

Diferencial de salários público-privado e ciclo econômico no Brasil

Fernando Fabian de Freitas Martins (EPPEN/Unifesp)
Daniela Verzola Vaz (EPPEN/Unifesp)

Resumo: 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 2002 a 2015. Uma vez obtidos os diferenciais por ano e por UF, eles são adotados como variável dependente em uma abordagem de painel dinâmico para verificar a hipótese de um comportamento cíclico, fazendo-se uso de covariadas como a taxa de variação do PIB real, a taxa de desemprego, indicadores de finanças públicas e participação dos funcionários públicos na força de trabalho estadual. Para tratar o problema de endogeneidade inerente a esse tipo de modelagem, são propostas duas especificações estimadas por GMM, uma pelo modelo de Blundell-Bond, com inclusão das equações em diferenças e em nível, visando capturar os principais pontos propostos pela literatura acerca do assunto, e outra utilizando o modelo de Arellano-Bond com controle para proliferação de instrumentos e utilizando uma matriz de pesos eficiente (*two-step* GMM) com correção de viés de pequenas amostras. Os resultados mostram que o diferencial de salários apresenta dois comportamentos, um pró e outro contracíclico, o primeiro atrelado aos reajustes acima da média obtidos pelos funcionários públicos em anos de crescimento econômico, e o segundo associado à rigidez de demissões em períodos de aumento do nível de desemprego na economia.

Palavras-chave: Diferencial de salários público-privado, ciclo econômico, painel dinâmico.

Abstract: 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 2002 to 2015 annual data from the National Household Sample Survey (PNAD/IBGE). Once the public-private wage differentials are obtained for each year and state government, they are adopted as the dependent variable in a dynamic panel data approach to verify the hypothesis of a countercyclical behavior. The covariates used are the real GDP growth rate, the unemployment rate, public finance indicators, and the percentage of public employees over total employment. To deal with the endogeneity problem intrinsic to this type of modeling, we adopt two specifications estimated by GMM. The first one is the Blundell-Bond model, with level and difference equations to treat the main aspects pointed out by the literature. The other one is the Arellano-Bond model, controlling the problem of too many instruments and correcting the weight matrix for the small sample bias (*two-step* GMM). Our findings show that the wage differential has two behaviors, one pro-cyclical and other countercyclical. The first one is due to the salary adjustments above the mean obtained by public sector employees in years of economic growth. The second is associated with the public sector firing restrictions in periods of rising unemployment.

Keywords: Public-private wage gap, economic cycle, dynamic panel.

Classificação JEL: J31, J45 e H50.

Área ANPEC: 5 - Economia do Setor Público

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 1980¹. Desde então, diversos autores buscaram estimar apropriadamente a magnitude desse diferencial e

¹ Ver, por exemplo, Macedo (1985) e Saldanha, Maia e Camargo (1988).

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, GILL; MENDONÇA; BARROS, 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 contra cíclico?

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 2002-2015. 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. A finalidade dessa análise é observar como o diferencial de salários entre os setores público e privado se relaciona com o ciclo econômico. A hipótese de que existe uma relação de causalidade entre esses fatores se apoia no fato de que os setores público e privado têm distintas funções de demanda por mão de obra. Apesar de isso ser um fator subentendido na literatura nacional sobre o tema, trabalhos como o de Quadrini e Trigari (2007) mostram, para a economia dos Estados Unidos, que o setor público tem maior rigidez no processo de contratação e demissão do que o setor privado. É razoável considerar que a mesma rigidez exista no Brasil e, assim, em tempos em que a atividade econômica enfraquece e o setor privado tende a contrair a demanda por mão de obra e reduzir os níveis de salários, o setor público mantenha certo nível de empregabilidade e o diferencial de salários se eleve. Por outro lado, em períodos de expansão econômica é possível que os salários no setor privado corram à frente dos observados no setor público. No limite, é plausível admitir um prêmio positivo e contra cíclico por se trabalhar no setor público.

Essa temática mostra-se particularmente relevante na atual condição fiscal em que se encontram os estados brasileiros. Segundo dados do Tesouro Nacional, até março de 2019 13 de 26 unidades federativas (excluindo apenas o estado de Minas Gerais) estavam 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 de Finanças dos Entes Subnacionais mostra que em 2017 14 estados violaram a Lei de Responsabilidade Fiscal, superando o limite de 60% de gastos com pessoal sobre a Receita Corrente Líquida. Esse cenário torna o debate sobre a remuneração dos funcionários públicos cada vez mais necessário.

A metodologia adotada para a análise compreende a estimação de um modelo de painel dinâmico, tendo em vista o comportamento auto-regressivo do prêmio salarial. Para tratar o problema da endogeneidade inerente a esse tipo de modelagem, são propostas duas especificações estimadas por GMM. A primeira é o modelo de Blundell-Bond, com inclusão de equações em diferenças e em nível, visando capturar os principais pontos propostos pela literatura acerca do assunto. A segunda utiliza o modelo de Arellano-Bond com controle para proliferação de instrumentos e a adoção de uma matriz de pesos eficiente (*two-step* GMM) com correção de viés de pequenas amostras, como demonstrado em Roodman (2009).

Os resultados observados comprovam a relação inversa ao nível de desemprego como modelado em Quadrini e Trigari (2007) e corroborado por Maczulskij (2013), bem como uma relação positiva com

o crescimento do PIB, relação essa ainda pouco explorada pela literatura existente e inerente a países de política fiscal pró-cíclica.

Este trabalho encontra-se organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção seguinte traz à luz alguns elementos teóricos que buscam explicar a existência de um diferencial salarial em favor dos empregados do setor públicos (2.1), realizando, também, uma revisão de trabalhos anteriores sobre o tema (2.2). A terceira seção apresenta a metodologia empregada para a mensuração do diferencial salarial público-privado (3.1) e para a estimação do modelo de dados em painel que adota tal diferencial como variável dependente (3.2), com especial ênfase nas questões atinentes à qualidade do ajuste (3.2.1). Na quarta seção apresentam-se estatísticas descritivas do hiato salarial (4.1) e os resultados da modelagem em painel (4.2). O trabalho é encerrado na seção 5 com as considerações finais.

2. Revisão de Literatura

2.1 Fundamentação teórica

Dentre os argumentos citados na literatura para explicar a existência de um diferencial salarial em favor dos empregados do setor público, encontra-se o fato de o governo não conseguir determinar salários de maneira eficiente para alguns cargos, por não haver base comparável no setor privado (FOGEL; LEWIN, 1974). Bender (1998) faz uma boa síntese das teorias comumente utilizadas e que têm permeado as justificativas até hoje. De maneira geral, as teorias caminham entre dois extremos, as explicações mercadológicas e as subjetivas.

De acordo com a abordagem mercadológica, as principais justificativas para a existência do diferencial público-privado, usualmente positivo, são: i) curva de demanda por trabalho inelástica por parte do setor público, o que abre espaço para maior poder de barganha por parte dos sindicatos; ii) problema de *screening* do setor público, que, quando está mapeando os salários no setor privado para pagar seus pares no setor público, só observa empresas de determinado tamanho mínimo, usualmente as maiores, e que pagam salários acima da média do mercado; iii) o governo tende a pagar para atrair trabalhadores que, por outros motivos, prefeririam seguir carreiras no setor privado pelo mesmo salário.

Entre as abordagens de cunho mais subjetivo encontram-se justificativas como: i) o fato de os funcionários públicos terem suas funções entendidas como essenciais e com impacto direto sobre o bem-estar da população, o que demanda maiores salários para se ter um serviço menos disruptivo; ii) elevado poder de barganha dos sindicatos de servidores públicos, que tendem a ser mais articulados e menos fragmentados; iii) uso dos salários dos servidores públicos como política social e/ou fiscal; iv) maximização de uma ‘função voto’ por parte dos políticos, que enxergam no funcionalismo público não só a prestação de serviços, mas também a geração de votos.

Outra questão a ser pontuada é a capacidade de financiamento dos governos, que ajudaria a explicar parte dos diferenciais de salário, em particular, a razão de os diferenciais salariais do governo federal serem mais elevados do que os estaduais, e estes serem maiores do que o dos governos municipais (que chegam a ser negativos, inclusive). Como controladores da emissão de moeda e títulos, governos centrais têm maior capacidade de financiamento do que 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 através 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.

Na outra ponta da análise, a abordagem microeconômica de Quadrini e Trigari (2007) analisa o comportamento médio da formação de salários no setor privado. Os autores argumentam que a formação de salários se dá por uma barganha de Nash, maximizando uma função salário que equilibra elementos do lado da demanda por trabalho (valor esperado da vaga e valor da procura por emprego) e da oferta de trabalho (valor esperado da vaga e valor da oferta da vaga), mediados pelo poder de barganha do empregado e do empregador. No limite, uma relação entre oferta e demanda por mão de obra.

Um último aspecto que está no cerne da pesquisa é a definição de ciclo econômico. Este trabalho se atém a uma definição mais simples e ampla, que considera como ciclo as flutuações do nível de produto e do nível de emprego da economia no curto prazo.

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 mais descritivo, como em Maia e Saldanha (1988), passando por regressões quantílicas (Belluzzo, Anuatti-Neto e Pazello, 2005, e Araújo, 2011), exercícios contra factuais (Foguel et al., 2000, e Barbosa, Barbosa Filho e Lima, 2013), decomposição de Blinder-Oaxaca (Macedo, 1985, Vaz e Hoffmann, 2007, e Braga Firpo e Gonzaga, 2009), chegando as estimativas mais recentes com correção para viés de seleção amostral (Barbosa, Barbosa Filho e Lima, 2013, e Rosa e 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 os últimos encontram 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 que os segundos encontram resultados em torno de 8,0%. As diferenças metodológicas residem não apenas nas diferenças entre os 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 por ramo de atividade e nem segregam os diferentes estratos governamentais. Além desses controles mais evidentes, diferenças no recorte da carga horária, recorte etário, setores abrangidos, inclusão dos informais etc. 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. 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 contra intuitivas. 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 metodologia de análise ainda não utilizada na literatura nacional para explorar essa temática, o painel dinâmico, a fim de estimar o diferencial de salários condicional em relação a variáveis macroeconômicas, bem como levando em conta componentes de ajuste temporal não observados nem nos trabalhos internacionais.

3. Metodologia

3.1 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 2002 a 2015². 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 para uso/consumo próprio, 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 autodeclararam vinculados aos níveis federal ou municipal de governo); viii) seleção apenas dos rendimentos provenientes do trabalho principal.

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 foi a campo no período 2002-2015, por meio de equações mincerianas, conforme o modelo especificado a seguir.

$$\ln \text{rendh}_i = \alpha + \beta \text{publico}_i + \mathbf{X}\boldsymbol{\gamma} + u_i, i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

em que *publico* é uma variável binária que indica se o trabalhador se autodeclara ocupado no setor público estadual, \mathbf{X} é a matriz $n \times k$ de variáveis de controle e $\boldsymbol{\gamma}$ o vetor $k \times 1$ de coeficientes associados

² A razão para não se contemplar os dados da PNAD anteriores a 2002 se dá devidas às mudanças na estrutura de classificação das ocupações, que deram origem à CBO-Domiciliar e não guardam comparabilidade com a classificação anterior a esse período. Para descrição da metodologia e histórico de mudanças na classificação das ocupações vide: <https://concla.ibge.gov.br/classificacoes/por-tema/ocupacao>.

a esses controles. O conjunto de controles adotado inclui idade, idade ao quadrado e binárias para diferenciar: mulheres; a pessoa de referência na família das demais; negros (pretos e pardos) de não negros; os graus de escolaridade (sem nenhuma instrução formal, ensino fundamental incompleto, fundamental completo, médio incompleto, médio completo, superior incompleto e superior completo); domicílios situados em região metropolitana daqueles em área urbana não metropolitana e em área rural não metropolitana; os nove grupamentos ocupacionais definidos pelo IBGE; empregados sem carteira de trabalho assinada dos com carteira ou estatutários; e os trabalhadores afiliados a algum sindicato. Admitindo que eles captem a maior parte dos fatores que influenciam a determinação do rendimento individual do trabalho, o coeficiente β , associado à $publico_i$, 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.

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 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 nesse ano.

Cumprido destacar que neste trabalho a estimação das equações mincerianas não tem como finalidade encontrar o valor mais preciso possível para a magnitude do diferencial salarial público-privado no Brasil. Conforme revisado na seção anterior, diversos trabalhos na literatura empírica nacional tiveram essa finalidade, adotando os procedimentos metodológicos mais apropriados para isso, como modelos que incorporam a correção do viés de seleção amostral ou que controlam efeitos fixos individuais ao longo do tempo. Este trabalho, entretanto, está voltado ao comportamento intertemporal desse hiato de rendimentos e a sua inter-relação com variáveis macroeconômicas, conforme será discutido na próxima seção. Assim, ainda que fatores como o viés de seleção amostral ou a omissão de variáveis relevantes na determinação do rendimento individual possam afetar a magnitude do diferencial salarial público-privado em um determinado instante no tempo, presume-se que eles não tenham se alterado ao longo do tempo e, assim, comprometido a dinâmica temporal do hiato salarial público-privado.

3.2 Modelagem em painel

Após a obtenção dos diferenciais controlados de salários 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 2, a seguir, obtidas a partir de diversas fontes públicas.

Quadro 1: Variáveis utilizadas no modelo de dados em painel.

Variável	Descrição	Fonte
pibg	Taxa de crescimento do PIB real das diferentes UFs, deflacionada pelo Deflator Implícito do PIB para o Brasil.	IBGE/IPEA (PIB) e IBGE (Deflator Implícito do PIB)
desemp	Taxa de desemprego.	Calculada com base nos dados da PNAD
funcpub	% de funcionários empregados no setor público estadual sobre total de trabalhadores na UF.	Calculado com base nos dados da PNAD
roppib	Resultado operacional primário (Receita Total subtraída a Despesa Total sem encargos financeiros) sobre PIB.	IBGE/IPEA (PIB) e Tesouro Nacional
norte nordeste centro sul	Variáveis binárias para as unidades da federação brasileiras, sendo a região Sudeste tomada como base.	Elaboração própria

Fonte: elaboração própria.

Apesar de na especificação final dos modelos em painel apresentados neste trabalho constarem apenas variáveis associadas à ciclicidade da economia, em estimativas anteriores foram considerados outros controles de finanças públicas, como volume de dívida e volume de transferências recebidas. Porém, como esses controles não se mostraram significativos e tornaram não significativos os testes de sobreidentificação (descritos adiante), optou-se por sua não inclusão nas especificações apresentadas.

Para calcular a relação do diferencial salarial com o ciclo econômico e demais variáveis macroeconômicas selecionadas é utilizada a abordagem de dados em painel. O modelo representado pela Equação (2), a seguir, descreve a relação do diferencial de salários com as variáveis macroeconômicas selecionadas:

$$gap_{it} = \sum_{s=1}^S \rho_s gap_{it-s} + \sum_{j=0}^J \beta_j desemp_{it-j} + \gamma_1 pibg_{it} + \mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \delta_t + c_i + u_{it}, \quad (2)$$

$i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$

em que gap_{it} representa o diferencial de salários público-privado para as diferentes UF's brasileiras em cada período, sendo estimado como descrito na seção anterior; gap_{it-s} são as três primeiras defasagens da variável dependente; $desemp_{it-s}$ é a taxa de desemprego estadual, tendo sido considerada sua relação contemporânea com o gap , bem como suas duas primeiras defasagens; $pibg_{it}$ representa a taxa de variação do PIB real na UF correspondente; \mathbf{X} é a matriz $(TN) \times k$ que contém as demais variáveis explicativas descritas no Quadro 2 e $\boldsymbol{\theta}$ o vetor $k \times 1$ de coeficientes associados; δ_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 resíduo aleatório. Cabe notar que para a elaboração deste trabalho foram consideradas $N = 27$ unidades da federação e $T = 15$ anos.

Dado o caráter autorregressivo do diferencial de salários, foi utilizada a abordagem de painel dinâmico. Técnicas de estimação para painéis dinâmicos remontam ao começo dos anos 1980, com o método proposto por Anderson e Hsiao (1982), e foram aperfeiçoados durante quase vinte anos, culminando no estimador de Blundell e Bond (1998).

Além de incorporar os efeitos persistentes no tempo sobre a variável dependente, a abordagem de painel dinâmico é indicada para dados com um horizonte de tempo reduzido, traduzido por $N > T$, em geral com T fixo e $N \rightarrow \infty$ ³. O principal problema nesse tipo de modelagem consiste na inclusão de defasagens da variável dependente. Seja o modelo hipotético:

$$y_{it} = \rho y_{it-1} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it}, \text{ em que } i = 1, 2, \dots, n \text{ e } t = 1, 2, \dots, T. \quad (3)$$

Como y_{it} é função de c_i , y_{it-1} também será função de c_i , incorrendo-se no problema de endogeneidade caso o efeito não observado não seja tratado apropriadamente. A adoção de um modelo de efeitos aleatórios parte do princípio de que $E[y_{it-1}c_i] = 0$, bem como $E[\mathbf{X}'c_i] = \mathbf{0}$, uma assunção forte a ser mantida. A alternativa sempre consistente é a estimação por efeitos fixos. Nesse caso, como demonstrado por Nickel (1981) e sintetizado em Roodman (2009), a defasagem da variável dependente pode ser escrita como $\bar{y}_{it-1} = y_{it-1} - \left[\frac{1}{(T-1)}\right](y_{i2} + \dots + y_{iT})$, ao mesmo tempo em que o termo de erro se torna $\bar{u}_{it} = u_{it} - \left[\frac{1}{(T-1)}\right](u_{i2} + \dots + u_{iT})$. O problema se dá no fato de que y_{it-1} contido em \bar{y}_{it-1} tem correlação negativa com $-\left[\frac{1}{(T-1)}\right]u_{it-1}$ em \bar{u}_{it} , ao mesmo tempo em que os termos $-\left[\frac{1}{(T-1)}\right]y_{it}$ e u_{it} também se movem juntos. Portanto, a relação entre o regressor e o termo de erro não desaparece⁴. Apesar de o viés tender a desaparecer na medida em que $T \rightarrow \infty$, cabe lembrar que o universo de dados tratado

³ No limite, há o caso em que N é fixo enquanto T pode tender ao infinito. Entretanto, conforme aponta Wooldridge (2010), em casos em que N é suficientemente maior do que T e o pressuposto de independência na dimensão *cross section* for minimamente respeitado, partir de uma teoria assintótica elaborada para T fixo com $N \rightarrow \infty$ é uma aproximação completamente plausível.

⁴ Kiviet (1995) apresenta como alternativa uma estimação por Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummy* (LSDV) e uma correção do viés negativo que pode ser estimada. Alternativa esta que funciona somente para painéis balanceados e não leva em conta possível endogeneidade dos demais regressores.

com esse tipo de abordagem usualmente possui uma dimensão temporal reduzida. Judson e Owen (1999) mostram que mesmo com $T = 30$ as estimativas ainda apresentam um viés de 20%.

Anderson e Hsiao (1982) propõem a adoção de um modelo em primeira diferença para endereçar a relação entre y_{it-1} e c_i . Tem-se, então, a Equação (4):

$$\Delta y_{it} = \rho \Delta y_{it-1} + \Delta \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \Delta u_{it} \quad (4)$$

em que Δ representa o operador de diferenciação. Entretanto, ainda se tem que $E[\Delta y_{it-1} u_{it}] \neq 0$. A solução proposta para o problema de endogeneidade está na utilização de defasagens das variáveis em nível como instrumentos para as variáveis em diferenças, premissa válida apenas se Δu_{it} não apresentar correlação serial. Os requisitos de variável instrumental necessários são: $E[y_{it-2} \Delta y_{it-1}] \neq 0$ e $E[y_{it-2} \Delta u_{it}] = 0$, bem como $E[\mathbf{X}'_{it-1} \mathbf{X}_i] \neq \mathbf{0}$ e $E[\mathbf{X}'_{it-1} \Delta u_{it}] = \mathbf{0}$.

Para cada defasagem do modelo em diferenças, existirão $T - 2$ instrumentos disponíveis. Por exemplo, para um modelo com $T = 5$, podem ser utilizados y_{it-2} , y_{it-3} e y_{it-4} como instrumentos para Δy_{it-1} . Anderson e Hsiao (1982) sugerem a estimação por mínimos quadrados ordinários em dois estágios (MQ2E).

Arellano e Bond (1991) estendem a abordagem previamente proposta e, além da estimação pelo método dos momentos generalizado (GMM), que gera estimativas eficientes em relação a MQ2E, defendem o uso de todas as defasagens possíveis como instrumentos, diferentemente de Anderson e Hsiao (1982), que defendem a utilização de até três defasagens na instrumentalização.

Arellano e Bover (1995) criticam essa abordagem, mostrando que as variáveis defasadas em nível se mostram instrumentos fracos para variáveis diferenciadas, especialmente se as primeiras não são estacionárias. Os autores sugerem a utilização de desvios ortogonais futuros dentro da estimação por GMM. No limite, o método consiste na subtração da média de todas as observações futuras para todas as unidades *cross section*, perdendo-se, assim, a última observação, ao invés da primeira, como nos procedimentos anteriores. Posteriormente obtêm-se os resíduos da série estimada, com variância equalizada. Esse tipo de diferenciação elimina o efeito individual (c_i) e permite a utilização das variáveis defasadas como instrumentos.

Por fim, Blundell e Bond (1998) argumentam que, além das condições de momento necessárias para as equações em primeira diferença, mencionadas acima, há a possibilidade de se incluir todo um novo conjunto de equações caso as diferenças defasadas não sejam correlacionadas com o efeito individual (c_i). Tem-se, então: $E[\Delta y_{it-1}(c_i + u_{it})] = 0$ e $E[\Delta \mathbf{X}'_{t-1}(c_i + u_{it})] = \mathbf{0}$, sendo $t = 2, 3, \dots, T$, se \mathbf{X} for endógeno, e $E[\Delta \mathbf{X}'_t(c_i + u_{it})] = \mathbf{0}$, sendo $t = 1, 2, \dots, T$ para \mathbf{X} exógeno.

Apesar das diferentes condições de momento consideradas em cada abordagem, a estimação por GMM supõe a escolha de uma matriz de pesos ótima, ou seja, que gere a menor variância e leve em consideração problemas como heterocedasticidade e autocorrelação.

Assim como demonstrado em Cameron e Trivedi (2016), para um painel qualquer de ordem $N \times T$ representado por $\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_i$ ⁵, se empilharmos as T observações até o i -ésimo indivíduo e assumirmos a existência de uma matriz de instrumentos \mathbf{Z}_i com mais condições de momento (m) do que parâmetros (k) a serem estimados, as condições de momento a serem satisfeitas são: $E[\mathbf{Z}'_i \mathbf{u}_i] = \mathbf{0}$. O estimador de GMM para essas condições de momento é aquele que minimiza a seguinte forma quadrática dada pela Equação (5):

$$Q_N(\boldsymbol{\beta}) = \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{u}_i \right]' \mathbf{W}_N \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \mathbf{u}_i \right] \quad (5)$$

em que \mathbf{W}_N é uma matriz de pesos quadrada e positiva semidefinida de ordem $m \times m$.

Dado que $\mathbf{u}_i = \mathbf{y}_i - \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}$, pode-se reescrever o estimador como na Equação (6):

⁵ Dentro do contexto de Painel Dinâmico pode-se substituir \mathbf{X}_i e \mathbf{u}_i por $\Delta \mathbf{X}_i$ e $\Delta \mathbf{u}_i$ sem que haja perda de generalização da estimação.

$$\hat{\beta} = \left[\left(\sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i \mathbf{z}_i \right) \mathbf{W}_N \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i \mathbf{x}_i \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i \mathbf{z}_i \right) \mathbf{W}_N \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i \mathbf{y}_i \right) \quad (6)$$

A estimação de uma matriz de pesos eficiente depende da estimação de um \mathbf{W}_N inicial, mesmo que ineficiente (uma matriz identidade, por exemplo). Em geral, utiliza-se a mesma da estimação por MQ2E, a inversa da matriz de variância e covariância: $\mathbf{W}_N = [\sum_i \mathbf{z}'_i \mathbf{z}_i]^{-1}$.

Considerando uma estimação consistente da matriz de variância e covariância da Equação (6), tem-se a Equação (7):

$$\hat{\mathbf{S}} = \text{plim} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \hat{\mathbf{u}}_i \hat{\mathbf{u}}'_i \mathbf{z}_i \quad (7)$$

Reescrevendo a Equação (6), porém com $\mathbf{W}_N = \hat{\mathbf{S}}^{-1}$, tem-se um estimador de GMM eficiente factível em dois estágios (*two-step* GMM – 2SGMM).

Os modelos de painel dinâmico aqui descritos podem apresentar diferentes métodos de estimação. A estimação utilizando a inversa da matriz de variância e covariância, com $\mathbf{W}_N = [\sum_i \mathbf{z}'_i \mathbf{z}_i]^{-1}$, parte da premissa de ausência de heterocedasticidade e autocorrelação entre os indivíduos e através do tempo, enquanto a estimação por 2SGMM, com $\mathbf{W}_N = \hat{\mathbf{S}}^{-1}$, é robusta a ambos.

Por fim, outro aspecto relevante para a estimação por GMM é o excesso de instrumentos, que pode gerar efeitos indesejados sobre testes de sobreidentificação. De maneira geral, a inclusão de mais instrumentos aumenta a quantidade de informação do modelo, o que, conseqüentemente, deve tornar as estimativas mais eficientes. Entretanto, quando são utilizados muitos instrumentos, as condições de momento construídas pelo estimador de GMM começam a se tornar redundantes, de modo que fica cada vez mais difícil a rejeição da hipótese nula, inclusive gerando p-valores para os testes de sobreidentificação que chegam a ser sistematicamente iguais a 1.

Para atacar o problema da inconsistência, duas medidas, descritas na literatura como *curtaining* e *collapsing*, podem ser tomadas. A primeira implica a limitação direta do número de defasagens utilizadas como instrumentos, assim como já proposto por Anderson e Hsiao (1982). Já a segunda, proposta por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), tem implicações na forma da matriz de instrumentos. Os autores sugerem a construção da matriz de instrumentos de forma a reduzir a quantidade de condições de momento utilizadas evitando a perda de informação. Para cada período individual t substitui-se as condições de momento $E[y_{it-s} \Delta u_{it}] = 0$ por $E[\sum_{t=s}^T y_{it-s} \Delta u_{it}] = 0$, reduzindo significativamente o número total de instrumentos.

A regra de bolso geralmente utilizada é a de que o número de condições de momento não deve ser superior a N . No caso do painel para as UFs brasileiras, o número desejável deve ser menor do que 27^6 .

3.2.1 Qualidade do ajuste

Após a estimação por GMM se faz necessária a avaliação da qualidade do ajuste, por meio de um teste de sobreidentificação. A hipótese nula é a de que as condições de momento centrais da amostra convergem para zero. A estatística segue uma distribuição $\chi^2_{(m-k)}$. Segundo Cameron e Trivedi (2016), o teste de sobreidentificação (OIR⁷) é dado pela Equação (8):

⁶ Embora essa seja uma regra adotada na prática, com base em Roodman (2009), de fato, não há uma indicação adequada de quantos instrumentos devem ser utilizados. Para modelos em que já se tem uma boa qualidade de ajuste mesmo com um número reduzido de instrumentos, mas ainda assim há mais de um modelo válido, a utilização de Critérios de Informação (AIC, BIC e HQ) se faz de grande valia.

⁷ Abreviação para *Overidentifying Restrictions*.

$$OIR = \left[\sum_{i=1}^N \hat{\mathbf{u}}_i' \mathbf{z}_i \right] (N\hat{\mathbf{S}})^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \hat{\mathbf{u}}_i \right] \quad (8)$$

em que $\hat{\mathbf{u}}_i = \mathbf{y}_i - \mathbf{z}_i' \hat{\boldsymbol{\beta}}_{2SGMM}$ e $\hat{\mathbf{S}}$ é obtido como descrito na Equação (7). A única assunção necessária é a de independência entre as unidades de observação, sendo permitida heterocedasticidade e correlação em t . A rejeição da hipótese nula indica que alguns dos instrumentos em \mathbf{Z}_i são correlacionados com o termo de erro e , portanto, endógenos. Na prática, a probabilidade de aceitação da hipótese nula está diretamente associada à qualidade do ajuste⁸, sendo preferível um p-valor $\geq 25\%$.

Cabe mencionar que para esse tipo de modelo, a inclusão de controles, mesmo que não significativos individualmente, é benéfica, desde que melhorem as condições de momento gerais do modelo.

Um segundo teste a ser observado, que diz respeito exclusivamente à estimação de painéis dinâmicos, é o teste de autocorrelação de Arellano e Bond (1991), aplicado sobre os resíduos em primeira diferença. Como Δu_{it} é correlacionado com Δu_{it-1} pelo componente u_{it-1} em comum, não necessariamente tem-se que $E[\Delta u_{it} \Delta u_{it-1}] = 0$, então a ideia geral é a de que para checar a existência de correlação serial de primeira ordem nos resíduos em nível deve-se testar a existência de correlação serial de segunda ordem nos resíduos em diferenças. Procura-se uma correlação de ordem l em nível testando uma correlação de ordem $l + 1$ nas diferenças. A consistência do estimador de GMM, nesse caso, depende de $E[\Delta u_{it} \Delta u_{it-l}] = 0$ para $l = 2, \dots, T$. Como descrito em Roodman (2009), o teste de autocorrelação de Arellano-Bond (ABAR) é dado pela Equação (9):

$$ABAR_l = \frac{1}{N} \sum_i \hat{\mathbf{E}}_i^{-l} \hat{\mathbf{E}}_i \quad (9)$$

em que $\hat{\mathbf{E}}$ é a matriz de resíduos de um painel dinâmico qualquer estimado por 2SGMM com variáveis previamente diferenciadas. Sob a hipótese nula de ausência de correlação serial de ordem l , essa estatística de teste possui esperança incondicional igual a zero. Além disso, assumindo que não haja correlação entre os indivíduos, ela segue uma distribuição assintótica normal, de acordo com o Teorema do Limite Central⁹.

4. Resultados

4.1 Análise descritiva

Após se estimar o diferencial salarial entre os funcionários públicos estaduais e os empregados do setor privado, como proposto na Equação (1), obtêm-se resultados que se encontram em linha com os diversos trabalhos empíricos já feitos, mostrando um prêmio salarial positivo em favor do setor público.

A Figura 1 mostra como o diferencial médio de rendimentos (ponderado pelo tamanho das amostras em cada UF) evoluiu no Brasil entre os anos de 2002 e 2015.

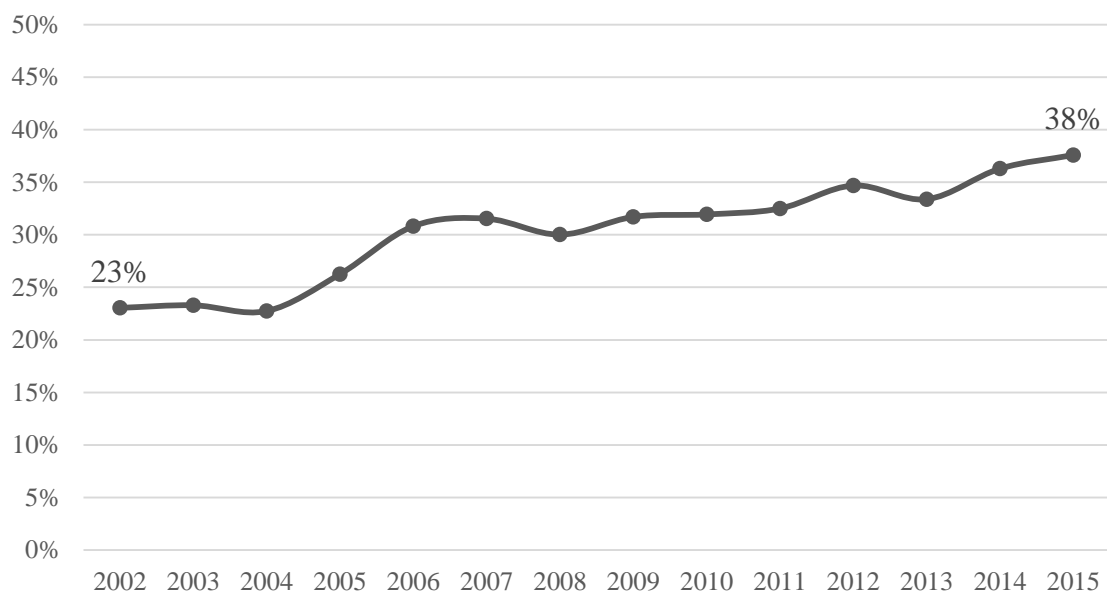
Nos 14 anos observados, o diferencial de salários cresceu 14,6 pontos percentuais (p.p.), passando de 23,0% em 2002 para 37,6% em 2015. Observa-se um crescimento mais acentuado entre os anos de 2004 a 2006.

Apesar de constatado um diferencial relativamente elevado entre funcionários de mesmas características, este pode ser ainda maior se considerados outros aspectos. 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 ainda maior.

⁸ Dado que o modelo não sofre com proliferação de instrumentos.

⁹ Para a derivação completa da variância assintótica do teste, ver a seção 3.5 de Roodman (2009).

Figura 1: Diferencial de salários (%) entre o setor público estadual e o setor privado. Brasil, 2002-2015.



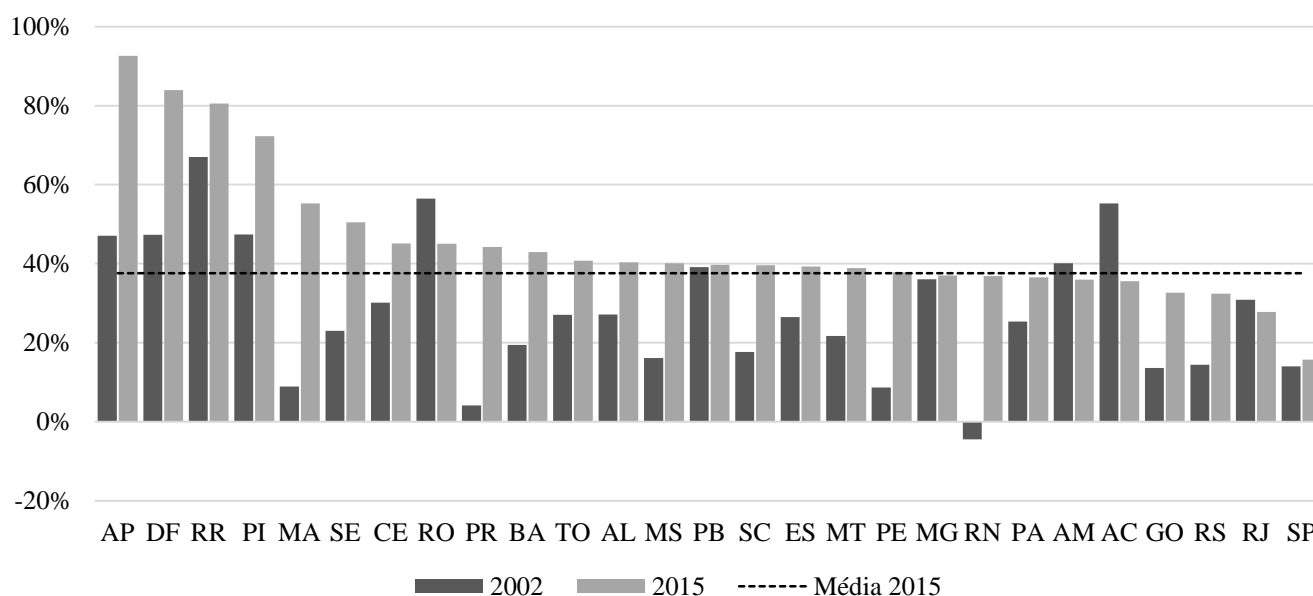
Fonte: Microdados PNAD 2002-2015. Elaboração própria.

Nota: o resultado para 2010 foi obtido por interpolação linear dos valores adjacentes.

A unidade da federação com maior diferencial no ano de 2015 é o Amapá, que em 2002 apresentava um valor de 47,1% e chegou em 2015 com 92,6%, um ganho de 45,5 p.p., crescimento inferior apenas ao observado no estado do Maranhão (+46,3%). Destaque especial também é feito ao Distrito Federal, Roraima e Piauí, que juntamente com Maranhão e Amapá são as únicas UFs em que o diferencial estimado é superior a 50%. No outro extremo figura o estado de São Paulo, com o menor diferencial em 2015 (14,0%). Cabe notar também que apenas três UFs apresentaram resultados menores em 2015 do que quando comparados com 2002: Rio de Janeiro (-3,1%), Rondônia (-11,5%) e Acre (-19,7%).

A Figura 2 compila os resultados obtidos nas duas extremidades temporais da base de dados, bem como a comparação com média ponderada para o ano de 2015.

Figura 2: Diferencial de salários (%) entre os setores público estadual e o privado. Brasil, 2002/2015.



Fonte: Microdados PNAD 2002-2015. Elaboração própria.

A seguir, a Tabela 1 resume os resultados encontrados em cada UF para os dois extremos temporais, ordenados do maior para o menor diferencial encontrado no ano de 2015.

Tabela 1: Diferencial de salários (%) entre o setor público e o privado entre 2002-2015.

UF	2002	2015	Média (2002-2015)	Desv. Pad.	Δ 2002-2015	N (2015)
AP	47,1	92,6	70,4	17,9	45,5	437
DF	47,3	84,0	71,7	14,8	36,6	2.051
RR	67,0	80,5	53,0	15,6	13,5	370
PI	47,4	72,2	39,0	13,6	24,9	560
MA	8,9	55,2	35,7	19,2	46,3	627
SE	23,1	50,5	45,1	18,4	27,4	707
CE	30,2	45,2	32,7	7,4	15,0	2.145
RO	56,5	45,0	45,6	8,9	-11,5	841
PR	4,1	44,2	31,6	14,5	40,1	3.166
BA	19,5	42,9	32,7	8,3	23,4	3.563
TO	27,0	40,8	31,9	10,1	13,7	636
AL	27,1	40,4	42,5	10,2	13,2	477
MS	16,1	40,1	41,1	14,9	24,0	873
PB	39,2	39,7	42,5	11,1	0,6	692
SC	17,7	39,6	32,7	10,1	22,0	1.477
ES	26,5	39,3	40,4	11,7	12,8	894
MT	21,7	38,9	30,0	8,1	17,2	1.096
PE	8,7	37,8	24,4	8,4	29,1	3.120
MG	36,1	37,0	30,8	5,6	0,9	4.975
RN	-4,5	36,8	30,1	18,7	41,3	591
PA	25,4	36,6	35,3	9,7	11,2	2.415
AM	40,1	36,0	28,1	9,1	-4,1	1.313
AC	55,3	35,5	39,9	8,7	-19,7	488
GO	13,6	32,7	24,9	9,0	19,1	2.245
RS	14,5	32,4	19,1	5,0	18,0	4.471
RJ	30,9	27,8	25,9	4,1	-3,1	4.500
SP	14,0	15,7	14,5	4,9	1,7	7.483
Brasil	23,0	37,6	30,4	4,8	14,5	52.213

Fonte: Microdados PNAD 2002-2015. Elaboração própria.

Apesar das diferenças de recorte temporal e metodologia, os resultados aqui reportados vão ao encontro dos apresentados por Moriconi et al. (2009). Tomando como referência o estado do Rio Grande do Sul, os 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 são os funcionários públicos que ganham muito e sim os do setor privado que ganham pouco, especialmente pelo baixo nível de desenvolvimento dos mercados nessas regiões. Nessa categoria concentra-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.

4.2 Resultados do Painel Dinâmico

Ao se estimar a Equação (2), foram considerados dois modelos: um com o melhor ajuste obtido para incorporar as variáveis macroeconômicas de maior destaque, de acordo com a literatura, fazendo uso do estimador de Blundell-Bond (Modelo A), e outro estimado pela metodologia de Arellano-Bond, com a melhor qualidade de ajuste para o estimador de GMM, de acordo com os testes e correções propostas na seção metodológica (Modelo B). Os resultados e as principais estatísticas estão compilados na Tabela 2, a seguir.

Tabela 2: Resultados da estimação por Painel Dinâmico (GMM).

Variáveis	Modelo A			Modelo B		
	Coef.	Erros Robustos		Coef.	Erros Robustos	
gap_{it-1}	0,3741	[0,0404]	***	0,4222	[0,1392]	***
gap_{it-2}	0,2179	[0,0731]	***	0,0810	[0,1273]	
gap_{it-3}	-	-		0,1240	[0,0941]	
$pibg_{it}$	0,3308	[0,1105]	***	0,2279	[0,0959]	**
$desemp_{it}$	-1,0369	[0,6629]		1,0701	[0,8578]	
$desemp_{it-1}$	-0,6718	[0,8472]		-0,0882	[0,8965]	
$desemp_{it-2}$	1,0679	[0,7403]		2,1142	[1,1700]	*
$desemp_{it-3}$	0,8327	[0,2843]	***	-	-	
$roppib_{it}$	-0,2519	[0,1786]		-	-	
$roppib_{it-1}$	0,3454	[0,1631]	**	-	-	
$funcpub_{it}$	1,7297	[0,4185]	***	-	-	
$norte_{it}$	-0,0065	[0,0323]		-	-	
$nordeste_{it}$	0,0401	[0,0241]	*	-	-	
$centro_{it}$	0,0292	[0,0261]		-	-	
sul_{it}	0,0383	[0,0297]		-	-	
Dummies de ano:		Sim			Sim	
Intercepto:		Sim			Sim	
Condições de momento:		294			25	
Observações:		297			297	
Teste de sobreidentificação						
Método:	one-step GMM			two-step GMM		
	Prob. $\chi^2(269) = 0,1158$			Prob. $\chi^2(7) = 0,8287$		
Collapsed:	Não			Sim		
Curtailed:	Não			Sim		
Teste Arellano-Bond de autocorrelação						
Prob. ABAR(1):	0,0001			0,0001		
Prob. ABAR(2):	0,2127			0,1914		
Prob. ABAR(3):	0,0850			0,4711		
Prob. ABAR(4):	0,5488			0,4863		

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

Significativo a 1% (***) | Significativo a 5% (**) | Significativo a 10% (*)

No Modelo A, foram consideradas variáveis que refletem tanto o ciclo econômico como a situação fiscal e a participação dos funcionários públicos na força de trabalho em cada UF. Os resultados para o teste de Hausman indicam que $E[\mathbf{X}'_i(c_i + u_{it})] = \mathbf{0}$, ou seja, a covariância entre os regressores e o efeito não observável é zero, possibilitando a inclusão das *dummies* regionais, no limite culminando em um estimador de Blundell e Bond (1998). Cabe notar que não se impôs limitação ao número de instrumentos utilizados na estimação, o que, apesar de gerar ganhos de eficiência, implica redundância das condições de momento e inconsistência do teste de sobreidentificação. Em ambos os modelos todas as variáveis foram instrumentalizadas.

Analisando os testes de sobreidentificação, tanto no modelo A, como no modelo B, ao nível de significância de 10% não se rejeita a hipótese nula de que as condições de momento centrais convergem a zero. Entretanto, como mencionado anteriormente, o Modelo A padece do excesso de instrumentos,

enquanto o B teve a matriz de instrumentos ajustada, sem, contudo, violar a regra de bolso de condições de momento ≤ 27 . Além disso, o teste de sobreidentificação do Modelo A tem um p-valor muito aquém dos 25% confortáveis para esse tipo de estimação.

Em consonância com Enders (2014) e com a teoria de séries temporais, a autocorrelação foi testada até a defasagem $l = \frac{T}{4}$. Em ambos os modelos, apesar de a hipótese nula, de ausência de autocorrelação, não ser rejeitada em todos os testes a 5% de significância, para o Modelo A e a 10% de significância essa hipótese é rejeitada, indicando a necessidade de possíveis controles adicionais.

Cabe notar que no Modelo B também foram controladas a segunda e a terceira defasagem da variável dependente, pois, apesar de os coeficientes associados a essas defasagens não serem significativos individualmente, sua inclusão contribui para melhorar a consistência geral do modelo, bem como melhorar os testes de autocorrelação.

Examinando os sinais dos coeficientes estimados, no Modelo A verifica-se a existência de uma relação pró-cíclica entre o hiato salarial entre os setores público e privado e a variação do PIB real. Por outro lado, o nível de desemprego estadual guarda uma relação contra cíclica com a variável dependente. Existem indícios de que a situação fiscal das UFs, defasada em um período ($roppib_{it-1}$), afeta o diferencial, indicando que em anos em que a situação fiscal é positiva, o funcionalismo público estadual consegue reajustes acima dos observados no setor privado. No limite, para cada 1,0 p.p. de aumento no superávit operacional sobre o PIB, tem-se aproximadamente 0,3 p.p. de aumento do diferencial de salários.

Com relação à hipótese de existência de poder de pressão do funcionalismo público para obter reajustes salariais, os resultados mostram que a cada ponto percentual de aumento na participação dos funcionários públicos na composição da força de trabalho ($funcpub_{it}$), o *gap* salarial cresce aproximadamente 1,7 p.p.

Por fim, as *dummies* de região apontam na direção dos resultados encontrados por Araújo e Lima (2009), Moriconi et al. (2009) e Vasconcelos Oliveira (2017). Nas UFs da região Nordeste, os salários dos funcionários públicos são utilizados como instrumento político e/ou de distribuição de renda de maneira mais intensa do que nas demais regiões do País.

Apesar de os resultados encontrados no Modelo A terem embasamento teórico na literatura nacional, dados os problemas de estimação previamente mencionados, são resultados que carecem de melhores avaliações e não devem ser tomados como consistentes.

Com relação ao Modelo B, o melhor ajuste aos testes vem ao custo da perda dos controles adicionais, restando somente aqueles relacionados ao ciclo econômico. Na interpretação do Modelo B deve-se destacar primeiramente o componente autorregressivo, dado pela variável gap_{it-1} , cujo coeficiente mostra que a cada 1 p.p. de hiato salarial entre funcionários públicos e privados no período anterior, há um efeito de persistência de aproximadamente 0,4 p.p. no hiato no período corrente, valor este em linha com o Modelo A. Isso se deve ao fato de que, uma vez elevados os salários nominais, é difícil ir no sentido contrário em períodos de retração da economia.

A variável $pibg_{it}$ reflete o comportamento pró-cíclico do diferencial. Com todos os ajustes nas condições de momento, as estimativas apontam para uma variação do diferencial de 0,2 p.p. ante 1,0 p.p. de variação no PIB real, valor cerca de 0,1 p. p. abaixo das estimativas obtidas no Modelo A.

A explicação do comportamento positivo do diferencial de salários em relação a variações no PIB real encontra respaldo no fato de tanto a arrecadação quanto a política fiscal dos governos estaduais serem pró-cíclicas no Brasil e em grande parte dos países da América Latina. Como descrito por Tornell e Lane (1999) e apresentado em Banco Mundial (2017), em períodos de crescimento econômico as inversões de capital externo para países subdesenvolvidos cresce. Some-se a isso o fato de a arrecadação crescer, pois esta é, em geral, altamente baseada em impostos sobre o consumo (ex.: ICMS), levando ao que se denomina Efeito Voracidade, segundo o qual os gastos públicos tendem a crescer de maneira demasiada em relação ao poder de financiamento dos governos, no limite causando desequilíbrios nas contas públicas. No caso dos salários, isso se reflete em aumentos acima da média observada no setor privado para os servidores públicos.

A relação entre o hiato salarial no período corrente e o nível de desemprego no período anterior se dá na no mesmo sentido observado por Quadrini e Trigari (2007): dada a maior rigidez de demissões e

contratações observada no setor público em relação ao privado, o prêmio salarial encolhe em períodos de menor desemprego e aumenta em períodos de elevada taxa de desocupação. O coeficiente associado a $desemp_{it-2}$ (único significativo) foi estimado em aproximadamente 2,11, indicando um acréscimo de mais de 2 p.p. no diferencial de salários para cada 1 p. p. de redução na taxa de desemprego em $t-2$ da UF. Esses resultados são corroborados por Maczulskij (2013), que também encontra uma relação positiva entre o nível de desemprego e o diferencial de salários entre os setores. Cabe notar que a autora não modela o diferencial controlando para possíveis fatores regressivos, mas comenta que mesmo com essa relação entre as variáveis, depois de um aumento no diferencial, esse tende a se manter elevado mesmo em períodos de retração do desemprego, o que indica que o coeficiente associado à gap_{it-1} está apontando na direção correta.

Outra maneira de se analisar os resultados é calculando os coeficientes de longo prazo. O modelo utiliza defasagens tanto da variável dependente como dos regressores e pode ser alocado na classe de modelos *Autorregressive-Distributed Lag* (ARDL). Como sintetizado em Ditzen (2019), os efeitos de longo prazo podem ser calculados como na Equação (10):

$$\frac{\sum_{t=0}^{t-j} \beta_k}{1 - \sum_{t=1}^{t-s} \rho} \quad (10)$$

onde $\sum_{t=0}^{t-j} \beta_k$ é a soma de todos os coeficientes associados à variável k e $\sum_{t=1}^{t-s} \rho$ é a soma de todos os coeficientes associados às defasagens da variável dependente. Visivelmente um ponto necessário para se observar esse tipo de coeficiente é que a variável dependente não tenha uma trajetória explosiva, ou seja, $\sum_{t=1}^{t-s} \rho < 1$.

Os coeficientes de longo prazo também podem ter suas significâncias estatísticas testadas, seguindo uma distribuição $\chi^2_{(1)}$. Os resultados estimados para os Modelos A e B estão sumarizados na Tabela 3, a seguir:

Tabela 3: Coeficientes de longo prazo.

Variáveis	Modelo A		Modelo B	
	Coef.	Erros Padrão	Coef.	Erros Padrão
$pibg_{it}$	0,8107	[0,1407] **	0,6113	[0,3660]
$desemp_{it}$	1,0467	[6,9780]	8,3041	[15,0984]
$roppib_{it}$	0,2292	[1,7629]	-	-
$funcpub_{it}$	4,2388	[0,1598] ***	-	-
$norte_{it}$	-0,0159	[0,3965]	-	-
$nordeste_{it}$	0,0983	[0,0333] *	-	-
$centro_{it}$	0,0716	[0,0564]	-	-
sul_{it}	0,0939	[0,0537]	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

Significativo a 1% (***) | Significativo a 5% (**) | Significativo a 10% (*)

Naturalmente, os coeficientes de longo prazo são maiores do que os observados contemporaneamente, pois refletem efeitos que são acumulados ao longo do tempo. No Modelo A, que carece de todo o tratamento necessário para garantir a robustez que a modelagem por Painel Dinâmico demanda, os coeficientes associados ao crescimento do PIB real ($pibg_{it}$), ao nível de funcionários públicos ($funcpub_{it}$) e à região Nordeste ($nordeste_{it}$) apresentaram resultados significativos a 5%, 1% e 10%, respectivamente. No Modelo B, nenhum dos coeficientes revelou-se significativo.

Apesar da falta de significância estatística dos resultados, os coeficientes e os erros padrão ainda podem dizer muita coisa. Tomando como base o Modelo B, os resultados não significativos não estão associados ao baixo impacto das variáveis, pois os coeficientes não são próximos de zero. A não significância decorre do alto valor dos erros padrão.

A variável $desemp_{it}$ apresenta um coeficiente de 8,30, valor muito elevado, porém com um erro padrão quase duas vezes maior do que o mesmo, o que torna difícil estimar com precisão os impactos do desemprego sobre o diferencial público-privado de salários no longo prazo.

As razões para essa variância elevada são diversas, como, por exemplo, o fato de um aumento de 1 p.p. no nível de desemprego ser absorvido de forma muito diferente a depender do nível na qual essa variável já se encontra. Uma redução do nível de desemprego tem impacto positivo muito maior sobre os níveis salariais do setor privado em uma economia mais perto do pleno emprego do que em uma economia em recessão.

A mesma coisa pode ser dita para a variação do PIB real ($pibg_{it}$), entretanto, nesse caso a variância é bem menor, o que indica uma resposta muito mais homogênea da arrecadação pró-cíclica sobre o diferencial de salários. No limite, porém, a interpretação é a mesma: o crescimento econômico é percebido de maneiras diferentes a depender da situação da economia.

Cumprir notar que, dentro do recorte temporal da amostra utilizada, a situação econômica das UFs é das mais variadas. De um lado, existem estados como o Mato Grosso, que em 2003 e 2004 cresceu 21,9% e 16,0%, respectivamente, passou por 2005 e 2006 com taxas de crescimento de -4,5% e -16,1% e em 2007 e 2008 voltou a crescer 16,4% e 18,9%, respectivamente. De outro, há UFs como São Paulo, com menores taxas de crescimento, porém mais estáveis. O crescimento de cada estado depende de uma série de fatores diversos, por exemplo, dentre os estados citados, ao mesmo tempo em que o Mato Grosso possui uma pauta produtiva altamente ligada ao setor agrícola, especialmente voltado à exportação¹⁰, deixando a economia da região mais suscetível a choques, tanto climáticos como externos, São Paulo possui uma pauta produtiva mais diversificada com grande representatividade industrial e do setor de serviços, levando a um crescimento relativamente mais robusto a choques externos.

Um possível aprofundamento desse estudo seria observar como o diferencial de salários público-privado se comporta não somente contra as variáveis cíclicas aqui observadas, mas contra os desvios de seus potenciais, ou seja, para o PIB, analisar o comportamento contra o hiato do produto e, para o desemprego, contra a taxa natural de desemprego. Apesar de ter potencial para lançar luz sobre vários aspectos operacionais da política fiscal e salarial dos estados brasileiros, a inexistência desses indicadores para subníveis de governo torna difícil esse tipo de análise.

5. Considerações finais

Dentro das abordagens propostas, o estimador de Blundell-Bond apresentou testes de sobreidentificação que apontam para um modelo inconsistente. Ao custo de menos controles, porém com uma matriz de pesos eficiente e menos instrumentos, o estimador de Arellano-Bond mostrou-se consistente e conferiu robustez aos resultados apontados pelo primeiro estimador.

Apesar das diferenças na qualidade do ajuste, ambos os modelos apontam para o mesmo resultado: um efeito contra cíclico do diferencial quando comparado com o nível de desemprego, e um efeito pró-cíclico quando observado à luz do crescimento do PIB. O primeiro efeito sofre impacto direto da rigidez de contratações e demissões observada no setor público, fazendo com que o diferencial reaja de maneira inversa ao crescimento do desemprego. Já o comportamento junto à variação do PIB pode soar contra intuitivo no contexto da literatura existente, pois os estudos na área usualmente são feitos observando países de política fiscal notoriamente contra cíclica, no mesmo sentido do desemprego. Dadas as fortes características pró-cíclicas da arrecadação e do gasto em países subdesenvolvidos, como o Brasil, e que são explicadas pelo Efeito Voracidade, o comportamento pró-cíclico dos ganhos no setor público são esperados.

Apesar de efeitos com sentidos bem definidos dos coeficientes estimados, no longo prazo os impactos do crescimento econômico e do nível de desemprego são bastante heterogêneos, sendo plausível assumir que a redução do desemprego tem efeitos diferentes sobre o crescimento dos salários no setor privado do mesmo modo que o crescimento do PIB tem capacidade diferente de afetar o gasto público em

¹⁰ Segundo dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), em 2019 o estado do Mato Grosso respondeu sozinho por cerca de 27% de toda a soja exportada pelo Brasil naquele ano.

anos de recessão. Faz-se necessário analisar o prêmio salarial à luz do desvio do desemprego em relação à sua taxa natural, bem como do desvio do PIB em relação ao seu valor potencial.

Além dos fatores econômicos, fatores políticos também têm forte impacto sobre o tamanho e o sentido do diferencial. Moriconi et al. (2009) mostram como a política de composição salarial varia de UF para UF na medida em que se tenta atingir uma precificação da mão de obra semelhante à observada no setor privado ou quando os salários são utilizados como instrumento de política pública, como no caso das regiões Norte e Nordeste, com resultados que vão de encontro aos estimados neste trabalho.

6. Referências bibliográficas

ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 18, n. 1, pp. 47-82, jan. 1982.

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.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, abr. 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, jul. 1995.

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.

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

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.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, nov. 1998.

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: Methods and Applications**. Cambridge University Press, New York, 2016.

CAMPOS, M. M.; DEPALO, D.; PAPAPETROU, E.; PEREZ, J. J.; e 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.

DITZEN, J. Estimating long run effects in models with cross-sectional dependence using xtdcce2. **CEERP Working Paper No. 7**. March 2019.

EMILIO, D.; PONCZEK, V.; BOTELHO, F. Evaluating the wage differential between public and private sectors in Brazil. **Rev. Econ. Polit.**, São Paulo, v. 32, n. 1, p. 72-86, mar. 2012.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4 ed. Nova York: Wiley, 2014.

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.

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.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. K.; ROSEN, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica** 56: 1371-1395.

JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. **Economics Letters**, v. 65, p. 9-15, 1999.

KIVIET, J. F. On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 53-78, jul. 1995.

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

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)

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**, Brasília: ENAP, 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.

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), pp. 114-134, julho-setembro/2009.

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.

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

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **The Stata Journal** (2009) 9, Number 1, pp. 86-136.

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>. 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.

TESOURO NACIONAL. Boletim de finanças dos entes subnacionais 2018. Secretaria do Tesouro Nacional – **Ministério da Fazenda**, novembro de 2018.

TORNELL, A.; LANE, P. R. The Voracity Effect. **The American Economic Review**, v. 89, n. 1, p. 22-46, mar. 1999.

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**. 2017. 174 p. Tese (Doutorado em Ciência Política) - Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25-51, mai. 2005.

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