

Diferenciais regionais no retorno à participação no setor público no Brasil, 2005

Raquel Rangel de Meireles Guimarães¹

Luisa Pimenta Terra²

Anna Carolina Martins Pinto³

Cibele Comini César⁴

Resumo

O objetivo deste trabalho foi estimar diferenciais salariais entre os trabalhadores do setor público e privado no Brasil em 2005, considerando-se que os trabalhadores são hierarquizados dentro de cada Unidade da Federação. Segundo a nossa hipótese, os estados brasileiros possuem especificidades em relação à dinâmica do mercado de trabalho e à composição da força de trabalho que explicam uma parcela da variação nos retornos salariais entre os trabalhadores do setor público. Estimamos modelos hierárquicos com coeficientes fixos e aleatórios, seguindo-se a especificação da regressão salarial de Mincer. Nossos resultados revelam que os diferenciais entre as unidades da federação explicam aproximadamente 38% da variação total do logaritmo do salário hora ao nível individual, segundo o coeficiente de correlação intraclasse. A medida da correlação entre a variável aleatória para o intercepto da regressão e a variável aleatória para o coeficiente de participação no setor público foi negativa e estatisticamente significativa, o que indica que os estados da federação que apresentaram um maior salário médio (intercepto) foram aqueles que apresentaram o menor coeficiente para o retorno salarial à participação do trabalhador no setor público. Nestes estados, portanto, o setor privado oferece melhores remunerações em relação ao setor público. Contudo, para os estados mais pobres do país, o emprego público exerce um papel fundamental para a elevação dos salários, oferecendo retornos superiores ao setor privado. A partir do diagnóstico dos diferenciais salariais regionais entre os setores é possível que sejam traçadas políticas salariais condizentes com o desenvolvimento local e com vistas a uma política salarial equitativa e justa com a maximização da prestação de serviços de qualidade para a população pelo setor público.

PALAVRAS-CHAVE: PRÊMIO SALARIAL DO SETOR PÚBLICO. DIFERENCIAIS REGIONAIS. MODELOS HIERÁRQUICOS.

1 Contextualização

Há uma vasta literatura empírica que busca mensurar os diferenciais salariais entre o setor público e privado: Estados Unidos (KATZ E KRUEGER, 1991; PORTEBA E RUEBEN, 1994; MARGO E FINEGAN, 1995), Alemanha (MELLY, 2005), Paquistão (HYDER E REILLY, 2005); Grã Bretanha (YU, VAN KERM E ZHANG, 2004, LUCIFORA E MEURS, 2004); Grécia (PAPAPETROU, 2006) e Brasil (GILL, 1998; FOGUEL ET AL, 2000; BELLUZZO ET AL, 2005; BENDER E FERNANDES, 2006; GUIMARÃES E OLIVEIRA, 2007). A importância desse tema se destaca tanto entre os economistas do trabalho no que tange ao estudo da segmentação por setores, como também para os formuladores de políticas

¹ Mestranda em Demografia pelo CEDEPLAR/UFMG – raquel@cedeplar.ufmg.br

² Mestranda em Demografia pelo CEDEPLAR/UFMG – lterra@cedeplar.ufmg.br

³ Mestranda em Demografia pelo CEDEPLAR/UFMG – anna@cedeplar.ufmg.br

⁴ Professora Associada do Departamento de Estatística/UFMG – cibele_comini@yahoo.com.br

e gestores das finanças públicas, especialmente na vertente econômica da contenção dos gastos públicos e da despesa com pessoal.

No plano político brasileiro, assiste-se desde o início da década de 90 a uma discussão sobre a necessidade e viabilidade da implementação de uma Reforma Administrativa no país (BRASIL, 1995 e 2003) como decorrência de novas visões acerca do papel do Estado e da globalização (DINIZ, 1997). Dentre as medidas propostas, as quais se inserem em um contexto de racionalização das práticas do setor público e melhoria na gestão, encontra-se a redefinição dos gastos governamentais com os servidores públicos, considerado demasiadamente elevado dentro das despesas totais do orçamento da União (GILL, 1998).

Um dos argumentos centrais para a implementação da Reforma Administrativa no emprego público é o de que os funcionários do Estado seriam privilegiados em relação aos seus pares no setor privado, uma vez que angariam salários elevados e sua correção salarial também é destoante em relação à média dos trabalhadores no setor privado (PATU, 2007; NAKANO, 2006).

Entretanto, cumpre destacar que, dentro do mercado de trabalho do setor público brasileiro, a desigualdade salarial também está presente conforme a esfera de governo de filiação do funcionário – federal, municipal ou estadual, ou mesmo do poder público ao qual o trabalhador está inserido – legislativo, executivo ou judiciário (GILL, 1998; BENDER e FERNANDES, 2006). Uma análise acurada deste fato inviabilizaria a adoção de uma política salarial unificada, posto que setores dentro do governo poderiam ser fortemente prejudicados. Ademais, se os incentivos salariais para os trabalhadores mais qualificados no setor público forem escassos, pode ser que estes profissionais optem por não participarem nos postos de trabalho no setor público. Como consequência, esta fuga de pessoal qualificado compromete de forma inequívoca a qualidade dos serviços públicos prestados à população, em especial as áreas de atuação do setor público voltadas para o bem-estar da população, como saúde e educação.

Um importante fator que contribui para a magnitude do diferencial público-privado são os diferenciais regionais nas remunerações de uma maneira geral. Estes diferenciais resultam de três aspectos: i. da composição do emprego por setor (público ou privado); ii. da composição do emprego dentro do setor público nas suas esferas de governo (as quais, como salientamos anteriormente, são também determinantes do diferencial); iii. da composição da força de trabalho em termos de seus atributos de produtividade. Foguel *et al* (2000) realizaram um exercício empírico no qual avaliaram as contribuições desses aspectos para o diferencial público-privado (hiato entre o logaritmo do salário hora médio de cada setor) entre Unidades da Federação em 1995. Os autores verificaram que o setor público tende a estar sobre-representado tanto nas regiões muito pobres (ex. Ceará) quanto nas regiões muito ricas (ex. Rio de Janeiro e Distrito Federal). O hiato entre o setor público e privado era maior no Distrito Federal, seguido pelos estados do Nordeste, e era menor tanto nas regiões mais desenvolvidas do país (estados do Sul e Sudeste) como nos estados muito pobres (ex. Ceará e Alagoas).

O objetivo deste trabalho é contribuir com a literatura empírica sobre os diferenciais salariais entre o setor público e privado no Brasil utilizando uma abordagem hierárquica. Neste contexto, o retorno à participação no setor público é, segundo a nossa hipótese, hierarquizado conforme as diferentes unidades da federação. Essa hipótese é intuitiva, uma vez que diferentes unidades da federação possuem especificidades em relação à dinâmica do mercado

de trabalho, à composição da força de trabalho e ao tamanho dos setores em termos do número de trabalhadores. Portanto, o retorno à participação no setor público é, em parte, determinado por estes diferenciais regionais.

As implicações deste trabalho em termos da política econômica e salarial são muito importantes. Por exemplo, Guimarães e Oliveira (2007) argumentam que, se há um prêmio salarial na participação no setor público, pode ser que o governo deseje manter o mesmo de forma a atrair pessoal qualificado. Ademais, argumenta-se que uma análise pouco acurada dos diferenciais público-privado no que tange aos aspectos distributivos para o subsídio das políticas salariais pode trazer consequências catastróficas para o desenvolvimento econômico e social de uma população.

2 Marco teórico

Segundo a teoria microeconômica neoclássica do mercado de trabalho, a qual assume a existência de mercados competitivos, os trabalhadores são pagos conforme a sua produtividade marginal, cujo valor também é igual ao número de horas de trabalho ótimo definido pela sua cesta de preferências. Nesse modelo básico, os diferenciais salariais podem ser somente decorrentes dos diferenciais de produtividade os quais, conforme Fernandes (2002) podem ser exógenos – provenientes de diferenças nas dotações naturais dos indivíduos – ou endógenos – adquiridos via formação profissional ou treinamento.

Todavia, quando se observam os salários existentes no mercado real de trabalho, verifica-se que, mesmo controlando-se a análise por atributos individuais e medidas de habilidade do trabalhador, os diferenciais de salário ainda tendem a persistir. Uma justificativa teórica para tanto é dada pelo relaxamento da hipótese de que os mercados são homogêneos e competitivos. Nesse mercado mais condizente com a realidade, pode ocorrer que a firma opte por pagar um salário ao trabalhador acima do seu custo de oportunidade. A racionalidade da firma, nesse caso, é a de que salários mais elevados são um atrativo para os melhores trabalhadores (BULOW e SUMMERS, 1985).

Outra justificativa para a existência dos diferenciais de remuneração é a de que as preferências dos trabalhadores em sua oferta de trabalho incluem outros parâmetros além do salário: benefícios compensatórios oferecidos pelas firmas – planos de saúde, previdência – além da estabilidade no emprego, ambiente adequado de trabalho, dentre outras. Assim, nessa abordagem, os trabalhadores estariam dispostos a receber um salário menor em troca dessas vantagens oferecidas pelas firmas (FERNANDES, 2002).

O estudo da desigualdade salarial no qual existem essas falhas de mercado, ou seja, no qual não é possível equalizar a remuneração dos trabalhadores conforme seus atributos endógenos e exógenos, é bastante conveniente para a discussão dos mercados de trabalho dos setores público e privado.

Dentro desta abordagem que assume imperfeições no mercado de trabalho, a teoria microeconômica do mercado dual afirma que há dois setores predominantes no mercado de trabalho denominados primário (representado aqui pelo setor público) e secundário (setor privado). Do ponto de vista do trabalhador, o setor primário apresenta uma série de vantagens em relação ao secundário: salários relativos maiores, recompensa à educação, estabilidade, melhores condições de trabalho. A existência do mercado de trabalho secundário persiste

devido a um acesso restrito ao primeiro setor, mesmo para aqueles trabalhadores que seriam qualificados para tal (DICKENS e LANG, 1985).

Quanto à eficiência econômica da existência de um diferencial entre o setor público e privado, alguns autores defendem que a comparabilidade dos salários dos funcionários públicos e privados deveria sempre permanecer, obedecendo aos princípios de equidade e justiça (SMITH, 1977). Nesse sentido, Hyder e Reilly (2005) argumentam que, se o diferencial para os mais qualificados é favorável ao setor privado, o governo terá dificuldade de contratar essa mão-de-obra e isso poderá acarretar ineficiência em seus serviços prestados⁵. Em contrapartida, os autores sugerem que um prêmio salarial elevado para os trabalhadores do setor público pode aumentar o chamado desemprego de espera, no qual o desempregado recusa a oferta de emprego à espera de um posto de trabalho que seja mais bem pago e estável no setor público.

Um aspecto teórico importante na determinação dos salários do setor público reside no fato de que o setor, em geral, oferece uma gama maior de benefícios compensatórios, os quais são importantes para o Estado uma vez que incitam a boa performance do trabalhador e seu comprometimento na prestação dos serviços públicos (REILLY *ET AL*, 2007). Dentre os benefícios concedidos pelo governo, temos: planos de carreira que conferem aumentos a partir de anos de experiência; correções salariais para aumento no custo de vida; planos de saúde; aposentadoria; férias. Atualmente, dentro de uma gestão administrativa do Estado, surgem novos conceitos de benefícios atrelados ao desempenho e capacidade individual do funcionário público (p. 41).

Percebe-se, assim, um *trade-off* implícito na política salarial do governo, para o qual sua decisão final está sujeita ao seu objetivo, seja de produzir resultados socialmente ótimos ou de maximizar a utilidade dos burocratas – através de maximização do orçamento ou dos votos (GREGORY e BORLAND, 1999). O Quadro 1 mostra como as políticas adotadas, de acordo com o objetivo do governo, desviam o resultado do mercado de trabalho da eficiência do mercado.

Quadro 1: Ações do governo sobre o mercado de trabalho do setor público

Objetivo do governo	Racionalidade e atuação
<i>Resultados socialmente ótimos</i>	<i>Eficiência:</i> 1. Minimizar os custos de produção dos serviços oferecidos pelo setor público. 2. Resolver problemas de imperfeição no mercado de trabalho decorrentes de alocação ineficiente no setor privado.
	<i>Equidade:</i> Promover ações afirmativas - contrações condicionais a atributos sócio-demográficos.
<i>Maximizar o objetivo de políticos e burocratas</i>	Pode ocorrer expansão do setor público para além dos níveis eficientes, visando adquirir poder e/ou apoio político. <i>Observação:</i> depende dos mecanismos de controle para as ações do governo.

Fonte: Elaboração própria a partir de Gregory e Borland (1999)

Dessa forma, uma limitação teórica na análise dos diferenciais entre setor público e privado de maneira comparativa diz respeito à inconsistência dos objetivos do governo na determinação dos salários de seus funcionários – conforme foi visto anteriormente – e

⁵ Stiglitz (1999) ainda acrescenta que “It is difficult for the government to compete with private companies for the best brains; these often command a high wage premium, well beyond the civil service scales for someone with the same qualifications.” (p. 201).

também de uma eventual ineficiência na determinação dos rendimentos no setor privado – na presença de monopólios e lucros extraordinários. (p. 3580)

2.1 Considerações metodológicas

Do ponto de vista empírico, uma limitação à análise dos diferenciais entre setor público e privado diz respeito às ocupações, as quais, freqüentemente, não são diretamente comparáveis. Uma solução a esse problema encontrada na literatura é controlar pelas características observáveis dos trabalhadores, da seguinte forma (EHRENBERG e SCHWARZ, 1986; KATZ e KRUEGER, 1991):

$$Y_i = \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{j,i} + \alpha_{n+1} d_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Na qual: Y_i é o logaritmo do salário-hora; X_{ij} : são as n variáveis que expressam características observáveis do trabalhador i ; d_i : variável dicotômica que identifica a filiação ao setor público; ε_i : é o termo de erro idiossincrático.

Um problema inerente ao modelo (1), conforme Gregory e Borland (1999), é que ele assume retornos iguais para os atributos pessoais $X_{j,i}$, ou seja, o diferencial entre os setores é dado apenas pela média, ou pelo intercepto da equação. Para captar os diferenciais nos retornos à participação no setor público, a estratégia metodológica usual consiste na estimação de regressões para cada setor e os diferenciais são dados por uma construção contrafactual na qual os salários dos trabalhadores do setor público são preditos pelos coeficientes estimados da equação salarial do setor privado, ou vice-versa, como fazem, por exemplo, Katz e Krueger (1990).

Uma estratégia alternativa que propomos neste trabalho é a inclusão no modelo de interações entre a variável indicadora para a participação no setor público com as covariáveis que expressam os atributos individuais de produtividade (anos de estudo e idade). Assim, é possível obter-se os diferentes retornos entre os setores de acordo com a escolaridade e experiência do trabalhador.

Com intuito de obter estimativas mais robustas do retorno à participação no setor público utilizamos a abordagem hierárquica, na qual a média salarial e o retorno e o prêmio salarial do setor público (retorno médio para a participação no setor público comparando-se trabalhadores igualmente semelhantes em termos de suas características observáveis) são, segundo a nossa hipótese, diferenciados conforme a unidade da federação.

A proposta teórica sobre a qual baseamos o nosso modelo é a da função de rendimentos e de capital humano proposta por Mincer (1974). Este arcabouço forneceu um modelo econométrico que é muito utilizado em estudos de determinação dos salários. Mincer propôs que o logaritmo dos rendimentos individuais em um período poderia ser expresso por uma função aditiva de um termo linear de educação e um termo quadrático da experiência, sendo a idade uma *proxy* para a mesma. Estimado o modelo, o valor do coeficiente para a escolaridade resume a taxa de retorno à educação, a qual é assumida como constante nesta especificação. Trabalhos posteriores incorporaram na regressão de Mincer as características do setor de emprego, ocupação e atividade principal do trabalhador, de forma a controlar as variações observadas no salário pelas características do emprego. Assim, por hipótese, neste trabalho assumimos que a regressão que relaciona os salários com os atributos individuais, de emprego e do trabalhador é do tipo log-linear, tal como proposto por Mincer.

A regressão estimada neste trabalho provê os valores médios de salário conforme as características do trabalhador, do setor de emprego e da região de residência. No caso dos diferenciais público-privado, poder-se-ia argumentar que uma regressão média não seria suficiente uma vez que há muita disparidade salarial dentro do setor público segundo a ocupação. Segundo este argumento, um trabalhador com baixa habilidade dentro do setor público pode ter um salário relativo ao setor privado muito distinto do valor mediano, e o mesmo é válido para um trabalhador com elevada qualificação. Neste sentido, a utilização de regressão quantílica supre essa limitação, uma vez que esse instrumental controla pelas diferenças condicionais dentro de cada quantil de rendimento. Todavia, neste trabalho essa limitação ainda estará presente, uma vez que a utilização de regressão quantílica no arcabouço hierárquico ainda é bastante incipiente. Contudo, argumentamos que esta decisão não trará muitos transtornos para a nossa análise, uma vez que o retorno na média possui relevância para o delineamento de políticas salariais abrangentes, ou mesmo para um diagnóstico inicial do diferencial público-privado.

Denomina-se modelo multinível ou hierárquico aquele que leva em consideração a estrutura de agrupamento dos dados. Enquanto para o modelo de regressão clássico o intercepto e o coeficiente de inclinação são parâmetros fixos, para o modelo hierárquico o intercepto e o coeficiente de inclinação são considerados parâmetros aleatórios, dependentes da influência do nível hierárquico mais alto (SOARES e MENDONÇA, 2003).

Os modelos hierárquicos apresentam uma série de vantagens para análise dos dados, são elas:

- 1) São modelos mais flexíveis e estruturados que utilizam melhor a informação presente na amostra. Fornecem uma equação para cada grupo (neste caso, uf's brasileiras), o que permite análises individuais por grupo, melhorando a estimação dos efeitos intra-grupos.
- 2) Possibilitam formular e testar hipóteses relativas a efeitos entre os níveis.
- 3) Permitem a partição da variância e da covariância dos componentes entre os níveis (neste caso, trabalhadores ocupados/indivíduo – nível 1 (i) e uf's do Brasil/grupo – nível 2 (j)) (RAUDENBUSH E BRYK, 2000).

A escolha por utilizar o modelo hierárquico neste trabalho para analisar o diferencial de salários, é devido ao reconhecimento que existe variabilidade relacionada à localidade, mesmo após o controle pelas características do indivíduo. Desta forma, trabalhadores semelhantes de localidades distintas recebem salários distintos devido às particularidades locais, que influenciam a formação do salário. Ao se tentar explicar a diferença entre as localidades, através da incorporação de suas características, ainda permanece uma variação residual, não explicada pelo modelo, que é captada em um termo de erro associado à localidade. Ao mesmo tempo, como as características individuais consideradas no modelo, em geral, são insuficientes para explicar a variação de salário em uma mesma localidade, há também uma variação residual no nível do trabalhador, que é expressa através de um termo de erro associado ao trabalhador.

3 Fonte de dados e metodologia

Neste trabalho utilizamos como fonte de dados a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-IBGE) no ano de 2005. A PNAD é disponibilizada anualmente pelo IBGE e é a fonte de dados mais relevante no que se refere às investigações sobre o rendimento do trabalho. Os valores monetários neste trabalho correspondem aos preços de

2005, utilizando-se o deflator do Índice Nacional de Preços ao Consumidor. Nossa amostra constitui-se de trabalhadores ocupados na semana de referência com rendimento positivo.

A variável dependente é o logaritmo do salário hora para cada trabalhador, pois é uma medida mais consistente da remuneração do trabalhador e que possui uma variação de escala menor que a original. A tabela 1 descreve as variáveis investigadas neste trabalho, as quais possuem um poder explicativo do salário bastante elevado, conforme preconiza a literatura de economia do trabalho. Vale salientar que a variável explicativa de nosso interesse é o retorno salarial à participação no setor público, sendo que as demais variáveis foram introduzidas no modelo de forma a garantir a comparação entre trabalhadores igualmente semelhantes (ou seja, como controles). Os coeficientes estimados para as variáveis de controle serão interpretados na seção de Análise dos Resultados por meio da construção de dois perfis de trabalhador, uma vez que utilizamos interações neste trabalho.

Conforme mencionado anteriormente, neste trabalho empregamos a modelagem hierárquica, utilizando para tanto o *software* estatístico *R* (R CORE DEVELOPMENT TEAM, 2008) e a biblioteca *nlme*, produzida por Pinheiro *et al* (2008). A estimação dos coeficientes fixos e das componentes de variância foi realizada através do método máxima verossimilhança completa. A medida de ajuste do modelo utilizada foi a estatística de *deviance*, definida por: $D = -2 \text{LOG}(L)$, onde L é o valor da função de verossimilhança (maximizada segundo os valores dos parâmetros do modelo) nos valores observados da variável dependente e das variáveis explicativas (RAUDENBUSH E BRYK, 2000). Utiliza-se a *deviance* para comparar um modelo mais simples com um modelo mais geral. Normalmente, os modelos com a *deviance* mais baixa são melhores, no entanto, para testar se a diferença entre as *deviances* de dois modelos é significativa, ou não, emprega-se o teste de significância χ^2 com o número de graus de liberdade igual à diferença de parâmetros entre os dois modelos. Outro critério que pode ser empregado para inclusão ou não de variáveis no modelo é o AIC. Este critério é utilizado para comparar modelos diferentes (normalmente aninhados) e é calculado a partir do valor da *deviance* adicionado a um fator que penaliza o número de parâmetros estimados. Segundo a sugestão de Hox (2002), este critério pode ser empregado para se decidir entre dois modelos hierárquicos. No trabalho em questão, em virtude de termos um respaldo da literatura de um modelo amplamente discutido e robusto (Mincer, 1974), ao rodá-lo verificamos que todas as variáveis eram altamente significativas indicando, portanto um bom ajuste, não sendo necessário gerar outros modelos comparativos.

Segundo Goldstein (1995), um indicador do grau de agrupamento da população em estudo é o coeficiente de correlação intra-classe. Para o modelo multinível em questão o que se mede com esse coeficiente é a proporção da variância total do logaritmo do salário dos trabalhadores que é devida às características das unidades da federação, ou seja, a diferentes médias locais e diferentes retornos à participação no setor público. A forma mais simples de se obter o coeficiente de correlação intra-classe é construir primeiramente um modelo multinível sem variáveis explicativas, também chamado de modelo nulo, que tem apenas três termos: β_{0j} , u_{0j} e r_{ij} , de tal forma que a variância total para a variável dependente nesse modelo seja dada por: $Var(Y_{ij}) = Var(u_{0j} + r_{ij}) = \tau_{00} + \sigma^2$, considerando τ_{00} a variação entre grupos (uf's) e σ^2 dentro do grupo (uf's). O coeficiente de correlação intra-classe é calculado pela fórmula: $\rho = \frac{\tau_{00}}{\tau_{00} + \sigma^2}$. Ele toma valores no intervalo entre 0 e 1, e, quanto maior o seu valor, maior a proporção da variância que é devida ao segundo nível (uf's). Seu cálculo é

usado para justificar o emprego de um modelo multinível ao invés de um modelo de regressão clássico (RAUDENBUSH E BRYK, 2000).

Tabela 1: Variáveis do banco de dados: nome, tipo e definição

Nome da variável	Tipo	Definição
logsalarioh	Contínua	Transformação logarítmica da variável <i>salarioh</i>
anosest	Contínua	Anos de estudo completos do trabalhador
anosestc	Contínua	Anos de estudo centralizado: anos de estudo completos do trabalhador subtraído pela média de anos de estudo da amostra
publico	Indicadora	1: público; 0: privado
sexo	Indicadora	1: homem; 0: mulher
branco	Indicadora	1: branco; 0: negro
idade	Contínua	Idade do trabalhador
idadec	Contínua	Idade centralizada: idade do trabalhador subtraída pela média da idade da amostra
idadec2	Contínua	Idade centralizada do trabalhador ao quadrado
uf	Discreta	11: Rondônia 12: Acre 13: Amazonas 14: Roraima 15: Pará 16: Amapá 17: Tocantins 21: Maranhão 22: Piauí 23: Ceará 24: Rio Grande do Norte 25: Paraíba 26: Pernambuco 27: Alagoas 28: Sergipe 29: Bahia 31: Minas Gerais 32: Espírito Santo 33: Rio de Janeiro 35: São Paulo 41: Paraná 42: Santa Catarina 43: Rio Grande do Sul 50: Mato Grosso do Sul 51: Mato Grosso 52: Goiás 53: Distrito Federal

Fonte: Elaboração das autoras.

No modelo multinível é fundamental centralizar as variáveis para que o β_{0j} (média das observações dos indivíduos) possa ser interpretado a fim de mostrar o efeito do contexto na variável resposta. No trabalho em questão as variáveis anos de estudo, idade e idade ao quadrado foram centralizadas em torno da média geral com intuito de poder comparar o retorno salarial do indivíduo com o da média geral das unidades da federação. Uma vez que optamos pela centralização na média geral, assumimos o pressuposto de que o retorno estimado para cada variável centralizada no salário individual é igual ao retorno na média geral.

A seguir formalizamos o modelo utilizado neste trabalho, considerando y_i como a variável de interesse (logaritmo do salário-hora) e assumimos que sua distribuição é da seguinte forma:

$$y_i \sim N\left(\beta_{0ij} + \sum_{k=1}^n \beta_{kij} x_i, \sigma_y^2\right)$$

Os parâmetros β_{0j} e β_{1j} (retorno salarial à participação no setor público) foram tomados como aleatórios segundo a unidade da federação e apresentam a seguinte distribuição de probabilidade conjunta:

$$\begin{pmatrix} \beta_{gj} \\ \beta_{g+1j} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} \mu_{\beta_g} \\ \mu_{\beta_{g+1}} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\beta_g}^2 & \rho \sigma_{\beta_g} \sigma_{\beta_{g+1}} \\ \rho \sigma_{\beta_g} \sigma_{\beta_{g+1}} & \sigma_{\beta_{g+1}}^2 \end{pmatrix} \right)$$

Onde: Y_i : variável resposta; β_{0ij} : intercepto do modelo; β_{kij} : parâmetros das variáveis explicativas; X_i : variável explicativa; σ_y^2 : variância da variável resposta; i : identificador para indivíduos (trabalhadores); j : identificador para grupos (unidades da federação); k : identificador para os parâmetros modelados na equação de nível 1; g e $g + 1$: identificadores para os parâmetros modelados na equação de nível 2 (β_{0j} e β_{1j} , respectivamente); ρ : parâmetro da correlação entre os grupos

Definidos os dados e a metodologia, temos o seguinte modelo:

$$\log \text{salh}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{publico}_{ij} + \beta_{2j} \text{idadec}_{ij} + \beta_{3j} \text{idadec}_{ij} * \text{publico}_{ij} + \beta_{4j} \text{idadec}_{ij}^2 + \beta_{5j} \text{anosestc}_{ij} + \beta_{6j} \text{anosestc}_{ij} * \text{publico}_{ij} + \beta_{7j} \text{sexo}_{ij} + \beta_{9j} \text{branco}_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

(equação de nível 1)

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

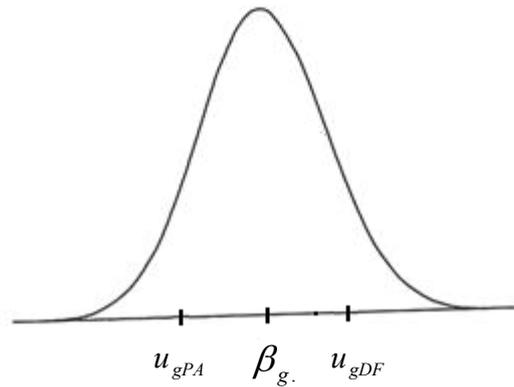
(equações de nível 2)

$$\log \text{salh}_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10j} \text{publico}_{ij} + \gamma_{20j} \text{idadec}_{ij} + \gamma_{30j} \text{idadec}_{ij} * \text{publico}_{ij} + \gamma_{40j} \text{idadec}_{ij}^2 + \gamma_{50j} \text{anosestc}_{ij} + \gamma_{60j} \text{anosestc}_{ij} * \text{publico}_{ij} + \gamma_{70j} \text{sexo}_{ij} + \gamma_{80j} \text{branco}_{ij} + u_{0j} + u_{1j} + u_{2j} + u_{3j} + u_{4j} + u_{5j} + u_{6j} + u_{7j} + u_{8j} + r_{ij}$$

(modelo completo)

A Figura 1 a seguir exemplifica como, através de um modelo hierárquico, é possível obter-se a distribuição para um parâmetro que acreditamos ser aleatório segundo as unidades de nível 2 (no nosso caso, UFs). Nesse sentido, beta terá uma distribuição de probabilidade com média β_g e os desvios em torno da média correspondem às idiossincrasias de cada unidade de nível 2, ou seja, é o u_{gj} . No exemplo, u_{gPA} e u_{gDF} são as idiossincrasias dos estados do Pará e Distrito Federal no retorno β_g .

Figura 1: Exemplo gráfico do modelo hierárquico com coeficiente aleatório



Fonte: Elaboração das autoras.

4 Análise dos resultados

4.1 Estatísticas descritivas

Nesta seção apresentamos uma análise descritiva dos dados relativos ao salário padronizado (logaritmo do salário-hora) conforme os principais atributos pessoais (sexo, raça/cor) e de produtividade (anos de estudo e idade) do trabalhador, unidade da federação de residência e o setor de emprego (público ou privado). Nossa amostra é constituída por 165.908 trabalhadores com rendimento positivo que responderam à pesquisa da PNAD em 2005 e que estavam ocupados na semana de referência da pesquisa.

A Tabela 1 resume as estatísticas descritivas para o logaritmo do salário-hora, anos de escolaridade e idade dos trabalhadores do setor público e privado no Brasil em 1995 conforme seu sexo e a raça/cor. Observamos que, em média, os trabalhadores do setor público angariavam um salário hora maior do que os trabalhadores do setor privado para qualquer atributo que seja caracterizado como discriminatório pela literatura microeconômica (sexo ou raça/cor), porém há uma clara discriminação salarial interna a ambos os setores: mulheres e negros ganhavam menos do que homens e brancos, respectivamente. Quanto à escolaridade média dos trabalhadores, o setor público também apresenta uma vantagem significativa em relação ao setor privado, independente do sexo ou raça/cor do trabalhador. Contudo, da mesma forma que observamos para o salário padronizado, o sexo e a raça são importantes preditores do diferencial de escolaridade dentro dos setores. No que diz respeito à idade média dos trabalhadores, que pode ser adotada como uma *proxy* para a experiência potencial do trabalhador (Mincer, 1974), verificamos que em 2005 os trabalhadores do setor público eram, em média, mais experientes que os trabalhadores do setor privado. Dentro dos setores, não há uma diferença significativa na média de experiência entre homens e mulheres dentro do setor público, e apenas uma ligeira diferença entre brancos e negros (brancos são mais experientes). No setor privado, as mulheres eram menos experientes em média que homens, da mesma forma que negros em relação aos brancos.

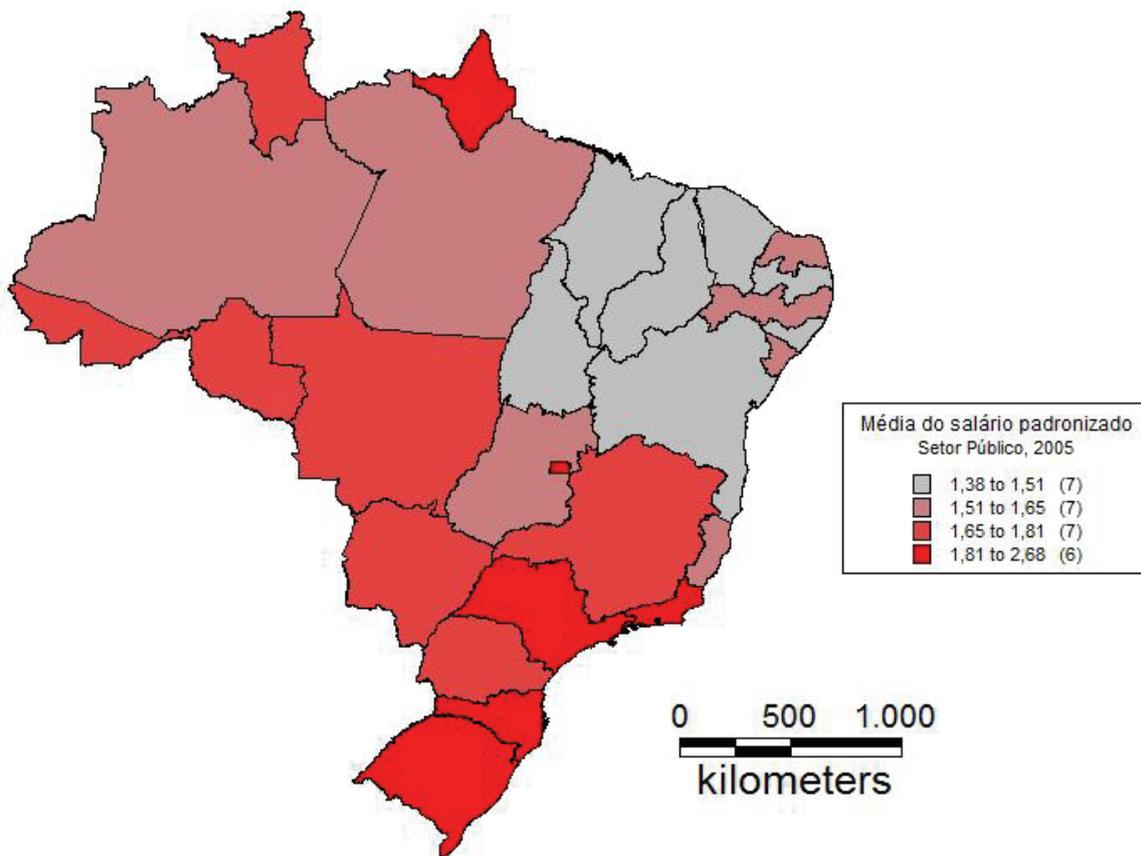
Tabela 1: Média do salário padronizado, anos de estudo e idade dos trabalhadores conforme o setor de emprego. Brasil, 2005.

Setor de Emprego	Estatística	log(salario/hora)				anos de estudo				idade			
		mulher	homem	negro	branco	mulher	homem	negro	branco	mulher	homem	negro	branco
Privado	Média	0,87	1,02	0,75	1,21	8,04	6,78	6,35	8,27	35,13	36,52	35,47	36,58
	Desv Pad	0,910	0,933	0,851	0,947	4,118	4,247	4,088	4,185	12,493	13,550	13,119	13,221
	Freq (%)	38%	62%	53%	47%	38%	62%	53%	47%	38%	62%	53%	47%
Público	Média	1,66	1,81	1,54	1,90	11,41	10,23	10,05	11,68	39,01	38,96	38,60	39,35
	Desv Pad	0,798	0,948	0,814	0,886	3,744	4,115	4,097	3,644	11,004	11,958	11,419	11,438
	Freq (%)	56%	44%	49%	51%	56%	44%	49%	51%	56%	44%	49%	51%
Total	Média	1,01	1,10	0,84	1,31	8,65	7,11	6,80	8,74	35,83	36,75	35,85	36,97
	Desv Pad	0,941	0,962	0,885	0,969	4,254	4,355	4,263	4,281	12,327	13,425	12,965	13,023
	Freq (%)	40%	60%	52%	48%	40%	60%	52%	48%	40%	60%	52%	48%

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

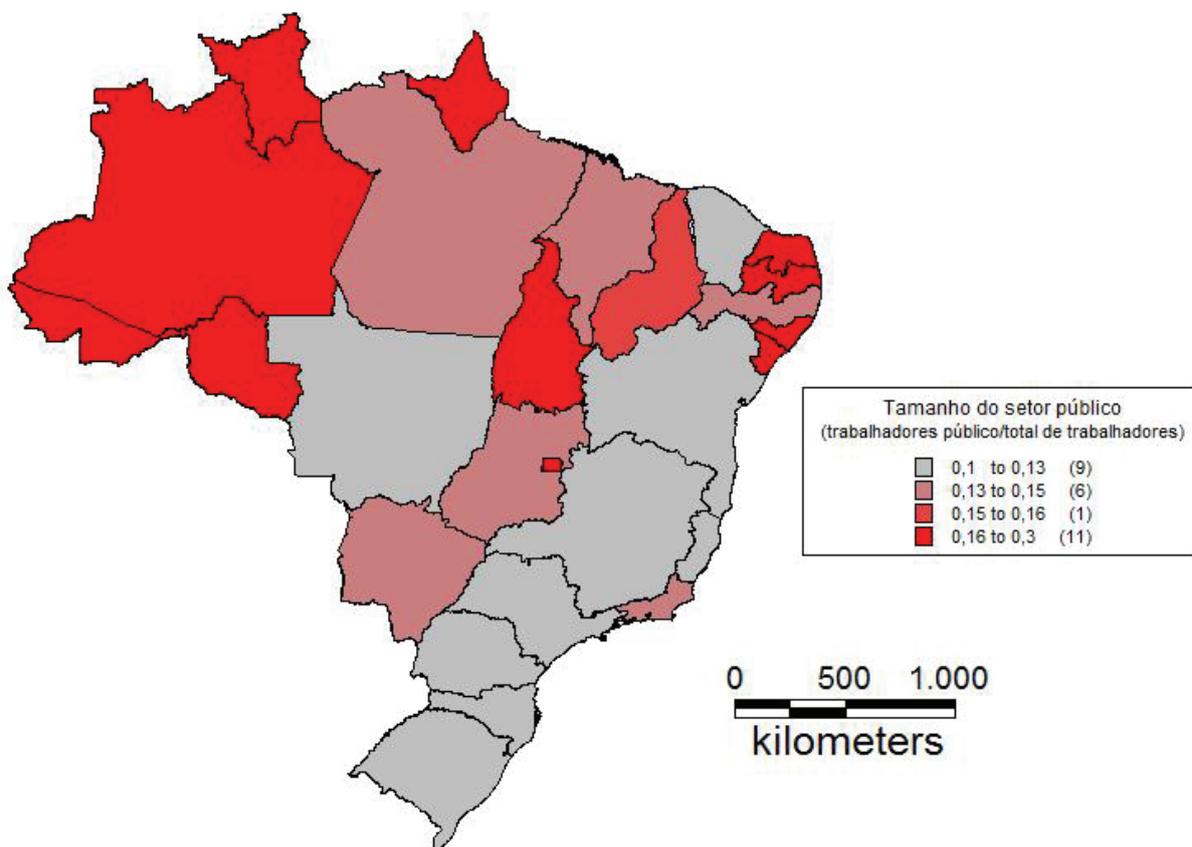
O Mapa 1 mostra como variou a média do salário padronizado dos trabalhadores do setor público em cada Unidade da Federação em 2005. Podemos observar que, de uma maneira geral, o salário médio segue o padrão de desenvolvimento econômico das UFs, sendo maior para os estados do sudeste e sul (cores mais avermelhadas no mapa).

Mapa 1: Média do salário padronizado no setor público por Unidade da Federação. Brasil, 2005



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

Mapa 2: Tamanho do setor público por Unidade da Federação. Brasil, 2005



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

Contudo, ainda analisando o Mapa 1, podemos verificar que alguns estados da federação apresentam salários médios elevados em relação aos demais, como o Distrito Federal e Amapá, por exemplo, e mesmo em alguns estados do Nordeste o setor público destoa em relação ao conjunto dos estados, como Sergipe, Pernambuco e Rio Grande do Norte.

O Mapa 2 mostra o tamanho do setor público (número de trabalhadores do setor público em relação ao total de trabalhadores) em cada Unidade da Federação. Podemos verificar que, nos estados mais desenvolvidos do país (regiões sul e sudeste, exceto o Rio de Janeiro), o setor público compreende até aproximadamente 12% dos trabalhadores, o que é um percentual baixo em relação aos demais estados. Por sua vez, o setor público é bastante importante em alguns estados do Nordeste (Paraíba, Sergipe, Alagoas, Rio Grande do Norte, Piauí), do Norte (Acre, Rondônia, Roraima, Amapá, Tocantins). Assim, confirma-se a heterogeneidade regional no que diz respeito ao setor público entre as UFs.

4.2 Análise de resultados do modelo hierárquico

Nesta seção apresentamos o resultado do modelo hierárquico com coeficientes aleatórios, estimado pelo método da máxima verossimilhança. Este modelo foi escolhido como o melhor uma vez que: i. apresentou todas as variáveis significativas a um nível de 1%, ii. possuía um número adequado de variáveis explicativas, obedecendo ao princípio da parcimônia; iii. era adequado segundo a especificação de Mincer.

Apresentamos na Tabela 4 o resultado da estimação dos coeficientes para o intercepto e para o retorno à participação no setor público, os quais foram modelados supondo-se a aleatoriedade. Podemos observar que os diferenciais entre as unidades da federação, os quais foram modelados por meio da média do salário padronizado e do retorno à participação no setor público, explicam aproximadamente 38% da variação total segundo o coeficiente de correlação intraclasse, o que representa uma parcela significativa. A medida da correlação entre a variável aleatória para o intercepto e a variável aleatória para o coeficiente de participação no setor público é negativa e diferente de zero, o que indica que os estados da federação que apresentaram um maior salário médio (intercepto) foram aqueles que apresentaram o menor coeficiente para o retorno à participação no setor público. Essa evidência corrobora os resultados indicados por Foguel *et al* (2000) e, assim, podemos inferir pela adequação teórica do nosso modelo.

Tabela 2: Resultados da estimação do modelo com coeficientes aleatórios segundo as Unidades da Federação. Brasil, 2005.

Modelo de Coeficientes Aleatórios segundo a UF		
	Desvio-padrão	Correlação
Intercepto	0,2227	Intercepto
publico2	0,1776	-0,605
Residual	0,7132	
Correlação Intraclasse	0,3822	

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

A Tabela 5 apresenta os resultados do modelo hierárquico estimado com efeitos fixos. Vale ressaltar que neste modelo os coeficientes γ correspondem a coeficientes fixos. Assim, toda a variabilidade observada inicialmente nos coeficientes β_0 e β_1 , após a estimação destes a partir de variáveis de nível 2 (Tabela 4), é assumida como uma variação residual expressa no termo

de erro u_j . Observa-se que o modelo possui um excelente ajuste, com todas as variáveis significativas a um nível de 1%. Todos os sinais dos coeficientes estimados são condizentes com o esperado segundo a teoria microeconômica e a literatura empírica, *ceteris paribus*: prêmio salarial para os trabalhadores do setor público; retorno salarial à educação positivo; retorno salarial à experiência positivo e decrescente; média salarial de brancos e homens superior a mulheres e negros; retorno à escolaridade e à experiência no setor público são positivos.

Em seguida, estimamos o valor predito dos coeficientes de cada Unidade da Federação segundo o modelo de efeitos aleatórios para o intercepto e para o retorno à participação no setor público (Mapas 3 e 4). Verificamos que os estados da federação são, de fato, bastante heterogêneos, seja do ponto de vista da média do salário padronizado (implícita no intercepto da regressão), quanto do retorno à participação no setor público (coeficiente para a variável indicadora de filiação ao setor público). Percebe-se pelos mapas que de fato há uma relação negativa entre média do salário padronizado (intercepto) e retorno à participação no setor público em alguns estados do país. Dito de outra forma, naqueles estados para os quais o salário médio padronizado é elevado, o retorno à participação no setor público tende a ser mais baixo (ex. maioria dos estados do Sudeste e Sul). Este fato pode estar sinalizando a grande importância que o setor privado tem nestes estados. Por outro lado, os retornos à participação no setor público em alguns estados no nordeste são claramente mais elevados que no restante do país, porém se dão num contexto de clara incipiência do setor privado nestas regiões.

De forma a exemplificar os resultados do nosso modelo, criamos dois perfis de trabalhadores hipotéticos para verificar qual seria o salário padronizado predito no setor público e privado conforme cada unidade da federação em 2005. Este salário médio predito foi calculado com base nas estimativas dos coeficientes para cada unidade de nível 2 e os coeficientes das covariáveis estimados pelo modelo de efeito fixo. O primeiro perfil salarial é de uma mulher branca, com 15 anos de estudo e 40 anos de idade e o segundo perfil é de um homem negro, com 8 anos de estudo e 35 anos de idade. Os valores para o salário padronizado preditos pelo modelo para cada perfil de trabalhador em cada unidade da federação estão apresentados nos Gráficos 5 e 6.

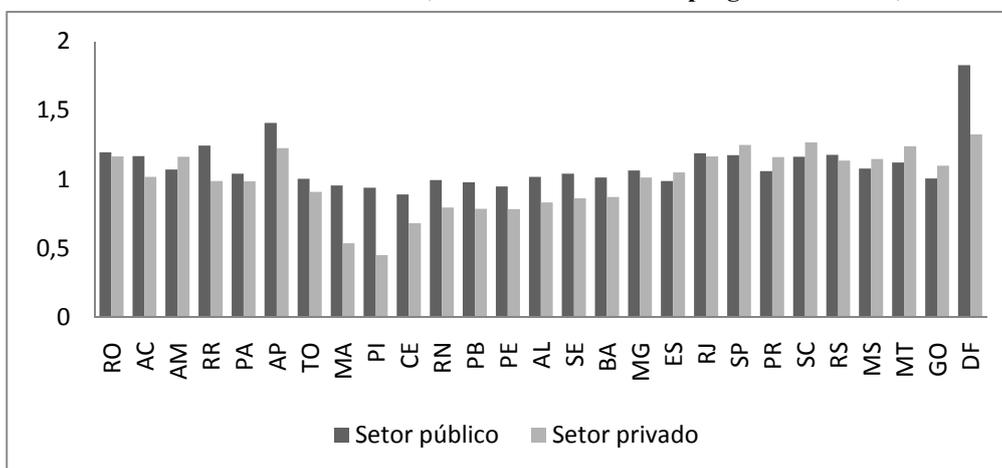
Podemos observar que os resultados em termos salariais conforme setor de emprego serão bastante distintos em cada um dos perfis: para o primeiro perfil, o qual é de um indivíduo com alta qualificação e experiência, os salários são elevados em ambos os setores (Gráfico 5), enquanto que para um perfil de média escolarização e experiência, os resultados podem ser tanto elevados quanto baixos conforme a unidade da federação de residência do trabalhador. Observe que, em alguns estados, o salário médio estimado para o setor público pode ser superior ao privado para o primeiro perfil (ex. São Paulo), e que uma média salarial elevada para este perfil pode ser encontrada tanto em um estado muito rico (ex. Distrito Federal), quanto para um estado menos desenvolvido (ex. Amapá). Para um trabalhador que se caracterize pelo segundo perfil, essa mesma tendência pode ser verificada, sendo que se este trabalhador é filiado ao setor público, teria um maior salário médio tanto nos estados muito ricos (ex. Distrito Federal) quanto nos muito pobres (ex. Amapá e Roraima).

Tabela 3: Resultados do Modelo Hierárquico de efeitos fixos estimado por máxima verossimilhança. Brasil, 2005.

Variável dependente: Logaritmo do salário-hora					
	Coefficiente	Desvio-padrão	Graus de Liberdade	Estatística T	Valor p
Intercepto	0,8386	0,0431	165873	19,47	0,0000
publico2	0,2979	0,0350	165873	8,50	0,0000
anosestc	0,1081	0,0005	165873	221,80	0,0000
idadec	0,0225	0,0002	165873	140,54	0,0000
idadec2	-0,0005	0,0000	165873	-62,76	0,0000
sexo2	0,2897	0,0036	165873	79,41	0,0000
branco1	0,1361	0,0039	165873	34,64	0,0000
publico2*anosestc	0,0125	0,0014	165873	9,23	0,0000
publico2*idadec	0,0040	0,0005	165873	8,61	0,0000
AIC	358970	Número de observações		165908	
BIC	359100	Número de grupos		27	
Log-verossimilhança	-179472				

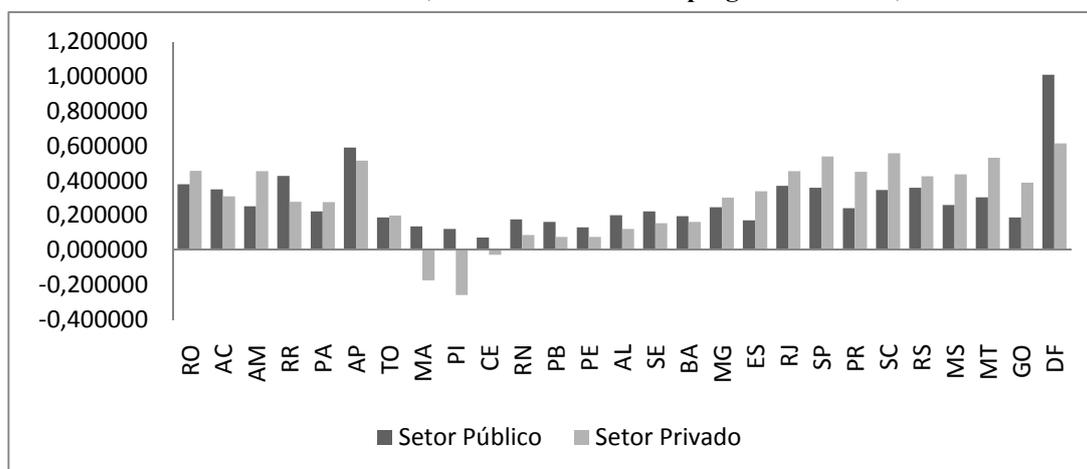
Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

Gráfico 5: Salário médio padronizado predito pelo modelo de coeficientes aleatórios para uma mulher branca com 15 anos de estudo e com 40 anos de idade, conforme setor de emprego e UF. Brasil, 2005.



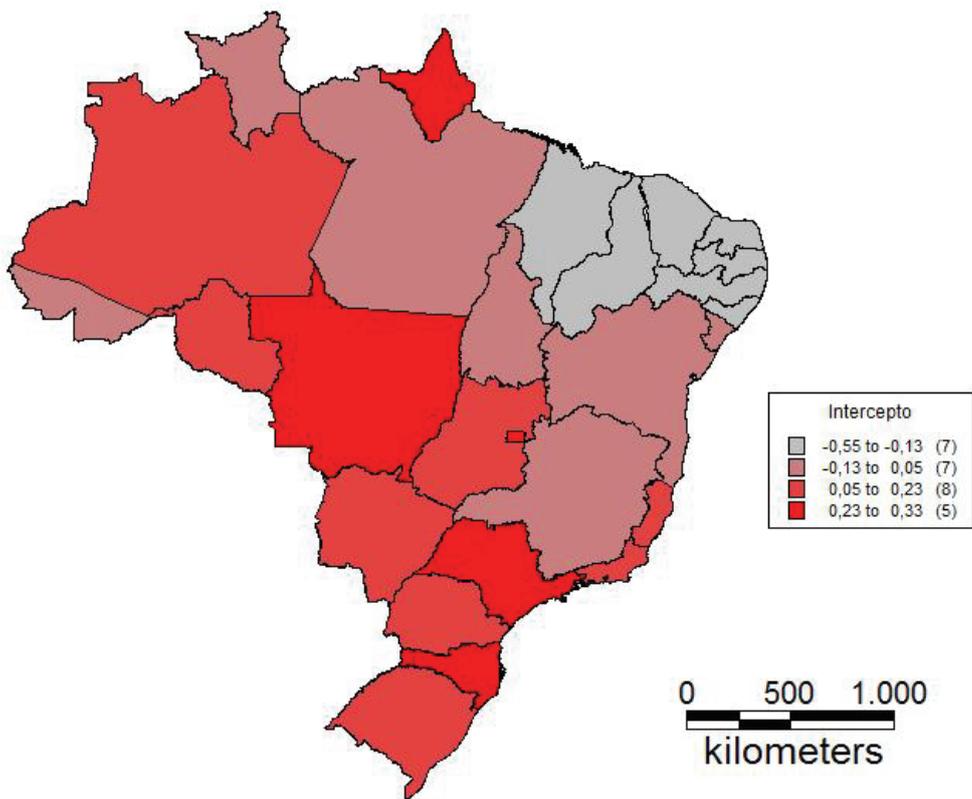
Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

Gráfico 6: Salário médio padronizado predito pelo modelo de coeficientes aleatórios para um homem negro, com 8 anos de estudo e 35 anos de idade, conforme setor de emprego e UF. Brasil, 2005.



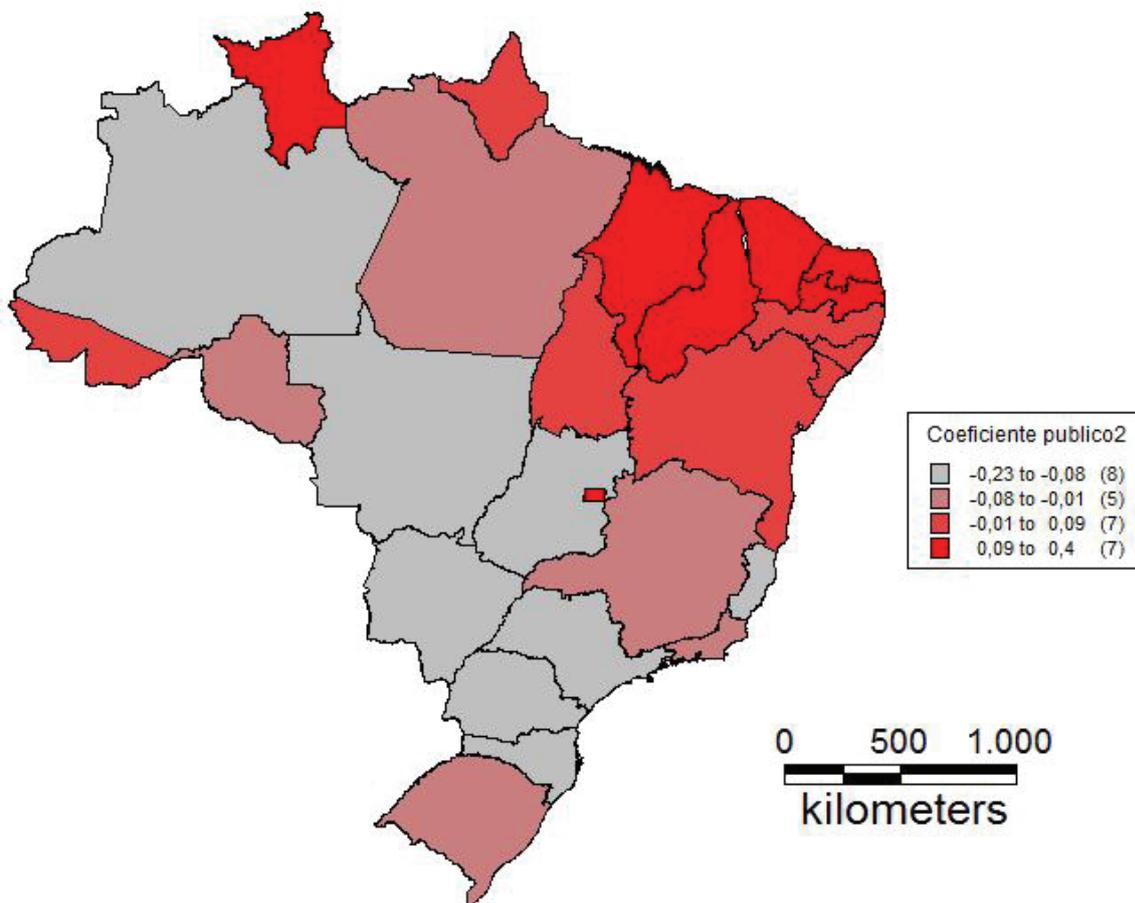
Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

Mapa 3: Intercepto estimado segundo modelo hierárquico com efeitos aleatórios por Unidade da Federação. Brasil, 2005



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

Mapa 4: Coeficientes estimados para o retorno à participação no setor público segundo modelo hierárquico com efeitos aleatórios por Unidade da Federação. Brasil, 2005



Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005, IBGE

5 Considerações finais

A partir deste trabalho verificamos que, em 2005, os estados da federação eram bastante heterogêneos no que diz respeito à média salarial e ao retorno à participação no setor público. A utilização da abordagem hierárquica para o estudo prêmio salarial do público neste trabalho é inédita e apresentou-se bastante relevante e adequada para os estudos de diferenciais salariais. Ademais, nosso trabalho contribuiu para a literatura de diferenciais salariais adicionando termos de interação no modelo, assumindo, assim, que haja diferentes retornos à educação e à experiência nos setores público e privado.

As evidências aqui apresentadas sugerem ainda que o prêmio salarial do setor público assumiu diferentes magnitudes entre os estados, e, portanto, pode servir de subsídio para políticas salariais a serem adotadas pelos governos estaduais. De uma maneira geral, os diferenciais entre as unidades da federação explicam aproximadamente 38% da variação total do logaritmo do salário-hora segundo o coeficiente de correlação intraclasse. Isso implica que a heterogeneidade entre as UF's deve ser incorporada dentre os modelos de regressão mincerianas como uma forma de se controlar pela heterogeneidade não observada, e a abordagem hierárquica cumpre um papel relevante.

Em termos do prêmio salarial do setor público, a medida da correlação entre a variável aleatória para o intercepto da regressão e a variável aleatória para o coeficiente de participação no setor público foi negativa e estatisticamente significativa, indicando que os estados da federação que apresentaram um maior salário médio (intercepto) foram aqueles que apresentaram o menor coeficiente para o retorno salarial à participação do trabalhador no setor público. Em geral, observamos que os estados mais pobres, especialmente aqueles situados nas regiões Norte (Roraima, Pará, Tocantins) e todos os estados do Nordeste do Brasil, apresentam um logaritmo do salário hora médio muito baixo, porém o prêmio salarial do setor público estimado pelo modelo hierárquico com efeitos fixos é elevado em relação aos demais.

Assim, depreende-se que o setor público exerce um papel fundamental para a elevação dos salários nos estados mais pobres do Brasil. Contudo, argumenta-se que o emprego no setor público compreende menos de 20% dos trabalhadores nestes estados. Desta forma, ressalta-se a importância de políticas de desenvolvimento regional específicas para estas áreas de forma que o setor privado nestes estados também seja estimulado.

Um passo seguinte nesta pesquisa seria incorporar variáveis explicativas de nível 2 no modelo (como o PIB per capita), de forma a captar quais são os fatores associados às diferenças nos retornos salariais à participação no setor público verificadas entre os estados.

Referências Bibliográficas

- BULOW, J. I; SUMMERS, L. H. A theory of dual labor markets with application to industrial policy, discrimination and Keynesian unemployment. NBER, 1985. (*Working Paper* n. 1666)
- DICKENS, W. T.; LANG, K. **Testing dual labor market theory**: a reconsideration of the evidence. NBER, 1985. (*Working Paper* n. 1670)
- EHRENBERG, R; SCHWARZ, J. Public-sector labor markets. In: ASHENFELTER, O; LAYARD, R. **Handbook of labor economics**. Amsterdam: Elsevier, 1986. Cap. 22, p. 1219-1260.

- FERNANDES, R. Desigualdade salarial: aspectos teóricos. Em: CORSEIUL, C. H. **Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002, 152 p.
- FOGUEL, M.N.; GILL, I.; MENDONÇA, R.; BARROS, R. P. The public-private wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**. Vol. 54, n.4, p. 433-472, 2000.
- GILL, I. S. Some determinants of sustainable public administrative reform: Or, why I am optimistic about Administrative Reforms in Brazil. In: BRITISH COUNCIL SEMINAR ON PUBLIC REFORM, 1998, Londres. **Proceedings of the British Council Seminar on Public Reform**. Londres, 1998. p. 1-17.
- GOLDSTEIN, Harvey. **Multilevel statistical models**. London: E. Arnold; New York: Halsted Press, 1995. 2.ed. 178 p.
- HOX, J. J. **Multilevel analysis: techniques and applications**. Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates, 2002. 304 p.
- GUIMARÃES, R. R. M.; OLIVEIRA, A. M. H. Análise da distribuição salarial entre o setor público e privado no Brasil com aplicações para a Reforma Administrativa do governo federal (1987-1985). In: **XII Prêmio do Tesouro Nacional: Finanças Públicas, Monografias premiadas**. ESAF, Brasília, 2007.
- HYDER, A.; REILLY, B. **The public sector pay gap in Pakistan: a quantile regression analysis**. PRUS, 2005. (*Working Paper* n. 33).
- KATZ, L.F.; KRUEGER, A. B. Changes in the structure of wages in the public and private sectors. NBER, 1991. (*Working Paper* n. 3667).
- LUCIFORA, C.; MEURS, D. **The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy**. Pay Inequality and Economic Performance Project. European Union, 2004
- MARGO, R.A.; FINEGAN. T. A. **Changes in the distribution of wages, 1940-1950: the public vs. the private sector**. NBER, 1995. (*Working Paper* n. 5389).
- MELLY, B. Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regressions. **Empirical Economics**, vol.30, p. 505–520, 2005.
- MINCER, J. 1974. **Schooling, Experience and Earnings**. New York: NBER Press.
- NAKANO, Y. Salários no setor público são muito maiores que no setor privado. **Valor Econômico**, São Paulo, 26 de Novembro de 2006.
- PARPETROU, E. The public-private sector pay differential in Greece. **Public Finance Review**. Vol 34, n.4, p. 450-473, 2006.
- PATU, G. Aumento de servidor chega a 80% e supera setor privado. **Folha de São Paulo**, São Paulo, 13 de agosto de 2007. Dinheiro, p. B1.
- PINHEIRO, J.; BATES, D.; DEBROY, S.; SARKAR, D. R CORE DEVELOPMENT TEAM. **nlme: Linear and nonlinear mixed effects models**. R package version 3.1-88, 2008.
- PORTEBA, J.M.; RUEBEN, K.S. **The distribution of public sector wage premia: new evidence using quantile regression methods**. NBER, 1994. (*Working Paper* n. 4734).
- R CORE DEVELOPMENT TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, 2008. URL <http://www.R-project.org>.

RAUDENBUSH, Stephen W; BRYK, Anthony S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. 2.ed. Thousand Oaks, Calif.; London: Sage, 2000. 485 p.

REILLY, T.; SCHOENER, S.; BOLIN, A. Public sector compensations in local governments: an analysis. **Review of Public Personnel Administration**, Georgia, v. 27, n. 1, p.39-58, 2007.

SMITH, S. P. **Equal pay in the public sector: fact or fantasy**. Princeton, NJ: Princeton University, 1977. Industrial Relations Section.

YU, K.; VAN KERM, P; ZHANG, J. **Bayesian quantile regression: an application to the wage distribution in 1990s Britain**. CEPS/INSTEAD, Differdange, G.-D. Luxemburgo, 2004. (*Working Paper* n. 2004-10).

SOARES, Tufi Machado; MENDONÇA, Márcia Cristina Meneghin. **Construção de um modelo de Regressão Hierárquico para os dados do SIMAVE-2000**. Pesquisa Operacional, 2003. v.23, n.3, p.421-441.