

# Distribuição de Salários e o Diferencial Público-Privado no Brasil\*

Walter Belluzzo\*\*

Francisco Anuatti-Neto\*\*\*

Elaine T. Pazello\*\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Resultados; 4. Conclusão.

Palavras-chave: regressão quantílica; setor público; diferencial de salários.

Códigos JEL: J31; J45.

Os resultados encontrados na literatura sobre diferenciais salariais no Brasil apontam de maneira consistente uma desvantagem do setor privado frente ao setor público. Esse artigo tem como objetivo complementar esses estudos analisando o diferencial público-privado em diferentes porções da distribuição condicional de salários, utilizando métodos de regressão quantílica. Os resultados obtidos revelam que o diferencial a favor do setor público é maior na cauda inferior da distribuição de salários, declinando constantemente à medida em que nos deslocamos em direção à cauda superior. A reversão da vantagem do setor público ocorre apenas em casos específicos.

The literature on wage gaps in Brazil consistently indicate a premium to the public sector when compared to the private sector. The purpose of this paper is complement the analysis presented in the literature with relevant information about other parts of the conditional distribution of wages. The characterization of the conditional distribution is obtained through the quantile regression methods. The results obtained reveal the public sector premium

---

\* Artigo recebido em jan. 2004 e aprovado em jun. 2005. Os autores agradecem a Rafael Satake pela assistência de pesquisa.

\*\* Professor do Departamento de Economia da FEA Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo.  
Email: belluzzo@usp.br

\*\*\* Professor do Departamento de Economia da FEA Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo.  
Email: fanuatti@usp.br

\*\*\*\* Professor do Departamento de Economia da FEA Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo.  
Email: epazello@usp.br

is larger in the lower tail of the wage distribution, declining steadily as we move towards the upper tail. The public sector advantage is reversed only in specific instances.

## 1. Introdução

No atual debate sobre a reforma previdenciária do setor público emprega-se recorrentemente o argumento de que os atuais servidores públicos aceitam salários inferiores aos salários de mercado por que consideram a expectativa de aposentadoria integral como elemento compensador desse diferencial negativo. Embora o raciocínio esteja correto, e de acordo com a percepção geral na sociedade brasileira de que os salários no setor público são inferiores aos do setor privado, o argumento é refutado de maneira veemente pelas evidências empíricas encontradas na literatura.

Diferenciais de salários que favorecem os empregados públicos foram encontrados por Macedo (1985) na comparação entre empregados de empresas públicas e privadas. Tannen (1991) investigou as diferenças no retorno de educação entre os setores público e privado, encontrando prêmio de escolaridade maior no setor privado apenas para os trabalhadores com segundo grau. O retorno da educação dos trabalhadores com primeiro e terceiro grau seriam maiores nos empregos públicos. Mais recentemente, Foguel et alii (2000) indicam que, se levadas em conta a distribuição de características em cada setor, o diferencial de salários público/privado sofre uma grande redução, mas continua significativamente a favor do setor público. Além disso, eles reportam que o grau de escolaridade responde por aproximadamente 70% do diferencial total de salários.

Uma característica comum a todos os estudos sobre o diferencial público-privado é o foco na média da distribuição de salários, seja através da comparação das médias amostrais ou da estimação de modelos de regressão linear. No último caso, costuma-se introduzir uma variável *dummy* para o emprego no setor público, de modo que o diferencial de salário, medido pelo coeficiente dessa variável, seja constante e igual para todos os indivíduos. Para evitar o inconveniente óbvio dessa limitação da análise costuma-se estimar modelos de regressão em separado para cada setor ou, alternativamente, introduzir *dummies* de interação entre o emprego no setor público e todas as covariadas.

Ao introduzir interações com todas as covariadas, fazemos com que o coeficiente da *dummy* para o setor público reflita apenas o diferencial de salários não explicado pelas características do indivíduo. No entanto, isso dificulta a análise do diferencial de salários global (ou marginal), que passa a depender da distribuição

das covariadas. Além disso, ainda que a preocupação central seja com relação às médias condicionais, esses modelos fazem com que o diferencial seja o mesmo para todos os indivíduos com as mesmas características observáveis.

O objetivo desse artigo é complementar a análise a partir das médias condicionais com informações detalhadas sobre o restante da distribuição condicional de salários. Especificamente, os diferenciais de salários são vistos como sendo constantes para cada quantil, mas estão livres para variar entre indivíduos com as mesmas características. Ao oferecer novas nuances à análise do diferencial de salários entre os setores público e privado, procuramos conciliar a percepção corrente na sociedade brasileira de que os salários no setor público estão abaixo do setor privado, com os resultados encontrados na literatura.

Para alcançar esses objetivos, analisamos a distribuição condicional de salários por meio da aplicação de modelos de regressão quantílica para a função de rendimentos. Essa abordagem à investigação de diferenciais de salários já é bem estabelecida na literatura, começando com os trabalhos seminais de Buchinsky (1994) e Chamberlain (1994). De fato, existem diversos trabalhos que utilizam o instrumental de regressão quantílica para analisar o diferencial público-privado em outros países, como por exemplo, Poterba e Rueben (1994) na América, Mueller (1998) no Canadá e Nielsen e Rosholm (2001) na Zâmbia.

Utilizando dados extraídos da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD) realizada em 2001, estimamos o diferencial de salários entre os setores público e privado em geral, tanto formal quanto informal. Além disso, dado o caráter complementar da análise proposta nesse artigo, adotamos também o mesmo conjunto de covariadas utilizado por Foguel et alii (2000). Os resultados obtidos indicam que o diferencial de salários varia tanto entre os quantis da distribuição quanto entre as esferas de governo, quanto entre as regiões do Brasil. Especificamente, encontramos que em geral a vantagem do setor público é decrescente à medida em que nos movemos em direção à cauda superior da distribuição. Nas esferas municipal e estadual, esse padrão de redução do diferencial faz com que ocorram situações em que a vantagem do setor público é revertida a favor do setor privado a partir de determinado quantil. No caso do funcionalismo público federal, por outro lado, o diferencial a favor do setor público mantém-se mesmo no quantis mais altos.

Esse artigo está organizado em três seções, além dessa Introdução. A próxima seção apresenta a metodologia do trabalho, explicitando como a análise aqui desenvolvida complementa aquela desenvolvida por Foguel et alii (2000). A terceira seção descreve os dados empregados na análise e apresenta os resultados empíricos encontrados e a quarta e última seção traz as conclusões.

## 2. Metodologia

O diferencial médio de salários entre os setores público e privado pode ser medido de várias formas. Seguindo Foguel et alii (2000), consideramos aqui um modelo de média condicional dado por

$$E(w|x, p) = h(x, p) \quad (1)$$

onde:

$w$  é o logaritmo do salário;

$x$  é um vetor de características individuais (idade, sexo, raça, etc.);  $p$  é uma variável *dummy* para indicar participação no setor público. Ainda seguindo aqueles autores, assumimos que  $h$  é separável em  $x$  e  $p$ . Desse modo, podemos escrever

$$h(x, p) = \sum_{i=1}^k a_i(p)x_i. \quad (2)$$

A regressão definida por (1) e (2) pode ser estimada de duas maneiras. A primeira consiste em estimar uma regressão para cada setor, tal como encontramos em Foguel et alii (2000). Alternativamente podemos rodar uma única regressão com todas as iterações possíveis entre  $p$  e  $x$ :

$$E(w|x, p) = \alpha + \delta p + p \sum_{i=1}^k \gamma_i x_i + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i \quad (3)$$

Note que no modelo definido em (3) o diferencial de salários depende de  $x_i$ , de modo que o cálculo deste deve levar em conta a distribuição de características individuais em cada setor. Foguel et alii (2000) utilizam a distribuição de características no setor público para calcular o salário esperado utilizando a função estimada para o setor privado. Dessa forma, eles definem um diferencial de salários (*controlled wage gap*) que corresponde à diferença entre o salário observado para os funcionários públicos e os salários que eles receberiam se estivessem no setor privado. O diferencial de salários resultante permite que o efeito da distribuição de características entre os setores sobre o diferencial geral seja identificado.

O principal atrativo dessa abordagem é permitir que se obtenha um tipo de decomposição do diferencial médio de salários entre os efeitos de cada covariada e a vantagem não explicada de um setor. Em contrapartida, há a imposição da hipótese de que as covariadas afetam tão somente a posição da distribuição de salários, sem qualquer efeito sobre dispersão ou formato. Para cada  $x$ , apenas

os diferenciais médios de salário podem ser estimados, o que de certa maneira equivale a impor o mesmo diferencial de salário para cada  $x$ .

A abordagem proposta nesse artigo é permitir que as covariadas afetem tanto a posição quanto a dispersão e o formato da distribuição de salários. Dessa forma, para cada  $x$ , teremos um diferencial de salários para cada ponto da distribuição de salários. A operacionalização dessa premissa é direta utilizando métodos de regressão quantílica, proposto por Koenker e Bassett (1978). Em particular, ao invés de especificar uma função para a média condicional (1), especificamos uma função para cada quantil condicional. Isto é, denotando o  $\tau$ -ésimo quantil de  $w$  condicional em  $x$  e  $p$  por  $Q_w(\tau|x, p)$ , o modelo de regressão quantílica é dado por:

$$Q_w(\tau|x, p) = h(x, p). \quad (4)$$

Assim como nos modelos para a média condicional discutidos acima, a função  $h$  pode assumir a forma dada por (2) e (3),

$$Q_w(\tau|x, p) = \alpha(\tau) + \delta(\tau)p + p \sum_{i=1}^k \gamma_i(\tau) x_i + \sum_{i=1}^k \beta_i(\tau) x_i \quad (5)$$

de modo que podemos considerar tanto o modelo geral, em que  $\gamma_i(\tau) \neq 0$ , quanto o modelo básico, em que  $\gamma_i(\tau) = 0$  para todo  $i$ .

Para o modelo básico, a mensuração do diferencial de salários é direta, já que corresponde ao coeficiente  $\delta(\tau)$ . A restrição imposta ao fazer  $\gamma(\tau) = 0$  é que o diferencial seja o mesmo para todos os indivíduos que pertencem ao mesmo quantil. Da mesma maneira, o efeito das covariadas é fixo para cada quantil. É importante notar o contraste com o modelo básico para a média condicional, que implica a constância do diferencial e dos efeitos para todos os indivíduos.

No caso do modelo geral, parece que a melhor abordagem para a mensuração do diferencial de salários é uma análise contra-factual, na linha daquela realizada por Foguel et alii (2000). No caso do diferencial médio, considerado por aqueles autores, essa comparação contra-factual pode ser implementada diretamente já que a  $E_x(w|x) = E(w|\bar{x})$ , facilitando a obtenção de  $E(w)$ .<sup>1</sup> Claramente não podemos utilizar o mesmo procedimento para o caso de regressão quantílica. Convenientemente, existem métodos propostos na literatura para realizar esse tipo de análise utilizando modelos de regressão quantílica, tal como Machado e Mata (2005), que podem ser prontamente aplicados a esse caso.

O método proposto por Machado e Mata (2005) para construir a distribuição (marginal) contra-factual está baseado no bem conhecido teorema da transforma-

<sup>1</sup> Aqui,  $E_x$  indica que a esperança é com relação à distribuição de  $x$ .

ção de probabilidades. Se  $U$  tem distribuição uniforme em  $[0, 1]$ , então  $F^{-1}(U)$  tem distribuição  $F$ . Dessa forma, se  $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_m$  são sorteados de uma Uniforme  $(0, 1)$ , as  $m$  estimativas de  $Q(w|x) = x'\beta(\tau_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, m$  correspondem a uma amostra aleatória da distribuição de  $w$  condicional em  $x$ . Para integrar com relação a  $x$  e obter a distribuição marginal de  $w$ , Machado e Mata (2005) sugerem que ao invés de manter  $x$  fixo, utilize-se amostras aleatórias de  $x$ . Desse modo as estimativas de  $Q(w|x) = x'_i\beta(\tau_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, m$  corresponderiam a amostras aleatórias da distribuição marginal de  $w$ .

Note que para a obtenção da distribuição marginal de  $w$  o conjunto de observações utilizado para obter amostras de  $x$  é o mesmo utilizado para calcular as estimativas de  $\beta(\tau)$ . Se utilizarmos um conjunto de observações diferentes, por exemplo  $x$  para estimar  $\beta(\tau)$  e  $z$  para obter novas amostras de covariadas, obteremos a distribuição contra-factual de  $w$ . Em outras palavras, as  $m$  estimativas de  $Q(w|z) = z'_i\beta(\tau_i)$  correspondem a uma amostra aleatória da distribuição marginal de  $w$  que seria observada caso as covariadas fossem distribuídas tal como  $z$  ao invés de  $x$ .

### 3. Resultados

A base de dados utilizada nesse artigo foi a Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio (PNAD) de 2001. Inicialmente, foram incluídos todos os indivíduos moradores na área urbana do país, com 16 anos ou mais, que possuíam uma ocupação na semana de referência da pesquisa. Posteriormente, dentre os ocupados, selecionou-se apenas aqueles que estavam empregados em atividades não-agrícolas, civis, e cuja jornada de trabalho estava definida entre 20 e 70 horas semanais. A amostra final após todas essas exclusões foi reduzida a 110.433 observações, sendo 17.028 (15,42%) trabalhadores do setor público e 93.405 (84,58%) do setor privado.

Esta seção está dividida em três subseções. A primeira realiza de forma sucinta uma comparação dos dados básicos entre os anos de 1995 e 2001, já que a análise desenvolvida nesse artigo é complementar ao estudo de Foguel et alii (2000). A segunda apresenta os resultados das regressões quantílicas para as equações de rendimento a partir do modelo básico, isto é, sem considerar as interações entre as características produtivas dos trabalhadores e a variável *dummy* indicando o setor de ocupação. A terceira, por fim, estima os diferenciais de salários a partir do modelo geral.

### 3.1 Comparação dos dados básicos: 1995 × 2001

Uma vez que esse artigo esta baseado em Foguel et alii (2000), em que o diferencial público-privado é analisado com base na PNAD 1995, apresentamos a seguir uma comparação entre aquela base de dados e a PNAD 2001, utilizada nesse artigo. Ainda que a análise da evolução do diferencial público-privado entre 1995 e 2001 não faça parte do escopo desse artigo, essa comparação é importante para facilitar o paralelo entre os dois trabalhos.

Começando pela distribuição das características individuais entre os setores público e privado, apresentamos na tabela 1 as variáveis básicas nos anos de 1995 e 2001. Essa tabela mostra dois resultados interessantes. Primeiro, nota-se o aumento de trabalhadores nas faixas de idade mais altas no setor público sugerindo uma mão-de-obra mais experiente. Segundo, observa-se um avanço educacional dos trabalhadores do setor privado, especialmente no ensino médio, embora permaneça um diferencial educacional importante entre os setores (a parcela de trabalhadores com 12 anos ou mais de estudo é de 35,5% no setor público e de 10,8% no setor privado).

Tabela 1  
Distribuição do emprego por características individuais (%)

Característica	1995		2001	
	Público	Privado	Público	Privado
<b>Sexo</b>				
Masculino	46,1	62,4	43,5	60,9
Feminino	53,9	37,6	56,5	39,1
<b>Raça</b>				
Branco	61,6	60,5	60,2	58,8
Não-Branco	38,4	39,5	39,8	41,2
<b>Idade</b>				
10-24 anos	10,7	25,4	9,9	24,1
25-34 anos	30,1	30,1	25,3	29,3
35-44 anos	32,8	24,0	33,8	25,0
45-54 anos	19,1	13,2	22,8	14,5
Mais do que 55 anos	7,2	7,3	8,2	7,2
<b>Anos de Estudo</b>				
0 ano	4,1	7,26	3,1	5,9
1-4 anos	16,7	33,2	12,5	24,2
5-8 anos	14,7	29,2	12,9	28,9
9-11 anos	33,4	21,5	36,0	30,3
12 anos ou mais	31,0	8,7	35,5	10,7

Com relação ao diferencial de salário público-privado, cumpre notar que a riqueza de detalhes apresentada por Foguel et alii (2000) não poderia ser repetida nessa comparação sem comprometer o foco desse artigo. Por esse motivo, apresentamos apenas o diferencial de salário medido pela diferença das médias dos

logaritmos dos salários entre os grupos (*gap in log-average-wages* na terminologia de Foguel et alli).

Utilizando essa medida, constata-se que houve um aumento do diferencial de salário entre 1995 e 2001. Para o salário bruto, o diferencial que era de 0.28 em 1995 passou para 0.40 em 2001 e de 0.45 para 0.57 para o salário padronizado. Dois pontos merecem destaque com relação a esse resultados. Primeiro, é importante destacar que devido à utilização cortes amostrais diferentes daqueles descritos em Foguel et alii (2000)<sup>2</sup> as estimativas apresentadas aqui para o ano de 1995 são diferentes daquelas reportadas naquele artigo. O diferencial médio apontado por aqueles autores é de 0.43 para o salário bruto e 0.58 para o padronizado.<sup>3</sup> Segundo, a estimativa do diferencial pela média geral não permite avaliar os efeitos das diferenças da composição da força de trabalho entre os dois setores. No entanto, visto que observa-se um aumento da escolaridade no setor privado no período (tabela 1), o aumento do diferencial sugere que os preços pagos pelo setor público pelas características produtivas podem ter melhorado de 1995 para 2001.

### 3.2 Diferenciais por quantis: modelo básico

Tal como discutido acima, o modelo dado pela equação (5) pode ser simplificado pela hipótese de que todas as iterações entre  $x$  e  $p$  são nulas, resultando no chamado modelo básico. Além de variáveis *dummy* indicando a esfera de governo em que o indivíduo está empregado (municipal, estadual e federal), foram consideradas as seguintes covariadas: idade, idade ao quadrado, escolaridade, raça, *dummy* para região metropolitana e tempo na atual ocupação. Finalmente, a variável dependente  $w$  foi definida de duas maneiras alternativas: (i) como o salário mensal no emprego principal, e (ii) como o salário mensal padronizado para uma jornada de 40 horas semanais.

Para permitir variações regionais e preservar a simplicidade do modelo, além de um modelo geral para todo o país também foram estimados modelos independentes para cada região: norte, nordeste, sudeste, sul e centro-oeste. Cada um desses modelos foi estimado considerando um seqüência de quantis entre 0.05 e 0.95, com intervalos de 0.05. Como resultado, para cada região foram estimados 19 modelos para cada definição de variável dependente, perfazendo um total de 38 modelos

<sup>2</sup> As diferenças em termos da composição da amostra são: i) corte de idade: nesse artigo, 16 anos ou mais; Foguel et alii: 10 anos ou mais; ii) teto para a jornada de trabalho: nesse artigo, excluiu-se os trabalhadores que reportaram jornadas superiores a 70 horas semanais; Foguel et alii: não impõe teto para a jornada de trabalho; iii) nesse artigo os militares são excluídos, ao contrário de Foguel et alii.

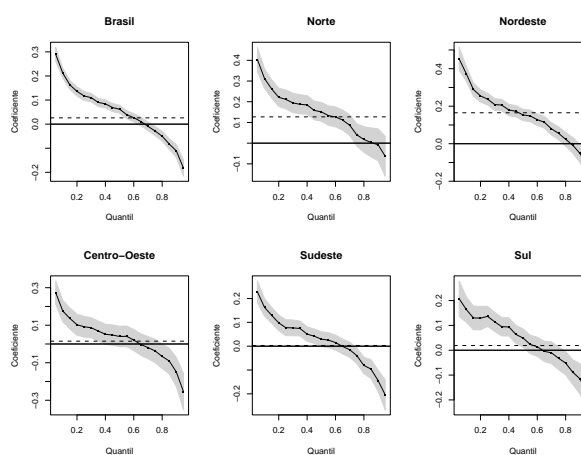
<sup>3</sup> Vide Foguel et alii (2000), tabela 3.



por região. Finalmente, cabe destacar que todos os modelos estimados, incluindo as regressões por mínimos quadrados, foram ponderados de acordo com os fatores de expansão da PNAD.<sup>4</sup>

Os resultados obtidos são sumariados nas figuras de 1 a 6. Em cada figura há seis gráficos, um para o resultado geral para o Brasil e outros cinco para as regiões. Em cada um desses gráficos, a linha cheia ilustra o valor do coeficiente da variável *dummy* para cada quantil da distribuição de salários. A área sombreada em torno dessa linha representa intervalos de confiança de 95% associados a cada ponto. A linha tracejada indica a estimativa obtida através do método de mínimos quadrados. Para facilitar a visualização e interpretação, a linha horizontal divide os gráficos no ponto zero.

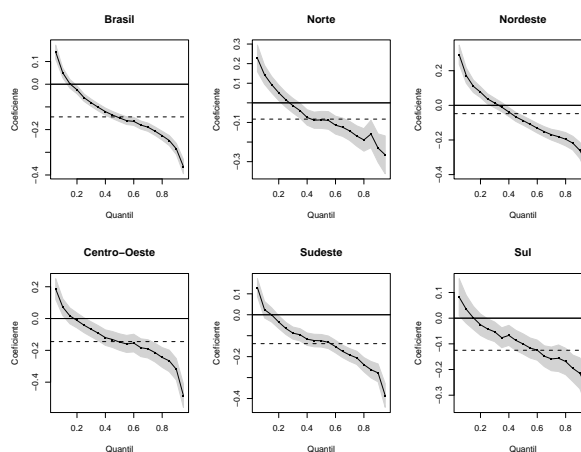
Figura 1  
Diferencial privado  $\times$  público municipal – padronizado



A figura 1 mostra os resultados para o diferencial de salários entre o setor privado e o setor público municipal, considerando-se o salário padronizado como referência. Em todas as regiões, observa-se que o diferencial de salários é favorável aos funcionários públicos municipais apenas para a cauda inferior da distribuição de salários. À medida em que o salário aumenta, essa vantagem vai diminuindo, tornando-se negativa a partir de certo ponto. Em outras palavras, os indivíduos com baixos salários têm vantagem maior com relação ao setor privado, enquanto que aqueles com maiores salários têm desvantagem maior.

<sup>4</sup> Em alguns casos, a desconsideração dos fatores de expansão afeta os resultados de maneira significativa em termos percentuais, muito embora esse efeito não seja dramático.

Figura 2  
Diferencial privado  $\times$  público municipal – bruto



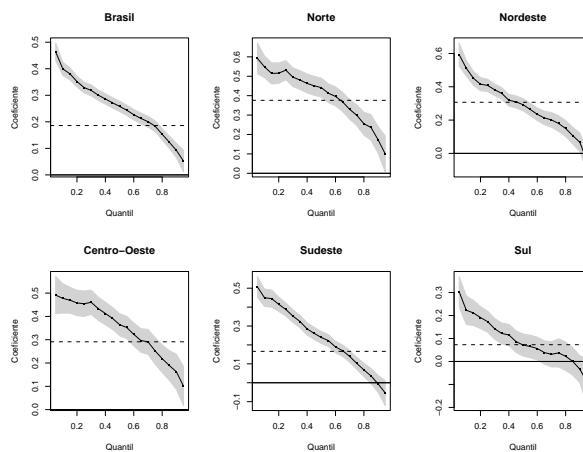
Exceto para o Norte e Nordeste, em que a reversão da vantagem do setor público municipal acontece apenas em torno do 85° percentil, nas demais regiões isso acontece em torno do 65° percentil. Como resultado, no Brasil como um todo a reversão acontece aproximadamente no 70° percentil. Finalmente, nota-se que na região Centro-Oeste não existe um diferencial significativo entre o 40° e 80° percentis, aproximadamente.<sup>5</sup> Nas outras regiões, o intervalo em que o diferencial não é significativamente diferente de zero é bem menor, mas em geral inclui a mediana.

A figura 2 mostra os resultados obtidos quando utilizamos o logaritmo do salário bruto, sem padronização pela jornada. Como a jornada de trabalho tende a ser menor no setor público<sup>6</sup>, o efeito de considerar o salário bruto é o deslocamento para a esquerda de todas as curvas apresentadas na figura 1. Apesar do efeito óbvio, a magnitude revelada na figura 2 causa certa surpresa. Exceto para as regiões Norte e Nordeste, a vantagem do setor público praticamente desaparece em toda a distribuição de salários. Mesmo nas regiões Norte e Nordeste o diferencial é significativamente positivo apenas até o 20° e 25° percentis.

<sup>5</sup>Note que nos gráficos correspondentes a essas regiões a área hachurada inclui o valor zero na faixa correspondente a esses percentis.

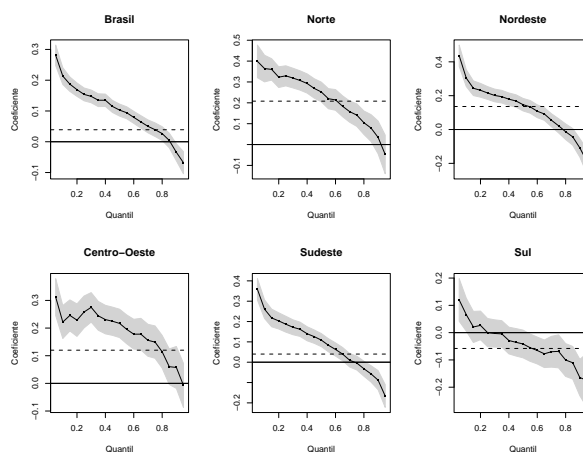
<sup>6</sup>A jornada média de trabalho no setor privado é de 44,2 horas semanais. Para os trabalhadores do setor público esse número é de 36,8 no setor público municipal, 37,2 no estadual e 38,5 no federal.

Figura 3  
Diferencial privado  $\times$  público estadual – padronizado



A figura 3 apresenta os resultados referentes ao setor público estadual. Assim como verificamos no caso do setor público municipal, o diferencial de salários decresce à medida em que nos deslocamos da cauda inferior para a cauda superior da distribuição de salários. A diferença é que nesse caso, a vantagem do setor público sobre o privado persiste em praticamente toda a distribuição de salários. Ainda que nas regiões Sul e Sudeste e Nordeste o diferencial seja negativo em torno do 95º percentil, nota-se que o intervalo de confiança inclui zero, indicando que o diferencial não é significativo. Cabe destacar ainda que na região Sul o intervalo em que o diferencial não é significativo é relativamente grande, estendendo-se do 60º ao 95º percentis.

Figura 4  
Diferencial privado  $\times$  público estadual – bruto



A figura 4 mostra os resultados obtidos para o setor público estadual utilizando o salário bruto. Mais uma vez, o efeito é exatamente o esperado: observamos um deslocamento para a esquerda das curvas apresentadas na figura 3. No entanto, a magnitude do deslocamento é bem menor do que aquela observada no caso do setor público municipal. As regiões Norte e Centro-Oeste continuam com diferenciais não negativos ao longo de toda a distribuição. As regiões Nordeste e Sudeste apresentam diferenciais negativos a partir do 80° e 75° percentis, respectivamente. Surpreendentemente, a vantagem do setor público estadual praticamente desaparece na região Sul, sendo observada apenas até o 5° percentil.

Figura 5  
Diferencial privado  $\times$  público federal – padronizado

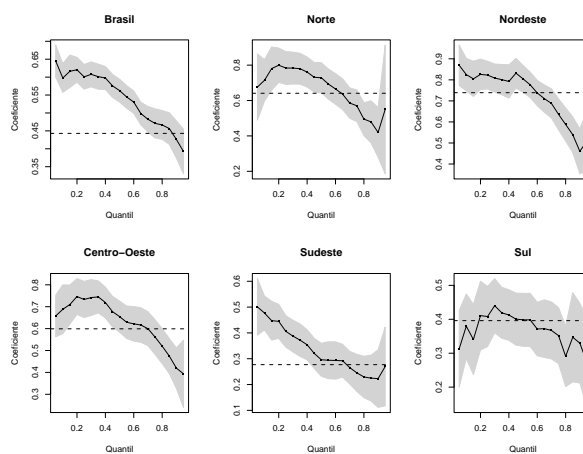
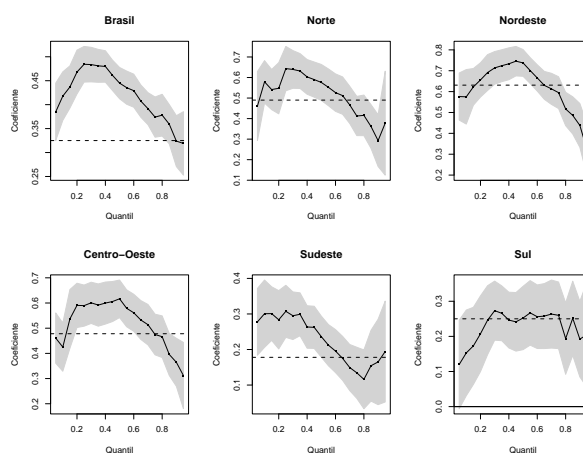


Figura 6  
Diferencial privado  $\times$  público federal – bruto



As figuras 5 e 6 ilustram os resultados para o setor público federal, utilizando o salário padronizado e bruto, respectivamente. O primeiro contraste com os resultados discutidos acima é que agora o diferencial não decresce monotonicamente à medida em que nos deslocamos da cauda inferior para a cauda superior

da distribuição de salários. Além disso, e mais importante, o diferencial é sempre significativamente positivo e maior que aqueles observados nas outras esferas de governo. Por outro lado, observa-se que o diferencial tende a ser menor para a cauda superior da distribuição, tal como verificamos nas outras esferas de governo. A única exceção para essa regra geral, parece ser a região Sul, especialmente quando consideramos o salário bruto.

### 3.3 Diferencial por quantis: análise contra-factual

O método proposto por Machado e Mata (2005) para construir as distribuições marginais observadas<sup>7</sup> foi implementado, para cada esfera de governo, da seguinte maneira:<sup>8</sup>

1. Foi gerada uma amostra com 1000 observações, de uma distribuição Uniforme  $(0, 1)$ :  $\tau_1, \tau_2 \dots \tau_{1000}$ .
2. Para cada uma desses  $\tau$ 's foi estimado um modelo  $Q_w(\tau) = x'\beta(\tau)$ , separadamente para o setor privado e para o setor público. Como resultado, obteve-se 1000 vetores de coeficientes  $\beta(\tau)$  para cada caso. Isto é,  $\hat{\beta}^0(\tau)$  para o setor privado e  $\hat{\beta}^1(\tau)$  para o setor público.
3. Para cada um desses vetores de coeficientes, foi sorteada uma amostra aleatória (com reposição) de covariadas  $x$  com 1000 elementos, a partir das observações do setor privado,  $x^0$ , e outra a partir das observações do setor público,  $x^1$ .
4. Para cada vetor de coeficientes e cada vetor de covariadas, foi calculado o valor estimado de  $Q_w(\tau)$ . Assim obteve-se 1000 observações da distribuição marginal dos salários no setor público,  $Q_w^{1,1}(\tau_i) = x_i^1 \hat{\beta}^1(\tau_i)$ , e outras 1000 observações da distribuição (marginal) contra-factual dos salários que seriam observados no setor privado caso as características individuais fossem aquelas observadas no setor público,  $Q_w^{1,0}(\tau_i) = x_i^1 \hat{\beta}^0(\tau_i)$ .
5. Finalmente, o diferencial para cada quantil de interesse foi calculada como a diferença dos quantiles empíricos dos vetores  $Q_w^{1,1}(\tau)$  e  $Q_w^{1,0}(\tau)$ .

<sup>7</sup> Tal como destacado por Machado e Mata (2005), é importante notar que a distribuição marginal observada poderia ter sido construída diretamente a partir dos dados. No entanto, nada garante que essa distribuição seria compatível com os modelos estimados.

<sup>8</sup> O programa para realizar o procedimento acima foi escrito para R R Development Core Team (2004), com base no pacote **quantreg** Koenker (2004), incluindo-se um argumento de **random.seed** que garante a replicação de todos os resultados apresentados.

A análise contra-factual foi realizada apenas ao nível nacional, sem diferenciação de regiões, para cada esfera de governo e para o setor público em geral, considerando-se tanto o salário bruto quanto o padronizado. Essa limitação justifica-se tanto pela elevada carga computacional envolvida quanto pela restrição de espaço para apresentar adequadamente todos os cortes possíveis. Além disso, os resultados obtidos para o caso geral não indicam diferenças significativas entre os resultados com o modelo geral e o modelo básico, tal constatado também por Foguel et alii (2000).

A figura 7 apresenta uma comparação entre as densidades estimadas para as distribuições marginal e contra-factual dos salários padronizados. Em todos os painéis, a linha cheia representa a distribuição marginal do logaritmo dos salários no setor público, e a linha tracejada representa a distribuição contra-factual. A figura 8 apresenta essa mesma comparação para os salários brutos.

Figura 7  
Densidades marginais  $\times$  contrafactuais – padronizado

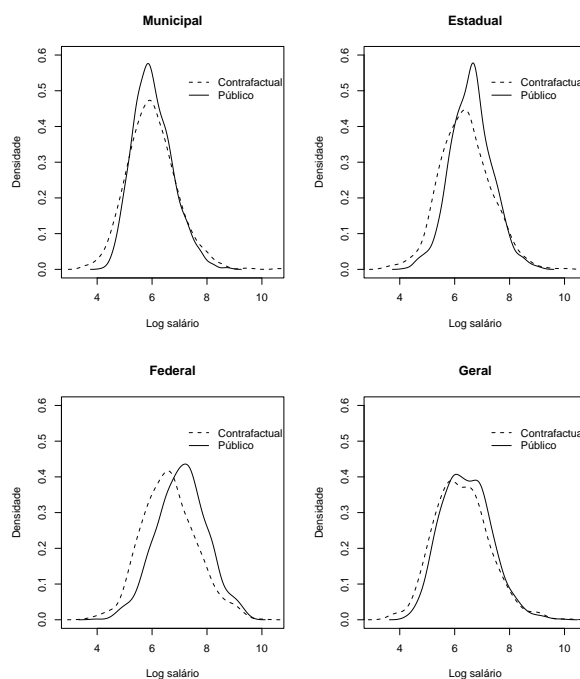
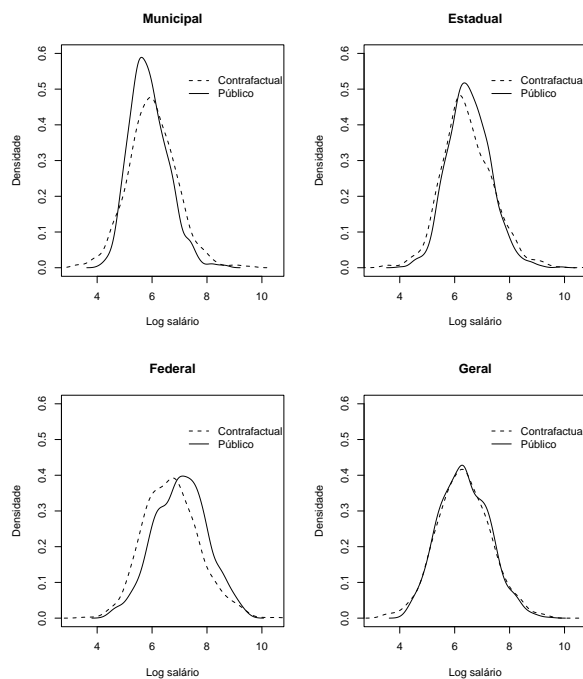


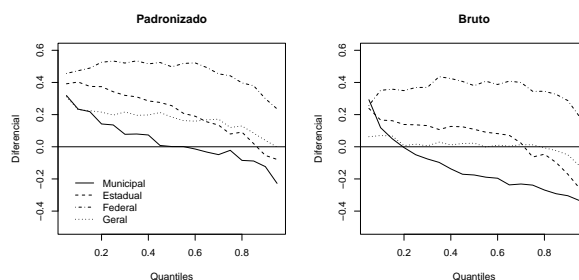
Figura 8  
Densidades marginais  $\times$  contrafactuais – bruto



A representação das distribuições estimadas por suas densidades é interessante na medida em que facilita a visualização dos padrões de distribuição de massa associados aos diferenciais quantil a quantil. No entanto, para facilitar a comparação com os resultados discutidos anteriormente, apresentamos os diferenciais por quantil calculados a partir dessas densidades na figura 9.



Figura 9  
Diferenciais distribuição marginal  $\times$  contra-factual



A figura 9 apresenta os diferenciais de salário decorrentes da comparação dos quantis da distribuição marginal e da distribuição contra-factual, nos moldes das figuras 1 a 5. Cabe ressaltar, no entanto, que as figuras de 1 a 5 representam os coeficientes das variáveis *dummy* para cada quantil. A figura 9, por outro lado, representa a diferença, quantil a quantil, das distribuições marginal e contra-factual estimadas.<sup>9</sup>

Analizando as densidades relativas aos salários padronizados, apresentadas na figura 7, verifica-se que na esfera municipal as distribuições marginal e contra-factual possuem aproximadamente a mesma posição, diferindo basicamente em termos de dispersão. Essa diferença na dispersão das distribuições marginal e contra-factual determinam um padrão de diferenciais por quantil idêntico àquele observado na figura 1, como fica claro na figura 9. Isso sugere que esse mesmo tipo de relação entre as densidades está presente na comparação com o setor privado (figura 1) em que o diferencial médio é praticamente nulo.

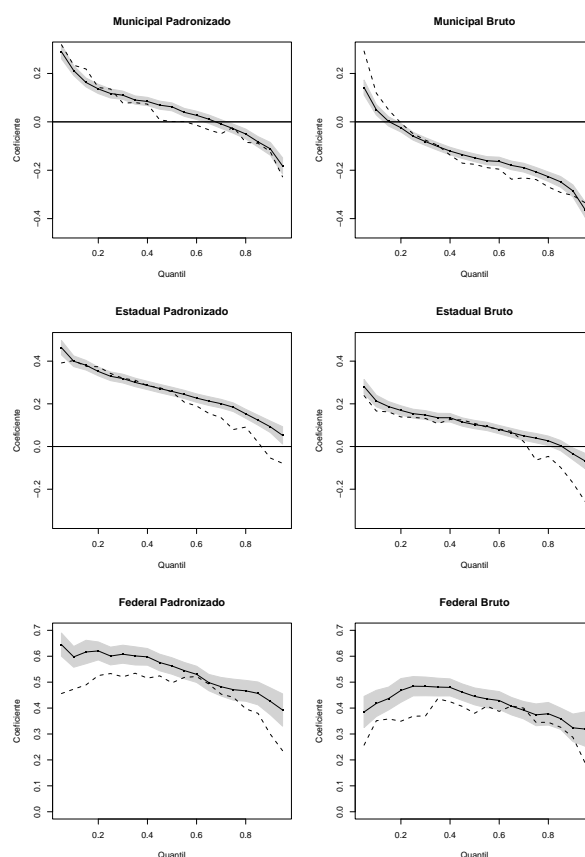
Para as esferas Estadual e Federal, por outro lado, a figura 7 mostra que há um deslocamento de posição entre as distribuições marginal e contra-factual. Mais uma vez, o padrão de diferenciais por quantil é bastante parecido com aqueles observados anteriormente nas figuras 3 e 5.

As densidades relativas aos salários brutos, apresentadas na figura 8, são bastante parecidas com aquelas relativas ao salário padronizado, especialmente as

<sup>9</sup> Infelizmente, a distribuição dessas estimativas não é conhecida, dificultando a construção de intervalos de confiança. A alternativa óbvia, que seria algum tipo de *bootstrap*, é extremamente custosa computacionalmente. Por esses motivos, as estimativas são apresentadas sem os respectivos intervalos de confiança.

contra-factuais.<sup>10</sup> De maneira geral, o que ocorre ao passar de salários padronizados para brutos é que as densidades contra-factuais deslocam um pouco de massa para a direita, enquanto as densidades marginais deslocam um pouco de massa para a esquerda. O resultado líquido desses deslocamentos é a redução do nível dos diferenciais, mantendo-se, no entanto, o mesmo padrão através dos quantis da distribuição de salários, tal como fica claro na figura 9.

Figura 10  
Comparação contra-factual  $\times$  modelo simples



<sup>10</sup> Isso fica evidente quando os gráficos para o salário padronizado e bruto são sobrepostos. No entanto, como a sobreposição em duas cores dificulta a visualização dos resultados, os gráficos são apresentados separadamente.

Finalmente, é interessante comparar explicitamente os diferenciais contra-factuais com os diferenciais marginais apresentados nas figuras 1 a 6. Essa comparação é apresentada na figura 10 em que estão sobrepostas as curvas apresentadas na figura 9 e as curvas no primeiro painel de cada uma das figuras 1 a 6. O resultado dessa comparação revela que praticamente não existe diferença significativa entre os diferenciais contra-factuais e aqueles obtidos a partir do modelo básico.

Especificamente, nota-se na figura 10 que para a maioria dos quantiles, os diferenciais contra-factuais estão dentro, ou pelo menos muito próximos, da banda de confiança de 95% construída em torno dos diferenciais pelo modelo básico. As maiores distâncias estão restritas à cauda inferior na esfera federal e a cauda superior da esfera estadual. Ainda que a construção dos intervalos de confiança para os diferenciais contra-factuais seja computacionalmente proibitiva, tal como discutido na nota de rodapé 9, essa proximidade permite arriscar que as diferenças entre esses diferenciais não é significativa. Em outras palavras, a proximidade dos resultados sugere que o modelo básico é razoável, nesse caso, para analisar o diferencial público-privado.

## 4. Conclusão

Esse artigo apresentou uma análise da distribuição condicional do diferencial de salários bruto por meio da aplicação de modelos de regressão quantílica para a função de rendimentos. Os resultados obtidos permitem, em certa medida, conciliar a percepção corrente de que os salários dos funcionários públicos sejam menores que os de setor privado com a evidência em contrário encontrada na literatura.

Especificamente, constatamos que essa percepção é válida para os maiores salários das esferas estadual e municipal, principalmente quando consideramos os salários brutos, sem consideração das diferenças na jornada. Considerando os salários brutos dos funcionários municipais e estaduais nota-se que apenas os menores salários encontram remuneração superior ao setor privado, enquanto que o restante da distribuição de salários encontra-se abaixo do setor privado. Já para os funcionários públicos federais torna-se mais difícil conciliar a percepção popular com os resultados dos estudos anteriores, pois os diferenciais são positivos para todos os quantis da distribuição de salários, em todas as regiões, tanto para os salários brutos quanto para os padronizados.

Uma possível explicação para a formação de um senso comum sobre a desvantagem salarial do setor público é que, numa perspectiva de economia política, são

os grupos com maiores salários que contam com maior capacidade de expressão e influência perante a opinião pública. Dessa forma, teriam condições de alimentar a percepção popular de que os salários públicos são inferiores aos privados.

## Referências

- Buchinsky, M. (1994). Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: Application of quantile regression. *Econometrica*, 62(2):405–458.
- Chamberlain, G. (1994). Quantile regression, censoring and the structure of wage. In Sims, C., editor, *Advances in Econometrics: Sixth World Congress*, volume I, pages 171–209, New York. Cambridge University Press.
- Foguel, M. N., Gill, I., Mendonça, R., & Paes de Barros, R. (2000). The public-private wage gap in brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 54(4):433–472.
- Koenker, R. (2004). *quantreg: Quantile Regression*. R package version 3.70. Initial R port from Splus by Brian Ripley (ripley@stats.ox.ac.uk). <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/rq/rq.html>.
- Koenker, R. & Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1):33–49.
- Macedo, R. (1985). Diferenciais de salários entre empresas privadas e estatais no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 3(2):437–448.
- Machado, J. A. F. & Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4):445–465.
- Mueller, R. (1998). Public-private sector wage differentials in canada: Evidence from quantile regressions. *Economics Letters*, 60:229–235.
- Nielsen, H. S. & Rosholm, M. (2001). The public-private sector wage gap in Zambia in the 1990s: A quantile regression approach. *Empirical Economics*, 26:169–182.
- Poterba, J. M. & Rueben, K. S. (1994). The distribution of public sector wage premia: New evidence using quantile regression methods. Technical Report Working Paper No. 4734, National Bureau of Economic Research.

R Development Core Team (2004). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://www.R-project.org>.

Tannen, M. B. (1991). New estimates of returns to schooling in brazil. *Economics of Education Review*, 10(2):123–135.

## Apêndice

## Modelos Estimados

Tabela A.1  
Modelos Estimados: Salário Padronizado — Brasil

Variáveis	Quantiles									
	5°	15°	25°	35°	45°	55°	65°	75°	85°	95°
Intercepto	2.203 (0.040)	2.725 (0.026)	2.857 (0.022)	2.932 (0.021)	2.995 (0.020)	3.049 (0.020)	3.092 (0.021)	3.177 (0.022)	3.283 (0.026)	3.531 (0.038)
Gênero:Masculino	0.367 (0.009)	0.324 (0.006)	0.323 (0.005)	0.328 (0.005)	0.341 (0.005)	0.354 (0.005)	0.364 (0.005)	0.371 (0.005)	0.382 (0.007)	0.397 (0.010)
Idade	0.070 (0.002)	0.065 (0.001)	0.068 (0.001)	0.070 (0.001)	0.072 (0.001)	0.073 (0.001)	0.075 (0.001)	0.077 (0.001)	0.079 (0.001)	0.083 (0.002)
Idade <sup>2</sup>	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)
Raça:Branca	0.276 (0.009)	0.247 (0.006)	0.240 (0.005)	0.243 (0.005)	0.245 (0.005)	0.244 (0.005)	0.236 (0.005)	0.232 (0.005)	0.237 (0.007)	0.240 (0.011)
Escolaridade	0.094 (0.002)	0.090 (0.001)	0.093 (0.001)	0.095 (0.001)	0.099 (0.001)	0.104 (0.001)	0.109 (0.001)	0.115 (0.001)	0.121 (0.001)	0.130 (0.001)
Tenure	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)
Região Metropol	0.111 (0.010)	0.124 (0.006)	0.122 (0.005)	0.122 (0.005)	0.125 (0.005)	0.128 (0.005)	0.136 (0.005)	0.134 (0.005)	0.128 (0.006)	0.132 (0.010)
Público:Municipal	0.290 (0.015)	0.163 (0.009)	0.117 (0.009)	0.090 (0.009)	0.069 (0.009)	0.039 (0.008)	0.011 (0.009)	-0.028 (0.010)	-0.083 (0.011)	-0.182 (0.017)
Público:Estadual	0.463 (0.017)	0.381 (0.012)	0.329 (0.010)	0.300 (0.010)	0.272 (0.010)	0.244 (0.010)	0.213 (0.010)	0.184 (0.010)	0.123 (0.012)	0.052 (0.021)
Público:Federal	0.645 (0.023)	0.616 (0.023)	0.601 (0.018)	0.601 (0.018)	0.576 (0.016)	0.545 (0.016)	0.498 (0.016)	0.471 (0.021)	0.457 (0.022)	0.393 (0.032)

Notas: Os desvios-padrão reportados entre parênteses correspondem à estimativa do Sandwich de Huber por kernel Koenker (2004). Todos os coeficientes são significantes ao nível de significância de 1%.

Tabela A.2  
Modelos estimados: salário bruto — Brasil

Variáveis	Quantiles									
	5°	15°	25°	35°	45°	55°	65°	75°	85°	95°
Intercepto	1.897 (0.047)	2.546 (0.027)	2.768 (0.023)	2.895 (0.022)	2.965 (0.020)	3.008 (0.020)	3.057 (0.021)	3.132 (0.022)	3.216 (0.025)	3.410 (0.036)
Gênero:Masculino	0.481 (0.011)	0.433 (0.006)	0.418 (0.005)	0.421 (0.005)	0.430 (0.004)	0.447 (0.005)	0.458 (0.005)	0.474 (0.005)	0.492 (0.006)	0.510 (0.010)
Idade	0.086 (0.003)	0.078 (0.001)	0.078 (0.001)	0.077 (0.001)	0.079 (0.001)	0.080 (0.001)	0.082 (0.001)	0.082 (0.001)	0.085 (0.001)	0.091 (0.002)
Idadde <sup>2</sup>	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)
Raça:Branca	0.273 (0.011)	0.236 (0.006)	0.238 (0.005)	0.238 (0.004)	0.239 (0.004)	0.240 (0.004)	0.237 (0.005)	0.242 (0.005)	0.245 (0.006)	0.256 (0.011)
Escolaridade	0.095 (0.002)	0.087 (0.001)	0.087 (0.001)	0.089 (0.001)	0.093 (0.001)	0.098 (0.001)	0.103 (0.001)	0.109 (0.001)	0.117 (0.001)	0.125 (0.001)
Tenure	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)
Região Metropol	0.110 (0.011)	0.118 (0.006)	0.114 (0.005)	0.110 (0.005)	0.107 (0.004)	0.115 (0.005)	0.119 (0.005)	0.120 (0.005)	0.123 (0.006)	0.109 (0.010)
Público:Municipal	0.142 (0.016)	0.002 (0.010)	-0.059 (0.008)	-0.102 (0.008)	-0.136 (0.008)	-0.161 (0.009)	-0.180 (0.009)	-0.207 (0.009)	-0.248 (0.011)	-0.363 (0.016)
Público:Estadual	0.281 (0.017)	0.187 (0.012)	0.154 (0.011)	0.135 (0.011)	0.115 (0.010)	0.094 (0.010)	0.065 (0.010)	0.039 (0.011)	0.004 (0.012)	-0.068 (0.018)
Público:Federal	0.385 (0.031)	0.437 (0.022)	0.484 (0.019)	0.481 (0.018)	0.461 (0.016)	0.435 (0.018)	0.407 (0.017)	0.374 (0.021)	0.359 (0.021)	0.319 (0.034)

Notas: Os desvios-padrão reportados entre parênteses correspondem à estimativa do Sandwich de Huber por kernel Koenker (2004). Todos os coeficientes são significantes ao nível de significância de 1%.