

DIFERENCIAL DE SALÁRIOS E DETERMINANTES NA ESCOLHA DE TRABALHO ENTRE OS SETORES PÚBLICO E PRIVADO NO BRASIL*

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa**

Fernando de Holanda Barbosa Filho***

João Ricardo Ferreira de Lima****

RESUMO

Este artigo investiga o diferencial de salários entre os trabalhadores dos setores público e privado no Brasil. A análise tem como base os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A principal contribuição deste estudo é a adoção de uma metodologia de estimação que corrige o viés de seleção existente na escolha dos trabalhadores e, simultaneamente, utiliza o desenho amostral complexo da PNAD. O método permite a identificação de fatores determinantes na entrada do trabalhador no setor público, no setor privado ou se o mesmo não participa do mercado de trabalho em questão. O diferencial salarial público-privado ainda é calculado por gênero, uma vez que a oferta de trabalho é bastante distinta entre homens e mulheres no Brasil. Os resultados deste trabalho demonstram que os salários do setor público são mais altos do que aqueles do setor privado. Em particular, o nível educacional dos trabalhadores é um importante determinante deste diferencial de salários.

Palavras-chave: diferencial salarial público-privado; *logit* multinomial; viés de seleção.

JEL: J31; J45; C24.

1 INTRODUÇÃO

A literatura sobre determinação de salários apresenta diversas razões teóricas para explicar a existência de hiatos salariais entre diferentes grupos de trabalhadores. Há também uma falta de consenso de qual o melhor arcabouço para explicar a diferença de rendimentos entre os trabalhadores do setor público e do setor privado.¹ A comparação de salários entre estes grupos de trabalhadores torna-se

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Emerson Luís Lemos Marinho, de dois pareceristas anônimos e de diversos participantes de seminários na Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), na Universidade Federal Fluminense (UFF), no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE) e no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Fernando de Holanda Barbosa Filho também agradece ao Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (INCT/CNPq) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ) pelo auxílio financeiro. Eventuais erros remanescentes são de nossa exclusiva responsabilidade.

** Técnica de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. *E-mail:* ana.barbosa@ipea.gov.br

*** Pesquisador do Instituto Brasileiro de Economia (Ibre)/FGV. *E-mail:* fhbf@fgv.br

**** Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e professor da Faculdade de Ciências Aplicadas e Sociais de Petrolina (Facape) e da Universidade Federal do Tocantins (UFT). *E-mail:* joao.ricardo@embrapa.br

1. Para uma revisão abrangente sobre a literatura de hiatos salariais entre trabalhadores dos setores público e privado, a evidência empírica em diversos países e as principais características dos mercados de trabalho do setor público em geral, ver Ehrenberg e Schwartz (1986), Bender (1998) e Gregory e Borland (1999).

mais complexa na medida em que os mercados de trabalho de ambos os setores são regidos por regras e fatores institucionais distintos (Vaz e Hoffman, 2007). Neste contexto, uma possível explicação para a discrepância salarial entre os setores público e privado trata das diferentes restrições defrontadas por cada setor. Enquanto o setor público está sujeito a restrições atreladas ao ambiente político, o setor privado é caracterizado, em geral, por restrições associadas ao problema de maximização de lucro.

A análise do diferencial de salários entre os setores público e privado é também importante sob o ponto de vista da eficiência e da equidade econômica. Considerações de equidade reforçam a questão da igualdade de bem-estar entre os trabalhadores de ambos os setores, enquanto aspectos de eficiência (minimização de custo) reforçam o fato de que um empregador (o governo, por exemplo) não deveria pagar salários maiores do que o necessário para atrair trabalhadores qualificados (Hartog e Oosterbeek, 1993).

Heitmueller (2004) argumenta que teoricamente não está claro por que empregados do setor público devem receber maiores salários do que aqueles do setor privado, em especial quando todos os benefícios usufruídos pelos primeiros são considerados. O setor público na maior parte dos países oferece uma grande variedade de benefícios para seus empregados. Este também é o caso do Brasil. Uma característica bastante conhecida do setor público brasileiro é a de que seus empregados usufruem tanto de estabilidade no emprego quanto de aposentadoria integral.² Benefícios esses que seriam um tipo de seguro que os empregados pagariam ao entrar no mercado de trabalho do setor público. Portanto, a existência de tais benefícios implicaria uma menor compensação no setor público em comparação com o setor privado (Gregory, 1990). Nesta mesma linha, Bender e Fernandes (2006) discorrem sobre a discussão das diferenças salariais entre estes setores no debate da reforma da previdência do funcionalismo público no Brasil.³

Ao contrário desta intuição econômica, todos os estudos empíricos referentes ao caso brasileiro demonstram a existência de um prêmio salarial positivo para

2. A Constituição Federal (CF) garante o direito à estabilidade ao servidor que completar três anos de exercício efetivo em cargo obtido por concurso público. Com relação à aposentadoria, é importante ressaltar que, em 21 de setembro de 2012, o governo federal, por meio do Decreto nº 7.808, criou a Fundação de Previdência Complementar do Servidor Público Federal do Poder Executivo (FUNPRESP-Exe), com a finalidade de administrar e executar planos de benefícios de caráter previdenciário. Em 4 de fevereiro de 2013 foi implantado o novo regime de previdência complementar operado por esta fundação. A partir desta data, os servidores que entrarem no Executivo com remuneração acima do teto do Regime Geral de Previdência Social (RGPS) precisarão optar pelo novo regime caso desejem ter uma aposentadoria com valor acima do teto do RGPS, ou seja, não poderão receber da previdência o salário integral quando se aposentarem.

3. Os autores refutam o argumento de que "a manutenção da integralidade e paridade do salário do servidor público inativo com o da ativa é um justo direito porque, pressupostamente, ao longo da carreira (ativa) do servidor público, o mesmo (em média) recebe menos do que seu "igual" no setor privado". Neste caso, a integralidade e paridade seriam compensações pelo recebimento de salário menor durante a vida ativa do servidor público. Como bem documentado em Bender e Fernandes (2006) e Braga, Firpo e Gonzaga (2009), esse argumento não procede, pois o servidor público ativo em média recebe sistematicamente (e crescentemente) mais do que seu "igual" no setor privado.

os trabalhadores do setor público.⁴ Ou seja, além da estabilidade no emprego e da aposentadoria integral, trabalhadores no setor público brasileiro recebem, na média, maiores salários do que os trabalhadores do setor privado. Tais evidências apontam para a necessidade de uma análise mais detalhada para o caso do Brasil, onde despesas com pessoal do governo consolidado representaram mais de 12% do Produto Interno Bruto (PIB) em 2011.⁵ Um estudo pormenorizado sobre os padrões de salários dos setores público e privado no Brasil tem relevância no debate sobre a eficiência do setor público e o papel do Estado na economia brasileira, além de ser fundamental para o conhecimento das características do mercado de trabalho do país.

A maior parte dos estudos aplicados ao caso brasileiro baseia-se na estimação de modelos de regressão com base em equações de salários especificadas sob o arcabouço tradicional da teoria do capital humano (Mincer, 1974; Becker, 1975).⁶ O diferencial de salários entre os setores público e privado pode ser identificado com a estimação de uma única equação de salários com uma variável binária (*dummy*) que representa a escolha do setor. Neste caso, o coeficiente da variável para o setor público, por exemplo, reflete somente o hiato salarial não explicado pelas características individuais dos trabalhadores deste setor. O método em questão apresenta dois problemas. O primeiro é que o vetor de todos os outros coeficientes da equação é idêntico nos dois setores. A outra grande desvantagem deste método é a potencial endogeneidade da variável *dummy* que representa o setor; a entrada do trabalhador no setor público ou no setor privado pode estar sendo determinada por variáveis não observadas.

As diferenças entre as características dos trabalhadores do setor público e as do setor privado são explicitamente levadas em conta quando duas regressões separadas são estimadas, uma para cada setor.⁷ O universo de análise nesta comparação entre

4. Uma resenha detalhada da literatura empírica sobre o tema no Brasil pode ser encontrada em Barbosa (2009). Entre alguns dos principais estudos nesta literatura, ver Foguel *et al.* (2000), Belluzzo, Pazello e Anuatti-Neto (2005), Bender e Fernandes (2006), Vaz e Hoffman (2007) e Braga, Firpo e Gonzaga (2009).

5. Consolidação das Contas Públicas (STN, 2011). Vale salientar que esta estatística está subestimada, já que os dados disponibilizados pela STN não contabilizam as despesas com pessoal dos trabalhadores de empresas estatais.

6. Mincer (1974) desenvolve o modelo teórico que justifica a adoção da forma funcional semilogarítmica de rendimentos. Dois importantes conceitos econômicos estão implícitos neste modelo de rendimentos: i) uma equação de preços ou uma função hedônica de rendimentos que revela como o mercado de trabalho recompensa o investimento em capital humano do trabalhador, seja por educação ou por experiência no trabalho; e ii) a taxa de retorno à educação (Heckman, Lochner e Todd, 2003). Esta última pode ser comparada com a taxa de juros que determina a otimalidade de investimentos em capital humano, ou seja, agentes decidem investir em capital humano tendo em vista o custo e o benefício de cada ano a mais de escolaridade. Este arcabouço permeia a teoria do capital humano (de investimento ou acumulação de capital humano) de Becker (1962, 1975).

7. Vale notar que a estimação de uma única equação, em que cada regressor interage com a variável *dummy* do setor, é equivalente à estimação de duas equações de salários, uma equação para cada setor. As interações das variáveis de emprego no setor público com todas as covariadas também apresentam problemas na medida em que, neste caso, a análise do hiato salarial global (ou marginal) depende das distribuições covariadas. Além disso, nestes modelos, os hiatos salariais são os mesmos para todos os indivíduos com as mesmas características observáveis. Esta última limitação é resolvida com o emprego do método de regressões quantílicas (Belluzzo, Pazello e Anuatti-Neto, 2005).

os salários observados (ou previstos) destes setores abrange apenas os trabalhadores que já estão empregados em um dos setores e não se considera o fato de que estes escolheram (ou foram escolhidos para) trabalhar em cada um dos mesmos. O viés de autosseleção ocorre na medida em que os trabalhadores se alocam entre os setores de forma não aleatória.⁸ Com isso, as diferenças observadas entre os momentos das distribuições de salários não têm uma interpretação causal imediata.

Um segundo tipo de viés de seleção, muito presente em vários estudos sobre oferta de trabalho, ocorre porque a maior parte das funções de rendimentos é estimada com base em amostras de trabalhadores que já estão inseridos no mercado de trabalho, excluindo os trabalhadores não participantes da força de trabalho (Heckman, 1979). Diferenciais de salários com base em estimações que não contemplem a correção destes tipos de viés de autosseleção dos trabalhadores – a decisão de participação *versus* não participação e a escolha entre o setor privado ou o setor público, condicionada na participação do mercado de trabalho – geram, portanto, estimativas viesadas e inconsistentes.

De fato, uma comparação mais apropriada de diferenciais salariais é aquela que utiliza os salários potenciais (ou *wage offers*) nos dois setores corrigidos pelos tipos de viés de seleção mencionados anteriormente.

A literatura internacional tem explorado de forma significativa essas fontes de viés de seleção no cálculo de diferenciais de salários entre os setores público e privado.⁹ No que diz respeito ao Brasil, estudos empíricos sobre a relação entre os vieses de seleção e o diferencial salarial público e privado ainda são escassos. Com exceção de Souza e Medeiros (2013), Firpo e Gonzaga (2010) e Ponczek, Botelho e Daulins (2008), nenhum estudo publicado investigou o diferencial de salários entre trabalhadores do setor público e do setor privado no Brasil levando-se em conta o fato de que a participação no mercado de trabalho em questão e a seleção dos trabalhadores entre estes setores não ocorrem de forma aleatória.¹⁰

O objetivo deste estudo é calcular o hiato salarial público-privado no Brasil, considerando-se a seleção do trabalhador na decisão de participação *versus* não

8. A endogeneidade ocorrida na regressão com uma única equação se traduz na seleção amostral identificada na regressão com duas equações.

9. No que tange ao diferencial de salários entre os trabalhadores dos setores público e privado, são inúmeros os estudos da literatura internacional que tratam do problema de autosseleção. De forma geral, estes estudos indicam que há uma diferença significativa entre os modelos com e sem a correção do viés de autosseleção (Barbosa, 2009). Para estudos mais recentes, ver, por exemplo, Daoud e Shanti (2012), Aslam e Kingdon (2009), Dimova e Gang (2006) e Glinkskaya e Lokshin (2005).

10. Com base de dados em uma estrutura em painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Ponczek, Botelho e Daulins (2008) levam em conta o viés potencial causado pelas características não observáveis (e invariantes no tempo) dos trabalhadores no cálculo do diferencial de salários público-privado. Os autores sugerem que o prêmio salarial favorável ao setor público tem magnitudes muito menores (em torno de 5%) do que as encontradas em estudos anteriores. Firpo e Gonzaga (2010), por sua vez, se utilizam da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) de 1995 a 2002, do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), e identificam um amplo prêmio salarial favorável ao setor público. Como estratégia de identificação, os autores realizam uma análise de “diferença em diferenças” com base na demissão de trabalhadores de empresas estatais que foram privatizadas nos anos 1990 no Brasil.

participação no mercado de trabalho e na escolha de se trabalhar no setor privado ou no setor público. Em particular, pretende-se analisar os determinantes da escolha do trabalhador entre trabalhar no setor público, no setor privado ou ficar fora deste mercado de trabalho e estimar os salários dos setores público e privado observando-se a possibilidade de viés de seleção. O modelo leva em conta o fato de que o mercado de trabalho brasileiro é segmentado em três diferentes setores, a saber: *i*) setor público; *ii*) setor privado; e *iii*) não participantes no mercado de trabalho. Por setor público, entendam-se unicamente funcionários públicos estatutários e os celetistas; por setor privado, os empregados com e sem carteira assinada de trabalho; e, pelo restante, os não participantes neste mercado de trabalho, ou seja, os desempregados, trabalhadores por conta própria, entre outros tipos de trabalhadores.¹¹ O diferencial público-privado também é calculado por gênero, na medida em que a participação no mercado de trabalho é bastante diferenciada entre homens e mulheres. A análise desagregada dos salários entre homens e mulheres busca pontuar questões associadas à discriminação por gênero no mercado de trabalho no Brasil.¹²

A abordagem econométrica utilizada para lidar com o viés de seleção relacionado com a decisão de se trabalhar em diferentes tipos de setores tem como base o modelo de seleção amostral com *logit* multinomial de Bourguignon, Fournier e Gurgand (2004),¹³ uma variação do método de Dubin e McFadden (1984). A base de dados provém da PNAD/IBGE, de 2009. Um procedimento estatístico, muito relevante em análises empíricas, associado com o desenho amostral complexo da PNAD, é adotado nas estimações do modelo.

Além desta introdução, este trabalho tem mais quatro seções. A seção 2 descreve o modelo econométrico usado para identificar os fatores determinantes no problema da escolha entre setores sob a perspectiva do trabalhador. A seção 3 descreve a base de dados, e também apresenta algumas estatísticas descritivas no que diz respeito ao mercado de trabalho brasileiro. A seção 4 apresenta os principais resultados deste estudo. Por fim, a seção 5 é dedicada a algumas conclusões.

11. Militares e empregadores estão incluídos neste setor.

12. Estudos empíricos sugerem que discriminação salarial por gênero é alta no Brasil. Com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006, o estudo de Santos, Bastos e Rocha (2008), por exemplo, mostra que a renda média dos homens é 1,5 mais alta do que a renda média das mulheres. Ver também Kassouf (1998).

13. BFG daqui em diante.

2 MODELO ECONOMÉTRICO

O modelo básico é dado por:

$$\ln(w_s) = X_s \beta_s + u_s \quad (1)$$

e

$$I_s^* = Z_s \gamma_s + \varepsilon_s, \quad s=1 \dots M \quad (2)$$

em que $\ln(w_s)$ é o logaritmo natural dos salários dos trabalhadores que não participam do mercado de trabalho ($S = 0$), dos trabalhadores do setor público ($S = 1$) e dos trabalhadores do setor privado ($S = 2$), respectivamente; I_s^* é uma variável de escolha discreta que indica o setor de emprego do trabalhador; X_s e Z_s são matrizes de variáveis demográficas, regionais e institucionais; e o erro u_s satisfaz $E(u_s|X) = 0$ e $\text{Var}(u_s|X, Z) = \sigma_s^2$. Como a variável $\ln(w_s)$ é observada somente se o setor S for o escolhido, u_s e ε_s não são independentes, e a estimativa por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de β_s não é consistente.

Lee (1983) foi um dos primeiros autores a corrigir tal inconsistência ao expandir o modelo de Heckman em dois estágios para a situação em que a equação de seleção envolve mais de dois estados.¹⁴ O procedimento soluciona o problema por meio da utilização de uma equação de seleção que envolve um modelo *logit* multinomial – equação (2). Em seguida, adiciona-se a razão inversa de Mills nas diferentes equações de salários – equação (1) – para corrigir o problema. O sinal do coeficiente da razão inversa de Mills indica o viés de seleção da escolha de determinado estado.

No entanto, segundo Bourguignon, Fournier e Gurgand (2004), o procedimento de Lee expandido para mais de dois estados da natureza é extremamente restritivo.¹⁵ Os autores propõem um mecanismo de correção baseado nos erros

14. Os modelos de regressão com mudança endógena (*endogenous switching regression*) são aplicados à análise de viés de autoseleção e envolvem um mecanismo que seleciona os agentes entre dois estados possíveis da economia. Lee (1978) foi um dos primeiros a utilizar tal arcabouço empiricamente para analisar os diferenciais de salários entre trabalhadores filiados a sindicatos e não membros de sindicatos nos Estados Unidos. Desde então, tal metodologia tem sido aplicada em uma variedade de temas subjacentes ao mercado de trabalho (Heckman e Honore, 1990). Além deste tema, estes modelos têm sido aplicados em inúmeros outros problemas, como demanda por habitação e educação (Maddala, 1986).

15. Uma importante vantagem do modelo adotado neste trabalho é o tratamento endógeno da escolha de setor e a possibilidade de se avaliar o efeito simultâneo entre a seleção de setor e os salários dos trabalhadores. A ideia de que indivíduos se autoselecionam no setor (ou ocupação) em que eles têm maior produtividade data do modelo clássico de Roy (1951). Nesse trabalho, o autor discute problemas de autoseleção ao considerar um exemplo de duas ocupações: caça e pesca. Neste caso, um indivíduo escolheria uma destas ocupações de acordo com a sua produtividade e, portanto, os mesmos se autoselecionariam a partir de suas vantagens comparativas. A distribuição observada de rendas dos caçadores e pescadores seria determinada por tais escolhas.

das equações (u_i) de salários e na equação de seleção (ε_s). O procedimento, assim como em Lee, é realizado em dois estágios. No primeiro, estima-se uma equação de seleção baseada em um *logit* multinomial. No segundo estágio, estima-se a equação de salários com o termo de correção. A diferença no procedimento reside no termo que corrige o viés de seleção.

O procedimento de BFG leva em consideração a correlação entre os erros de cada equação de salários e os erros de cada equação *logit* multinomial (u_i e ε_s , respectivamente): $u_i = \sigma_i \sum_s \rho_s \varepsilon_s^* + \omega_i$, para cada variável i . Os autores adicionam a hipótese de Independência das Alternativas Relevantes (IAR) de forma que o resíduo da relação linear entre os erros ω_s seja ortogonal aos erros ε_s^* . Desta forma, o valor esperado dos erros u_i é dado por:

$$E(u_i | I_i^* > \max_{j \neq i} (I_j^*)) = \sigma_i \sum_s \rho_s E(\varepsilon_s^* | I_j^* > \max_{j \neq i} (I_j^*)) \quad (3)$$

O procedimento continua com a substituição desse valor condicional na equação de salários – equação (1). A equação de salários com o termo de viés de seleção, após algumas álgebras, a ser estimada é:¹⁶

$$\ln(w_i) = X_i \beta_1 + \sigma_1 \left[\rho_1 m(P_1) + \sum_s \rho_s \frac{P_s}{(P_s - 1)} m(P_s) \right] + v_1 \quad (4)$$

em que P_s é a probabilidade de o estado s ser escolhido e $v_1 = \varepsilon_1 + \log P_1$. O número de termos de correção s depende do número de estados possíveis presente no *logit* multinomial. Com isso, a adoção do procedimento proposto por BFG permite identificar o viés de seleção relacionado à escolha de determinado estado.

Neste trabalho, a especificação acima é utilizada para indivíduos que não participam do mercado de trabalho e aqueles que escolhem atuar no setor público e no setor privado. As equações (1) e (2) incluem controles em X para características demográficas (gênero e cor), produtivas (nível educacional e experiência) e a localização geográfica do trabalhador. O nível educacional do trabalhador é representado pelas variáveis fundamental, médio e superior, correspondentes aos anos de escolaridade completos dos respectivos níveis de ensino. A variável experiência (EXPERIÊNCIA) é definida como a idade do trabalhador menos os anos de escolaridade menos seis. Esta medida embute a hipótese de que todos os

16. A descrição do modelo de BFG está baseada em Dimova e Gang (2006). Marinho e Mendes (2013) apresentam uma descrição mais detalhada do modelo de BFG.

trabalhadores iniciam a vida escolar aos 6 anos de idade e nenhum tempo é gasto fora da força de trabalho ou da escola. O capital humano pode ser depreciado, seguindo uma curva parabólica. Assim, a experiência é também incluída na sua forma quadrática (EXPERIÊNCIA²) a fim de se levar em conta a possível depreciação do capital humano.

3 BASE DE DADOS

A base de dados deste trabalho provém da PNAD de 2009. Como uma pesquisa de desenho amostral complexo, a PNAD utiliza técnicas de amostragem estratificada e de conglomeração e com probabilidades desiguais de seleção que, se não levadas em conta, podem gerar resultados estatísticos pouco precisos. Portanto, o tratamento incorreto do desenho amostral complexo de uma pesquisa compromete a confiabilidade das estimativas pontuais e seus respectivos erros-padrão, o que afeta o nível de significância e um eventual teste de hipóteses. Este trabalho leva em conta as técnicas de amostragem complexa da PNAD; assim, em todas as suas estimações, tal desenho amostral é utilizado.

3.1 Estatísticas descritivas e descrição de variáveis

A composição da força de trabalho dos setores público e privado no Brasil é apresentada na tabela 1. O emprego do setor público como um todo representa mais de 14% da força de trabalho no país em 2009. A tabela mostra uma desagregação por tipo de contrato de trabalho em cada setor. Do setor público no Brasil, quatro categorias de trabalhadores são apresentadas: *i*) funcionários públicos estatutários (FPEs); *ii*) funcionários públicos celetistas; *iii*) funcionários públicos sem carteira (FPS); e *iv*) militares. A categoria dos FPEs consiste nos funcionários que passaram em concurso público, enquanto a dos funcionários públicos celetistas é composta por trabalhadores cujos vínculos empregatícios são regidos pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT).¹⁷ Os FPSs (os trabalhadores “informais” do setor público) não têm um contrato oficial de trabalho e, em geral, são temporários.¹⁸ A inclusão de cada um destes grupos cobre todas as atividades da administração pública nos três níveis de governo (federal, estadual e local) e nas empresas públicas. Quando o mercado de trabalho do setor público é analisado por gênero, observa-se o mesmo padrão na desagregação por contrato de trabalho. Tanto para homens quanto para mulheres, a maior parte do funcionalismo público é representada por FPEs.

17. Os FPEs são regidos pelo Regime Jurídico Único (RJU).

18. A CF de 1988 determina formalmente todas as categorias de funcionários públicos e a Emenda Constitucional nº 19, de 1998, regulamentou a contratação de funcionários públicos não estatutários.

TABELA 1

Brasil: emprego total por setor (2009)

	Emprego total		Mulheres		Homens	
	Milhões	(%)	Milhões	(%)	Milhões	(%)
Setor público	9,4	14,2	5,3	18,2	4,1	11,2
FPE	5,8	8,7	3,4	11,6	2,4	6,4
Funcionário público com carteira (celetista)	1,8	2,7	0,9	3,2	0,8	2,2
FPS	1,7	2,5	1,0	3,4	0,7	1,8
Militares	0,3	0,4	0,0	0,0	0,3	0,7
Setor privado	56,9	85,8	23,9	81,8	33,0	88,8
Trabalhadores com carteira assinada	30,3	45,6	12,4	42,5	17,8	48,1
Trabalhadores sem carteira assinada	12,4	18,7	6,7	23,1	5,6	15,2
Conta-própria	11,2	16,8	3,9	13,2	7,3	19,6
Empregadores	3,1	4,7	0,9	3,0	2,2	5,9
Total	66,3	100,0	29,2	100,0	37,1	100,0

Fonte: IBGE/PNAD de 2009.

Com relação ao setor privado, os trabalhadores são classificados entre aqueles que possuem e os que não possuem um contrato formal de trabalho. A maior parte da força de trabalho do setor privado é composta por trabalhadores que têm carteira de trabalho e que, portanto, fazem parte do setor formal da economia (tabela 1). Nota-se que as mulheres têm uma participação maior no mercado informal de trabalho do que os homens. Em torno de 23% da força de trabalho feminina empregada não tem carteira assinada. Esta estatística se deve muito provavelmente ao grande número de mulheres que são trabalhadoras domésticas sem carteira de trabalho. Por sua vez, os trabalhadores por conta própria têm uma representatividade maior em relação às mulheres.

O universo de análise deste trabalho abrange todos os indivíduos, de 18 a 65 anos de idade, moradores de área urbana, que exercem atividades não agrícolas; para os trabalhadores do setor público e do setor privado, foram escolhidos os que reportaram uma jornada semanal entre 20 e 72 horas e uma remuneração positiva em sua ocupação principal na semana de referência da pesquisa. Uma série de filtros foi feita na subpopulação original com o objetivo de refinar a comparação de rendimentos entre trabalhadores do setor público e os equivalentes do setor privado. Do setor público, a amostra compreende apenas os FPEs e os funcionários públicos com carteira (celetistas). Com relação ao setor privado, apenas os trabalhadores com e sem carteira assinada foram considerados. Assim, a amostra usada para o cálculo do diferencial público-privado ficou restrita a 205.405 indivíduos (cerca de 51,4% da população original reportada pela PNAD de 2009). Desse total, 15.832 representam os trabalhadores do setor público restrito (só com FPEs e funcionários públicos com carteira); 68.729 trabalhadores fazem parte do setor privado restrito (somente os trabalhadores com e sem carteira assinada de trabalho);

120.844 representam os indivíduos não participantes da força de trabalho definida neste estudo.

O quadro 1 e a tabela 2 apresentam, respectivamente, as definições das variáveis e estatísticas descritivas referentes às características dos trabalhadores do setor público e do setor privado.

QUADRO 1

Variáveis do modelo *logit* multinomial

	Descrição
Variável dependente	
SETOR	0 = escolha de não participar do mercado de trabalho; 1 = escolha para trabalhar no setor público; e 2 = escolha para trabalhar no setor privado.
Variáveis independentes	
SALÁRIO	Salário mensal;
SALÁRIO PADRÃO	Salário mensal padronizado;
LN SALÁRIO	Logaritmo do salário padronizado;
HORAS	Número de horas trabalhadas por semana;
MULHER	1 = mulher, 0 caso contrário;
BRANCO	1 = branco, 0 caso contrário;
IDADE	idade do trabalhador;
EXPERIÊNCIA	anos de experiência;
EXPERIÊNCIA2	anos de experiência ao quadrado;
EDUCAÇÃO	número de anos de escolaridade;
BÁSICO	1 = ensino básico completo, 0 caso contrário;
FUNDAMENTAL	1 = ensino fundamental completo, 0 caso contrário;
MÉDIO	1 = ensino médio completo, 0 caso contrário;
SUPERIOR	1 = ensino superior completo, 0 caso contrário;
ANOS TRAB	número de anos no trabalho;
SINDICALIZADO	1 = membro de sindicato, 0 caso contrário;
NORTE	1 = indivíduo residente na região Norte;
NORDESTE	0 = indivíduo residente no Nordeste;
CENTRO-OESTE	1 = indivíduo no Centro-Oeste;
SUDESTE	1 = indivíduo residente no Sudeste;
SUL	1 = indivíduo residente no Sul;
RENDA NTRAB	renda não proveniente do trabalho;
FILHOO_15 ¹	número de crianças de 0 a 15 anos no domicílio;
IDOSO80_99	número de idosos;
CHEFE	1 = chefe de família, 0 caso contrário.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Tal variável é uma *proxy* para o número de filhos na medida em que na PNAD não existe a informação de número de filhos para homens e nem a idade de filhos para as mulheres.

A maior parte dos trabalhadores do setor público é constituída por mulheres, representando em torno de 57% do total de trabalhadores deste setor, enquanto o valor correspondente para o setor privado é de aproximadamente 37% (tabela 2). É interessante destacar algumas características, válidas tanto para homens quanto para mulheres. Os funcionários públicos têm mais idade e mais anos de escolaridade em comparação com os trabalhadores do setor privado. Com relação à distribuição espacial da força de trabalho, o emprego do setor público e do setor privado está sobrerrepresentado na região Sudeste do país. Em torno de 43%(44%) dos(as) funcionários(as) do setor público e 52% (53%) dos funcionários(as) do setor privado estão localizados nesta região (tabela 2). Com relação às características de trabalho, vale ressaltar que 38% dos(as) trabalhadores(as) do setor público são membros de sindicatos enquanto, para o setor privado, esta estatística corresponde a 21%, para homens, e 19% para mulheres. Os trabalhadores do setor público permanecem no emprego mais do que o dobro do tempo dos trabalhadores do setor privado.

A variável correspondente aos salários é a renda mensal, estritamente positiva, recebida pelos trabalhadores de seu trabalho principal. Nossa medida de renda de trabalho, tanto do setor público quanto do setor privado, corresponde ao rendimento do trabalho padronizado pelo número de horas trabalhadas por semana.¹⁹

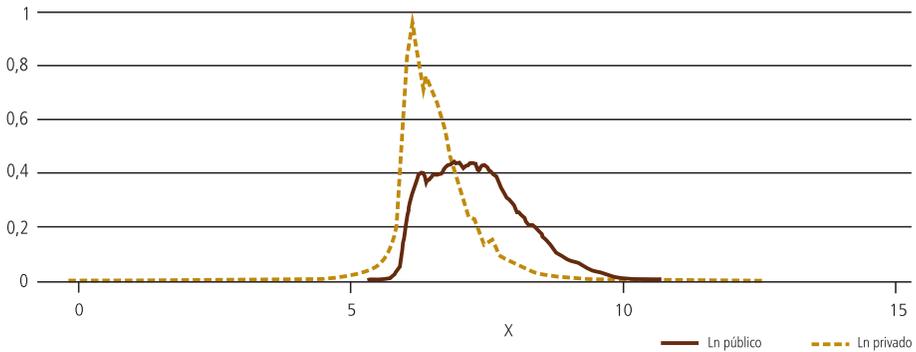
Tanto a média quanto o desvio-padrão do salário padronizado do setor público é maior do que estas mesmas estatísticas do setor privado. A diferença bruta entre o salário médio padronizado do setor público e o do setor privado é extremamente alta (cerca de 92%). Quando o cálculo do hiato salarial é realizado entre as rendas nominais dos dois setores, o salário do setor público é superior cerca de 84%, o que evidencia que parte do diferencial do rendimento padronizado é explicado pela diferença de jornada de trabalho entre o setor público e o setor privado. De fato, é importante ressaltar que a média de horas semanais trabalhadas no setor público em questão (37,81) é quase 13% menor do que a média de horas semanais trabalhadas no setor privado (43,49). O gráfico 1 apresenta as distribuições de salários dos trabalhadores do setor público e do setor privado.

No que diz respeito à análise específica por gênero, nota-se que, entre as mulheres, o diferencial de salários padronizados público-privado chega a 92% enquanto para os homens é de 104%. Os gráficos 2 e 3 apresentam as distribuições de salários do setor público e do setor privado para mulheres e homens, respectivamente. Nota-se uma forte concentração de trabalhadores(as) que ganham em

19. O rendimento padronizado é a renda mensal dividida pelo número de horas trabalhadas na semana multiplicada por 40 horas. Assim, o salário estimado é aquele se todos os trabalhadores possuísem a mesma jornada de trabalho de 40 horas. Este procedimento foi adotado em Braga, Firpo e Gonzaga (2009).

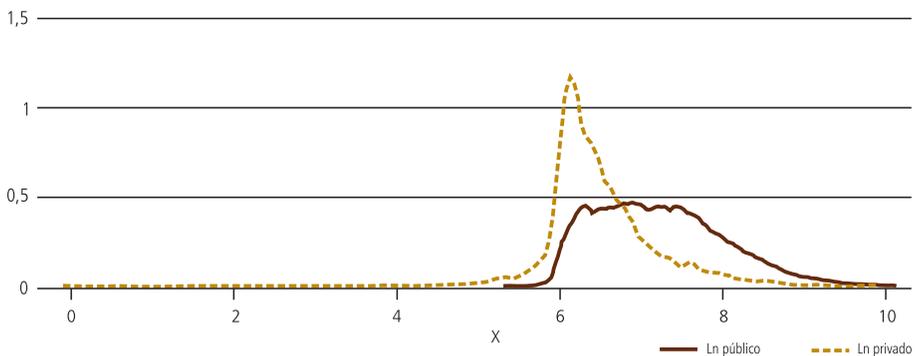
torno de um salário mínimo (SM) no setor privado.²⁰ Um dado interessante a se observar é que, para os trabalhadores homens, o setor privado tem limites inferiores e superiores maiores do que o setor público no suporte da distribuição dos salários. No caso das mulheres, o setor público apresenta um limite superior maior do que o do setor privado.

GRÁFICO 1
Ln do rendimento padronizado: setor público e setor privado
 (Densidade Kernel)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Ln do rendimento padronizado: setor público e setor privado – mulheres
 (Densidade Kernel)



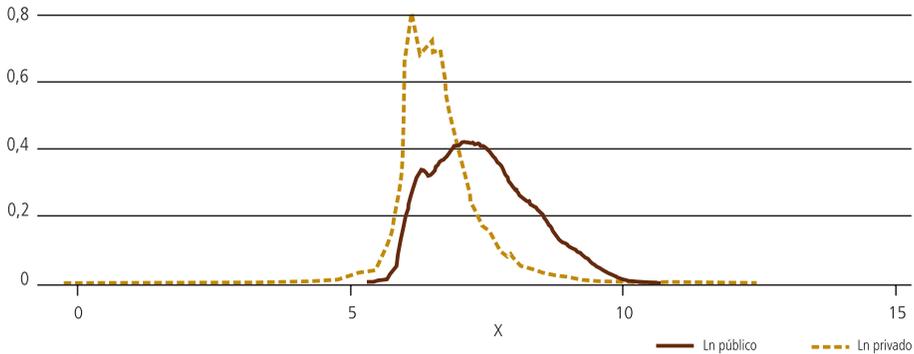
Elaboração dos autores.

20. Braga, Firpo e Gonzaga (2009) apresentam estas mesmas evidências para os trabalhadores do setor público e do setor privado de forma geral.

GRÁFICO 3

Ln do rendimento padronizado: setor público e setor privado – homens

(Densidade Kernel)



Elaboração dos autores.

4 RESULTADOS**4.1 Modelo *logit* multinomial**

Os coeficientes estimados do modelo *logit* multinomial para a participação no mercado de trabalho do setor público ou do setor privado são apresentados na tabela 3. Um coeficiente positivo indica que a variável contribuiu para o aumento da probabilidade de se obter emprego no setor público ou no setor privado. Um coeficiente negativo contribui para a redução dessa probabilidade. A variável-base de comparação é a não participação no mercado de trabalho em questão. Logo, a interpretação dos resultados do modelo deve levar em conta a probabilidade de um trabalhador estar no setor público (SETOR = 1) ou no setor privado (SETOR = 2) em detrimento da não participação nestes dois setores (SETOR = 0).

A educação afeta de forma positiva a escolha do indivíduo em trabalhar tanto no setor público quanto no setor privado. Trabalhadores com um nível maior de escolaridade têm mais probabilidade de conseguir emprego no setor público (em especial, aqueles que têm nível superior) do que no setor privado.²¹ Quanto à experiência, os resultados também indicam uma relação positiva nas oportunidades de trabalho no setor público e no setor privado em relação à não participação no mercado de trabalho. Tal fato é indicado pelo coeficiente positivo para variável experiência (EXPERIÊNCIA); o coeficiente negativo para experiência ao quadrado (EXPERIÊNCIA²) está associado com a depreciação do capital humano.

21. A única exceção se dá para a amostra composta por homens, em que o coeficiente da variável referente ao ensino superior (SUPERIOR) não se mostra estatisticamente significativo para o setor privado.

TABELA 3

Equação de seleção para o setor público e o setor privado

Variáveis	Geral		Homens		Mulheres	
	Público	Privado	Público	Privado	Público	Privado
EXPERIÊNCIA	0,120*** (0,003)	0,009*** (0,002)	0,098*** (0,005)	0,012*** (0,002)	0,135*** (0,004)	0,017*** (0,003)
EXPERIÊNCIA2	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
FUNDAMENTAL	0,433*** (0,080)	0,253*** (0,034)	0,472*** (0,108)	0,234*** (0,042)	0,385*** (0,118)	0,504*** (0,072)
MÉDIO	1,889*** (0,081)	0,624*** (0,035)	1,698*** (0,111)	0,353*** (0,044)	2,033*** (0,116)	1,225*** (0,073)
SUPERIOR	3,425*** (0,083)	0,647*** (0,040)	2,844*** (0,112)	0,080 (0,049)	3,802*** (0,118)	1,418*** (0,076)
BRANCO	-0,103*** (0,023)	-0,009 (0,013)	-0,188*** (0,034)	-0,087*** (0,018)	-0,045 (0,031)	0,081*** (0,020)
MULHER	-0,217*** (0,022)	-1,086*** (0,014)	-	-	-	-
NORTE	0,136*** (0,049)	-0,018 (0,029)	0,130** (0,059)	-0,010 (0,039)	0,144** (0,059)	-0,041 (0,037)
CENTRO-OESTE	0,121 (0,038)	0,348 (0,025)	0,210 (0,052)	0,330 (0,032)	0,063 (0,048)	0,401*** (0,034)
SUDESTE	-0,213*** (0,034)	0,605*** (0,020)	-0,223*** (0,046)	0,589*** (0,024)	-0,188*** (0,041)	0,663*** (0,029)
SUL	-0,069 (0,043)	0,701*** (0,027)	-0,157*** (0,055)	0,572*** (0,032)	0,010 (0,054)	0,876*** (0,037)
CHEFE	0,424*** (0,023)	0,323*** (0,015)	0,591*** (0,038)	0,256*** (0,020)	0,330*** (0,032)	0,321*** (0,024)
RENDA NTRAB	0,000*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
FILHOO_15	-0,012 (0,023)	-0,063*** (0,013)	0,060* (0,034)	0,165*** (0,017)	-0,077** (0,031)	-0,352*** (0,019)
IDOSO80_99	-0,053 (0,064)	-0,214*** (0,043)	-0,166 (0,110)	-0,297*** (0,054)	0,028 (0,081)	-0,121* (0,065)
CONSTANTE	-5,093*** (0,090)	-0,487*** (0,041)	-4,738*** (0,119)	-0,374*** (0,051)	-5,615*** (0,125)	-2,030*** (0,078)
Observações	203.015		93.821		109.173	
Teste F	877,83		321,55		526,87	
Valor-p	0,000		0,000		0,000	

Fonte: PNAD de 2009. Elaboração dos autores.

Nota: * nível de significância de 10%; ** de 5%; e *** de 1%.

Obs.: Erro-padrão linearizado entre parênteses.

A análise por gênero mostra que mulheres possuem uma probabilidade menor de entrada no mercado de trabalho (tanto no setor público quanto no setor privado) em relação a não participar do mercado de trabalho. A análise por raça/

cor mostra que homens brancos também apresentam uma probabilidade menor de entrada no setor público e no setor privado; no caso das mulheres brancas, há um incentivo para entrada no setor privado.

Outro resultado interessante diz respeito à localização geográfica do trabalhador. Na região Sudeste, as oportunidades do emprego no setor público não são tão atraentes para os trabalhadores quanto na região Nordeste.²² O mesmo ocorre para a região Norte. Com exceção da probabilidade de entrada da mulher no setor privado, os coeficientes da variável referente à região Centro-Oeste não são significativos para todas as amostras analisadas.

A inclusão da variável RENDANTRAB (renda não proveniente do trabalho) não influencia a escolha entre participar ou não do mercado de trabalho dos setores público e privado.²³

A questão de identificação pelo controle da presença ou pelo número de filhos ou de pessoas idosas na família já foi tratada de forma abrangente na literatura sobre oferta de salários e participação da força de trabalho (Killingsworth e Heckman, 1986). Em análise sobre o viés de seleção presente na escolha de se trabalhar entre o setor público e o setor privado, Tansel (2005) e Heitmueller (2004) encontram evidências de que o número de filhos tem um efeito positivo para os homens e um efeito negativo para as mulheres, com relação à entrada no setor público, resultados semelhantes aos encontrados aqui. A tabela 3 aponta ainda que, para a amostra como um todo (ou seja, quando não se distinguem os trabalhadores por gênero), a presença de filhos entre 0 e 15 anos (FILHO0_15) desestimula a entrada do trabalhador no setor privado. No que diz respeito à presença de idosos (IDOSO80_90), essa variável sugere um efeito negativo de se trabalhar no setor privado nos três estratos analisados. Com relação à variável que representa a condição do trabalhador na família – ser chefe de família (CHEFE) –, há um efeito positivo na entrada do mercado de trabalho tanto no setor público quanto no setor privado nas três amostras.

4.2 Equações de salários: setor público *versus* setor privado

A estimação de duas regressões de salários separadas para os trabalhadores do setor público e do setor privado permite identificar algumas diferenças potenciais entre os mercados de trabalho destes setores, mas não leva em conta o viés de seleção presente na escolha setorial. Apesar de as estimativas por MQO poderem oferecer informações interessantes acerca dos determinantes dos salários dos indivíduos,

22. A variável associada à região Nordeste foi omitida das estimações para se evitar perfeita colinearidade.

23. A renda não proveniente do trabalho (RENDANTRAB) representa todos os tipos de renda que não provêm dos rendimentos do trabalho (aluguel, pensões, entre outras). O coeficiente estimado desta variável mostra-se estatisticamente significativo para todos os estratos analisados.

existe uma possibilidade de que os coeficientes das covariadas destas equações de rendimentos sejam viesados. A aplicação do modelo BFG busca, portanto, corrigir este viés de seleção. Ao modelar as preferências dos trabalhadores por meio do modelo *logit* multinomial apresentado na seção 2, o diferencial de salários públicos privados pode ser estimado com a correção do viés de seleção presente no problema da escolha do trabalhador em entrar no setor público, no setor privado ou não participar do mercado de trabalho em questão.

Em ambos os modelos estimados neste trabalho (sem e com restrição), leva-se em conta o plano amostral complexo da PNAD. As estimativas obtidas baseiam-se nas informações detalhadas sobre os elementos da amostra, tais como os estratos e conglomerados ou unidades primárias de amostragem, e suas probabilidades de inclusão ou pesos. Tal procedimento proporciona estimativas baseadas no plano amostral para a variância assintótica dos estimadores dos parâmetros, as quais são simples de calcular e são consistentes sob condições fracas no plano amostral e na especificação do modelo (Pessoa e Silva, 1998).

Portanto, são dois os modelos estimados: *i*) modelo de regressão linear, sem a correção do viés de seleção, considerando o plano amostral da PNAD, pelo método de Máxima Pseudoverossimilhança; e *ii*) modelo com a correção de viés de seleção, conforme descrito em BFG, considerando o plano amostral da PNAD, pelo método de Máxima Pseudoverossimilhança – modelo BFG. As tabelas 4, 5 e 6 reportam os resultados das estimações de ambos os modelos para as três amostras analisadas (total, mulheres e homens, respectivamente).

Com relação ao modelo de regressão linear, sem correção do viés de seleção, nota-se que, com uma única exceção, todas as variáveis têm seus coeficientes estatisticamente significativos, com sinais adequados, nas equações de rendimentos dos trabalhadores dos setores público e privado nas três amostras analisadas (tabelas 4, 5 e 6).²⁴ Um maior nível de escolaridade, por exemplo, aumenta os retornos à educação do trabalhador, tanto no setor público quanto no setor privado. Há um efeito igualmente positivo para a variável *cor/raça*, o que sinaliza que os salários potenciais dos trabalhadores(as) brancos(as) são mais altos do que os dos não brancos. Na tabela 4, pode-se notar ainda que o coeficiente da variável *MULHER* é negativo, indicando que as mulheres têm um retorno menor dos salários do que os homens.

No que diz respeito às regiões geográficas, as mulheres e os homens residentes nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste que trabalham no setor privado são os que apresentam os coeficientes mais altos e, portanto, maiores retornos em relação aos salários, se comparado com outras regiões (tabelas 5 e 6).

24. A exceção se refere ao coeficiente da variável *NORTE* para a amostra dos homens (tabela 6).

TABELA 4

Equação de salários: amostra total

Variáveis	Modelo de regressão linear (sem correção de viés)		Modelo BFG (com correção de viés)	
	Público	Privado	Público	Privado
EXPERIÊNCIA	0,032*** (0,002)	0,039*** (0,001)	0,034*** (0,005)	0,012*** (0,003)
EXPERIÊNCIA2	0,000*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
FUNDAMENTAL	0,221*** (0,037)	0,170*** (0,014)	0,258*** (0,039)	0,137*** (0,016)
MÉDIO	0,768*** (0,039)	0,541*** (0,015)	0,887*** (0,066)	0,281*** (0,041)
SUPERIOR	1,542*** (0,040)	1,235*** (0,018)	1,650*** (0,121)	0,581*** (0,080)
BRANCO	0,122*** (0,013)	0,123*** (0,005)	0,117*** (0,013)	0,143*** (0,006)
MULHER	0,329*** (0,012)	0,248*** (0,005)	0,510*** (0,037)	0,495*** (0,025)
NORTE	0,088*** (0,023)	0,154*** (0,011)	0,089*** (0,024)	0,119*** (0,012)
CENTRO-OESTE	0,347*** (0,028)	0,270*** (0,012)	0,402*** (0,029)	0,337*** (0,013)
SUDESTE	0,095*** (0,020)	0,319*** (0,009)	0,184*** (0,035)	0,533*** (0,021)
SUL	0,097*** (0,024)	0,314*** (0,010)	0,203*** (0,037)	0,520*** (0,021)
m0	- -	- -	0,005* -(0,003)	0,318*** (0,097)
m1	- -	- -	0,101 (0,077)	0,467*** (0,057)
m2	- -	- -	0,963*** (0,168)	1,313*** (0,119)
CONSTANTE	5,678*** (0,043)	5,437*** (0,017)	5,918*** (0,310)	7,673*** (0,217)
Observações	15.213	66.839	15.213	66.839
R ²	0,39	0,38	0,40	0,38

Fonte: PNAD de 2009. Elaboração dos autores.

Nota: * nível de significância de 10%; ** 5% e *** 1%.

Obs.: Erro-padrão linearizado entre parênteses.

TABELA 5

Equação de salários: mulheres

Variáveis	Modelo de regressão linear (sem correção de viés)		Modelo BFG (com correção de viés)	
	Público	Privado	Público	Privado
EXPERIÊNCIA	0,025*** (-0,002)	0,031*** (-0,001)	0,071*** (-0,007)	0,054*** (-0,006)
EXPERIÊNCIA2	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
FUNDAMENTAL	0,099** (0,044)	0,070** (0,032)	0,215*** (0,051)	0,216*** (0,038)
MÉDIO	0,532*** (0,048)	0,401*** (0,032)	1,111*** (0,084)	0,824*** (0,084)
SUPERIOR	1,298*** (0,050)	1,067*** (0,034)	2,409*** (0,146)	1,721*** (0,150)
BRANCO	0,129*** (0,016)	0,126*** (0,008)	0,099*** (0,016)	0,120*** (0,008)
NORTE	0,112*** (0,028)	0,114*** (0,017)	0,167*** (0,028)	0,133*** (0,018)
CENTRO-OESTE	0,329*** (0,029)	0,213*** (0,015)	0,329*** (0,031)	0,239*** (0,017)
SUDESTE	0,099*** (0,021)	0,257*** (0,012)	-0,016 (0,037)	0,250*** (0,022)
SUL	0,110*** (0,026)	0,234*** (0,014)	0,035 (0,041)	0,256*** (0,022)
m0	-	-	-0,018 (0,080)	0,568*** (0,113)
m1	-	-	0,720*** (0,091)	0,418*** (0,096)
m2	-	-	-0,010 (0,190)	0,788*** (0,128)
CONSTANTE	5,678*** (0,051)	5,457*** (0,034)	3,406*** (0,338)	4,760*** (0,314)
Observações	8.668	24.428	8.668	24.428
R ²	0,36	0,36	0,37	0,37

Fonte: PNAD de 2009. Elaboração dos autores.

Nota: *nível de significância de 10%; **5%; e *** 1%.

Obs.: Erro-padrão linearizado entre parênteses.

TABELA 6

Equação de salários: homens

Variáveis	Modelo de regressão linear (sem correção de viés)		Modelo BFG (com correção de viés)	
	Público	Privado	Público	Privado
EXPERIÊNCIA	0,044*** (0,003)	0,044*** (0,001)	0,028*** (0,006)	0,008*** (0,002)
EXPERIÊNCIA2	0,000*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
FUNDAMENTAL	0,314*** (0,050)	0,190*** (0,015)	0,297*** (0,051)	0,092*** (0,017)
MÉDIO	0,968*** (0,054)	0,576*** (0,016)	0,765*** (0,085)	0,057* (0,035)
SUPERIOR	1,755*** (0,055)	1,290*** (0,021)	1,186*** (0,148)	0,153** (0,068)
BRANCO	0,113*** (0,020)	0,121*** (0,007)	0,118*** (0,021)	0,154*** (0,007)
NORTE	0,054 (0,034)	0,175*** (0,013)	0,028 (0,035)	0,129*** (0,013)
CENTRO-OESTE	0,368*** (0,038)	0,298*** (0,014)	0,442*** (0,039)	0,349*** (0,015)
SUDESTE	0,087*** (0,029)	0,348*** (0,011)	0,330*** (0,047)	0,663*** (0,026)
SUL	0,073** (0,034)	0,358*** (0,012)	0,299*** (0,048)	0,639*** (0,025)
m0	- -	- -	0,019 (0,033)	0,858*** (0,200)
m1	- -	- -	-0,299*** (0,099)	-0,754*** (0,057)
m2	- -	- -	1,554*** (0,201)	2,139*** (0,183)
CONSTANTE	5,339*** (0,059)	5,320*** (0,019)	7,109*** (0,372)	9,107*** (0,195)
Observações	6.545	42.411	6.545	42.411
R ²	0,42	0,38	0,42	0,40

Fonte: PNAD de 2009. Elaboração dos autores.

Nota: * nível de significância de 10%; ** 5%; e *** 1%.

Obs.: Erro-padrão linearizado entre parênteses.

Em geral, as magnitudes dos coeficientes diferem entre os dois modelos: o modelo de regressão linear e o modelo BFG. Neste último modelo, por exemplo, o nível de escolaridade das mulheres gera uma redução maior nos salários do setor público e menor nos salários do setor privado em comparação com o modelo de regressão linear (tabela 5). Esta mesma diferença entre os coeficientes associados às variáveis educacionais é encontrada na análise com base na amostra total (tabela 4). Quando a análise é feita somente para os homens (ver tabela 6), os coeficientes educacionais mostram-se maiores no modelo BFG (tanto no setor público quanto no setor privado em relação ao modelo de regressão linear). Um resultado semelhante entre os dois modelos (e nas três amostras analisadas) é a elevação no retorno educacional à medida que o nível de escolaridade aumenta.

As variáveis regionais relacionadas aos salários são, em sua maioria, estatisticamente significativas quando estimadas pelo BFG.²⁵ Com relação às variáveis de gênero (MULHER, tabela 4) e de cor/raça, os coeficientes encontrados no modelo BFG mostram-se estatisticamente significativos e com os mesmos sinais dos obtidos no modelo de regressão linear.

Quanto às variáveis associadas aos termos de correção adicionados nas equações de salários, todos os coeficientes estimados para o setor privado mostram-se estatisticamente significativos em todas as amostras analisadas. Para a amostra composta só por homens, o sinal do coeficiente da variável *m1* mostra-se negativo tanto no setor público quanto no setor privado, o que indica um impacto de redução de salários em ambos os setores. Para a amostra das mulheres, o único coeficiente que se mostra significativo para o setor público é a variável *m1*, entre as variáveis que corrigem o viés de seleção, indicando um impacto positivo nos salários.

4.3 Decomposição dos diferenciais de salários

A tabela 7 mostra que o diferencial salarial público-privado é extremamente alto no Brasil. Para a amostra como um todo (homens e mulheres), o diferencial salarial bruto, isto é, a diferença entre o salário médio do setor público e o salário médio do setor privado, fica em torno de 92%, taxa semelhante à encontrada na análise para as mulheres. Na análise restrita aos homens, esse diferencial aumenta para um pouco mais de 104%.

O hiato salarial público-privado calculado com base no modelo de regressão linear, isto é, levando-se em conta as características observáveis dos trabalhadores, mostra-se muito próximo aos diferenciais salariais brutos obtidos na amostra total e na amostra para as mulheres. Para a amostra dos homens, o diferencial “controlado” pelas características se reduz para aproximadamente 94%.

25. A exceção se encontra para as variáveis SUL e SUDESTE para amostra das mulheres no setor público e NORTE para os homens no setor público.

TABELA 7

Teste de média (teste t) para log-salários no setor público e no setor privado (2009)

	Salários não condicionais		Modelo de regressão linear (sem correção de viés)		Modelo BFG (com correção de viés)	
	Setor público	Setor privado	Setor público	Setor privado	Setor público	Setor privado
Total						
Setor público – setor privado						
Log-salários padronizados	7,2622	6,6087	7,265717	6,6131	7,169485	6,612963
Erro-padrão linearizado	(0,010)	(0,005)	(0,0058)	(0,0033)	(0,0058)	(0,003)
Diferença nas médias	0,746***		0,197***		0,714***	
(test t)	(0,006)		(0,015)		(0,004)	
Hiato salarial (%)	92,23		92,05		74,46	
Diferença nos salários padronizados						
Mulheres						
Setor público – setor privado						
Log-salários padronizados	7,1838	6,5293	7,1866	6,5334	7,195592	6,5334
Erro-padrão linearizado	(0,011)	(0,011)	(0,006)	(0,004)	(0,006)	(0,004)
Diferença nas médias	0,729***		0,121***		0,172***	
(test t)	(0,008)		(0,018)		(0,013)	
Hiato salarial (%)	92,42		92,15		93,91	
Diferença nos salários padronizados						
Homens						
Setor público – setor privado						
Log-salários padronizados	7,3702	6,6541	7,3211	6,6588	7,3265	6,6584
Erro-padrão linearizado	(0,014)	(0,006)	(0,009)	0,0037	(0,009)	(0,004)
Diferença nas médias	0,808***		0,173***		0,668***	
(test t)	(0,009)		(0,013)		(0,004)	
Hiato salarial (%)	104,64		93,94		95,07	
Diferença nos salários padronizados						

Fonte: PNAD de 2009. Elaboração dos autores.

Nota: *nível de significância de 1%; **5%; e ***10%.

Obs.: Erro-padrão linearizado entre parênteses.

Um resultado digno de nota se aplica aos diferenciais salariais encontrados com base no modelo BFG. Neste caso, além dos controles usuais, as variáveis que corrigem o viés de seleção na escolha do trabalhador (m_0 , m_1 e m_2) são levadas em conta no cálculo dos diferenciais. A inclusão de tais variáveis é, muito provavelmente, o fator principal na divergência encontrada nos diferenciais obtidos no modelo de regressão linear e no modelo BFG. Para a amostra total, o diferencial salarial encontrado no modelo BFG é de 74,5%. Na amostra das mulheres, esse diferencial aumenta para 94%, enquanto o diferencial salarial entre os homens trabalhadores do setor público e do setor privado é de 95%.

Em geral, a vantagem salarial dos empregados públicos em relação aos trabalhadores do setor privado pode ser atribuída a dois conjuntos de fatores: *i*) a segmentação do mercado de trabalho permite que o setor público estabeleça salários mais altos que os dos trabalhadores equivalentes no setor privado; e *ii*) os trabalhadores do setor público têm mais educação e por isso podem ocupar postos que requerem maior qualificação. O primeiro conjunto reflete diferenças nas regras de determinação de salários para trabalhadores com características semelhantes, denominado aqui efeito segmentação, mas também conhecido como efeito preços, ao passo que o segundo está associado a um efeito de composição da força de trabalho em cada setor, denominado simplesmente efeito composição.

A tabela 8 mostra os resultados da decomposição dos diferenciais de salários entre os setores público e privado. A decomposição foi feita com base na metodologia proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993).²⁶ Nota-se que, tanto no modelo de regressão linear quanto no modelo BFG, a maior parte do diferencial salarial público-privado pode ser explicada pelas diferenças observadas nas características dos trabalhadores (efeito composição). Para a amostra total e a amostra composta unicamente pelas mulheres, observa-se que a parte do diferencial associada ao efeito composição varia de 62% a 64% do total do diferencial, enquanto para a amostra composta unicamente por homens, essa parcela aumenta para mais de 70% do diferencial salarial total.

Um resultado interessante diz respeito à participação no diferencial total das variáveis que corrigem o viés de seleção na escolha do trabalhador e nas diferenças desta participação entre as amostras analisadas. Para a amostra total, nota-se que o diferencial salarial associado unicamente a tais variáveis é igual a 5,70%, com uma participação de 8% sobre o diferencial total. Na amostra dos homens, esse diferencial fica em torno de 33,4% e o peso desse diferencial é igual a 35% do diferencial total. Para as mulheres, os resultados merecem atenção na medida em que o diferencial público-privado associado às variáveis de correção de seleção é negativo (-53%); no entanto, o aumento significativo do diferencial salarial público-privado associado às características observáveis nesta amostra (mulheres) compensa o diferencial negativo.

Outro resultado que merece destaque diz respeito ao prêmio salarial do trabalhador do setor público, isto é, ao diferencial salarial associado ao efeito segmentação. Para o modelo BFG, esse prêmio é de 35% para as mulheres e 28% para os homens.

26. Uma decomposição semelhante do diferencial de salários público-privado pode ser encontrada em Barbosa e Souza (2012) e Souza e Medeiros (2013). Embora o último artigo utilize um controle de seletividade dos trabalhadores, o foco principal do mesmo é a análise do papel do diferencial público-privado na desigualdade de rendimentos do trabalho.

TABELA 8

Decomposição dos diferenciais de salários

(Em %)

	Modelo de regressão linear (sem correção de viés)		Modelo BFG (com correção de viés)	
		% do total		% do total
Total				
Setor Público – setor privado				
i) Efeito composição (características observadas)	58,55	64	46,37	62
i.1) Controles	58,55	64	40,67	55
i.2) Seleção	-	-	5,70	8
ii) Efeito segmentação (coeficientes estimados)	33,49	36	28,08	38
iii) Não explicado (resíduos)	0,01	0	0,01	0
Diferencial salarial total	92,05	100	74,46	100
Mulheres				
Setor público – setor privado				
i) Efeito composição (características observadas)				
i.1) Controles	35,02	38	112,19	119
i.2) Seleção	-	-	-52,94	-56
ii) Efeito segmentação (coeficientes estimados)	35,02	38	34,64	37
iii) Não explicado (resíduos)	0,02	0	0,02	0
Diferencial salarial total	92,15	100	93,91	100
Homens				
Setor público – setor privado				
i) Características observadas	67,88	72	67,19	71
i.1) Controles	67,88	72	33,80	36
i.2) Seleção	-	-	33,39	35
ii) Efeito segmentação (coeficientes estimados)	26,04	28	27,87	29
iii) Não explicado (resíduos)	0,01	0	0,01	0
Diferencial salarial total	93,94	100	95,07	100

Elaboração dos autores.

5 CONCLUSÕES

Este estudo analisa a possibilidade da existência de um viés de seleção no cálculo do diferencial salarial entre os setores público e privado no Brasil. Com base em um modelo que corrige o viés de seleção e ainda leva em consideração o desenho amostral complexo da PNAD, são analisados fatores que incentivam os indivíduos a entrar no mercado de trabalho e a escolher atuar no setor público ou privado. Além disso, os impactos dessas escolhas são analisados sobre o cálculo do diferencial salarial público-privado no Brasil.

Os resultados demonstram que os salários do setor público são mais altos do que aqueles do setor privado no Brasil. A educação (em especial, o nível superior de ensino) é um fator determinante nesta diferença e apresenta efeitos significativos na probabilidade de entrada de homens e mulheres no mercado de trabalho do setor público. Esses resultados são amplamente consistentes com a maior parte da literatura existente sobre o tema (Panizza e Qiang, 2005; Heitmueller, 2004; Stelcner, Van der Gaag e Vijverberg, 1989, entre outros). Outro resultado a ser destacado diz respeito à variável utilizada como *proxy* para filhos no modelo de seleção. A presença de filhos afeta de forma distinta a oferta de trabalho de homens e mulheres. Enquanto filhos reduzem a participação das mulheres no mercado de trabalho, eles aumentam a participação dos homens. Por sua vez, a presença de idosos reduz a probabilidade de entrada no setor privado tanto de homens quanto de mulheres. A condição de ser chefe de família afeta de forma positiva a entrada de homens e mulheres no mercado de trabalho. Os resultados deste estudo sugerem ainda que controlar a escolha de se trabalhar no setor público ou no setor privado nas equações de salários destes setores tem um impacto, ainda que de pouca magnitude, no diferencial salarial público-privado no Brasil. Quando a endogeneidade é considerada, o hiato salarial tende a ser maior do que o diferencial público-privado obtido com o modelo sem a correção do viés de seleção.

Outra contribuição interessante deste trabalho se relaciona à decomposição do diferencial de salários em um montante referido aos retornos das características produtivas do trabalhador (às dotações), aos retornos e aos termos relativos ao viés de seleção amostral do problema de escolha do trabalhador. A decomposição feita com base na metodologia de Juhn, Murphy e Pierce (1993) permite identificar, assim, que a composição dos trabalhadores explica em grande parte as discrepâncias salariais entre os setores público e privado no Brasil.

Por fim, vale ressaltar que este trabalho utilizou procedimentos de modelagem estatística relacionados com o desenho amostral complexo da PNAD. Os resultados indicam que o uso de tais procedimentos não gera discrepâncias quantitativas e qualitativas notáveis em relação às estimações sem levar em conta os métodos de amostragem adotados pela PNAD.

Diversas são as direções possíveis para trabalhos futuros sobre o tema. A primeira concerne ao cálculo dos diferenciais salariais para ocupações específicas dos trabalhadores do setor público e do setor privado. Os grupos dos trabalhadores do setor público e do setor privado diferem devido a fatores institucionais e há heterogeneidade significativa (intragrupos) em relação aos tipos de ocupação ou região, por exemplo. A inclusão no modelo de escolha setorial de variáveis relacionadas com o *background* familiar do agente também se revela uma importante estratégia de identificação a ser implementada. Como Bender (2003) e Hartog e

Oosterbeek (1993) apontam, variáveis como nível de educação dos pais e ocupação impactam de forma significativa a escolha individual do emprego no setor público e no setor privado.

ABSTRACT

This study investigates the wage gap between the public and private sectors in Brazil. The analysis is carried out with 2009 microdata from the National Household Sample Survey (PNAD). The main contribution of this study is an estimation method that corrects the selection bias in the choice of the employment sector and takes into account the PNAD complex sample design. This model allows for the identification of some of the factors that determine whether the individual participates in the labor market, and whether he enters the public sector or the private sector. The public-private wage gap is calculated by gender as labor supply varies significantly between women and men. The results show that public sector wages are higher than those in the private sector. In particular, educational level is an important factor that explains this wage gap.

Keywords: public-private wage gap; public sector; selection bias correction model.

REFERÊNCIAS

- AMEMIYA, T. **Advanced econometrics**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2005.
- ASLAM, M.; KINGDON, G. Public-private sector segmentation in the Pakistani labour market. **Journal of Asian economics**, v. 20, p. 34-39, 2009.
- BARBOSA, A. L. H. **Diferencial salarial público-privado: uma resenha da literatura**. Rio de Janeiro: Ipea, 2009 (Texto para Discussão, n. 1.457). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- BARBOSA, A. L. H.; SOUZA, P. H. Diferencial salarial público-privado e desigualdade dos rendimentos do trabalho no Brasil. **Boletim mercado de trabalho: conjuntura e análise**, Rio de Janeiro: Ipea, n. 53, 2012 (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- BECKER, G. **Investment in human capital: a theoretical analysis**, v. 70, Oct. 1962 (suplemento especial).
- _____. **Human capital: a theoretical and empirical analysis**. New York: Columbia University Press, 1975.
- BELLUZO, W.; PAZELLO, E.; ANUATTI-NETO, F. Distribuição de salários e diferencial público-privado no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 59, n. 4, p. 511-533, out./dez. 2005.
- BENDER, K. A. The central government private sector wage differential. **Journal of economic surveys**, v. 12, n. 2, p. 177-220, 1998.
- _____. Examining equality between public and private sector wage distributions. **Economic inquiry**, v. 41, p. 62-79, 2003.
- BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos públicos com pessoal: uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro no período 1992-2004. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 24. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2006.
- BOURGUIGNON, F.; FOURNIER, M.; GURGAND, M. **Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte-Carlo comparisons**. Delta, 2004. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=555744>. Acesso em: 22 ago. 2012.

_____. Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte-Carlo comparisons. **Journal of economic surveys**, v. 21, n. 1, 2007.

BRAGA, B. G.; FIRPO, S.; GONZAGA, G. Escolaridade e diferencial de rendimentos entre o setor privado e o setor público no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 39, n. 3, dez. 2009.

DAOUD, Y.; SHANTI, R. **Private-public sector employment choice and wage differential in Palestine: a gender perspective**. Alemanha: University Library of Munich, 2012 (MPRA Paper, n. 39.782).

DIMOVA, R.; GANG, I. **Self-selection and wages during volatile transition**. West London: Centre for Economic Development & Institutions Brunel University, 2006 (Cedi Discussion Paper Series, n. 06-03). Disponível em: <<http://cedi.org.uk>>. Acesso em: 22 ago. 2012.

DUBIN, J. A.; MCFADDEN, D. L. An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. **Econometrica**, v. 52, n. 2, p. 345-362, Mar. 1984.

EHRENBERG, R. G.; SCHWARTZ, J. L. Public sector markets. In: ASHENFELTER, O. C.; LAYARD, R. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: North-Holland, 1986. p. 1.219-1.268, v. 2.

FIRPO, S.; GONZAGA, G. Going private: public sector rents and privatization in Brazil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32. **Anais....** Salvador: Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), 2010.

FOGUEL, M. N. *et al.* The public-private wage gap in Brazil. **Revista brasileira de economia**, v. 54, n. 4, p. 433-472, out./dez. 2000.

GLINSKAYA, E.; LOKSHIN, M. **Wage differentials between the public and private sectors in India**. Banco Mundial, 2005 (World Bank Policy Research Working Paper, n. 3.574).

GREGORY, R. C. Public sector pay. In: GREGORY, M.; THOMPSON, A. (Ed.). **A portrait of pay: 1970-1982: an analysis of the new earining survey**. Oxford: Clarendon Press, 1990. p. 172-205.

_____; BORLAND, J. Recent developments in public sector labor markets. In: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: North-Holland, 1999. p. 3.573-3.630. v. 3. cap. 53.

HARTOG, J.; OOSTERBEEK, H. Public and private sector wages in the Netherlands. **European economic review**, v. 37, p. 97-114, 1993.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HECKMAN, J. J.; HONORE, B. E. The empirical content of the Roy model. **Econometrica**, Econometric Society, v. 58, n. 5, p. 1.121-1.149, Sept. 1990.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. **Fifty years of Mincer earnings regressions**. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA), 2003 (Discussion Paper, n. 775).

HEITMUELLER, A. **Public-private sector wage differentials in Scotland: an endogenous switching model**. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA), 2004 (Discussion Paper, n. 992).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2006**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006 (Notas Técnicas).

JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of political economy**, p. 410-442, 1993.

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia aplicada**, v. 2, n. 2, 1998.

KILLINGSWORTH, M.; HECKMAN, J. J. Female labor supply: a survey. In: ASHENFELTER, O. C.; LAYARD, R. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986. v. 1.

LEE, L. F. Unionism and wages rates: a simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables. **International economic review**, v. 19, p. 415-433, 1978.

_____. Generalized econometric models with selectivity. **Econometrica**, v. 52, n. 2, p. 507-512, Mar. 1983.

MADDALA, G. S. Disequilibrium, self-selection, and switching models. In: GRILICHES, Z.; INTRILIGATOR, M. D. (Ed.). **Handbook of econometrics**. Amsterdam: North-Holland, 1986. p. 1.633-1.688. v. 3. cap. 28.

MARINHO, E.; MENDES, S. The impact of government income transfers on the Brazilian job market. **Estudos econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 1, p. 29-50, jan./mar. 2013.

MCFADDEN, D. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: ZAREMBKA, P. (Ed.). **Frontiers of econometrics**. New York: Academic Press, 1973. p. 105-142.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: Columbia University Press, National Bureau of Economics Research, 1974.

PANIZZA, U.; QIANG, C. Z. Public-private wage differential and gender gap in Latin America: spoiled bureaucrats and exploited women? **The journal of socio economics**, v. 34, p. 810-833, 2005.

PESSOA, D. G. C.; SILVA, P. L. N. **Análise de dados amostrais complexos**. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 1998. 170 p.

PONCZEK, V. P.; BOTELHO, F. B.; DAULINS, E. Evaluating the wage differential between public and private sectors in Brazil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 30. **Anais...** Salvador: Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), 2008.

ROY, A. **Some thoughts on the distributional of earnings**. 1951. p. 135-146 (Oxford Economic Papers, n. 3).

SANTOS, G. C.; BASTOS, P. M. A.; ROCHA, L. E. V. Determinantes da renda do trabalho no Brasil no período de 2002 a 2006. In: CONGRESSO DA SOBER, 46. **Anais...** Rio Branco, 2008.

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

STELCNER, M.; VAN DER GAAG, J.; VIJVERBERG, W. A switching regression model of public-private sector wage differentials in Peru: 1985-86. **The journal of human resources**, v. 24, n. 3, p. 545-559, 1989.

STN – SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Consolidação das contas públicas de 2011**. Brasília: STN, 2011.

TANSEL, A. Public-private choice, wage differentials, and gender in Turkey. **Economic development and cultural change**, University of Chicago Press, v. 53, n. 2, p. 453-477, 2005.

VAZ, D. V.; HOFFMAN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. **Economia e sociedade**, Campinas, v. 16, n. 2 (30), 2007.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BARBOSA, A. L. H.; BARBOSA FILHO, F. H. **Diferencial de Salários entre os setores público e privado no Brasil**: um modelo de escolha endógena. Rio de Janeiro: Ipea, 2012 (Texto para Discussão, n. 1.713). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.

BARBOSA, A. L. H.; BARBOSA FILHO, F. H. **Public-private wage gap and endogenous sector choice in Brazil**. In: LATIN AMERICAN AND CARIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION (LACEA), 13. Rio de Janeiro, nov. 2008.

BELLANTE, D.; LINK, A. N. Are public sector workers more risk averse than private sector workers? **Industrial and labor relations review**, v. 34, n. 3, p. 408-412, 1981.

CAMERON, A. C.; TRIVERTI, P. K. **Microeconometrics** – methods and applications. Cambridge University Press, 2005.

CARVALHO, A. P. **Decomposição do diferencial de salários no Brasil em 2003**: uma aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. 2005. Tese (Mestrado) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas/IBGE, Rio de Janeiro, 2005.

COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 3rd ed. New York: John Wiley & Sons, 1977.

GUNDERSON, M. Earnings differentials between the public and private sectors. **Canadian journal of economics**, v. 12, p. 228-242, 1979.

KISH, L. **Survey sampling**. New York: Willey, 1965.

KOLEV, A.; ROBLES, P. **Addressing the gender gap in Ethiopia**: how crucial is the quest for education parity? 2007. Disponível em: <http://www.cee-recherche.fr/colloque_t Tepp/discriminations/pdf/Kolev.pdf>.

LIMA, J. R. F. **Efeitos da pluriatividade e rendas não-agrícolas sobre a pobreza e desigualdade rural na região Nordeste**. 2008. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.

LOSHIN, M.; SAJAJA, Z. Maximum likelihood estimation of endogenous switching regression models. **Stata journal**, v. 4, n. 2, p. 282-289, 2004.

LUMLEY, T. Analysis of complex survey samples. **Journal of statistical software**, v. 9, n. 8, p. 1-19, 2004.

MADDALA, G. S. **Limited-dependent and qualitative variables in economics**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1983.

PFEIFER, C. **Risk aversion and sorting into public sector employment**. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA), 2008 (Discussion Paper, n. 3.503).

ROBSON, C.; TOMES, N. Union wage differentials in the public and private sector: a simultaneous equations specification. **Journal of labor economics**, v. 2, p. 106-127, Jan. 1984.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 58, n. 2, p. 249-265, abr./jun. 2004.

SANTOS, G. C. *et al.* **Participation in the Brazilian labor market and income determinants**: a Heckman's procedure analysis. In: LATIN AMERICAN AND CARIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION (LACEA), 13. Rio de Janeiro, nov. 2008.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & saúde coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

TERREL, K. Public-private wage differentials in haiti: do public servants earn a rent? **Journal of development economics**, v. 42, n. 2, p. 293-314, 1993.

(Originais submetidos em 17 de novembro de 2011. Última versão recebida em 26 de fevereiro de 2013. Aprovada em 16 de abril de 2013.)