por Gregory e Borland (1999), Maczulskij (2013), Rosa e Nocko (2017) e Tenoury e Menezes Filho (2017). Esses trabalhos observam que funcionários públicos

---

<sup>3</sup> Iniciada em 1967 a PNAD anual consistia em uma pesquisa amostral que tinha como principais objetos de análise os domicílios e seus residentes. A pesquisa possuía um questionário extensivo que cobria os seguintes temas: características de habitação, características demográficas, características de migração, fecundidade feminina, educação, trabalho e rendimento. Além do questionário básico ao longo dos anos uma série de perguntas suplementares de diversas áreas (saúde, educação, acesso à tecnologia e comunicação, relações de trabalho, etc.) eram acrescentadas a depender da necessidade. Naturalmente, ao longo dos anos diversas alterações foram feitas na composição do questionário e no plano amostral, até que a pesquisa foi substituída em 2011-2012 por sua versão trimestral, a PNAD Contínua, que tenta acompanhar as famílias por 5 trimestres consecutivos.

<sup>4</sup> Uma outra possível base de dados para a estimação dos diferenciais estaria na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), sob tutela do Ministério da Economia. Entretanto, essa pesquisa levanta informações dos trabalhadores junto aos seus empregadores e se aplica somente ao mercado de trabalho formal, e, uma vez que o mercado de trabalho informal corresponde por uma grande parcela da força de trabalho no Brasil, a PNAD se faz mais adequada, inclusive sendo a principal base dos trabalhos mais recentes sobre o tema. A RAIS foi utilizada apenas em textos mais antigos, como Macedo (1985) e Saldanha et al. (1988).



municipais tendem a ter os menores prêmios salariais (por vezes até negativo), seguidos pelos funcionários públicos estaduais e, por último, com o maior prêmio salarial médio, os funcionários da esfera federal.

Para a segunda etapa (descrita na seção 3.4), após estimadas as equações de rendimento para cada ano da série e para cada UF, é construído um painel de dados utilizando as estimativas do diferencial salarial público-privado como variável dependente, a fim de investigar seu comportamento à luz de variáveis macroeconômicas. Especial atenção é conferida à taxa de desemprego, de modo a verificar se o prêmio salarial do setor público tem um comportamento cíclico.

Um último ponto em relação à metodologia diz respeito a escolha dos modelos de painel para a segunda etapa de estimação. Um dos principais pontos é o tamanho amostral. Para a construção de modelos puramente de séries temporais ou *cross-section* as amostras são substancialmente curtas, um dos principais problemas da literatura acerca do assunto e que o painel permite contornar. Além disso, esse tipo de abordagem ajuda a contornar parcialmente problemas de viés de variável omitida ou não observáveis, na medida em que essas sejam fixas no tempo, como algumas diferenças regionais históricas que circundam as políticas públicas das diferentes UFs. A metodologia também ajuda a incorporar fatores microeconômicos (se é que podemos chamar características estaduais assim) na análise macroeconômica, evitando uma abordagem através de um ente representativo. Por fim, através do painel relações dinâmicas podem ser visualizadas de maneira mais consistente, o que não foi o caso desse estudo, pois, mesmo não havendo amparo na bibliografia nacional ou internacional sobre um eventual comportamento autorregressivo do prêmio salarial do setor público, ainda assim foram testados modelos de Painel Dinâmico, que não renderam estimativas consistentes e não apontaram para um possível comportamento autorregressivo do diferencial salarial.

### **3.1 Equações mincerianas**

O uso de equações de rendimento remonta aos anos 1960 e ao desenvolvimento das primeiras formalizações sobre capital humano. Becker (1964) introduz a escolaridade como um dos fatores principais da teoria do capital humano, modelo posteriormente formalizado em Becker e Chiswick (1966). Posteriormente Mincer (1974) estima pela primeira vez equações de rendimento para o ciclo de vida dos indivíduos, testando o que já havia sido proposto por Becker na década anterior. Dada a grande popularidade dos achados de Mincer, equações de rendimento são, usualmente, chamadas de “equações mincerianas”. Em sua formulação original o modelo era dado por:

$$\ln(W) = \alpha + \beta S + \delta E + \gamma E^2 + u \quad (1)$$

em que  $\ln(W)$  representa o logaritmo natural dos salários,  $\alpha$  um intercepto,  $S$  o nível de escolaridade,  $E$  a experiência do indivíduo no mercado de trabalho e  $E^2$  seu termo quadrático. Os termos  $\beta$ ,  $\delta$  e  $\gamma$  são os coeficientes associados aos regressores e  $u$  é um termo de erro aleatório.

Com o passar do tempo, o modelo inicial utilizado por Mincer, que relacionava os rendimentos apenas aos anos de estudo e à experiência, foi expandido, como apresentado por Heckman, Lochner e Todd (2006) e por Polachek (2007). A adição de outros controles às equações mincerianas permite a avaliação do efeito de diversas características socioeconômicas e geográficas sobre os salários, como, por exemplo, *gaps* salariais entre homens e mulheres, ou, como aplicado neste trabalho, o diferencial de salários entre empregados do setor público e do setor privado.

Apesar do grande leque de análises, Heckman, Lochner e Todd (2006) apontam que o uso de equações mincerianas leva a algumas implicações teóricas, como assumir que os indivíduos são *ex-ante* idênticos, ou seja, possuem as mesmas informações, oportunidades e habilidades. Além disso, assume-se um mercado de crédito perfeito, especialmente para aplicações nas teorias de capital humano, em que indivíduos demandam investimentos prévios em educação.

Além de certo cuidado nas assunções, alguns problemas de estimação também podem surgir. Como apontado por Polachek (2007), deve haver cuidado com a forma da especificação, pois algumas variáveis podem não ter relação linear com salários, como no caso da escolaridade (o que hoje é conhecido como ‘efeito diploma’). Problemas como viés de variável omitida também são comuns, assim como a heterogeneidade não observada e a autosseleção.

No caso das formas funcionais é possível modificar como algumas variáveis são incluídas no modelo, como no caso da escolaridade, que pode ser tratada de maneira categórica ao invés de cardinal, no intuito de captar os maiores impactos sobre os salários em anos de conclusão de ciclos escolares. Gregory e Borland (1999) apontam ainda que, ao se estimar salários, setores diferentes tendem a remunerar características socioeconômicas de maneira diferente, por exemplo, um ano adicional de experiência pode ser mais bem remunerado no setor privado do que no setor público. Ao captar algumas características (como o sexo, ou o fato de ser um funcionário público ou não) por intermédio de *dummies*, o modelo impõe que o efeito de características e atributos do cargo seja igual nos diferentes setores. No limite, uma abordagem por decomposição pode se fazer necessária.

Problemas como heterogeneidade não observada e viés de variável omitida têm soluções mais restritas, pois dependem de uma análise longitudinal que muitas vezes não é permitida pela própria estrutura dos dados. O segundo também depende de variáveis que muitas vezes não são passíveis de mensuração com os dados disponíveis. Isso sem mencionar que pela própria lógica de racionalidade, na formulação de um modelo já se parte do princípio de utilização do máximo de informações disponíveis.

Adaptando o proposto por Gregory e Borland (1999), autores como Souza e Medeiros (2013) e Rosa e Nocko (2017) estendem a correção do viés de seleção para um modelo probit bivariado, levando em conta as probabilidades de o indivíduo estar empregado e pertencer ao setor público, problema endereçado de maneira mais abrangente na seção subsequente.

### 3.2 Correção do viés de seleção (probit bivariado)

Para a construção das equações mincerianas, são utilizados apenas os indivíduos que possuem rendimentos do trabalho positivos. Esse tipo de recorte, entretanto, implica a obtenção de uma amostragem não aleatória de indivíduos, o que leva a estimativas viesadas — problema denominado viés de seleção.

Tomando como base Souza e Medeiros (2013) e Rosa e Nocko (2017), que adotam uma correção do viés de seleção amostral por meio de um modelo probit bivariado, pode-se corrigir as estimativas simultaneamente pela probabilidade de os indivíduos estarem ocupados no mercado de trabalho e pela probabilidade de serem funcionários públicos estaduais.

Como descrito em Cameron e Trivedi (2005), a justificativa para o uso do probit bivariado é de que as duas variáveis sob análise são interdependentes. No caso deste trabalho, assume-se que tanto a probabilidade de estar ocupado no mercado de trabalho quanto a de ser um funcionário público estadual são interdependentes.

Pode-se ilustrar o processo de tomada de decisão do indivíduo como:

$$Y_i \begin{cases} Y_{1i} = 1 \\ Y_{1i} = 0 \end{cases} \begin{cases} Y_{2i} = 1 \\ Y_{2i} = 0 \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

em que  $Y_{1i}$  é a condição de emprego, sendo 1 para empregado e 0 para desocupado ou inativo, e  $Y_{2i}$  a condição de o indivíduo ser um funcionário público estadual, sendo 1 em caso afirmativo e 0 caso contrário. Deseja-se construir duas equações de seleção que modelem, dentre todas as possibilidades, a de interesse,  $Y_{1i} = Y_{2i} = 1$ .

Como mencionado em Gregory e Borland (1999), ao menos um regressor diferente deve ser incluído na construção das equações de seleção, em relação àqueles a serem considerados na equação de rendimento. ‘Equações’ de seleção, no plural, pois espera-se que cada probabilidade modelada na árvore de tomada de decisão seja influenciada pelos regressores de formas diferentes. Por exemplo, é possível que a escolaridade tenha mais peso na probabilidade de ser um funcionário público do que na de estar ocupado no mercado de trabalho. Portanto, tem-se:

$$\begin{aligned} \Pr(Y_{1i} = 1 | \mathbf{X}_i) &= \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_1 + u_{1i} \\ \Pr(Y_{2i} = 1 | \mathbf{X}_i) &= \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_2 + u_{2i} \end{aligned} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

em que  $\mathbf{X}_i$  é uma matriz  $1 \times k$  de características individuais e  $\boldsymbol{\beta}_1$  e  $\boldsymbol{\beta}_2$  os coeficientes associados a essas características. Assume-se que  $u_{1i}$  e  $u_{2i}$  seguem uma distribuição normal padrão bivariada onde  $E[u_{1i} | \mathbf{X}_i] = E[u_{2i} | \mathbf{X}_i] = \mathbf{0}$ ,  $Var[u_{1i}] = Var[u_{2i}] = 1$  e os dois termos de erro são correlacionados, com  $E[u_{1i} u_{2i}'] = \rho^5$ .

Seguindo Kassouf (1998), as variáveis utilizadas nas equações de seleção e que compõem  $\mathbf{X}_i$  são as descritas no Quadro 1, a seguir.

---

<sup>5</sup> Na estimação por verossimilhança é estimada a tangente hiperbólica inversa de  $\rho$ , com a seguinte forma:  $\text{atanh}(\rho) = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+\rho}{1-\rho}\right)$ , e via um teste de verossimilhança podemos testar se  $\rho = 0$ . Caso  $\rho \neq 0$  opta-se pela estimação conjunta de ambos os modelos. Caso  $\rho = 0$ , não há necessidade da estimação conjunta e dois modelos independentes renderiam coeficientes muito próximos aos obtidos no probit bivariado, abrindo espaço até para outras metodologias utilizadas no cálculo de probabilidades, como tobit ou logit. Os valores críticos e os níveis de significância do teste de verossimilhança para todos os anos e UFs encontram-se no Anexo A.

Quadro 1 – Variáveis de controle adotadas nas equações de seleção.

Atributo aferido	Variáveis criadas
Renda extra	Logaritmo natural da renda proveniente do não trabalho per capita.
Número de filhos	Conjunto de cinco variáveis referentes à contagem do número de filhos no domicílio (que não fossem os próprios entrevistados): número de filhos de até 2 anos, entre 3 e 5 anos, de 6 a 12 anos, de 13 a 17 anos do sexo masculino e de 13 a 17 anos do sexo feminino.
Experiência profissional	Idade, utilizada como <i>proxy</i> para a experiência no mercado de trabalho.
Condição na família	Uma variável binária para diferenciar a condição do indivíduo na família, que assume valor um para a pessoa de referência e valor zero para cônjuge, filhos e outros.
Cor	Uma variável binária para distinguir indivíduos negros (pretos ou pardos) de não negros (tomados como base).
Escolaridade	Escolaridade, medida em anos de estudo.
Escolaridade x Idade	Interação entre as variáveis de anos de estudo e idade, medindo possíveis retornos decrescentes da escolaridade na medida em que a experiência cresce.
Estudante	Variável binária para captar se o indivíduo ainda frequenta a escola ou não.
Membros da família	Quantidade de pessoas residentes no domicílio.

Fonte: elaboração própria.

Em ambas as regressões foi considerado o mesmo conjunto de regressores, pois, apesar de ser possível a estimação com conjuntos de regressores diferentes, não foram encontradas evidências teóricas que sustentassem a necessidade de conjuntos diferentes para cada equação.

Após estimados os modelos, calcula-se a inversa da razão de Mills e realiza-se o procedimento proposto por Heckman (1976), com a diferença de que são adicionadas duas razões de Mills (ao invés de uma) às equações de rendimento. Elas são dadas por:

$$\lambda_{1i} = \frac{\varphi(\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}_1)}{\Phi(\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}_1)}$$

$$i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

$$\lambda_{2i} = \frac{\varphi(\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}_2)}{\Phi(\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}_2)}$$

em que  $\varphi(\cdot)$  é a função de densidade de probabilidade de uma distribuição normal e  $\Phi(\cdot)$  a função de densidade de probabilidade de uma normal acumulada.

### 3.3 Estimação do diferencial de rendimentos público-privado

Para a obtenção do diferencial de rendimentos entre os funcionários do setor público e os empregados do setor privado, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 1995 a 2015. Por questões de comparabilidade da

amostra, alguns filtros foram aplicados, quais sejam: i) seleção de indivíduos com 14 anos ou mais de idade; ii) exclusão dos moradores da área rural dos estados de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Para e Amapá (procedimento executado apenas a partir de 2004, pois as bases anteriores a esse ano não contemplavam essas regiões); iii) seleção dos trabalhadores ocupados na semana de referência da pesquisa na condição de empregados (excluindo-se, assim, empregadores, trabalhadores por conta própria ou na produção/construção para o próprio consumo/uso, pois estes não encontram equivalentes no setor público); iv) exclusão de trabalhadores domésticos, pois não há trabalhadores em posição comparável no setor público; v) exclusão de militares, pois estes não possuem comparação equivalente no setor privado; vi) exclusão dos trabalhadores dos setores primário e secundário, pois estes não têm representatividade consistente no setor público; vii) seleção apenas dos funcionários públicos estaduais (excluindo-se, portanto, funcionários públicos que se autodeclaram vinculados aos níveis federal ou municipal de governo); viii) seleção apenas dos rendimentos provenientes do trabalho principal. Os tamanhos das amostras obtidas em cada ano, após a aplicação desses filtros, encontram-se disponíveis no ANEXO B.

Os diferenciais controlados de rendimento entre os trabalhadores do setor público estadual e os do setor privado foram calculados para cada uma das 27 unidades da federação do País e para cada ano em que a PNAD/IBGE foi a campo no período 1995-2015, por meio de equações mincerianas, conforme o modelo especificado a seguir.

$$\ln(\text{rend}_i) = \alpha + \beta \text{publico}_i + \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} + \eta_1 \lambda_{1i} + \eta_2 \lambda_{2i} + u_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

Quadro 2, a seguir, e mostra-se usual na literatura empírica que faz uso de equações de rendimento. Admitindo que eles captem a maior parte dos fatores que influenciam a determinação do rendimento individual do trabalho, o coeficiente  $\beta$ , associado à  $\text{publico}_i$ , é uma medida aproximada do hiato controlado de salários entre os setores público e privado, associado às distintas normas de determinação salarial nesses dois setores e à segmentação existente entre eles.

Quadro 2 – Variáveis de controle adotadas nas equações de rendimento.

Atributo aferido	Variáveis criadas
Sexo	Variável binária igual a 1, se o indivíduo é do sexo feminino, e 0, caso masculino.
Experiência profissional	A idade declarada pela pessoa, adotada como <i>proxy</i> de sua experiência no mercado de trabalho e medida em dezenas de anos para evitar que os coeficientes estimados sejam muito pequenos. O quadrado da idade da pessoa medida em dezenas de anos, pois as evidências empíricas mostram que a influência da idade sobre o logaritmo do rendimento não é linear, sendo que, a partir de certa idade, tende a ocorrer queda da produtividade do trabalho.
Condição na família	Uma variável binária para diferenciar a condição do indivíduo na família, que assume valor um para a pessoa de referência e valor zero para cônjuge, filho e outros.
Cor	Uma variável binária para distinguir indivíduos negros (pretos ou pardos) de não negros (tomados como base).
Escolaridade	Sete variáveis binárias destinadas a distinguir os diferentes graus de escolaridade dos indivíduos, sendo educ0 um indivíduo sem instrução formal, educ1 indivíduos com o primeiro ciclo do ensino fundamental incompleto, educ2 indivíduos com o primeiro ciclo do ensino fundamental completo, educ3 indivíduos com o segundo ciclo do ensino fundamental incompleto, educ4 indivíduos com o segundo ciclo do ensino fundamental completo, educ5 indivíduos com ensino médio incompleto, educ6 indivíduos com ensino médio completo, educ7 indivíduos com ensino superior incompleto ou formação superior de até 3 anos e, por fim, educ8 para indivíduos com superior completo. A categoria educ6 (médio completo) foi tomada como base.
Localização do domicílio	Duas variáveis binárias para caracterizar a localização do domicílio: região metropolitana, área urbana não metropolitana (categoria tomada como base) e área rural não metropolitana.
Grupamento ocupacional	Oito variáveis binárias para distinguir os nove grupamentos ocupacionais definidos pelo IBGE, adotando-se técnicos de nível médio como base da comparação.
Sem carteira assinada	Variável binária para captar indivíduos que não têm carteira assinada.
Sindicalização	Variável binária para identificar os indivíduos afiliados a algum sindicato.

Fonte: elaboração própria.

Cabe notar que, para atacar o problema clássico de identificação<sup>6</sup> algumas variáveis escolhidas para a construção das equações de rendimento não estão inclusas nas equações de seleção e vice-versa. Além disso, é natural que as características individuais e domiciliares que influenciem na decisão de participar do mercado de trabalho ou do setor escolhido sejam diferentes das características que compõem o salário final do indivíduo. O Quadro 3, a seguir, compila as variáveis que foram inclusas em cada etapa da estimação do diferencial.

<sup>6</sup> Apresentado em Fisher (1966).

Quadro 3 – Variáveis de controle adotadas nas equações de rendimento.

Variáveis	Equações de seleção	Equações Mincerianas
Renda extra	SIM	NÃO
Número de filhos	SIM	NÃO
Escolaridade x Idade	SIM	NÃO
Estudante	SIM	NÃO
Membros da família	SIM	NÃO
Sexo	SIM	NÃO
Experiência profissional	SIM	SIM
Condição na família	SIM	SIM
Cor	SIM	SIM
Escolaridade	SIM	SIM
Localização do domicílio	NÃO	SIM
Grupamento ocupacional	NÃO	SIM
Sem carteira assinada	NÃO	SIM
Sindicalização	NÃO	SIM

Fonte: elaboração própria.

As equações mincerianas foram estimadas pelo método de Mínimos Quadrados (MQ), adotando-se erros padrão robustos à heterocedasticidade e ponderando-se cada indivíduo da amostra por seu respectivo fator de expansão, fornecido juntamente com os microdados da pesquisa. Para os anos em que as variáveis de identificação de estrato do município e de unidade primária de amostragem foram divulgadas, a estrutura do plano amostral da PNAD foi levada em consideração para a obtenção dos erros padrão dos coeficientes estimados.

Deve-se destacar, ainda, que dentro da seleção temporal de realização do estudo, a PNAD não foi a campo em 2000 e em 2010. Assim, depois de estimadas as regressões para os anos disponíveis, realizou-se uma interpolação linear para a obtenção da estimativa do hiato controlado de rendimento entre os setores público e privado ( $\beta$ ) nesses anos em cada unidade da federação.

Por fim, conforme revisado na Seção 2.2, diversos trabalhos na literatura empírica nacional tiveram essa finalidade, adotando outros procedimentos metodológicos por vezes mais robustos, como modelos que controlam efeitos fixos individuais ao longo do tempo. Este trabalho, entretanto, está voltado ao comportamento intertemporal desse hiato de rendimentos e à sua inter-relação com variáveis macroeconômicas, conforme será discutido na próxima seção. Assim, ainda que a heterogeneidade individual não observada possa afetar a magnitude do hiato salarial público-privado em um determinado instante no tempo, presume-se que seu impacto não tenha se alterado ao longo do tempo e, assim, comprometido a dinâmica temporal do hiato salarial público-privado. Como será apresentado na 4.2, qualquer erro de medida dos diferenciais no sentido mencionado não comprometeu a relação entre as variáveis macroeconômicas.



### 3.4 Modelagem em painel

Após a obtenção dos diferenciais controlados de rendimento entre os trabalhadores do setor público estadual e os do setor privado para cada UF em cada ano, uma base de dados em formato de painel foi construída com o acréscimo das variáveis listadas no Quadro 4, a seguir, obtidas a partir de diversas fontes públicas.

Quadro 4 – Variáveis utilizadas no modelo de dados em painel.

Variável	Descrição	Fonte	Efeito esperado
Taxa de desemprego	Percentual de indivíduos desocupados dentre a população economicamente ativa. Taxa de desemprego ao quadrado para captar os efeitos decrescentes da variável <sup>7</sup> .	Calculada para cada UF, em cada ano, com base nos microdados da PNAD/IBGE.	+ (termo linear) – (termo quadrático)
Transferências/RCL <sup>8</sup>	Transferências recebidas pelas UFs provenientes do Governo Federal como percentual da Receita Corrente Líquida.	Calculado com base nos dados do Tesouro Nacional.	+
Funcionários públicos	Percentual de trabalhadores empregados no setor público estadual sobre o total de trabalhadores na UF.	Calculado com base nos microdados da PNAD/IBGE.	+
Déficit	Variável binária que capta se a UF se encontrava em déficit operacional em determinado ano, sendo 1 para sim e 0 caso contrário.	Elaborado com base nos dados do Tesouro Nacional.	–
Eleição	Variável binária que capta se era ano de eleição do executivo estadual, sendo 1 para sim e 0 caso contrário.	Elaborado com base nos dados do Repositório de Dados Eleitorais.	+
Reeleição	Variável binária que capta se o partido político do atual governador estava se candidatando à reeleição, sendo 1 para sim e 0 caso contrário.	Elaborado com base nos dados do Repositório de Dados Eleitorais.	+
PIB da Indústria	Percentual de participação do PIB do setor industrial no PIB total da UF.	Elaborado com base em dados do SCN/IBGE.	–
Região	Variáveis binárias para distinguir as regiões brasileiras, sendo a região Sudeste tomada como base.	Elaboração própria.	+ (Norte e Nordeste)
Ano	Variáveis binárias para identificar os diferentes anos da amostra, sendo 1995 tomado como base.	Elaboração própria.	Variável

Fonte: elaboração própria.

<sup>7</sup> Vide Seção 4.1.

<sup>8</sup> Devido à indisponibilidade de dados consolidados sobre a Receita Corrente Líquida dos estados no repositório do Tesouro Nacional para o período anterior ao ano 2000, entre 1995 e 1999 a RCL foi calculada como: RCL = receita corrente - transferências aos municípios - despesas com assistência e previdência.

Quanto ao resultado esperado das covariadas, para a taxa de desemprego, seguindo a hipótese de rigidez do mercado de contratações e demissões no setor público, espera-se encontrar uma relação positiva dessa variável com o hiato salarial público-privado. Entretanto, inclui-se um termo quadrático, pois admite-se que esse comportamento possa ser não-linear. Ou seja, o impacto positivo da taxa de desemprego no prêmio salarial pode ocorrer a taxas decrescentes. Para as transferências em percentual da RCL, também espera-se encontrar uma relação positiva, à medida que maiores transferências recebidas pelos entes estaduais se traduziriam em maiores gastos com pessoal e maiores salários médios para o funcionalismo público. O percentual de funcionários públicos na força de trabalho deve ter um efeito positivo, com base na hipótese de que sua maior representatividade poderia conferir mais visibilidade para grupos de interesse dessa categoria. Espera-se, por outro lado, encontrar um efeito negativo dos déficits operacionais, pois em períodos de desequilíbrio financeiro os formuladores de políticas públicas tentariam conter, além de outros gastos, aqueles com pessoal, limitando os reajustes salariais. Tanto para a variável indicadora de ano de eleição, como para reeleição do atual governador, é esperado um efeito positivo. Em anos eleitorais espera-se que haja maiores incentivos para conceder ajustes salariais ao funcionalismo público, a fim de capturar os votos dessa categoria, e em anos em que a reeleição do partido do governador atual esteja em disputa espera-se que esse comportamento seja ainda mais pronunciado. A participação da indústria no PIB deve ter uma relação negativa com o *gap* salarial, pois uma elevada participação da indústria pode ser traduzida em um mercado de trabalho no setor privado mais desenvolvido e com maiores salários relativos. Para as *dummies* regionais espera-se encontrar um sinal positivo associado às regiões Norte e Nordeste, captando o uso dos salários do funcionalismo público como forma de transferência de renda e compensação por um mercado de trabalho privado pouco desenvolvido.

O modelo representado pela Equação (6), a seguir, descreve a relação do diferencial de rendimento com as variáveis macroeconômicas selecionadas:

$$gap_{it} = \alpha + \mathbf{W}_{it}\boldsymbol{\theta} + \delta_t + c_i + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

em que  $gap_{it}$  representa o diferencial de rendimento público-privado para as diferentes UFs brasileiras em cada período, tendo sido estimado como descrito na seção anterior;  $\alpha$  é o intercepto;  $\mathbf{W}_{it}$  é o vetor  $1 \times k$  que contém as variáveis explicativas para as diferentes UFs em cada período de tempo, como descritas no Quadro 4 e  $\boldsymbol{\theta}$  o vetor  $k \times 1$  de coeficientes associados;  $\delta_t$  representa as *dummies* de tempo para cada período amostral;  $c_i$  representa um efeito não observável e constante no tempo associado a cada UF; e  $u_{it}$  um termo de erro

aleatório. Cabe notar que para a elaboração deste trabalho foram consideradas  $N = 27$  unidades da federação e  $T = 21$  anos.

Foram estimados quatro modelos de painel, sendo o Modelo 1 estimado por Mínimos Quadrados Ordinários Empilhados (*Pooled Ordinary Least Squares* - POLS), o Modelo 2 por Efeitos Aleatórios (*Random Effects* - RE) e os Modelos 3 e 4 por Efeitos Fixos (*Fixed Effects* - FE).

Seguindo Cameron e Trivedi (2005), o estimador de POLS é obtido empilhando-se os dados através das dimensões *cross-section* ( $i$ ) e temporal ( $t$ ) em uma única regressão com amostra  $N \times T$ , estimada por Mínimos Quadrados Ordinários, o que resulta no seguinte modelo:

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{M}_{it}\boldsymbol{\varphi} + c_i + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

onde  $y_{it}$  é a variável dependente,  $\mathbf{M}_{it}$  é um vetor  $1 \times K$  de variáveis explicativas,  $\boldsymbol{\varphi}$  o vetor  $k \times 1$  de coeficientes associados;  $c_i$  representa um efeito não observável e constante no tempo associado a cada unidade *cross-section*; e  $u_{it}$  um termo de erro aleatório. Os coeficientes desse modelo podem ser obtidos mediante a expressão  $\boldsymbol{\varphi} = (\mathbf{M}_{it}'\mathbf{M}_{it})^{-1}\mathbf{M}_{it}'\mathbf{y}_{it}$ .

Como não estimamos o termo  $c_i$ , sem que haja algum tratamento ou transformação da amostra o termo de resíduo deixa de ser  $u_{it}$  e pode ser reescrito como  $v_{it} = c_i + u_{it}$ . A consistência do estimador de Mínimos Quadrados Empilhados recai sobre a hipótese de que  $E[\mathbf{M}_{it}'c_i] = \mathbf{0}$ , o que por si só é uma assunção forte e por muitas vezes leva a estimativas com viés de variável omitida.

Para não violar a hipótese de ausência de correlação do termo de resíduo com os regressores, podemos recorrer ao modelo de Efeitos Fixos, que leva em conta como a variável dependente e os regressores se comportam ao redor de suas médias no tempo. Para obter o modelo de Efeitos Fixos podemos reescrever a Equação (7) como:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (\mathbf{M}_{it} - \bar{\mathbf{M}}_i)\boldsymbol{\varphi} + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (8)$$

em que  $\bar{y}_i = T^{-1}\sum_t y_{it}$ ;  $\bar{\mathbf{M}}_i = T^{-1}\sum_t \mathbf{M}_{it}$ ; e  $\bar{u}_i = T^{-1}\sum_t u_{it}$ .

Consequentemente todo e qualquer dado que seja constante no tempo, como  $c_i$  ou  $\alpha$ , se cancelam. Os coeficientes de  $\boldsymbol{\varphi}$  podem ser obtidos da mesma forma como pelo modelo de Mínimos Quadrados Empilhados.

Por fim, o estimador de Efeitos Aleatórios é uma alternativa ao modelo de Mínimos Quadrados Empilhados, porém com ganhos de eficiência. O modelo de Efeitos Aleatórios pode ser obtido reescrevendo a Equação (7) como:

$$(y_{it} - \psi \bar{y}_i) = (1 - \psi)\alpha + (\mathbf{M}_{it} - \psi \bar{\mathbf{M}}_i)\boldsymbol{\phi} + (1 - \psi)c_i + (u_{it} - \psi \bar{u}_i) \quad (9)$$

onde, assim como no modelo de Efeitos Fixos,  $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_t y_{it}$ ;  $\bar{\mathbf{M}}_i = T^{-1} \sum_t \mathbf{M}_{it}$ ; e  $\bar{u}_i = T^{-1} \sum_t u_{it}$ , entretanto, aqui há a adição do termo  $\psi$  que varia sempre entre 0 e 1 e expurga parcialmente as médias temporais, termo este obtido como:

$$\psi = 1 - \frac{\sigma_u^2}{\sqrt{\sigma_u^2 + T\sigma_c^2}} \quad (10)$$

em que  $\sigma^2$  são as variâncias de seus respectivos termos. Por fim,  $\boldsymbol{\phi}$  pode ser estimado como nos modelos anteriores. Fica claro que à medida que  $\psi \rightarrow 0$  nos aproximamos do modelo de Mínimos Quadrados Empilhados e que quando  $\psi \rightarrow 1$  estamos no caso do modelo de Efeitos Fixos. Assim como no modelo de Mínimos Quadrados Empilhados, admite-se a hipótese de que  $E[\mathbf{M}'_{it}c_i] = \mathbf{0}$ , caso contrário, também se incorre em viés de variável omitida.

### 3.5 Consistência das estimativas

Como mencionado na Seção 3.4, a consistência das estimativas obtidas por Mínimos Quadrados Empilhados (POLS) ou por Efeitos Aleatórios depende da hipótese de que  $E[\mathbf{M}'_{it}c_i] = \mathbf{0}$ . Por outro lado, modelos estimados por Efeitos Fixos são sempre consistentes, pois expurgam completamente os efeitos de  $c_i$ , porém, ao custo de não ser possível estimar o impacto de características constantes no tempo, como, por exemplo, as *dummies* regionais descritas no Quadro 4.

Com base na consistência das estimativas do modelo de Efeitos Fixos, pode-se comparar seus resultados aos dos demais modelos, a fim de verificar se há alterações estatisticamente significativas nas estimativas. Como tanto o modelo de Mínimos Quadrados Empilhados como o de Efeitos Aleatórios partem da mesma hipótese, pode-se comparar apenas o modelo de Efeitos Aleatórios ao de Efeitos Fixos. Caso não haja nenhuma diferença significativa nas estimativas dos diferentes modelos, admite-se que  $E[\mathbf{M}'_{it}c_i] = \mathbf{0}$ .

Um dos testes mais comuns na execução desse procedimento é o proposto por Hausman (1978). Seguindo Wooldridge (2010), a estatística de teste é calculada mediante a expressão:

$$H = (\hat{\boldsymbol{\varphi}}_{FE} - \hat{\boldsymbol{\varphi}}_{RE})' [\widehat{Avar}(\hat{\boldsymbol{\varphi}}_{FE}) - \widehat{Avar}(\hat{\boldsymbol{\varphi}}_{RE})]^{-1} (\hat{\boldsymbol{\varphi}}_{FE} - \hat{\boldsymbol{\varphi}}_{RE}) \quad (11)$$

Sob a hipótese nula  $plim(\boldsymbol{\varphi}_{RE} - \boldsymbol{\varphi}_{FE}) = \mathbf{0}$ , ou seja, os coeficientes estimados dos modelos de Efeitos Fixos (FE) e Efeitos Aleatórios (RE) são assintoticamente iguais. A estatística de teste  $H$  segue uma distribuição  $\chi_q^2$ , em que  $q$  é o número de regressores que variam no tempo.

O teste requer que a estimativa da variância assintótica dos coeficientes seja consistente, ou seja, a hipótese de homoscedasticidade se faz necessária. Uma alternativa que comporta o uso de erros padrão robustos é o procedimento proposto por Mundlak (1978) a partir de uma extensão do modelo de Efeitos Aleatórios, porém estimado com erros robustos:

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{M}_{it}\boldsymbol{\varphi} + \bar{\mathbf{M}}_i\boldsymbol{\pi} + c_i + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

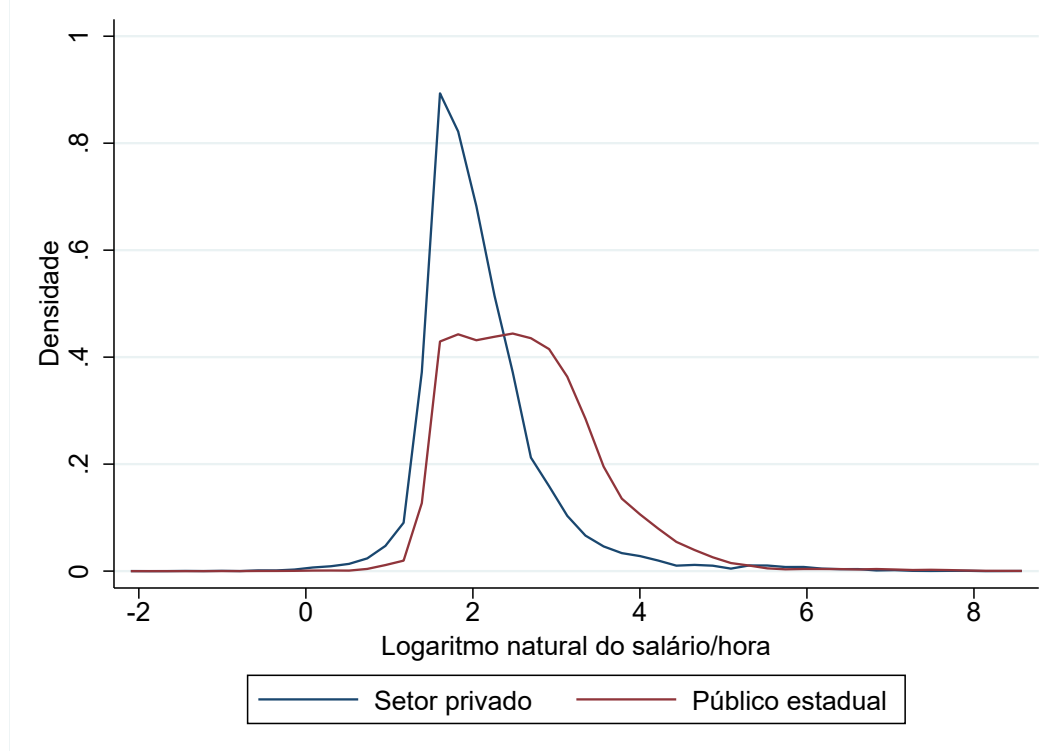
A diferença reside na inclusão do termo  $\bar{\mathbf{M}}_i\boldsymbol{\pi}$ , em que  $\bar{\mathbf{M}}_i = T^{-1} \sum_t \mathbf{M}_{it}$  e  $\boldsymbol{\pi}$  contém seus coeficientes associados. Com isso, pode-se testar a significância conjunta das médias no tempo e verificar se  $\boldsymbol{\pi} = \mathbf{0}$ . Aceitando a hipótese nula de que  $\boldsymbol{\pi} = \mathbf{0}$ , aceita-se que efeitos fixos no tempo não têm influência sobre o modelo estimado, ou seja, aceita-se que  $E[\mathbf{M}'_{it}c_i] = \mathbf{0}$  e as estimativas por Efeitos Aleatórios ou POLS são consistentes.

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Análise descritiva e estimativas do prêmio salarial

Um dos primeiros pontos a se observar é como os salários são distribuídos entre os indivíduos dos diferentes grupos. Tomando como base o ano de 2015, último período da análise, o Gráfico 1 permite observar que os funcionários públicos estaduais do setor de serviços possuem uma média salarial mais elevada do que seus equivalentes no setor privado. Enquanto o salário/hora médio do trabalhador do setor privado gira em torno de R\$ 15,58 (equivalente a R\$ 2.493,37 em uma jornada de 40 horas semanais), o salário/hora declarado no setor público é de R\$ 28,29 (equivalente a R\$ 4.525,78 em uma jornada de 40 horas). Ou seja, a média salarial incondicional no setor público estadual é 81,5% maior do que a observada no setor privado.

Gráfico 1 – Distribuição do logaritmo natural dos salários/hora, por categoria (2015).



Fonte: Elaboração própria com base na PNAD/IBGE.

Conforme observado em trabalhos anteriores, as características individuais dos servidores públicos ajudam a explicar grande parte de seu prêmio salarial com relação aos empregados do setor privado (BRAGA; FIRPO; GONZAGA, 2009; BARBOSA; BARBOSA FILHO; LIMA, 2013; MONTE, 2017). A Tabela 1, a seguir, apresenta estatísticas descritivas que ilustram o perfil dos trabalhadores desses dois grupos, acompanhadas dos respectivos testes estatísticos de comparação de médias ou proporções. Dentre as principais diferenças no perfil

da mão de obra pode-se destacar: i) idade, tendo em vista que os funcionários públicos são, em média, sete anos mais velhos do que os funcionários do setor privado; ii) condição na unidade domiciliar, dado que cerca de 50% dos funcionários públicos são a pessoa de referência no domicílio, contra 41% no setor privado; iii) nível de escolaridade, pois a categoria de maior participação no setor privado é a de indivíduos com ensino médio completo (41%), enquanto no setor público é a de indivíduos com ensino superior (44%); iv) inserção ocupacional, com o setor privado empregando mais em categorias como ‘trabalhadores dos serviços’ e ‘serviços administrativos’ (24% e 21%, respectivamente), enquanto no setor público a maior concentração é de ‘profissionais das ciências e das artes’ (35%); v) nível de sindicalização, com 34% dos funcionários públicos associados a algum sindicato, contra 19% dos trabalhadores do setor privado, uma diferença de quase 15 pontos percentuais.

Como apontado por Vaz e Hoffmann (2007), a menor idade dos empregados do setor privado reflete a entrada precoce no mercado de trabalho, que, combinada com os menores níveis de escolaridade, contribui para a prevalência em ocupações que exigem menor qualificação, como *office-boy*, manobrista, vendedor, porteiro, vigia, garçom, profissionais do *telemarketing* etc.

Uma outra variável de destaque é o sexo. Enquanto o setor privado tem predominância masculina (54%), o setor público apresenta cerca de 60% dos empregados do sexo feminino. A literatura mostra que, em média, as mulheres possuem um prêmio salarial negativo em relação aos homens, mesmo quando controladas as características individuais e do posto de trabalho (BLAU; KAHN, 1997; MADALOZZO, 2010). Portanto, fica visível que o prêmio salarial não explicado do setor público estadual é elevado o suficiente para superar o efeito salarial resultante de existir uma maioria feminina nesse segmento.

Tabela 1: Perfil dos trabalhadores, segundo área de emprego (2015).

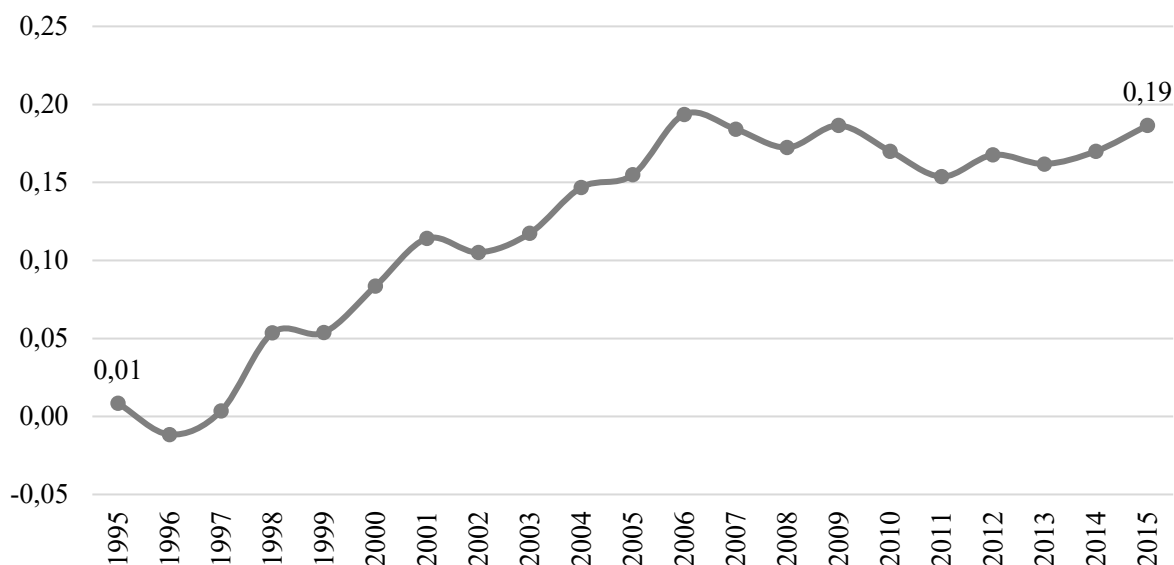
Variáveis	Setor Privado (A)	Público Est. (B)	Diferença (A - B)
Estudante (%)	12,57	12,08	0,49*
Renda domiciliar do não trabalho per capita (R\$)	144,08	217,67	-73,59***
Nº de moradores no domicílio	3,56	3,37	0,19***
Nº de filhos			
Até 2 anos	0,12	0,10	0,02***
3 a 5 anos	0,12	0,10	0,02***
6 a 12 anos	0,28	0,27	0,01**
13 a 17 anos (homem)	0,12	0,12	0,00
13 a 17 anos (mulher)	0,11	0,11	0,00
Mulher (%)	45,67	59,57	-13,90***
Idade (anos)	34,52	41,56	-7,04***
Pessoa de referência no domicílio (%)	41,46	49,51	-8,05***
Negro (preto ou pardo) (%)	54,25	52,08	2,17***
Nível de escolaridade			
Sem instrução (%)	2,09	1,26	0,84***
Fundamental incompleto (%)	2,40	1,40	1,00***
Fundamental completo (%)	3,48	2,03	1,46***
Primário incompleto (%)	9,08	3,20	5,88***
Primário completo (%)	9,81	3,75	6,05***
Médio incompleto (%)	8,02	2,50	5,52***
Médio completo (%)	40,62	28,16	12,47***
Superior incompleto (%)	10,44	13,34	-2,90***
Superior completo ou maior (%)	14,05	44,37	-30,32***
Residente em área rural (%)	2,44	5,67	-3,23***
Grupamento ocupacional			
Dirigentes em geral (%)	4,74	4,62	0,12
Profissionais das ciências e das artes (%)	8,58	34,71	-26,14***
Técnicos de nível médio (%)	7,47	17,05	-9,57***
Trabalhadores de serviços administrativos (%)	20,61	16,88	3,73***
Trabalhadores dos serviços (%)	24,07	17,42	6,66***
Vendedores e prestadores de serviço do comércio (%)	18,44	0,16	18,28***
Trabalhadores agrícolas (%)	0,03	0,10	-0,07***
Prod. de bens e serv. e de reparação e manutenção (%)	16,06	4,19	11,87***
Membros das forças armadas e auxiliares (%)	0,00	4,87	-4,87***
Sem carteira de trabalho assinada (%)	18,67%	21,75%	-3,08***
Sindicalizado (%)	19,38%	34,22%	-14,85***
Observações	46.209	18.952	-

Fonte: Elaboração própria. Erros padrão robustos entre parênteses. Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$  e \*  $p < 0,10$ .

O Gráfico 2, a seguir, apresenta o diferencial controlado de salários entre os funcionários do setor público estadual e os empregados do setor privado, estimado de acordo com a Equação (5), porém considerando toda a amostra, em detrimento de uma unidade da federação em específico.



Gráfico 2 - Efeito de ser funcionário público estadual sobre o logaritmo do salário/hora, relativamente a ser empregado do setor privado, controlados os demais fatores. Brasil, 1995-2015.



Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNAD/IBGE.

Nota: Os resultados dos anos 2000 e 2010 foram obtidos através da interpolação linear dos valores adjacentes.

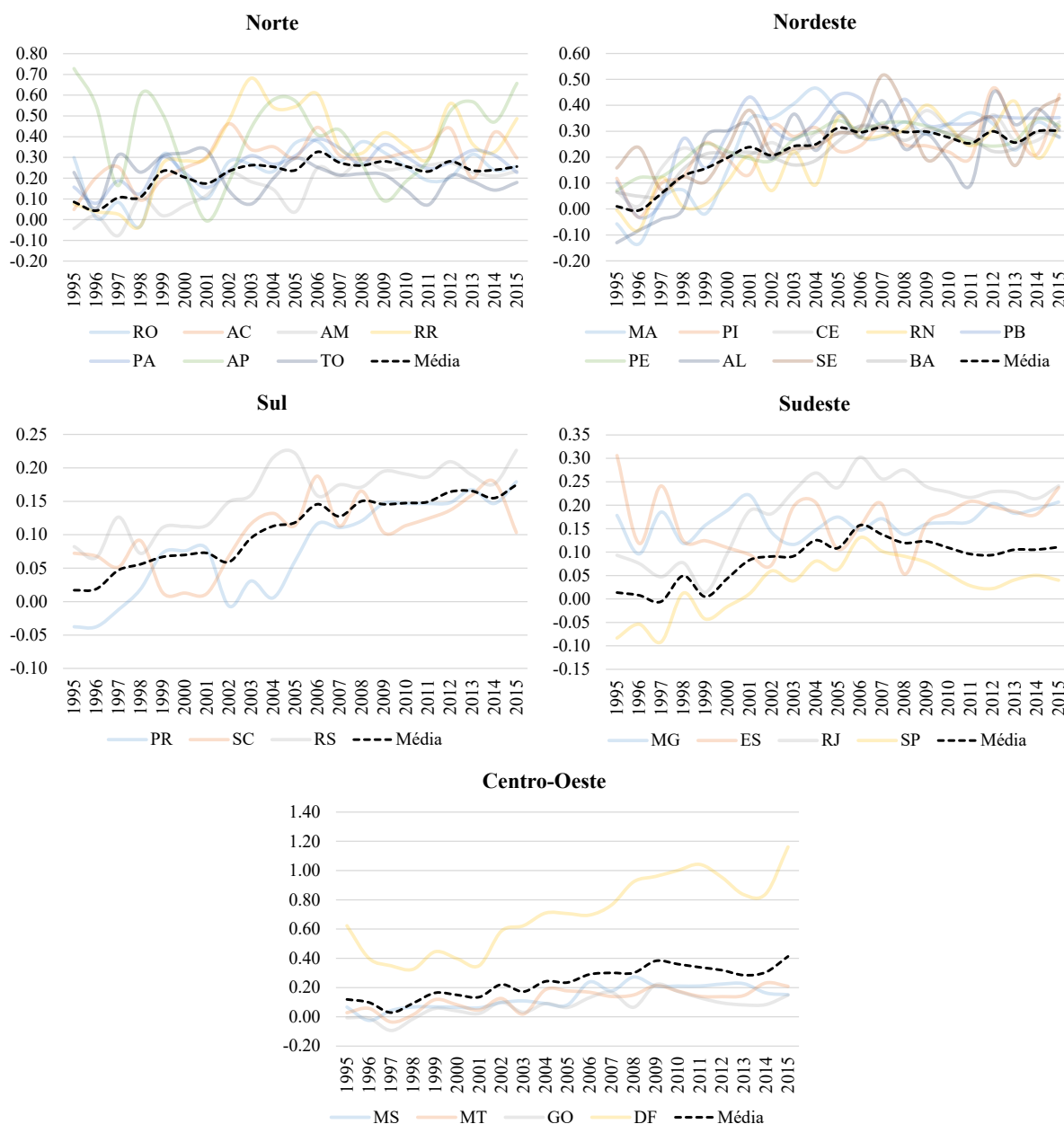
No período de análise o diferencial de salários público-privado teve um crescimento considerável, saindo de um valor próximo de zero em meados dos anos 1990 e chegando a aproximadamente 19% em 2015. Cabe notar que esse incremento se deu sobretudo até 2006. A partir desse ano o prêmio se estabilizou em torno de 17%, movimento este observado, em maior ou menor grau, em todas as regiões do país.

Uma outra consideração a ser feita é a de que apesar de constatado um prêmio salarial relativamente elevado para os funcionários públicos, este pode ser ainda maior se considerados outros aspectos do contrato de trabalho. Barbosa Filho, Pessôa e Afonso (2009) demonstram que, para professores de diferentes níveis de ensino, quando considerado o regime previdenciário distinto dos funcionários públicos estatutários, o diferencial de salários trazido a valor presente torna-se maior.

O Gráfico 3, a seguir, apresenta a evolução temporal das estimativas do diferencial salarial entre os trabalhadores dos setores público e privado nas 27 unidades da federação do país. Os resultados são agregados por região, para facilitar a visualização e análise. Além disso, apresenta-se em cada caso a média regional. Nota-se que os prêmios salariais associados ao emprego no setor público são muito heterogêneos, apresentando os mais diversos níveis e trajetórias. Entretanto, observando as médias regionais, constata-se que todas as macrorregiões brasileiras tiveram uma trajetória de crescimento, com destaque para o Nordeste e o Centro-Oeste, onde o crescimento no valor do prêmio foi de 30 e 24 pontos percentuais,

respectivamente, entre 1995 e 2015. Não coincidentemente, as regiões Nordeste e Centro-Oeste, acompanhadas da região Norte, são as que apresentam os maiores níveis observados de prêmio salarial ao setor público.

Gráfico 3 – Efeito de ser funcionário público estadual sobre o logaritmo do salário/hora, relativamente a ser empregado do setor privado, controlados os demais fatores, por UF, 1995-2015.



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: Os resultados dos anos 2000 e 2010 foram obtidos através da interpolação linear dos valores adjacentes.

Apesar das diferenças metodológicas e de recorte temporal, os resultados aqui reportados vão ao encontro dos apresentados por Moriconi et al. (2009). Tomando como referência o estado do Rio Grande do Sul, esses autores classificam a política salarial praticada

pelas demais UFs em três categorias: i) eficiente, ii) compensatória e iii) de apropriação de recursos. A primeira diz respeito a estados em que a política salarial do setor público acompanha o setor privado, minimizando os custos com folha de pagamento. Como exemplo, tem-se São Paulo, que tem o menor diferencial estimado, bem como outros estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, que respondem por grande parte do PIB brasileiro e possuem mercados de trabalho privado bem desenvolvidos.

Na segunda categoria se enquadram estados em que o setor público estaria pagando um prêmio positivo para compensar a baixa remuneração do setor privado, ou seja, não seriam os funcionários públicos que ganhariam muito e sim os do setor privado que seriam mal remunerados, especialmente pelo baixo nível de desenvolvimento econômico nessas regiões. Nessa categoria concentram-se a maior parte dos estados brasileiros, principalmente UFs das regiões Norte e Nordeste.

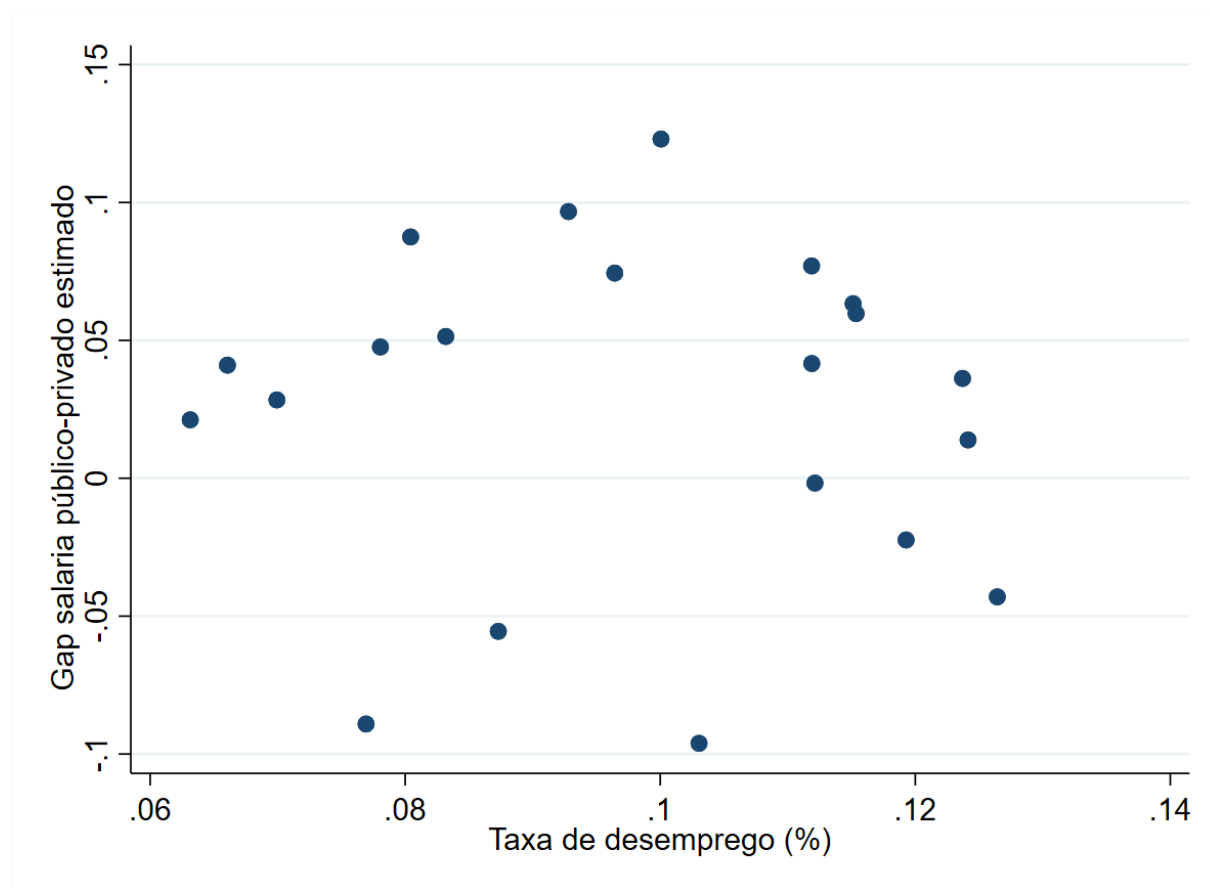
Por fim, na terceira categoria, a de apropriação, há UFs em que a diferença salarial é mais elevada do que no restante do País e sem justificativa econômica aparente, notoriamente o caso do Distrito Federal. Cabe ressaltar que o Distrito Federal tem um outro ponto de destaque, que é a presença do Governo Federal. Como mostrado em Rosa e Nocko (2017), o setor público federal possui diferenciais de salário consideravelmente mais elevados do que o setor público estadual, e, dada sua grande participação na composição dos empregos da UF, há uma possível compensação salarial por parte do governo do DF para equiparar as remunerações dos cargos públicos de diferentes níveis de governo.

Um último ponto a se considerar sobre o comportamento do diferencial salarial público-privado diz respeito à sua relação com a taxa de desemprego. Apesar de autores como Quadrini e Trigari (2007) e Maczulskij (2013) não apontarem para uma relação não linear entre o desemprego e o prêmio salarial do setor público, um fato estilizado para os estados brasileiros está na relação quadrática do *gap* em relação ao desemprego. Adotando como exemplo o estado de São Paulo, o Gráfico 4 traz um diagrama de dispersão entre essas variáveis, podendo-se observar que os pontos se aproximam de uma parábola côncava para baixo<sup>9</sup>. Vale notar que esse comportamento se repete para as demais UFs.

---

<sup>9</sup> Os diagramas de dispersão para as 27 UFs brasileiras encontram-se no Anexo C.

Gráfico 4 – Diagrama de dispersão do prêmio salarial do setor público estadual contra a taxa de desemprego para o estado de São Paulo, 1995-2015.



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: Os resultados do *gap* salarial para os anos 2000 e 2010 foram obtidos através da interpolação linear dos valores adjacentes.

Por fim, a Tabela 2, a seguir, compila as médias através dos anos das variáveis utilizadas na modelagem de painel, descritas no Quadro 4, para cada UF brasileira.

Tabela 2 – Diferencial salarial público-privado e perfil macroeconômico médios por UF (1995-2015).

UFs	Gap salarial (%)		Desemprego (%)		Transf./RCL (%)		Func. púb. (%)		Déficit (anos)		Eleição (anos)		Reeleição (anos)		PIB da ind. (%)	
RO	20.8%	(0.096)	6.3%	(0.017)	56.6%	(0.043)	12.0%	(0.024)	4	-	5	-	2	-	0.144	(0.036)
AC	24.9%	(0.089)	6.9%	(0.018)	88.0%	(0.055)	13.3%	(0.045)	0	-	5	-	4	-	0.093	(0.021)
AM	13.8%	(0.100)	11.4%	(0.032)	37.4%	(0.054)	9.1%	(0.014)	0	-	5	-	2	-	0.322	(0.036)
RR	28.4%	(0.153)	8.6%	(0.025)	94.3%	(0.228)	15.7%	(0.049)	0	-	5	-	1	-	0.081	(0.037)
PA	22.5%	(0.066)	9.2%	(0.015)	58.2%	(0.037)	7.5%	(0.010)	0	-	5	-	3	-	0.215	(0.082)
AP	32.9%	(0.153)	11.8%	(0.035)	90.4%	(0.044)	15.0%	(0.032)	1	-	5	-	2	-	0.075	(0.031)
TO	18.7%	(0.077)	6.1%	(0.010)	77.3%	(0.040)	9.4%	(0.016)	0	-	5	-	3	-	0.116	(0.065)
MA	20.3%	(0.141)	5.6%	(0.014)	75.6%	(0.049)	5.7%	(0.008)	0	-	5	-	1	-	0.133	(0.050)
PI	20.8%	(0.094)	4.6%	(0.011)	71.4%	(0.043)	5.9%	(0.009)	1	-	5	-	3	-	0.116	(0.026)
CE	21.7%	(0.078)	7.9%	(0.013)	53.5%	(0.052)	5.2%	(0.006)	0	-	5	-	2	-	0.171	(0.024)
RN	17.3%	(0.124)	8.8%	(0.017)	61.6%	(0.036)	9.0%	(0.010)	0	-	5	-	2	-	0.195	(0.051)
PB	24.8%	(0.103)	7.3%	(0.018)	69.1%	(0.071)	8.8%	(0.010)	0	-	5	-	3	-	0.149	(0.024)
PE	21.9%	(0.066)	11.4%	(0.018)	51.4%	(0.050)	6.6%	(0.006)	0	-	5	-	2	-	0.163	(0.023)
AL	19.7%	(0.146)	9.8%	(0.022)	68.2%	(0.056)	8.3%	(0.013)	1	-	5	-	1	-	0.157	(0.041)
SE	23.3%	(0.090)	9.2%	(0.016)	66.9%	(0.053)	8.3%	(0.012)	1	-	5	-	3	-	0.224	(0.068)
BA	19.5%	(0.07)	10.8%	(0.012)	48.1%	(0.066)	5.3%	(0.007)	0	-	5	-	4	-	0.191	(0.028)
MG	15.2%	(0.027)	7.8%	(0.016)	28.6%	(0.050)	6.6%	(0.005)	2	-	5	-	2	-	0.232	(0.052)
ES	14.8%	(0.055)	7.7%	(0.017)	31.9%	(0.090)	6.0%	(0.007)	0	-	5	-	0	-	0.251	(0.087)
RJ	16.8%	(0.072)	10.0%	(0.019)	21.1%	(0.102)	7.8%	(0.003)	5	-	5	-	3	-	0.222	(0.058)
SP	2.6%	(0.059)	9.8%	(0.020)	13.2%	(0.019)	5.7%	(0.002)	1	-	5	-	2	-	0.200	(0.033)
PR	7.3%	(0.066)	6.5%	(0.015)	31.5%	(0.037)	5.9%	(0.009)	2	-	5	-	1	-	0.219	(0.039)
SC	9.4%	(0.051)	4.6%	(0.011)	30.7%	(0.038)	5.3%	(0.008)	0	-	5	-	0	-	0.235	(0.056)
RS	14.4%	(0.043)	6.8%	(0.013)	29.6%	(0.05)	5.8%	(0.003)	5	-	5	-	0	-	0.203	(0.033)
MS	12.1%	(0.073)	7.0%	(0.018)	35.4%	(0.051)	7.8%	(0.011)	2	-	5	-	2	-	0.146	(0.042)
MT	10.9%	(0.069)	6.4%	(0.011)	37.8%	(0.063)	7.4%	(0.004)	1	-	5	-	3	-	0.127	(0.035)
GO	6.8%	(0.070)	7.1%	(0.013)	30.1%	(0.027)	7.3%	(0.005)	0	-	5	-	3	-	0.188	(0.068)
DF	51.9%	(0.151)	11.6%	(0.023)	46.0%	(0.297)	15.7%	(0.013)	0	-	5	-	1	-	0.047	(0.020)

Fonte: Elaboração própria. Erros padrão entre parênteses.

## 4.2 Resultados da modelagem em painel

Como mencionado na Seção 3.4 foram considerados quatro modelos distintos estimados por abordagens tradicionais de painel para mensurar os efeitos das variáveis macroeconômicas sobre o prêmio salarial do setor público. Como representado na Tabela 3, o Modelo 1 diz respeito à estimação por Mínimos Quadrados Empilhados (POLS), o Modelo 2 se dá por Efeitos Aleatórios e os Modelos 3 e 4 por Efeitos Fixos.

Para avaliar a consistência dos modelos, foram estimados os testes de Hausman (1978) e de Mundlak (1978), conforme apresentados pelas Equações (11) e (12) da Seção 3.5. Primeiramente os modelos foram estimados com erros padrão não robustos<sup>10</sup>, obtendo-se um p-valor para a estatística de Hausman de 0,1065. Assim, a um nível de significância de 10% não é possível rejeitar a hipótese de que  $E[\mathbf{M}'_{it}c_i] = \mathbf{0}$ . Em outras palavras, tanto os modelos de Efeitos Fixos como o de Efeitos Aleatórios são consistentes em suas estimativas. Entretanto, ao se considerar erros padrão robustos e realizar o teste de Mundlak para a hipótese de que os coeficientes associados às médias temporais das covariadas é igual a zero ( $\boldsymbol{\pi} = \mathbf{0}$ ), obtemos um p-valor de 0,0543, o que aponta para a consistência do modelo de Efeitos Aleatórios a 5% de significância, porém não a 10%. Assim, comparando os diferentes resultados dos testes é plausível assumir que ao aplicarmos procedimentos para obtenção de estimativas dos erros padrão robustas, os modelos caminham no sentido de rejeitar a hipótese de que  $E[\mathbf{M}'_{it}c_i] = \mathbf{0}$ , ou seja, as estimativas por Efeitos Fixos são as mais apropriadas. Considerando os resultados dos testes, é plausível assumir que assintoticamente ambos convergem para a hipótese de que  $E[\mathbf{M}'_{it}c_i] \neq \mathbf{0}$ .

Cabe notar que para a estimação do Modelo 4 foram incorporadas, além das variáveis descritas anteriormente no Quadro 4, interações entre as variáveis binárias indicadoras das UFs brasileiras e as transferências/RCL, o percentual de funcionários públicos e a *dummy* para déficit operacional. Dessa maneira, admite-se que o efeito dessas variáveis possa ser heterogêneo entre as diferentes UFs. De fato, como será mostrado na Tabela 3, os impactos dessas variáveis sobre o diferencial de salários público-privado podem ser diferentes a depender da UF considerada.

---

<sup>10</sup> Para os resultados dos modelos de painel com erros não robustos vide Anexo D.

Tabela 3 – Resultados da estimação em painel.

	Modelo 1 POLS	Modelo 2 Efeitos Aleatórios	Modelo 3 Efeitos Fixos	Modelo 4 Efeitos Fixos
Desemprego	3,273*** (0,731)	2,977*** (0,935)	2,897*** (0,948)	3,442*** (1,020)
Desemprego <sup>2</sup>	-13,34*** (4,053)	-15,11*** (5,149)	-15,02*** (5,174)	-17,98*** (4,958)
Transferências/RCL	0,0340 (0,0508)	-0,00739 (0,0754)	-0,0407 (0,0749)	0,499** (0,239)
% de func. públicos	0,921*** (0,258)	-0,162 (0,506)	-0,488 (0,489)	-3,869* (2,097)
Déficit operacional	-0,00562 (0,0216)	0,00719 (0,0149)	0,0112 (0,0148)	-0,0658*** (0,0223)
Eleição	0,178*** (0,0351)	0,154*** (0,0301)	0,138*** (0,0273)	0,135*** (0,0292)
Reeleição	0,00411 (0,0148)	0,0141 (0,0119)	0,0168 (0,0119)	0,0111 (0,0113)
PIB indústria (%)	-0,607*** (0,112)	-0,424** (0,214)	-0,236 (0,184)	-0,0654 (0,176)
Norte	0,00592 (0,0181)	0,0962** (0,0451)	-	-
Nordeste	0,0402** (0,0186)	0,0711* (0,0420)	-	-
Sul	0,0164 (0,0135)	-0,00460 (0,0403)	-	-
Centro	-0,000992 (0,0160)	0,0520 (0,0880)	-	-
Heterogeneidade por UF				
Transferências/RCL	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Déficit Operacional	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
% de func. públicos	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
<i>Dummies</i> de ano				
Intercepto	SIM	SIM	SIM	SIM
Observações	567	567	567	567
R <sup>2</sup> (intragrupos)	0.526	0.463	0.468	0.616
Número de UFs	27	27	27	27

Fonte: Elaboração própria. Erros padrão robustos entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05 e \* p<0,10.

A variável de principal interesse neste trabalho é a taxa de desemprego. Assim como modelado em Quadrini e Trigari (2007) e demonstrado em Maczulskij (2013), há uma relação positiva entre o nível de desemprego e o diferencial de salários público-privado, refletida no coeficiente positivo associado à taxa de desemprego. De acordo com Quadrini e Trigari (2007), a rigidez de contratações e demissões no setor público faz com que flutuações no setor de trabalho privado sejam refletidas no aumento ou na diminuição do diferencial de salários entre esses dois setores. À medida que o desemprego se torna mais elevado e salários menores são aceitos no setor privado, é natural que o *gap* salarial entre as categorias aumente. O contrário também seria observado, isto é, à medida que o mercado de trabalho privado se aquece e

maiores salários são pagos, o diferencial salarial diminui. Dessa maneira, observa-se um comportamento contracíclico do *gap*.

De um ponto de vista macroeconômico, como apontado por Quadrini e Trigari (2007), um prêmio positivo pago ao setor público tende a redirecionar a procura por trabalho do setor privado para o setor público, fazendo com que trabalhadores previamente desocupados tendam a permanecer nessa condição à procura de vagas no setor público com maiores salários, mesmo que a probabilidade de se obter uma vaga seja menor do que no setor privado. Em última instância, a menor procura por emprego no setor privado reduz o nível de emprego da economia como um todo no estado estacionário. Ou seja, a existência de um prêmio salarial, especialmente contracíclico, abre espaço para maior volatilidade nos níveis de emprego e renda agregados.

Outro ponto de atenção em relação ao efeito do desemprego está na forma funcional dessa variável. Apesar da relação positiva constatada no coeficiente associado ao termo linear, a inclusão do termo quadrático resultou em um coeficiente significativo e negativo, apontando para retornos decrescentes nessa relação. Ou seja, o impacto do desemprego sobre o diferencial salarial depende do nível em que o desemprego estadual se encontra. Esse comportamento encontra respaldo no fato de que níveis muito elevados de desemprego são sugestivos de uma economia regional em crise ou recessão. Dada a forma funcional quadrática, podemos maximizar a Equação (6) em relação a essa variável. Tomando o Modelo 4 como exemplo e aplicando as condições de primeira ordem<sup>11</sup>, chega-se a um ponto de inflexão do desemprego de, aproximadamente, 9,6%.

A variável binária que capta ano de eleição do executivo estadual mostrou-se positiva e estatisticamente significativa em todos os modelos. Esse resultado indica que há pressão por reajustes maiores nas folhas de pagamento dos servidores públicos estaduais em anos de eleição<sup>12</sup>, o que se traduz em *gaps* salariais mais elevados nesses períodos. Esse achado vai caminha no mesmo sentido da hipótese de maximização da função voto por parte dos formuladores de políticas públicas (GUNDERSON, 1978; GREGORY e BORLAND, 1999). Por outro lado, a hipótese de que há uma intensificação dos gastos com pessoal em casos de intenção de reeleição do atual Governador não encontrou respaldo, haja vista que o coeficiente associado à variável Reeleição não se mostrou significativo em nenhum dos modelos estimados. Apesar de Sakurai e Menezes-Filho (2011) encontrarem evidências empíricas em nível

---

<sup>11</sup> Derivada parcial do *gap* em relação ao desemprego igualada a zero, dada por:  $\partial gap / \partial desemprego = 0$ , o que para o Modelo 4 rende  $3,44 - 35,96 * desemprego = 0$ , resultando em 0,096.

<sup>12</sup> Vale notar que a Lei n. 9.504/1997 (Lei das Eleições) proíbe reajustes acima das perdas inflacionárias até 180 dias antes da eleição até a posse dos novos eleitos.



municipal de que maiores gastos correntes aumentam a probabilidade de eleição ou reeleição dos candidatos, os achados de Marciniuk e Bugarin (2019) sugerem que quanto maior a probabilidade de reeleição, maior a preocupação com a sustentabilidade fiscal. Assim, candidatos à reeleição tenderiam a ter uma trajetória de gastos públicos mais sustentável e que não comprometa a capacidade de administrar as dívidas já existentes, controlando especialmente gastos rígidos e de difícil redução posterior, como os gastos com pessoal. Embora esses resultados se refiram aos governos municipais, é plausível supor que comportamento semelhante seja observado em nível estadual, o que vai ao encontro dos resultados não significativos aqui observados para a relação entre a variável binária para reeleição e o *gap* salarial.

A inclusão da participação da indústria sobre o PIB à análise tem como objetivo mensurar possíveis externalidades positivas que um setor industrial desenvolvido pode ter sobre a composição dos salários no setor privado. Assim, à medida que a indústria tem maior participação no PIB estadual, espera-se que os salários no setor privado sejam impulsionados, o que ajudaria a reduzir o prêmio nas remunerações recebidas no setor público. Nos modelos 1 e 2, cada ponto adicional de participação da indústria no PIB mostra-se capaz de reduzir o *gap* salarial entre 0,4 e 0,6 pontos percentuais, em média. Entretanto, expurgados os efeitos fixos por UF, essa relação se enfraquece, e mesmo com o efeito mantendo-se negativo, não se mostra estatisticamente significativo nos modelos de Efeitos Fixos.

As variáveis binárias de região só podem ser incluídas em modelos que não expurguem completamente efeitos fixos no tempo, como o Modelo 2 (Efeitos Aleatórios). Elas mostram que nas regiões Norte e Nordeste, comparativamente à Sudeste (adotada como base), é maior o prêmio salarial associado ao setor público. Esses resultados endossam as análises de Araújo e Lima (2009), Moriconi et al. (2009) e Vasconcelos Oliveira (2017), para os quais nas regiões Norte e Nordeste os salários dos funcionários públicos são utilizados como instrumento político e/ou de transferência de renda de maneira mais intensa que nas demais regiões do País.

As variáveis transferências/RCL, percentual de funcionários públicos e a *dummy* para déficit operacional apresentaram, nos modelos 1 a 3, coeficientes distintos e, geralmente, não significativos. No Modelo 4 admitiu-se que o efeito dessas variáveis pudesse variar por UF. Pelos resultados obtidos e apresentados na Tabela 4, a seguir, as relações dessas variáveis com o *gap* salarial estadual apresentam efeitos heterogêneos que terão seu sentido definido a depender dos objetivos adotados na formulação de políticas salariais e de gastos de cada estado. Do ponto de vista das finanças públicas, observando o efeito das transferências recebidas do governo federal, a principal hipótese é a de que um orçamento mais elevado se traduziria em maiores gastos com pessoal, conseqüentemente elevando o prêmio salarial do setor público

estadual. Ademais, nos anos em que o estado incorre em déficits operacionais é esperado que se faça valer o controle das contas públicas, de modo que mecanismos de retração de gastos sejam colocados em prática, reduzindo o gasto com pessoal e, conseqüentemente, o prêmio salarial do setor público. Por último, o percentual de funcionários públicos estaduais em relação ao total da força de trabalho pode se traduzir em alto poder de barganha dos sindicatos de funcionários públicos (GUNDERSON, 1978; GREGORY, 1990).

No que tange às transferências em relação à Receita Corrente Líquida, Barreto e Mendonça (2010) observam que na determinação dos gastos com pessoal nos municípios nordestinos, o efeito das transferências depende do grau de vinculação, dos destinos dados à essa verba bem como da política econômica e de gastos vigente. Caso as transferências tenham elevado grau de vinculação com as despesas com pessoal, esse montante pode se traduzir em maiores salários para os servidores públicos. Nesse sentido, é notório o caso do estado de São Paulo, que em 2015 teve quase 85% de suas transferências constitucionais oriundas do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica (Fundeb), segundo os dados do Tesouro Nacional. Trata-se do maior percentual em nível nacional. As transferências do Fundeb são altamente atreladas a gastos com pessoal e resultam em uma relação positiva das transferências com o *gap* salarial. Por outro lado, no mesmo período, o estado do Sergipe teve a menor participação do Fundeb em suas transferências (17%), apresentando uma relação negativa e significativa do *gap* com as transferências<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> A exceção fica por conta do Distrito Federal, que tem alto grau de participação de transferências vinculadas à educação e, mesmo assim, apresenta uma relação negativa com o diferencial salarial público-privado. Isso sugere uma política salarial e de gastos públicos diferente das demais UFs.

Tabela 4 – Coeficientes associados à interação entre as *dummies* para UF e transferências/RCL, percentual de funcionários públicos e déficit operacional, de acordo com o Modelo 4.

Região	UF	Transferências/RCL	% de func. públicos	Déficit operacional
Norte	RO	-0,305 (0,289)	4,223** (2,033)	0,0531 (0,0330)
	AC	-0,400 (0,281)	3,639* (2,105)	-
	AM	0,138 (0,237)	5,961*** (1,833)	-
	RR	-0,551** (0,249)	2,672 (2,035)	-
	PA	0,180 (0,207)	3,694** (1,727)	-
	AP	0,545* (0,304)	5,935*** (2,065)	0,178*** (0,0376)
	TO	-0,848*** (0,216)	-0,876 (2,299)	-
	Nordeste	MA	-0,0942 (0,239)	1,860 (2,606)
PI		-0,370* (0,184)	1,678 (2,007)	0,128*** (0,0407)
CE		-0,244 (0,254)	3,186 (2,105)	-
RN		0,135 (0,254)	1,435 (2,359)	-
PB		-0,336 (0,245)	2,036 (1,837)	-
PE		-0,252 (0,227)	2,716 (2,021)	-
AL		-0,592** (0,239)	0,123 (2,144)	0,0161 (0,0402)
SE		-0,550** (0,252)	5,154** (2,179)	0,114*** (0,0382)
Sudeste	BA	-0,321 (0,231)	1,512 (2,350)	-
	MG	0,544* (0,272)	-4,859* (2,663)	0,0990*** (0,0232)
	ES	-0,124 (0,231)	-4,698 (2,986)	-
	RJ	-0,392* (0,224)	5,919** (2,416)	0,0339 (0,0387)
Sul	SP	0,499** (0,239)	-3,869* (2,097)	-0,0658*** (0,0223)
	PR	-0,117 (0,285)	5,380** (2,236)	0,114*** (0,0268)
	SC	0,294 (0,256)	0,180 (2,605)	-
Centro-Oeste	RS	-0,173 (0,203)	0,130 (3,720)	0,0858*** (0,0273)
	MS	-0,103 (0,214)	6,350*** (2,155)	0,0272 (0,0188)
	MT	-0,206 (0,207)	3,488 (2,335)	0,0924** (0,0401)
	GO	-0,387 (0,269)	0,136 (3,359)	-
	DF	-0,690*** (0,229)	4,276* (2,238)	-

Fonte: Elaboração própria. Erros padrão robustos entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Quanto ao percentual de funcionários públicos, a grande maioria das UFs que apresentaram resultados significativos para essa variável tiveram um coeficiente positivo, o que endossa o argumento de que uma maior representatividade do setor público no mercado de trabalho eleva o poder de barganha dos funcionários públicos como classe. Entretanto, UFs como São Paulo e Minas Gerais apresentaram um efeito negativo e significativo associado a essa variável. Esse comportamento pode ser explicado a partir dos achados de Holmlund (1993), que apresenta um modelo teórico para o diferencial de salários público-privado. O autor constata que nas economias em que os sindicatos de servidores públicos cooperam com os sindicatos do setor privado, há a internalização de duas externalidades: i) maiores salários no setor público levam a maiores níveis de impostos, que serão pagos por toda a sociedade, e ii) salários muito altos no setor público podem fazer com que o nível geral de empregos da economia caia, o que, por sua vez, reduziria a demanda agregada, inclusive por serviços públicos, levando a uma situação insustentável para os servidores no longo prazo.

Por último, a variável binária que capta o efeito de existir déficit operacional sobre o diferencial de salários público-privado também apresenta resultados heterogêneos a depender da UF observada<sup>14</sup>. Cabe notar que no período de 1995 a 2015 foram registradas 26 ocorrências de déficits operacionais nas diferentes UFs, sendo que 19 delas (73%) ocorreram entre os anos de 1995 e 2000, ou seja, anteriormente à Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF, ou Lei Complementar n. 101/2000). Em linhas gerais, as UFs que apresentam um efeito positivo do déficit operacional no *gap* salarial também apresentam problemas de gasto com pessoal, haja vista o estado do Rio Grande do Sul, que tinha gastos com pessoal de quase 90% da RCL em meados dos anos 1990<sup>15</sup> e voltou a ultrapassar os limites da LRF em 2000, bem como o estado Minas Gerais que ultrapassou os limites determinados pela LRF entre os anos 2000-2002<sup>16</sup>.

Não coincidentemente, a LRF surgiu para impor limites aos gastos com pessoal, que não podem ultrapassar 60% da Receita Corrente Líquida estadual. Nos períodos mais recentes fazem-se notar os casos do Rio Grande do Sul e de Minas Gerais, que também apresentaram resultados positivos e significativos para o coeficiente associado ao déficit operacional e são UFs que estão enfrentando crises fiscais e tendo dificuldade para honrar as folhas de pagamento de seus servidores.

Na contramão desses resultados está o estado de São Paulo, que apresentou um efeito negativo e significativo do déficit operacional sobre o hiato salarial público-privado. Vale notar que esse é um estado que entrou em déficit somente uma vez durante todo o período amostral,

---

<sup>14</sup> UFs que não possuem estimativas não entraram em déficit operacional em nenhum ano entre 1995 e 2015.

<sup>15</sup> Vide Calazans (1998) para dados de gasto com pessoal para o RS entre 1980 e 1996.

<sup>16</sup> Vide ObservaRH (2006) para dados de gasto com pessoal das UFs brasileiras entre 2000 e 2004.

no ano de 2015. Os resultados sugerem que, nesse caso, o déficit operacional pode ter contribuído para limitar os reajustes salariais ao funcionalismo público estadual.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em consonância com a literatura nacional e internacional, no presente trabalho foram encontradas evidências empíricas para a presença de um prêmio salarial em favor do setor público estadual, embora em níveis muito heterogêneos entre os diferentes estados e ao longo dos anos. Entre 1995 e meados dos anos 2000 o *gap* salarial público-privado cresceu de maneira pronunciada, entrando em um período de maior estabilidade posteriormente. Possivelmente os efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal tenham contribuído para diminuir o nível médio de gastos com pessoal em todas as UFs, com impacto na taxa de crescimento dos salários no setor público e em seu diferencial em relação ao setor privado.

De forma resumida, são três os principais fatores que afetam o diferencial de salários público-privado: i) a dinâmica do mercado de trabalho, com o nível de desemprego apresentando impacto direto na formação de salários, especialmente no setor privado; ii) as decisões de gasto com pessoal dos governos estaduais e a forma como as receitas estão vinculadas; iii) aspectos políticos, que podem levar à concessão de reajustes salariais adicionais aos servidores públicos em anos de eleição, ou, alternativamente, a um comportamento mais parcimonioso por parte dos governantes devido à preocupação com a sustentabilidade fiscal futura em caso de potencial reeleição.

A hipótese teórica inicial, de que a rigidez de contratações e demissões no setor público acabaria por gerar um comportamento contracíclico do *gap* salarial público-privado, é endossada por meio das regressões em painel, pois em todos os modelos estimados observou-se uma relação positiva entre o nível de desemprego e o prêmio salarial. Como mostrado por Quadrini e Trigari (2007), a existência de um prêmio salarial positivo ao setor público pode levar à maior volatilidade econômica e a menores níveis de produto e emprego potenciais durante choques de demanda agregada, uma vez que o prêmio incentiva os indivíduos a permanecerem na busca por empregos no setor público mesmo quando a probabilidade de entrada é menor do que no setor privado.

Apesar da consonância com a teoria no sentido contracíclico do diferencial, um fato estilizado para os estados brasileiros é o de que a relação *gap*-desemprego se mostra não linear, sendo que para taxas de desemprego acima de 9,6% o diferencial torna-se pró-cíclico. Apesar de essa relação não aparecer em trabalhos como Quadrini e Trigari (2007) para os Estados Unidos ou Maczulskij (2013) para a Finlândia, parte da explicação pode estar no maior nível médio de desemprego do Brasil em comparação com essas economias. Nesse sentido, enfatiza-se a importância do presente estudo, por desvelar características do comportamento do prêmio salarial do funcionalismo público que são inerentes ao setor público estadual brasileiro.

Para algumas variáveis analisadas, este estudo encontrou efeitos heterogêneos entre as diferentes UFs. Em estados onde o grau de vinculação das transferências recebidas a gastos com pessoal é maior, um maior volume de transferências como proporção da receita corrente líquida (RCL) tem impacto positivo sobre o diferencial salarial público-privado. Por outro lado, nas UFs em que as transferências têm menor grau de vinculação com despesas com pessoal, o diferencial salarial é menos impactado pela razão transferências/RCL.

A heterogeneidade de efeitos entre UFs também é observada em se tratando da proporção de funcionários públicos no total de empregados. Por um lado, o peso crescente do funcionalismo público no mercado de trabalho pode se traduzir em uma maior expressão dos sindicatos de funcionários públicos, com impacto positivo sobre o diferencial salarial público-privado. Por outro, Holmlund (1993) sugere que à medida que os sindicatos de trabalhadores do setor público e do privado interagem, pode haver a internalização de externalidades por parte dos primeiros, com potencial impacto em suas demandas. Isso poderia explicar por que a proporção de funcionários públicos no total de empregados tem comportamento ambíguo, a depender da UF considerada.

Quanto ao impacto do ciclo político, a hipótese de que ciclos eleitorais podem elevar os reajustes concedidos aos funcionários públicos e, conseqüentemente, o seu prêmio salarial em relação ao setor privado é confirmada, haja vista a relação positiva entre anos de eleição do executivo estadual e os *gaps* salariais. Entretanto, a perspectiva de reeleição não apresentou efeito estatisticamente significativo. Esse resultado pode encontrar explicação no trabalho de Marciniuk e Bugarin (2019), que mostram que, diferentemente do senso comum, a perspectiva de reeleição leva os governantes a manterem os gastos rígidos sob controle, com o intuito de uma melhor gestão no segundo mandato.

Por fim, assim como apontado por Quadrini e Trigari (2007), a existência de uma política salarial contracíclica no setor público não necessariamente deve ser considerada sub ótima. Apesar de um maior nível de instabilidade gerada no mercado de trabalho, em períodos de choque de demanda uma política salarial contracíclica pode ter efeitos estabilizadores desejados. Além disso, uma política salarial contracíclica também pode ajudar a minimizar ineficiências causadas por rigidez de preços nominais e/ou fricções do mercado financeiro.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, L. A.; LIMA, J. P. R. Transferências de renda e empregos públicos na economia sem produção do semiárido nordestino. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 33. jul./dez. 2009.

ARAÚJO, R. L. P. **Diferencial de Salários Público-Privado: Controlando para Escolha Setorial Endógena**. 2011. 88 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília.

ARRETCHE, M. Quem taxa e quem gasta: a barganha federativa na federação brasileira. **Revista de Sociologia Política**, 24, pp. 69-85, jun. 2005.

BANCO MUNDIAL. **Leaning against the wind: fiscal policy in Latin America and The Caribbean in a historical perspective**. Semianual Report – Office of the Regional Chief Economist, abr. 2017.

BARBOSA, A. L. N.; BARBOSA FILHO, F. H.; LIMA, J. R. F. Diferencial de salários e determinantes na escolha de trabalho entre os setores público e privado no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 1, p. 89-118, abr. 2013.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A.; AFONSO, L. E. Um estudo sobre os diferenciais de remuneração entre os professores das redes pública e privada de ensino. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 3, p. 597-628, jul.-set. 2009.

BECKER, G. S. **Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education**. New York: NBER/Columbia University Press, 1964.

BECKER, G. S.; CHISWICK, B. R. Education and the distribution of earnings. **American Economic Review**, 56, 358-369, 1966.

BELLUZZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 511-533, out./dez. 2005.

BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos Públicos com Pessoal: Uma Análise de Emprego e Salário no Setor Público Brasileiro nos Anos 90. **Economia**, v. 10, n. 1, p. 19-47, jan./abr. 2009.

BENDER, K. The Central Government-Private Sector Wage Differential. **Journal of Economic Surveys**, v. 12, n. 2. 1998.

BLAU, F.; KAHN, L. Swimming upstream: Trends in the gender wage differential in the 1980s. **Journal of Labor Economics**, v. 15, p. 1-42, 1997.

BRAGA, B; FIRPO, S.; GONZAGA, G. Escolaridade e diferencial de rendimentos entre o setor privado e o setor público no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 3, p. 431-464, dez. 2009.

BRASIL, R. G. **Hiato de Rendimentos Público-Privado: Decomposição Quantílica Inter-regional, 2004-2013**. 2016. 88 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, Curitiba.



CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Using Stata**. Stata Press, StataCorp LP - College Station, Texas, 2009.

\_\_\_\_\_. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge University Press, New York, 2005.

CALAZANS, R. B. Política de pessoal e ajuste no RS. **Indicadores Econômicos FEE**, V. 25, N. 4, 1998.

CAMPOS, M. M.; DEPALO, D.; PAPAPETROU, E.; PEREZ, J. J.; RAMOS, R. Understanding the public sector pay gap. **IZA Journal of Labor Policy**, 6:7. 2017.

DE CASTRO, F.; SALTO, M.; STEINER, H. **The gap between public and private wages: new evidence for the EU**. Directorate General Economic and Financial Affairs, European Commission, 2013.

EMILIO, D.; PONCZEK, V.; BOTELHO, F. Evaluating the wage differential between public and private sectors in Brazil. **Revista de Economia Política**. vol.32, n.1, pp.72-86, 2012.

FIRPO, S.; GONZAGA, G. Going Private: Public Sector Rents and Privatization in Brazil. In: **32º Encontro Brasileiro de Econometria**. Salvador, 2010. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE10/paper/download/2269/1111>>. Acesso em 27 jun. 2020.

FISHER, F. M. **The Identification Problem in Econometrics**. New York, McGraw-Hill Book Company, 1966.

FOGEL, W.; LEWIN, D. Wage determination in the public sector. **Industrial Labor Relations Review**, Issue 27, 410-31, 1974.

FOGUEL, M. N.; GILL, I.; MENDONCA, R.; BARROS, R. P. The public-private wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 54, n. 4, p. 433-472, out./dez. 2000.

GIMPELSON, V.; LUKIYANOVA, A.; SHARUNINA, A. Estimating the Public-Private Wage Gap in Russia: What Does Quantile Regression Tell Us? **Higher School of Economics Research Paper**, v. 104, 2015.

GUNDERSON, M. Public sector wage determination: a review of the literature. In: FOOT, D. K. (Ed.). **Public Employment and Compensation in Canada: Myths and Realities**. Ontario: Institute for Research on Public Policy, 1978.

GREGORY, M. B. Public-sector pay. In: GREGORY, M. B.; THOMSON, A. W. J. (Eds.). **A Portrait of Pay, 1970-1982: An Analysis of the New Earnings Survey**. Oxford: Clarendon Press, 1990. p. 172-205

GREGORY, R. G.; BORLAND, J. Recent developments in public sector labor markets. **Handbook of Labor Economics**, v. 3, p. 3573-3630, 1999.

HAUSMAN, J. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, 46, 1251-1271, 1978.

HECKMAN, J. J. The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. NBER Chapters, in: **Annals of Economic and Social Measurement**, v. 5, n. 4, p. 475-492, National Bureau of Economic Research Inc., 1976.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond. *In: Handbook of the Economics of Education*, Elsevier, 2006.

HOLMLUND, B. Wage setting in private and public sectors in a model with endogenous government behavior. **European Journal of Political Economy**, v. 9, p. 149-62, 1993.

IBGE. **Introdução à classificação nacional de atividades econômicas – CNAE versão 2.0.** Disponível em: [https://concla.ibge.gov.br/images/concla/documentacao/CNAE20\\_Introducao.pdf](https://concla.ibge.gov.br/images/concla/documentacao/CNAE20_Introducao.pdf). Acesso em: 11/06/2020.

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 2, n. 2, p. 243-269, 1998.

MACEDO, R. B. M. **Os salários nas empresas estatais.** São Paulo, Nobel, 1985.

MADALOZZO, R. Occupational segregation and the gender wage gap in Brazil: an empirical analysis. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2, p. 147-168, 2010.

MAIA, R.; SALDANHA, R. **Abrindo a caixa preta... Estudo sobre a evolução do emprego na administração pública estadual e municipal.** Brasília, Ministério do Trabalho, 1988. (Texto para Discussão n. 12)

MARCINIUK, F. L.; BUGARIN, M. S. A influência da reeleição nas políticas fiscais subnacionais. **Revista Brasileira de Economia**, Vol. 73, No. 2 abr–jun, 181–212, 2019.

MARCONI, N. 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**, ano 54, n. 1, p. 7-43, jan./mar. 2003.

MACZULSKIJ, T. Public-private sector wage differentials and the business cycle. **Economic Systems**, v. 37, n. 2, p. 284-301, jun. 2013.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings.** Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1974.

MONTE, P. A. Public versus private sector: do workers' behave differently? **Economia**, v. 18, n. 2, p. 229-243, mai./ago. 2017.

MOORE, W. J.; RAISIAN, J. Government wage differentials revisited. **Journal of Labor Research**, v. 12, p. 13-31, 1991.

MORICONI, G. M.; MOURA NETO, J. S.; MARCONI, N.; ARVATE, P. R. Diferentes padrões de políticas salariais nos estados brasileiros: uma análise a partir do diferencial de salários público-privado. **Revista de Economia Política**, v. 29, n. 3 (115), p. 114-134, julho-setembro/2009.

MUNDLAK, Y. On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 69-85, 1978.

NAVARRO, L.; SELMAN, G. Brechas salariales entre el sector público y privado en Chile: evidencia a partir de datos longitudinales. **Revista Cepal**, n. 112, abr. 2014.

ObservaRH. Despesa com Pessoal e Lei de Responsabilidade Fiscal: Uma Análise da Situação da União, nas Unidades Federadas e nos Municípios. **Observatório de Recursos Humanos em Saúde** (NESP/CEAM/UnB), Brasília, 2006. Disponível em: <[http://www.observarh.org.br/observarh/repertorio/Repertorio\\_ObservaRH/NESP-UnB/Despesa\\_pessoal\\_LRF.pdf](http://www.observarh.org.br/observarh/repertorio/Repertorio_ObservaRH/NESP-UnB/Despesa_pessoal_LRF.pdf)>. Acesso em 21 abr. 2021.

POLACHEK, S. W. **Earnings Over the Life Cycle: The Mincer Earnings Function and its Applications**. IZA Discussion Paper n. 3181, 2007.

QUADRINI, V.; TRIGARI, A. Public employment and the business cycle. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 109, n. 4, p. 723-742, dez. 2007.

ROSA, T.; NOCKO, L. Diferencial salarial entre os setores público e privado no Brasil de 2001 a 2015. In: **45º Encontro Nacional de Economia**. Natal, 2017. Disponível em: <[https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files\\_I/i5-7ff674606dd97b6c8e536b283eb36f61.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files_I/i5-7ff674606dd97b6c8e536b283eb36f61.pdf)>. Acesso em 27 jun. 2020.

SALDANHA, R.; MAIA, R.; CAMARGO, J. M. **Emprego e salário no setor público federal**. Texto para Discussão, n. 5. Brasília: Ministério do Trabalho, 1988.

SAKURAI, S. N.; & MENEZES-FILHO, N. Opportunistic and partisan election cycles in Brazil: New evidence at the municipal level. **Public Choice**, 148(1-2), 233–247, 2011.

SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. Diferencial salarial público-privado e desigualdade de renda *per capita* no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, vol. 43, n.1, p.5-28, jan.-mar. 2013

TENOURY, G. N.; e MENEZES-FILHO, N. A. **A evolução do diferencial salarial público-privado no Brasil**. Policy Paper n. 29 – Insper: Centro de Políticas Públicas, novembro de 2017.

TESOURO NACIONAL. **Boletim de finanças dos entes subnacionais 2020**. Secretaria do Tesouro Nacional – Ministério da Fazenda, outubro de 2020. Disponível em: <<https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/boletim-de-financas-dos-entes-subnacionais/2020/114>>. Acesso em 25 abr. 2021.

VAZ, D. V.; HOFFMANN, R. Remuneração nos serviços nos anos 90: o contraste entre funcionários públicos e privados. **Economia e Sociedade**, v. 16, n. 2 (30), p. 199-232, ago. 2007.

VASCONCELOS OLIVEIRA, B. K. **Competição e ciclo políticos nos subsistemas partidários do Nordeste: um estudo de caso sobre CE, AL, BA, MA e PI**. Tese de doutorado. Campinas, SP, 2017.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 2nd ed.  
Cambridge, MA: MIT Press, 2010.

## Anexo A – Testes de verossimilhança para $\rho$ dos modelos probit bivariado.

Tabela 5 – Valores críticos do teste  $\rho = 0 \rightarrow \chi^2_{(1)}$  e respectivos níveis de significância (continuação na página seguinte).

UF	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
RO	77,486 (0,000)	72,336 (0,000)	73,725 (0,000)	64,288 (0,000)	81,995 (0,000)	70,598 (0,000)	107,580 (0,000)	125,828 (0,000)	150,939 (0,000)	154,278 (0,000)	175,765 (0,000)	182,094 (0,000)	197,727 (0,000)	210,689 (0,000)	168,183 (0,000)	184,356 (0,000)	218,336 (0,000)	185,638 (0,000)	205,242 (0,000)
AC	66,754 (0,000)	35,774 (0,000)	60,999 (0,000)	60,008 (0,000)	75,526 (0,000)	192,606 (0,000)	210,558 (0,000)	191,320 (0,000)	238,817 (0,000)	201,613 (0,000)	180,761 (0,000)	154,309 (0,000)	148,756 (0,000)	183,449 (0,000)	214,214 (0,000)	171,908 (0,000)	256,154 (0,000)	237,599 (0,000)	216,334 (0,000)
AM	154,507 (0,000)	160,375 (0,000)	166,549 (0,000)	162,496 (0,000)	124,533 (0,000)	196,441 (0,000)	325,514 (0,000)	288,432 (0,000)	281,257 (0,000)	229,962 (0,000)	276,134 (0,000)	261,445 (0,000)	311,741 (0,000)	300,647 (0,000)	308,102 (0,000)	279,193 (0,000)	380,664 (0,000)	327,734 (0,000)	390,978 (0,000)
RR	38,720 (0,000)	4,488 (0,000)	48,452 (0,000)	54,541 (0,000)	63,906 (0,000)	91,353 (0,000)	175,342 (0,000)	188,571 (0,000)	176,192 (0,000)	74,636 (0,000)	131,640 (0,000)	150,614 (0,000)	116,486 (0,000)	154,646 (0,000)	119,097 (0,000)	127,170 (0,000)	134,291 (0,000)	80,160 (0,000)	91,488 (0,000)
PA	240,809 (0,000)	231,073 (0,000)	248,167 (0,000)	226,866 (0,000)	220,827 (0,000)	337,633 (0,000)	529,805 (0,000)	472,778 (0,000)	428,939 (0,000)	521,832 (0,000)	511,703 (0,000)	531,291 (0,000)	429,733 (0,000)	398,637 (0,000)	468,036 (0,000)	486,470 (0,000)	352,081 (0,000)	409,565 (0,000)	453,299 (0,000)
AP	42,965 (0,000)	24,815 (0,000)	42,438 (0,000)	29,306 (0,000)	60,244 (0,000)	37,581 (0,000)	175,559 (0,000)	154,980 (0,000)	126,980 (0,000)	125,976 (0,000)	144,305 (0,000)	119,896 (0,000)	79,179 (0,000)	113,139 (0,000)	165,397 (0,000)	154,102 (0,000)	146,969 (0,000)	133,485 (0,000)	147,124 (0,000)
TO	110,258 (0,000)	107,724 (0,000)	102,975 (0,000)	129,397 (0,000)	104,714 (0,000)	129,006 (0,000)	265,119 (0,000)	258,094 (0,000)	182,351 (0,000)	174,247 (0,000)	150,932 (0,000)	182,342 (0,000)	219,754 (0,000)	199,584 (0,000)	215,274 (0,000)	204,040 (0,000)	210,210 (0,000)	196,336 (0,000)	243,237 (0,000)
MA	80,139 (0,000)	66,279 (0,000)	45,325 (0,000)	55,572 (0,000)	91,665 (0,000)	82,671 (0,000)	83,119 (0,000)	95,652 (0,000)	69,021 (0,000)	72,654 (0,000)	85,014 (0,000)	93,224 (0,000)	90,872 (0,000)	95,427 (0,000)	97,603 (0,000)	85,550 (0,000)	74,492 (0,000)	98,572 (0,000)	124,234 (0,000)
PI	94,529 (0,000)	104,536 (0,000)	94,323 (0,000)	102,847 (0,000)	66,074 (0,000)	132,808 (0,000)	139,661 (0,000)	204,601 (0,000)	153,322 (0,000)	182,537 (0,000)	144,241 (0,000)	145,263 (0,000)	130,529 (0,000)	129,327 (0,000)	87,026 (0,000)	134,354 (0,000)	100,440 (0,000)	86,706 (0,000)	128,339 (0,000)
CE	369,957 (0,000)	388,242 (0,000)	353,724 (0,000)	300,308 (0,000)	280,298 (0,000)	329,816 (0,000)	461,055 (0,000)	427,852 (0,000)	474,467 (0,000)	473,492 (0,000)	435,373 (0,000)	371,845 (0,000)	347,397 (0,000)	494,605 (0,000)	299,480 (0,000)	300,371 (0,000)	318,873 (0,000)	307,563 (0,000)	234,399 (0,000)
RN	101,975 (0,000)	128,812 (0,000)	112,946 (0,000)	175,874 (0,000)	172,663 (0,000)	177,339 (0,000)	202,693 (0,000)	172,390 (0,000)	202,879 (0,000)	212,522 (0,000)	176,831 (0,000)	176,534 (0,000)	154,556 (0,000)	153,121 (0,000)	150,615 (0,000)	140,257 (0,000)	181,085 (0,000)	125,925 (0,000)	104,350 (0,000)
PB	150,558 (0,000)	128,856 (0,000)	84,648 (0,000)	106,953 (0,000)	181,982 (0,000)	105,163 (0,000)	264,093 (0,000)	205,935 (0,000)	253,037 (0,000)	203,444 (0,000)	249,070 (0,000)	235,798 (0,000)	251,919 (0,000)	210,372 (0,000)	179,419 (0,000)	187,593 (0,000)	155,498 (0,000)	200,496 (0,000)	232,415 (0,000)
PE	348,647 (0,000)	319,481 (0,000)	320,326 (0,000)	363,481 (0,000)	349,983 (0,000)	543,372 (0,000)	503,242 (0,000)	526,452 (0,000)	523,943 (0,000)	592,727 (0,000)	583,543 (0,000)	507,620 (0,000)	524,362 (0,000)	592,730 (0,000)	484,940 (0,000)	494,650 (0,000)	367,618 (0,000)	439,184 (0,000)	539,203 (0,000)
AL	156,442 (0,000)	113,543 (0,000)	64,921 (0,000)	68,508 (0,000)	92,560 (0,000)	109,754 (0,000)	144,311 (0,000)	106,955 (0,000)	112,022 (0,000)	123,128 (0,000)	145,301 (0,000)	148,991 (0,000)	128,138 (0,000)	95,631 (0,000)	82,219 (0,000)	53,722 (0,000)	76,253 (0,000)	92,445 (0,000)	74,217 (0,000)
SE	88,586 (0,000)	168,171 (0,000)	114,579 (0,000)	77,977 (0,000)	106,207 (0,000)	133,657 (0,000)	201,149 (0,000)	181,305 (0,000)	171,721 (0,000)	171,275 (0,000)	191,551 (0,000)	195,703 (0,000)	202,169 (0,000)	191,083 (0,000)	145,496 (0,000)	129,796 (0,000)	153,988 (0,000)	118,112 (0,000)	133,746 (0,000)
BA	547,938 (0,000)	578,552 (0,000)	562,020 (0,000)	542,544 (0,000)	534,726 (0,000)	542,142 (0,000)	794,849 (0,000)	764,238 (0,000)	710,564 (0,000)	706,823 (0,000)	768,966 (0,000)	758,565 (0,000)	588,714 (0,000)	717,614 (0,000)	532,151 (0,000)	444,492 (0,000)	523,264 (0,000)	471,821 (0,000)	447,560 (0,000)

Fonte: Elaboração própria. Significância entre parênteses.

Continuação da Tabela 5.

UF	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
MG	695,888 (0,000)	760,066 (0,000)	674,371 (0,000)	558,400 (0,000)	616,467 (0,000)	556,173 (0,000)	809,029 (0,000)	825,422 (0,000)	872,096 (0,000)	855,834 (0,000)	792,521 (0,000)	830,445 (0,000)	747,455 (0,000)	765,087 (0,000)	571,368 (0,000)	619,639 (0,000)	615,462 (0,000)	582,025 (0,000)	589,336 (0,000)
ES	75,781 (0,000)	92,535 (0,000)	89,571 (0,000)	73,835 (0,000)	77,626 (0,000)	134,143 (0,000)	159,347 (0,000)	186,023 (0,000)	163,401 (0,000)	140,537 (0,000)	141,142 (0,000)	139,588 (0,000)	128,367 (0,000)	131,107 (0,000)	91,451 (0,000)	120,170 (0,000)	105,864 (0,000)	101,345 (0,000)	162,316 (0,000)
RJ	507,992 (0,000)	487,194 (0,000)	465,337 (0,000)	392,905 (0,000)	452,505 (0,000)	479,649 (0,000)	613,385 (0,000)	565,964 (0,000)	475,121 (0,000)	531,616 (0,000)	572,082 (0,000)	492,677 (0,000)	493,265 (0,000)	507,029 (0,000)	460,021 (0,000)	452,520 (0,000)	411,048 (0,000)	496,410 (0,000)	414,607 (0,000)
SP	984,669 (0,000)	841,361 (0,000)	808,287 (0,000)	895,532 (0,000)	885,460 (0,000)	916,850 (0,000)	1.036,58 (0,000)	991,155 (0,000)	944,344 (0,000)	893,417 (0,000)	971,925 (0,000)	873,966 (0,000)	819,782 (0,000)	853,372 (0,000)	685,794 (0,000)	726,821 (0,000)	709,258 (0,000)	716,220 (0,000)	811,505 (0,000)
PR	334,044 (0,000)	267,717 (0,000)	218,709 (0,000)	269,974 (0,000)	260,180 (0,000)	272,309 (0,000)	362,522 (0,000)	368,289 (0,000)	324,702 (0,000)	293,261 (0,000)	357,110 (0,000)	295,914 (0,000)	306,657 (0,000)	340,529 (0,000)	280,735 (0,000)	289,887 (0,000)	320,107 (0,000)	332,278 (0,000)	374,837 (0,000)
SC	100,958 (0,000)	113,981 (0,000)	122,079 (0,000)	134,447 (0,000)	70,711 (0,000)	178,583 (0,000)	159,909 (0,000)	183,752 (0,000)	188,868 (0,000)	188,730 (0,000)	182,316 (0,000)	166,348 (0,000)	186,752 (0,000)	161,952 (0,000)	148,164 (0,000)	113,558 (0,000)	155,348 (0,000)	137,315 (0,000)	180,594 (0,000)
RS	368,735 (0,000)	456,883 (0,000)	349,791 (0,000)	375,992 (0,000)	414,204 (0,000)	436,730 (0,000)	544,052 (0,000)	616,114 (0,000)	562,396 (0,000)	578,145 (0,000)	548,466 (0,000)	497,740 (0,000)	502,873 (0,000)	483,344 (0,000)	378,172 (0,000)	395,749 (0,000)	450,608 (0,000)	446,160 (0,000)	512,505 (0,000)
MS	121,115 (0,000)	94,290 (0,000)	92,275 (0,000)	87,963 (0,000)	88,648 (0,000)	112,006 (0,000)	157,702 (0,000)	140,500 (0,000)	134,311 (0,000)	145,206 (0,000)	153,232 (0,000)	121,634 (0,000)	151,698 (0,000)	117,389 (0,000)	153,520 (0,000)	100,668 (0,000)	115,023 (0,000)	114,283 (0,000)	106,900 (0,000)
MT	151,832 (0,000)	175,891 (0,000)	127,227 (0,000)	156,495 (0,000)	115,228 (0,000)	134,766 (0,000)	165,020 (0,000)	192,381 (0,000)	165,269 (0,000)	166,630 (0,000)	187,119 (0,000)	124,270 (0,000)	170,482 (0,000)	179,434 (0,000)	204,837 (0,000)	165,296 (0,000)	160,086 (0,000)	162,487 (0,000)	181,648 (0,000)
GO	279,405 (0,000)	298,116 (0,000)	313,287 (0,000)	301,232 (0,000)	266,800 (0,000)	363,065 (0,000)	436,331 (0,000)	393,220 (0,000)	374,484 (0,000)	421,004 (0,000)	378,026 (0,000)	400,642 (0,000)	314,477 (0,000)	392,695 (0,000)	273,153 (0,000)	272,931 (0,000)	302,439 (0,000)	279,471 (0,000)	325,958 (0,000)
DF	285,288 (0,000)	279,567 (0,000)	372,476 (0,000)	332,496 (0,000)	348,674 (0,000)	426,243 (0,000)	508,350 (0,000)	496,897 (0,000)	483,170 (0,000)	501,004 (0,000)	513,996 (0,000)	454,845 (0,000)	362,618 (0,000)	469,064 (0,000)	365,196 (0,000)	383,129 (0,000)	313,377 (0,000)	355,044 (0,000)	381,324 (0,000)

Fonte: Elaboração própria. Significância entre parênteses.

## Anexo B - Tamanho amostral utilizado nas equações de rendimento

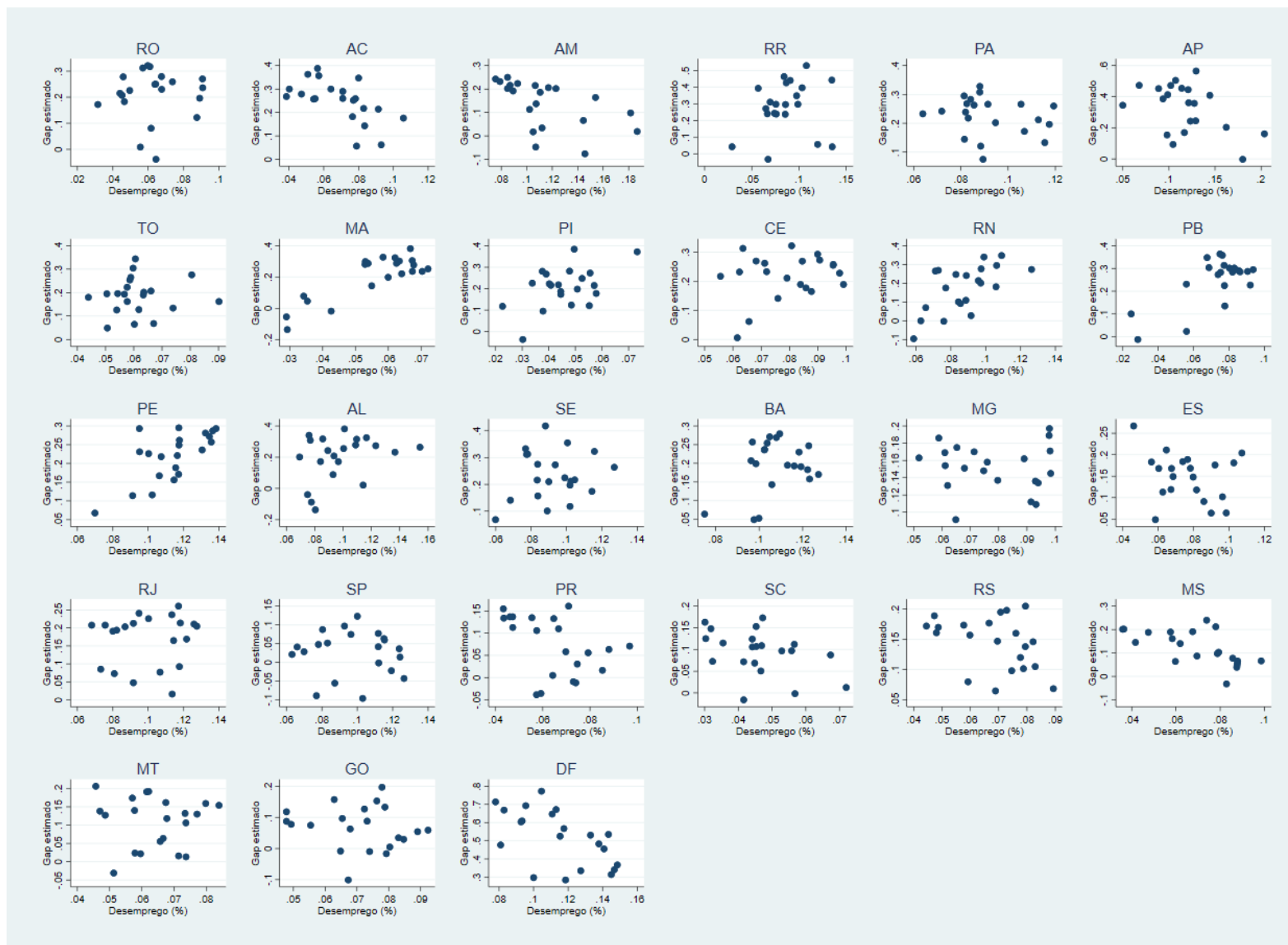
Tabela 6– Tamanho amostral das equações de rendimento.

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015	Total
RO	807	809	858	895	924	1.760	1.921	1.959	1.937	2.027	2.095	2.167	2.109	2.282	2.392	2.472	2.605	2.624	2.686	36.789
AC	337	368	407	396	429	1.013	1.146	1.165	1.139	1.268	1.305	1.318	1.247	1.314	1.506	1.443	1.600	1.700	1.733	21.442
AM	1.813	2.040	2.018	1.866	1.891	3.167	3.364	3.475	3.527	3.454	3.689	4.055	3.633	4.102	3.800	4.205	5.192	4.925	5.148	68.532
RR	207	184	215	241	253	620	685	764	841	801	806	865	973	1.043	1.122	1.178	1.168	1.051	1.072	14.432
PA	4.390	4.502	4.742	4.515	4.642	7.558	8.121	7.638	7.899	8.412	8.683	8.242	7.726	7.817	8.628	8.310	8.206	8.374	9.026	145.412
AP	335	285	423	438	412	1.002	1.130	1.062	1.123	1.182	1.363	1.150	898	1.193	1.327	1.371	1.302	1.386	1.395	19.339
TO	1.053	1.016	1.261	1.279	1.288	1.855	1.875	1.996	2.014	2.187	2.195	2.290	2.189	2.310	2.538	2.660	2.803	2.629	2.986	40.184
MA	1.542	1.494	1.489	1.475	1.649	2.322	2.526	2.586	2.615	2.626	2.622	2.683	2.809	2.956	3.526	3.507	3.562	3.550	3.816	51.774
PI	1.441	1.461	1.482	1.602	1.458	1.886	1.870	1.895	1.849	1.956	2.075	2.131	2.008	2.165	2.196	2.406	2.377	2.359	2.419	39.862
CE	6.707	6.810	7.042	7.259	7.500	8.689	9.851	9.927	10.096	10.217	10.501	10.675	10.637	11.333	8.965	8.810	8.951	9.181	9.322	184.491
RN	1.803	1.836	1.916	2.041	2.113	2.518	2.819	2.803	2.929	3.067	3.034	2.998	2.968	3.144	2.737	2.770	2.516	2.597	2.653	52.682
PB	2.143	2.275	2.214	2.336	2.471	3.147	3.264	3.217	3.370	3.440	3.369	3.539	3.536	3.663	3.023	3.105	3.156	3.010	3.079	61.397
PE	8.493	7.956	8.894	8.966	9.592	10.653	11.092	11.887	12.046	12.572	12.370	12.736	12.278	12.282	10.746	11.517	10.603	11.313	12.203	224.515
AL	1.723	1.703	1.717	1.792	1.776	2.312	2.608	2.627	2.743	2.618	2.665	2.632	2.464	2.805	2.597	2.779	2.732	2.972	2.943	49.420
SE	1.424	1.716	1.524	1.620	1.750	2.134	2.442	2.467	2.453	2.719	2.602	2.744	2.802	2.827	2.764	3.048	2.922	2.810	2.969	48.856
BA	10.028	10.327	11.065	10.886	11.482	13.833	15.038	15.244	14.901	15.726	16.134	16.065	15.305	16.079	12.373	12.775	12.685	13.136	13.512	274.569
MG	13.942	13.919	14.353	14.861	14.853	14.686	15.656	15.782	15.711	16.169	16.114	16.061	16.004	16.613	14.743	15.985	16.026	16.214	16.845	319.527
ES	1.849	1.900	1.996	1.998	2.009	2.619	3.018	2.934	3.056	3.193	3.326	3.249	3.246	3.390	3.387	3.402	3.394	3.137	3.351	57.793
RJ	11.909	12.144	12.686	12.002	12.531	12.652	13.672	13.120	13.151	14.147	14.338	13.562	13.806	14.213	12.846	13.439	13.849	14.440	15.123	276.460
SP	16.870	16.419	17.721	17.811	18.380	19.915	21.785	22.226	21.746	22.329	22.145	21.675	21.111	20.881	19.051	19.513	19.500	20.694	21.616	413.496
PR	6.989	7.027	7.224	7.381	7.524	7.456	8.001	8.173	8.251	8.410	8.586	8.544	8.420	9.072	8.107	8.649	9.074	9.291	9.529	168.998
SC	2.510	2.607	2.806	2.842	2.742	3.556	3.704	3.956	3.845	3.981	4.121	4.342	4.128	4.404	4.590	4.258	4.464	4.566	4.732	76.869
RS	9.126	9.578	9.668	10.371	10.222	11.597	12.351	12.808	12.928	13.241	13.238	12.771	12.841	13.271	13.448	13.458	13.352	13.300	13.424	247.656
MS	1.963	1.957	2.031	2.239	2.120	2.572	2.935	2.862	2.921	3.156	3.090	3.093	3.140	3.293	2.925	2.889	2.886	2.793	2.842	55.297
MT	2.292	2.219	2.311	2.215	2.371	2.675	3.022	3.280	3.224	3.371	3.696	3.186	3.286	3.302	3.347	3.408	3.278	3.468	3.504	61.414
GO	4.864	4.928	5.204	5.276	5.544	6.318	6.600	6.982	6.783	7.368	7.253	7.303	7.097	7.236	6.935	7.391	6.976	7.029	7.244	132.758
DF	3.440	3.382	3.772	4.036	4.175	4.993	5.514	5.666	6.007	5.882	6.218	5.885	6.050	6.260	5.006	5.284	5.123	5.451	5.555	104.108
Total	120.000	120.862	127.039	128.639	132.101	153.508	166.010	168.501	169.105	175.519	177.633	175.961	172.711	179.250	164.625	170.032	170.302	174.000	180.727	3.248.072

Fonte: Elaboração própria com base em dados das PNADs 1995 a 2015.

## Anexo C – Relação entre o gap salarial estimado e o desemprego por UF (1995-2015)

Gráfico 5 – Relação entre o gap salarial estimado e o desemprego por UF, 1995-2015.



Fonte: Elaboração própria com base em dados das PNADs 1995 a 2015.



## Anexo D – Resultado dos modelos utilizados no teste de Hausman

Como mencionado na Seção 3.5 o teste de Hausman depende da hipótese de homoscedasticidade e observando as estimativas obtidas nos modelos com erros padrão robustos, percebe-se que variáveis como transferências/RCL, percentual de funcionários públicos e déficit operacional passam a ser estatisticamente significativas, o que corrobora para a rejeição da hipótese de homoscedasticidade, além de indicar a necessidade de um teste de diferenciação de parâmetros que incorpore estimativas com erros robustos, como o procedimento de Mundlak.

Tabela 7– Estimativas com erros padrão não robustos utilizadas no teste de Hausman.

	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
Desemprego	3,442*** (0,664)	2,977*** (0,612)
Desemprego <sup>2</sup>	-17,98*** (3,145)	-15,11*** (2,980)
Transferências/RCL	0,499 (0,771)	-0,00739 (0,0356)
% de func. públicos	-3,869 (7,703)	-0,162 (0,185)
Déficit operacional	-0,0658 (0,0793)	0,00719 (0,0165)
Eleição	0,135*** (0,0241)	0,154*** (0,0224)
Reeleição	0,0111 (0,0124)	0,0141 (0,0130)
PIB indústria (%)	-0,0654 (0,140)	-0,424*** (0,115)
<b>Heterogeneidade por UF</b>		
Transferências/RCL	NÃO	SIM
Déficit Operacional	NÃO	SIM
% de func. públicos	NÃO	SIM
<b>Dummies de ano</b>		
Intercepto	SIM	SIM
Observações	567	567
R <sup>2</sup> (intragrupos)	0,616	0,4631
Número de UFs	27	27

Fonte: Elaboração própria. Erros padrão entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05 e \* p<0,10.