

ESCOLARIDADE E DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE O SETOR PRIVADO E O SETOR PÚBLICO NO BRASIL*

Breno Braga**

Sergio Firpo***

Gustavo Gonzaga****

Este trabalho tem como objetivo investigar os determinantes do diferencial de rendimentos público-privado para diferentes níveis de escolaridade dos trabalhadores no Brasil. Primeiramente, utilizando o rendimento do trabalho principal como variável de interesse, é estimado um hiato de rendimentos bastante favorável ao setor público para trabalhadores com baixa escolaridade. Já para trabalhadores mais qualificados, o hiato tende a desaparecer ou mesmo a tornar-se favorável ao setor privado. Adicionalmente, de maneira a considerar os diferentes regimes de aposentadoria vigentes no país, é definida a variável Valor Presente do Contrato de Trabalho (VPCT) como medida dos rendimentos dos indivíduos ao longo da vida. Diferentemente do resultado encontrado utilizando o rendimento do trabalho, é verificado que o diferencial do VPCT é favorável ao setor público mesmo para trabalhadores com elevados níveis de escolaridade.

1 INTRODUÇÃO

A política salarial do setor público é resultado de escolhas que os governantes têm que fazer entre eficiência e equidade. Se por um lado a eficiência dos serviços públicos prestados à população depende da decisão da remuneração dos trabalhadores do setor público, por outro lado a política salarial pode ser utilizada com o objetivo de aumentar a equidade de rendimentos do país.

Dentro desse contexto, os objetivos centrais deste trabalho são: *i*) investigar como o Estado brasileiro remunera a escolaridade dos seus funcionários comparativamente ao setor privado;¹ e *ii*) investigar o diferencial de rendimentos público-privado com base em uma variável que mede rendimentos dos indivíduos ao longo da vida.

Diferentemente dos outros artigos, neste trabalho estamos interessados particularmente em como o setor público brasileiro remunera a escolaridade em

*Os autores agradecem os comentários de Juliano Assunção, Miguel Foguel e dos participantes dos seminários na Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), no XXXV Encontro Nacional de Economia, no Ipea-Rio, e dos dois pareceristas anônimos que muito contribuíram para melhorar o trabalho em diversos aspectos.

** Doutorando da Universidade de Michigan.

*** Professor da Escola de Economia de São Paulo da FGV.

**** Professor do Departamento de Economia da PUC-Rio.

1. Vale destacar que a literatura tem mostrado, de forma consistente, que os retornos à escolaridade são bem maiores no Brasil do que nos países desenvolvidos. Para trabalhos recentes nessa área, ver Menezes-Filho, Muendler e Ramey (2008) e Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004).

comparação com o setor privado. A existência de teto e piso salariais bem definidos para funcionários públicos no Brasil sugere que o Estado brasileiro protege com altos salários trabalhadores com reduzido capital humano e penaliza com baixos salários trabalhadores com elevado capital humano quando comparados ao setor privado. Como nossa medida de rendimento incorpora o número de horas de trabalho dos indivíduos,² exploramos quanto do hiato público-privado é explicado pela menor jornada diária de trabalho média encontrada para trabalhadores do setor público.

Também realizamos um exercício de estimar o diferencial de rendimentos dentro de grupos ocupacionais para trabalhadores com alta escolaridade. Como resultado, encontramos que trabalhadores do setor jurídico recebem o maior prêmio em termos de rendimento no setor público. Já para trabalhadores do setor de ensino, os maiores rendimentos estão na iniciativa privada.

Adicionalmente, devido à existência de um regime de aposentadoria especial para funcionários públicos no Brasil, estudamos também o diferencial dos rendimentos dos trabalhadores ao longo da vida. Uma das diferenças entre o Regime Próprio de Previdência Social (RPPS), que rege os funcionários públicos estatutários, e o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), que rege os demais trabalhadores, é que para o segundo regime existe um teto para benefícios de aposentadoria. Ao considerar os rendimentos ao longo da vida, tentamos capturar o efeito do aumento da atratividade do setor público para indivíduos de elevada escolaridade, uma vez que em geral esses trabalhadores são remunerados acima do teto da previdência social e sofreriam uma queda de rendimentos ao se aposentar pelo RGPS.

Nossos resultados evidenciam que, ao se utilizar como variável de interesse o rendimento do trabalho padronizado, os trabalhadores com pouca escolaridade tendem a ser beneficiados com elevados prêmios salariais no setor público. Contudo, para trabalhadores com maiores níveis de capital humano o hiato tende a desaparecer ou mesmo a tornar-se favorável ao setor privado. Diferentemente de Van der Gaag e Vijverberg (1988), encontramos que o retorno à escolaridade completa no setor privado é maior que no setor público. Note-se, porém, que boa parte da heterogeneidade do diferencial público-privado para trabalhadores educados é explicada pela escolha ocupacional.

Por fim, diferentemente do resultado encontrado utilizando o rendimento do trabalho, verificamos que o diferencial do Valor Presente do Contrato de Trabalho (VPCT) é favorável ao setor público mesmo para trabalhadores com elevados níveis de escolaridade. A explicação para esse resultado reside na diferença de regimes entre o setor público e o setor privado.

2. Na próxima seção detalharemos a construção da variável de rendimento padronizado que é utilizada no trabalho.

Este trabalho está organizado da seguinte forma. Na próxima seção discutimos a literatura sobre diferencial público-privado no Brasil e no exterior. Em seguida, apresentamos uma breve descrição da base de dados, a definição da variável de rendimento padronizado, suas estatísticas descritivas, bem como a definição e a composição dos regimes previdenciários que supusemos para os trabalhadores da amostra. Na quarta seção apresentamos as metodologias utilizadas para estimar o diferencial de rendimentos entre o setor público e o privado. Também detalhamos como é construída a variável de VPCT, que é utilizada como medida dos rendimentos dos trabalhadores ao longo da vida. Na quinta seção são apresentados os principais resultados do trabalho. São reportadas as estimativas do diferencial de rendimentos entre o setor público e o setor privado tanto para o rendimento corrigido pelas jornadas de trabalho quanto para o VPCT. Por fim, na sexta seção é feita uma conclusão do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Alguns trabalhos importantes foram dedicados ao tema do diferencial de rendimentos entre os setores público e privado. O trabalho pioneiro de Smith (1976) utiliza dados americanos das décadas de 1960 e 1970 e encontra que uma parte substancial do hiato de rendimentos público-privado não é explicada pela diferença de produtividade dos trabalhadores. Vários estudos em diversos outros países apontam para o mesmo padrão de resultados, os quais foram cuidadosamente resenhados por Gregory e Borland (1999).

O caso brasileiro também vem sendo estudado recentemente. Utilizando dados do ano de 1995, Foguel, Gill e Mendonça (2000) apontam que a simples diferença de médias dos salários entre os dois grupos de trabalhadores (hiato geral de salários) captura dois efeitos distintos. O primeiro efeito é o diferencial de remuneração entre trabalhadores de igual produtividade nos dois setores. O segundo efeito é a diferença de características na composição da força de trabalho no setor público e privado. Esses autores apontam que os trabalhadores do setor público são em média mais escolarizados e mais velhos que os trabalhadores da iniciativa privada, evidência que será novamente constatada em nossa amostra.

Foguel, Gill e Mendonça (2000) utilizam os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em seu estudo e estimam uma diferença pura das médias dos logaritmos dos salários para os dois setores de 0,58. A medida análoga com o controle de características observáveis não é calculada para todo o país. Os autores restringem apenas a estimação para cada uma das regiões metropolitanas (RMs) de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Distrito Federal e Porto

Alegre. Os resultados variam desde um hiato favorável ao setor público de 41% (Distrito Federal) até -21% (São Paulo).³

Alguns artigos têm como objetivo medir como o hiato de rendimentos público-privado variou no país ao longo dos últimos anos. Bender e Fernandes (2006) apontam que de 1992 a 2004 ocorreu um aumento sistemático do diferencial de salários médios favoravelmente ao setor público no Brasil, embora acompanhado de uma redução do emprego total neste setor. Marconi (2003) chega a conclusões próximas utilizando os anos de 1993, 1996 e 1999.

Outro avanço importante para a literatura foi feito por Poterba e Rueben (1995). Enquanto os trabalhos anteriores se preocupavam em estimar o hiato médio de salários entre os setores, a contribuição deste artigo foi introduzir estimativas dos diferenciais de remuneração entre os setores público e privado por quantis da distribuição de salários. Um trabalho análogo foi feito para o Brasil por Belluzzo, Pazello e Anuatti-Neto (2005).

Um trabalho brasileiro recente sobre o tema foi realizado por Vaz e Hoffmann (2007). Nesse artigo os autores investigam o hiato salarial entre funcionários públicos estatutários e empregados no setor privado com carteira assinada. Utilizando a metodologia Oaxaca-Blinder (que também será empregada neste artigo), é encontrado um hiato favorável ao setor público e crescente ao longo do período de análise: de 1992 a 2005.

Como exemplo de trabalho que investiga a diferença do retorno à escolaridade entre o setor público e o privado, podemos apontar o artigo de Van der Gaag e Vijverberg (1988). Utilizando dados da Costa do Marfim e considerando a seletividade amostral na escolha dos setores, os autores estimam que os retornos à escolaridade completa e à experiência são idênticos nos setores público e privado. No entanto, o retorno a anos adicionais de estudo são substancialmente superiores no setor privado.

Por outro lado, existem poucos trabalhos que focam sua análise no diferencial público-privado de rendimentos dos trabalhadores ao longo da vida. Cabe ressaltar que esta é uma importante contribuição de nosso trabalho. Essa medida ocupa papel central em nosso artigo e permite trazer para valor presente os rendimentos dos trabalhadores no decorrer do seu ciclo de vida dentro de um determinado setor.

Um artigo importante sobre o tema é o de Postel-Vinay e Turon (2007). Nesse trabalho, os autores, empregando uma base de dados na qual os trabalhadores são acompanhados ao longo de sete anos, estimam o diferencial público-privado do

3. O conjunto de características observáveis usadas como controle em Foguel, Gill e Mendonça (2000) contém gênero, raça, escolaridade, idade e tempo na atual ocupação (*tenure*). Estas mesmas variáveis de controle, com exceção de *tenure*, são encontradas em grande parte da literatura brasileira sobre a estimação de equações de rendimentos.

valor presente da soma das rendas dos indivíduos. Os autores também consideram a possibilidade de troca de setor e emprego dos indivíduos. Como resultado, é encontrado que o diferencial é favorável ao setor público para trabalhadores com baixa propensão a encontrar um emprego e estatisticamente próximo a zero para trabalhadores com alta propensão a encontrar um emprego.

No Brasil, utilizando dados do Censo Demográfico de 1980, 1991 e 2000, Barbosa-Filho, Afonso e Pessôa (2007) calculam para professores no Brasil o diferencial público-privado do VPCT, usando uma medida bastante semelhante à que utilizamos neste trabalho. Esses autores estimam que, com exceção dos professores do nível secundário, os contratos de trabalho do ensino público são equivalentes ou mais vantajosos que os oferecidos na rede privada.

3 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste trabalho é a PNAD de 2005. Nosso universo de análise é restrito a pessoas ocupadas na semana de referência, com renda do trabalho estritamente positiva e jornada semanal entre 20 e 70 horas. Consideramos apenas indivíduos com pelo menos 16 anos de idade e moradores de áreas urbanas. Também foram retirados da amostra trabalhadores agrícolas e militares. Por fim excluímos indivíduos com variáveis mal especificadas de escolaridade, idade, raça, jornada de trabalho e período de estabilidade no cargo (*tenure*).⁴

Neste trabalho, salvo dito o oposto, utilizamos como variável de interesse o rendimento do trabalho principal padronizado pelo número de horas trabalhadas. Define-se rendimento padronizado como a renda mensal dividida pelo número de horas trabalhadas durante a semana multiplicada por 40, procedimento que estima o salário se todos os trabalhadores possuísem a mesma jornada de trabalho de 40 horas. Dessa forma nossas estimações refletem tanto o diferencial da remuneração nominal entre os setores quanto a diferença nas jornadas de trabalho.

É importante também deixar claro como definimos trabalhador do setor público em nossa análise. Neste artigo, o trabalhador pertence ao setor público se ele respondeu que o seu trabalho principal na semana de referência era no setor público.⁵ Note que a PNAD abrange tanto o setor formal quanto o informal da economia. Assim, é possível que um trabalhador tenha respondido estar no setor público, mas pertencer ao setor informal. Após os filtros descritos nos parágrafos anteriores e utilizando os pesos de representatividade da PNAD, a amostra é composta por 85,80% de trabalhadores do setor privado e 14,20% de trabalhadores do setor público. A tabela 1 apresenta algumas estatísticas sobre a composição de

4. Variáveis mal especificadas são aquelas apresentadas na PNAD como não declaradas pelos indivíduos.

5. Essa informação é gerada pela variável de código V9032 da PNAD de 2005.

cada um dos setores. A partir das estatísticas descritivas podemos apontar algumas evidências interessantes. A primeira evidência é o maior nível de escolaridade entre os trabalhadores do setor público quando comparados com os do setor privado. A segunda evidência é que os empregados do setor público são em média mais velhos, as mulheres são maioria e o grupo de não brancos está subrepresentado em comparação à iniciativa privada.

TABELA 1

Composição da força de trabalho por setor

	2005	
	Público	Privado
Sexo (%)		
Masculino	42,26	59,60
Feminino	57,74	40,40
Raça (%)		
Branco	57,46	55,48
Não Branco	42,54	44,52
Idade (%)		
16-24 anos	9,81	22,59
25-34 anos	23,90	29,32
35-44 anos	31,67	24,35
45-54 anos	24,66	15,96
> 54 anos	9,96	7,78
Anos de estudo (%)		
0	2,91	5,08
1 a 3	3,54	7,73
4 a 7	9,83	25,38
8 a 10	10,28	19,83
11 a 14	44,49	33,99
15 e 16	24,43	7,01
17 ou mais	4,53	0,99
Média de horas trabalhadas por semana	36,84	43,48
Média de anos no emprego	10,3	5,66
Trabalhadores	7.990.178	48.278.893
Observações	18.743	105.800

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Um dado interessante é que a carga horária semanal média de trabalho do serviço público é 18% menor que na iniciativa privada. Isso acarreta um aumento significativo do diferencial entre os setores quando tratamos os rendimentos de

forma padronizada.⁶ Outro ponto importante é que os trabalhadores do setor público estão em média quase duas vezes há mais tempo no emprego em relação à iniciativa privada. Esse fato possivelmente está relacionado à legislação trabalhista brasileira que dificulta a demissão de funcionários públicos. Vale notar que a maior estabilidade no emprego do setor público é uma atratividade para o trabalho nesse setor que não será explorada neste texto.

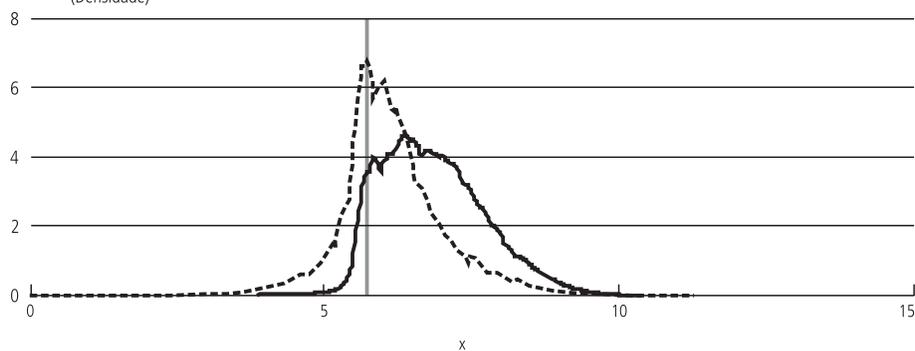
A tabela 2 exibe algumas estatísticas sobre o rendimento padronizado. Em nossa amostra, tanto a média quanto a variância dos rendimentos no setor público são maiores que as do setor privado.⁷ A partir do gráfico 1, percebe-se uma alta concentração de pessoas que ganham próximo ao salário mínimo (SM) no setor privado. O gráfico 1 indica ainda que o suporte da distribuição de salários do setor privado alcança menores limites inferiores e maiores limites superiores quando comparado à distribuição de salários do setor público.

TABELA 2
Estatísticas do rendimento padronizado por setor
(Em R\$)

	Público	Privado
Média	1323,15	770,24
Desvio-padrão	1566,40	1320,64
Desvio-padrão/média	1,18	1,71

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

GRÁFICO 1
Histograma do logaritmo do rendimento padronizado por setor
(Densidade)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

— Público - - - Privado — Log (salário mínimo)

6. A título de comparação, apresentamos também os resultados utilizando o rendimento nominal do trabalho como variável de interesse.

7. Também reportamos o desvio-padrão sobre a média (também conhecido como coeficiente de variação). Para essa estatística, os rendimentos do setor privado aparentam ser apenas um pouco mais dispersos do que os do setor público.

O gráfico 2 é uma das principais motivações para este trabalho, pois exhibe os rendimentos médios dos setores público e privado para diferentes níveis de escolaridade. Pode-se perceber que a média de rendimentos dos trabalhadores com nível de ensino superior completo (15 e 16 anos de estudos) é maior no setor privado em relação ao setor público. Já para trabalhadores com pós-graduação (mais de 17 anos), esta diferença se torna substancial.



De maneira a considerarmos os rendimentos dos indivíduos ao longo da vida, dividimos os trabalhadores em cinco diferentes tipos de regimes previdenciários. A partir dos regimes previdenciários é possível estimar os rendimentos líquidos dos trabalhadores ao longo da vida e construir uma variável do VPCT.⁸

O procedimento de divisão dos trabalhadores em regimes previdenciários consiste em uma simplificação das regras da previdência vigentes para o ano de 2005. Na realidade, tanto o RPPS quanto o RGPS consistem em regras complexas que dificilmente poderiam ser reproduzidas com fidelidade neste trabalho. Conforme apontado por Zylberstajn, Souza e Afonso (2005) “RPPSs são na verdade um conjunto heterogêneo de sistemas previdenciários dos militares e dos funcionários públicos estatutários dos níveis federal, estadual e municipal”. Dessa forma existem alíquotas especiais de contribuição para diferentes ocupações no setor público. Também ignoraremos a existência de regras especiais de contribuição para professores, empregados do setor financeiro e ocupações de alta periculosidade no RGPS.

A tabela 3 apresenta as regras de cada regime de previdência que utilizaremos para construir a variável VPCT. A partir dessas regras é possível determinar qual é

8. A definição formal dessa variável é feita na seção seguinte.

a contribuição de cada trabalhador para a previdência,⁹ o período necessário para ele se aposentar e o benefício que ele receberá durante a aposentadoria.

TABELA 3

Regimes previdenciários

Regime 1 – Assalariado não estatutário contribuinte não doméstico			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
$Y <= 800,45$	7,65%	Média dos 80% maiores salários * fator prev./teto de 8,89 SMs	8% de contribuição do empregador (somente carteira assinada)
$800,46 < Y <= 900,00$	8,65%		
$900,01 < Y <= 1.334,07$	9,00%		
$Y >= 1.334,08$	11,00%		
Regime 2 – Assalariado não estatutário contribuinte doméstico			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
$Y <= 800,45$	7,65%	30 mulheres e 35 homens, idade mínima 53 homem e 48 mulher	Sem FGTS
$800,46 < Y <= 900,00$	8,65%		
$900,01 < Y <= 1.334,07$	9,00%		
$Y >= 1.334,08$	11,00%		
Regime 3 – Conta-própria contribuinte			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
20,00%	Média dos 80% maiores salários * fator prev. /teto de 8,89 SMs	30 mulheres e 35 homens, idade mínima 53 homem e 48 mulher	Sem FGTS
Regime 4 – Assalariado público estatutário contribuinte			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
11,00%	Integral	30 mulheres e 35 homens, idade mínima 60 homem e 55 mulher	Sem FGTS
Regime 5 – Não contribuinte			
Contribuição empregado	Benefício	Período de contribuição	FGTS
0,00%	SM	Idade mínima 65 homem e mulher	Sem FGTS

Fonte: Elaboração própria, baseada na informação presente no site da previdência social.

Notas: FGTS = Fundo de Garantia do Tempo de Serviço.

Y = rendimento do trabalho.

Por exemplo, caso um trabalhador se declare na PNAD como sendo um assalariado do setor privado, contribuinte da previdência e que não seja trabalhador doméstico, consideramos esse indivíduo como pertencente ao regime de previdência 1. Caso sua renda seja superior a R\$ 1.334,08, suporemos que ele contribui com 11% de seus rendimentos para a previdência social. Se esse trabalhador for do sexo masculino, com 40 anos de idade e com 15 anos de experiência no mercado de trabalho, suporemos que sua aposentadoria será aos 60 anos de idade, pois ele precisa de 35 anos de contribuição para se aposentar. Seus benefícios corresponderão

9. Note que na PNAD não existe informação sobre o valor da contribuição dos trabalhadores por conta própria, e o VPCT é estimado com base no valor da remuneração reportada pelo conta-própria.

à média dos 80% maiores salários ao longo do período de contribuição multiplicados pelo fator previdenciário¹⁰ e o valor do benefício é limitado por um teto de 8,89 SMs. Caso ele possua carteira assinada, também consideramos a existência de uma contribuição por parte do empregador de 8% do valor do rendimento para o FGTS do trabalhador.

Uma hipótese importante é a de que todos os indivíduos que não contribuem para previdência (Regime 5) terão direito aos 65 anos de idade a receber o Benefício de Prestação Continuada (BPC) proposto pela Lei Orgânica da Assistência Social (Loas). No entanto, cabe ressaltar que a lei prevê que para receber o BPC os beneficiários devem se enquadrar em critérios de renda familiar *per capita*.

A justificativa para esse procedimento é que não temos informação de como seria a estrutura familiar de todos os indivíduos de nossa amostra quando estes estiverem com 65 anos. Por exemplo: em nossa amostra, existem jovens trabalhadores de 18 anos para os quais teríamos que inferir o número de familiares e a renda familiar total para os próximos 47 anos. Somente dessa forma, conseguiríamos definir se esses indivíduos se enquadram nos critérios da Loas na idade de se aposentar.

Cabe ressaltar que em 2005 os trabalhadores do Regime 5 apresentam renda padronizada média de R\$ 525,88, significativamente menor que a média geral, R\$ 832,64. Também observamos em nossa amostra que a média do número de familiares dos indivíduos do Regime 5 também é superior à média geral (4,17 e 3,97 indivíduos por família, respectivamente). Essa evidência reforça a hipótese de que grande parte dos trabalhadores do Regime 5 estará apta a receber o BPC aos 65 anos.

Devido à importância da hipótese de que todos os trabalhadores do Regime 5 se enquadram nos critérios da Loas no momento de sua aposentadoria, também realizaremos um exercício alternativo para estimação do diferencial de VPCT considerando a probabilidade de que o indivíduo do Regime 5 seja apto a receber o BPC ao completar 65 anos de idade. A metodologia utilizada e os resultados dessas estimativas estão apresentados no apêndice B deste artigo.

Também consideramos neste trabalho as contribuições dos empregadores para o FGTS dos trabalhadores não estatutários com carteira assinada. Embora os empregados só tenham acesso a esse recurso em ocasiões especiais, o FGTS é um recurso a que o empregado terá direito em algum momento e que difere substancialmente na comparação entre os setores público e privado. A tabela 4 apresenta a distribuição da população entre os regimes previdenciários.

10. O fator previdenciário é uma constante que se baseia em quatro elementos: *i)* alíquota de contribuição; *ii)* idade do trabalhador; *iii)* tempo de contribuição à previdência social; e *iv)* expectativa de sobrevida do segurado. Sua fórmula é obtida no site da previdência social.

TABELA 4
Distribuição dos regimes previdenciários

Regime	Porcentagem	
	Privado	Público
1	46,43	33,09
2	3,39	-
3	7,8	-
4	-	58,95
5	42,37	7,96
Total	100	100

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

4 METODOLOGIA

Neste artigo utilizamos dois diferentes modelos para estimar como o diferencial de rendimentos público-privado varia por nível de escolaridade: modelo básico e metodologia Oaxaca-Blinder. Como os resultados encontrados pelos dois métodos não foram muito diferentes, apresentamos as estimativas Oaxaca-Blinder no apêndice A ao final de nosso texto.

Uma primeira estimação para o hiato de rendimentos público-privado controlado para características observáveis dos trabalhadores é semelhante ao que foi definido em Foguel, Gill e Mendonça (2000) como estimação do modelo básico. Esse procedimento consiste em estimar por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) a equação de rendimentos com a inclusão de uma variável *dummy* para o setor público. O coeficiente estimado desta última variável serve como medida do diferencial de salários público-privado controlado por características observáveis dos trabalhadores. Realizamos esse tipo de estimação dentro de diferentes grupos populacionais para medir o hiato específico para diversas subpopulações.¹¹

Ao realizarmos tal procedimento temos em mente o seguinte modelo:

$$E[w | pub, educ, ex, controles] = \beta_0 + \beta_1 pub + \beta_2 educ + \beta_3 ex + \beta_4 ex^2 + \beta_5 controles$$

em que:

w: é o logaritmo dos rendimentos padronizados;

pub: é a *dummy* de setor público;

educ: são as *dummies* de nível de escolaridade;

11. Em particular estaremos interessados no diferencial de rendimentos dentro dos grupos de escolaridade.

ex: são os anos de experiência; e

controles: são o vetor das variáveis exógenas.

Esse modelo é restritivo por duas razões. A primeira é que ele ignora que o setor público e o setor privado remuneram características observáveis de maneiras diferentes. Por exemplo: é um fato estilizado na literatura que o diferencial de rendimentos entre homem/mulher é maior no setor privado (GREGORY e BORLAND, 1999). Uma maneira de corrigir nossas estimativas para esse problema é a estimação do diferencial de rendimentos pelo método Oaxaca-Blinder, que será descrito no apêndice deste trabalho.

A segunda restrição encontrada no modelo básico é que ele ignora o efeito sobre os rendimentos de variáveis não observadas que estejam relacionadas com os demais regressores. Particularmente, nossas estimativas podem estar sendo afetadas por não observarmos aversão ao risco dos agentes, variável que possivelmente está fortemente correlacionada com a participação dos indivíduos no setor público. Infelizmente, esta restrição está presente em grande parte dos textos sobre o tema e a falta de bons instrumentos impede avanços da literatura no sentido de estimações por variáveis instrumentais.

Quanto aos controles utilizados, como alguns são diferentes dos utilizados por Foguel, Gill e Mendonça (2000) e Belluzzo, Pazello e Anuatti-Neto (2005), cabe algumas considerações. Pelo fato de a escolaridade ser uma variável sobre a qual teremos bastante interesse em outras estimações, tivemos o cuidado de permitir sua não linearidade ao dividi-la em *dummies* associadas a níveis diferentes de escolaridade do indivíduo. A *dummy* não incluída no modelo corresponde aos trabalhadores que não possuem escolaridade formal alguma.

Outra variável que julgamos importante é a experiência do indivíduo no mercado de trabalho. Como não existe essa pergunta específica nos questionários da PNAD, construímos esta medida a partir da diferença das variáveis idade e idade do primeiro emprego para cada indivíduo. É evidente que esse procedimento falha ao se desconsiderar um eventual período que o trabalhador ficou desocupado desde que entrou no mercado de trabalho.¹²

Por fim, foi criada uma variável *dummy* para trabalhadores sem carteira assinada. Uma vez que a proporção de trabalhadores sem carteira no setor privado é bem superior à do setor público (24% dos trabalhadores no setor privado e 19% dos trabalhadores no setor público),¹³ ao incluirmos essa variável evitamos captar

12. Pode-se apontar que esse erro de medida seja maior no setor privado onde a rotatividade da mão de obra é maior.

13. Cabe dizer que assim como no setor privado, os trabalhadores sem carteira do setor público apresentam níveis de educação inferiores aos trabalhadores com carteira assinada.

em nossas estimativas os efeitos do diferencial de salários entre o setor formal e o informal da economia.

A tabela 5 apresenta um sumário das variáveis utilizadas ao longo dessas estimações.

TABELA 5
Descrição das variáveis

Variável	Descrição
Público	1 se trabalha no setor público (estatutário e outros), 0 caso contrário
1 a 3	1 se possui de 1 a 3 anos de escolaridade, 0 caso contrário
4 a 7	1 se possui de 4 a 7 anos de escolaridade, 0 caso contrário
8 a 10	1 se possui de 8 a 10 anos de escolaridade, 0 caso contrário
11 a 14	1 se possui de 11 a 14 anos de escolaridade, 0 caso contrário
15 e 16	1 se possui de 15 e 16 anos de escolaridade, 0 caso contrário
> = 17	1 se possui de 17 anos ou mais de escolaridade, 0 caso contrário
Exper.	Experiência definida como idade menos idade que começou a trabalhar
Exper.^2	Experiência elevada ao quadrado
Homem	1 se homem, 0 caso contrário
Branco	1 se branco, 0 caso contrário
Tenure	Quanto meses o indivíduo está no mesmo trabalho
Metropolitano	1 se mora em RM, 0 caso contrário
Informal	0 se não tem carteira assinada, 1 caso contrário
NE	1 se mora no Nordeste, 0 caso contrário
SE	1 se mora no Sudeste, 0 caso contrário
SU	1 se mora no Sul, 0 caso contrário
CO	1 se mora no Centro-Oeste, 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria.

Também apresentaremos neste artigo estimações da equação de rendimentos separadamente para o setor público e para o setor privado. Essas estimativas são definidas como modelo básico público e privado, respectivamente. Essas estimativas são importantes, pois permitem que o retorno a todas as características observadas entre os setores sejam diferentes. Cabe dizer que esta é a mesma hipótese existente no modelo Oxaca-Blinder.

Outro modelo apresentado no artigo é o modelo básico com interações de escolaridade. Esse modelo consiste na mesma equação de rendimentos apresentada no início desta seção com a inclusão das interações entre as variáveis de escolaridade e a *dummy* de setor público. Neste modelo é possível testar a diferença entre os

rendimentos de escolaridade entre os setores público e privado através do nível de significância dos coeficientes das variáveis de interação.

4.1 Valor presente do contrato de trabalho

De forma a considerarmos o rendimento dos trabalhadores ao longo da vida, criamos uma variável de VPCT para cada trabalhador de nossa amostra. Como nossa definição da variável é diferente da apresentada em Barbosa-Filho, Afonso e Pessoa (2007), explicamos detalhadamente o seu processo gerador.

O primeiro passo é imputar para cada trabalhador, a partir de sua idade e sexo, uma esperança de vida. Para esse fim utilizamos a Tábua de Mortalidade do ano de 2005 disponibilizada no *site* do IBGE. O segundo passo é estimar uma idade de aposentadoria para cada trabalhador. Fazemos isso utilizando as regras de regime previdenciário apresentadas na tabela 3. Utilizamos uma hipótese simplificadora de que os agentes se aposentam assim que se apresenta essa oportunidade.¹⁴ Como medida de tempo do indivíduo no mercado de trabalho, utilizamos a idade atual subtraída da idade na qual o trabalhador começou a trabalhar.

O terceiro passo é estimar uma trajetória de rendimentos para os trabalhadores durante seu período de atividade. Isto é feito da seguinte forma: a partir dos rendimentos dos trabalhadores em 2005 e de uma regressão de salário é possível estimar o efeito dos anos adicionais de experiência sobre o rendimento bruto até a sua aposentadoria. Por exemplo, se um agente recebe R\$ 1.000,00 em 2005 e possui 10 anos de experiência, estimamos seu rendimento em 2006 a partir do efeito marginal do ano adicional de experiência sobre os R\$ 1.000,00 de uma pessoa com 10 anos de experiência.¹⁵ Já o seu rendimento em 2007 é estimado a partir do efeito marginal do ano adicional de experiência sobre o rendimento imputado em 2006 de uma pessoa com 11 anos de experiência. Seguindo tal procedimento sucessivamente, conseguimos estimar uma trajetória de rendimentos brutos para os anos de atividade de cada trabalhador.¹⁶

Para obtermos o rendimento líquido, utilizamos as regras de contribuição da previdência e contribuição para o FGTS durante o período de atividade e os benefícios para o período de inatividade apresentados na tabela 3. Também é utilizada a hipótese simplificadora de que os agentes não mudam de regime previdenciário ao longo da vida.

14. Como os benefícios de aposentadoria do setor privado são em geral menos generosos, possivelmente os trabalhadores desse setor têm menos incentivos a se aposentar assim que têm essa opção.

15. Note-se que em nossos modelos supomos uma relação quadrática entre rendimentos e experiência.

16. Cabe dizer que existem na literatura outras possibilidades mais sofisticadas de estimar a trajetória futura de rendimentos. Por exemplo, Fernandes e Gremaud (2004) propõem uma estimação de fluxo de salários onde também é considerado o crescimento da produtividade na economia, assim como a interação do tempo de serviço com nível educacional e gênero.

Para cada trabalhador, o VPCT é definido da seguinte forma:

$$VPCT = \frac{\sum_{a=0}^A \frac{(1-\delta)\hat{w}_a}{(1+r)^a} + \sum_{a=A+1}^D \frac{benef_a}{(1+r)^a}}{D}$$

O primeiro somatório vai do período inicial ($a = 0$), que corresponde ao rendimento do indivíduo em 2005, até o período estimado de aposentadoria (A). Já o segundo somatório inicia-se no primeiro período de aposentadoria ($A + 1$) e termina no período estimado do fim da vida (D). A variável \hat{w}_a representa o rendimento bruto estimado, a variável $benef_a$ representa os benefícios recebidos pelo trabalhador no período de aposentadoria. O rendimento líquido é obtido pela multiplicação do rendimento bruto por $(1 - \delta)$, onde δ é a contribuição do empregado para previdência menos a contribuição do empregador para o FGTS, caso ambos sejam aplicáveis. Os termos dos somatórios são trazidos a valor presente com uma taxa de desconto r .

Como está explícito na expressão, nossa variável corresponde a uma estimativa do rendimento de cada trabalhador do período de 2005 até o final de sua vida. Alternativamente, poderíamos utilizar os rendimentos ao longo de toda a idade ativa do trabalhador (desde que este começou a trabalhar) e não somente do ano de 2005 em diante. No entanto, esse exercício exigiria hipóteses adicionais referentes ao passado do trabalhador que procuramos evitar. Dessa forma, optamos por estimar os rendimentos futuros e utilizar a variável experiência nos controles das regressões cuja variável dependente é o VPCT.

Cabe dizer que, diferentemente de Barbosa-Filho, Afonso e Pessoa (2007), dividimos os termos do somatório pelos anos restantes de vida de cada trabalhador (D). Conforme foi visto anteriormente, os trabalhadores do setor público são em média mais velhos que os do setor privado, portanto, naturalmente, estimamos menos fluxos de rendimento futuro para eles. Se não utilizarmos o procedimento de correção para os anos de vida, o simples fato de somarmos menos fluxos de renda futuro devido à maior idade dos trabalhadores do setor público tornaria nossos estimadores do diferencial do VPCT entre o setor público e o privado subestimados.¹⁷

Os resultados deste trabalho são apresentados utilizando 6% como taxa de desconto. Como forma de robustez, também foram feitas as estimações com a taxa variando de 4% a 8%, sendo pequena a variação dos resultados.

17. As estimativas principais do VPCT sem a divisão pelos anos restantes de vida são apresentadas em notas de rodapé ao longo do texto.

5 RESULTADOS

Nesta seção apresentamos os resultados das nossas estimações utilizando duas variáveis dependentes: o logaritmo do rendimento do trabalho principal padronizado e o logaritmo do VPCT. Para essas variáveis aplicamos as diferentes metodologias apresentadas anteriormente e comparamos seus resultados.

5.1 Estimações com logaritmo do rendimento do trabalho principal padronizado

A seguir são apresentados os resultados das regressões onde utilizamos o logaritmo do rendimento do trabalho principal padronizado como variável dependente. Como já argumentado, essa seria a melhor variável para mensuração do diferencial de rendimento entre os setores público e privado, pois os resultados são robustos à diferença média de jornada de trabalho entre os setores. Também realizamos estimações com o logaritmo do rendimento nominal, que corresponde à remuneração do trabalhador sem corrigir para diferentes jornadas de trabalho. Ao longo do texto também descrevemos os resultados das estimações para essa variável.

5.1.1 Diferencial de rendimentos padronizado público-privado com controles

O resultado reportado no modelo básico na tabela 6 é uma estimativa do diferencial de rendimentos médio entre os setores público e privado controlado por características observáveis dos trabalhadores. Este resultado serve de atualização da literatura sobre diferencial de salários público-privado para o ano de 2005. O coeficiente da variável *dummy* para o setor público aponta que os trabalhadores do setor público recebem rendimentos em média 24%¹⁸ maiores que os trabalhadores, com as mesmas características observáveis, no setor privado.

A mesma estimação foi realizada utilizando o logaritmo do rendimento nominal como variável dependente. Neste caso o hiato estimado foi de 8%, evidenciando que a maior parte do diferencial do rendimento padronizado é explicada pela diferença de jornada de trabalho entre o setor público e o privado.

Nos modelos básicos público e privado, realizamos estimações de equações de rendimentos separadamente para cada setor. Dessa maneira permitimos que os rendimentos respondam a alterações de todas as variáveis (sexo, raça etc.) de forma diferente no setor público e no privado. Comparando os coeficientes das variáveis nos dois setores percebemos que o efeito de todos os níveis de escolaridade, quando comparados a não se educar, sobre os rendimentos é superior no setor privado do que no setor público. E essa diferença é mais expressiva para trabalhadores com ensino superior e pós-graduação (15-16 e 17 anos ou mais de escolaridade).

18. Note-se que, como nas estimativas, a variável dependente está em formato de logaritmo, o correto para se obter o diferencial de rendimento é fazer: $(\exp(\beta)-1)*100$. Assim apresentaremos o diferencial ao longo do texto.

TABELA 6

Regressões com rendimento padronizado.
(Variável dependente: logaritmo do rendimento padronizado)

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO	0,22531 [38,61]**			
1 a 3	0,10348 [8,96]**	0,04561 [1,72]	0,10741 [8,73]**	0,1109 [9,00]**
4 a 7	0,25306 [24,88]**	0,17384 [7,04]**	0,25701 [23,74]**	0,26308 [24,32]**
8 a 10	0,42501 [40,45]**	0,34945 [14,00]**	0,42829 [38,19]**	0,43183 [38,65]**
11 a 14	0,76809 [73,90]**	0,73938 [31,55]**	0,75576 [67,60]**	0,76064 [68,45]**
15 e 16	1,53114 [120,67]**	1,35664 [53,26]**	1,58733 [107,63]**	1,59789 [108,88]**
> = 17	2,01283 [90,51]**	1,73681 [49,44]**	2,16726 [74,36]**	2,17718 [74,87]**
Exper.	0,02792 [54,07]**	0,01341 [9,83]**	0,02938 [53,19]**	0,02774 [53,59]**
Exper.^2	-0,00042 [39,87]**	-0,00022 [8,45]**	-0,00044 [38,79]**	-0,00042 [39,54]**
PÚBLICO*0				0,32976 [14,17]**
PÚBLICO*1 a 3				0,24704 [12,29]**
PÚBLICO*4 a 7				0,20172 [14,28]**
PÚBLICO*8 a 10				0,24026 [17,30]**
PÚBLICO*11 a 14				0,31154 [37,89]**
PÚBLICO*15 e 16				0,06618 [4,45]**

(continua)

(continuação)

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo Básico com interações escolaridade
PÚBLICO* \geq 17				-0,13473 [3,57]**
Observações	124543	18743	105800	124543
R ²	0,5002	0,52	0,47	0,5021

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Notas: Coeficientes foram estimados pelo método de MQO.

Estatísticas-t entre colchetes. ** Significante a 1%. * Significante a 5%.

Erros-padrão foram estimados de maneira robusta à heteroscedasticidade.

Variáveis de controle: homem, branco, *tenure*, metropolitano, informal e *dummies* de região do país.

Já no modelo básico com interações de escolaridade, os coeficientes das interações entre as *dummies* de escolaridade e a variável de setor público representam estimações do diferencial de rendimentos público-privado para cada grupo educacional. Por exemplo, o coeficiente da variável Público*0 indica que os trabalhadores do setor público sem nenhuma escolaridade formal ganham em média 37% a mais que os trabalhadores do setor privado sem nenhuma escolaridade, controlando para suas características observáveis. A partir dos coeficientes estimados é possível perceber que o maior hiato de rendimentos é encontrado para os trabalhadores sem escolaridade formal. Nota-se também que os trabalhadores com 17 anos ou mais de escolaridade recebem em média salários maiores no setor privado.

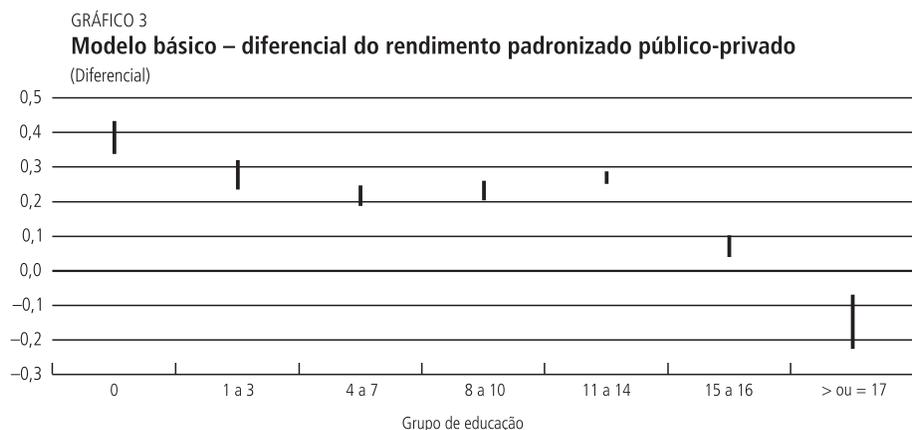
5.1.2 Diferencial de rendimentos padronizado público-privado por nível de escolaridade

Para investigar como se comporta o hiato de rendimentos público-privado dentro de cada grupo de escolaridade, realizamos sete estimações diferentes de equações de rendimentos, restringindo a amostra de trabalhadores a cada grupo educacional específico. Por exemplo, para medir o diferencial de remuneração público-privado para trabalhadores com ensino médio, estimamos uma equação de salários especificamente para esses indivíduos. O coeficiente estimado da *dummy* setor público desta regressão representa o hiato de rendimentos para trabalhadores com ensino médio. O gráfico 3 apresenta os coeficientes estimados para cada uma das regressões e seu intervalo de confiança de 95%.¹⁹

Pelo gráfico podemos perceber que o maior hiato de rendimentos é encontrado para trabalhadores sem nenhuma escolaridade. Para esse grupo específico, o diferencial de remuneração é de cerca de 47% em favor dos trabalhadores do setor público. Esse resultado pode ser interpretado como indício de que esses trabalhadores têm produtividade

19. Os resultados análogos destas estimativas utilizando a metodologia Oaxaca-Blinder são apresentados no gráfico A.1 no apêndice A.

marginal muito baixa no setor privado, recebendo provavelmente salários inferiores ao SM. Já no setor público, onde o piso de rendimentos é bem definido, estes trabalhadores recebem rendimentos bem superiores a sua produtividade marginal.



Outra constatação é que para trabalhadores altamente qualificados o diferencial público-privado é significativamente baixo, tornando-se negativo para trabalhadores com pós-graduação (17 anos ou mais de estudo). Como esses trabalhadores possuem produtividade marginal elevada, seus salários no setor privado são substancialmente altos. No entanto, a existência de teto de rendimentos bem definido para servidores públicos impede que este tipo de trabalhador receba remuneração correspondente no setor público.

As mesmas regressões foram feitas tendo como variável dependente o logaritmo do rendimento nominal (sem correção de jornada de trabalho). Os resultados encontrados apontam que para todos os níveis de escolaridade o hiato de rendimento padronizado é maior do que o hiato de rendimento nominal. Portanto, em todos os grupos educacionais, a jornada de trabalho média é maior no setor privado.²⁰

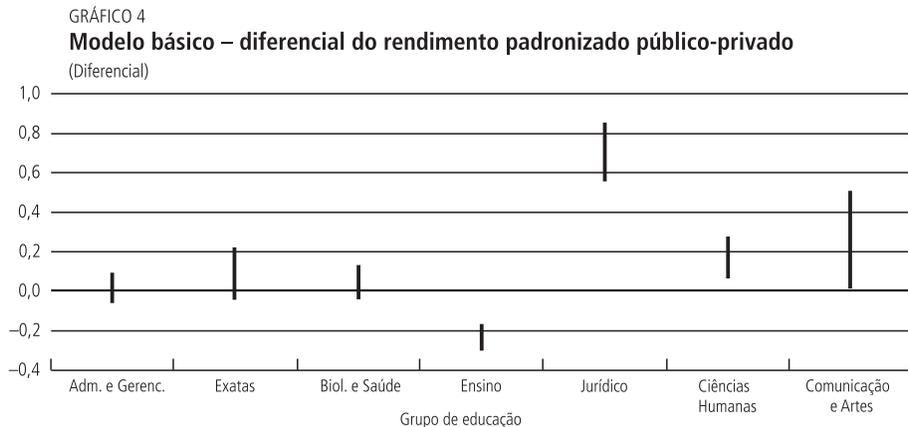
5.1.3 Diferencial de rendimentos padronizado público-privado e ocupação

Neste trabalho também realizamos uma análise mais detalhada do diferencial de rendimentos para trabalhadores com mais de 15 anos de estudos. Para esse grupo, percebe-se a existência de uma heterogeneidade no hiato de rendimentos explicada pela escolha ocupacional. A partir dos agrupamentos de ocupação propostos no anexo I da PNAD, conseguimos dividir os indivíduos de nossa amostra com mais de 15 anos de estudos em oito grupos ocupacionais: *i*) administração e gerência; *ii*) exatas; *iii*) biociências e

20. Os valores encontrados para o diferencial de rendimento nominal para os grupos de escolaridade (em ordem crescente de 0 a 17 ou mais respectivamente) foram: 27,29%, 16,31%, 11,04%, 8,53%, 10,62%, -06,71%, -23,64%.

saúde; *iv*) ensino; *v*) ciências jurídicas; *vi*) ciências humanas; *vii*) comunicação e artes; *viii*) outros. Os trabalhadores dos sete primeiros grupos exercem ocupações que exigem nível superior e correspondem a 70% de nossa subamostra. De forma a medir o hiato de rendimentos por agrupamento ocupacional, estimamos uma equação de salários para os sete grupos de trabalhadores. O coeficiente estimado para a *dummy* de setor público corresponde ao diferencial de salários por grupo de ocupação.

O gráfico 4 apresenta o coeficiente estimado da variável setor público e seu intervalo de confiança de 95%.²¹ Podemos perceber que existe uma grande variação do diferencial de rendimentos público-privado avaliado para diferentes ocupações dos trabalhadores com mais de 15 anos de estudo. Claramente os trabalhadores do setor jurídico recebem um prêmio muito elevado por trabalhar no setor público, enquanto os trabalhadores de ensino recebem maiores rendimentos na iniciativa privada.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Uma interpretação para esses resultados é associar o diferencial de rendimentos das ocupações ao poder de barganha que certas classes de trabalhadores do setor público têm em parar a máquina estatal. Possivelmente uma greve de trabalhadores de ocupação jurídica no setor público atinge uma parcela da população que possui grande poder político: classe média e formadores de opinião. Dessa forma, ao negociar sua remuneração, estes trabalhadores utilizam esta condição para exigir maiores remunerações no setor público. Como os grandes prejudicados de greves dos trabalhadores da área de ensino são, em sua maioria, crianças de baixa renda,²² os trabalhadores deste tipo de ocupação não têm tanto poder de barganha

21. O resultado análogo desta estimativa utilizando a metodologia Oaxaca-Blinder é apresentado no gráfico A.2 no apêndice A.

22. Como mais de 70% dos professores desta subamostra possuem apenas ensino superior como nível de escolaridade, acreditamos que neste universo é pequena a parcela de professores que lecionam em universidades, o que justifica a interpretação de que os maiores prejudicados pela greve são crianças de baixa renda.

ao negociar reajustes salariais com os governantes, sendo desta maneira inferior sua remuneração quando comparada ao setor privado.

5.2 Estimações com o valor presente do contrato de trabalho

A seguir são apresentadas as estimações do diferencial de rendimentos entre o setor público e o setor privado, utilizando como variável de interesse o VPCT. Conforme já salientado, essa variável tenta medir os rendimentos dos trabalhadores ao longo da vida e trazê-los a valor presente. Como na construção dos regimes previdenciários não foram consideradas as especificidades das regras para determinadas ocupações,²³ não apresentaremos os resultados do diferencial público-privado desagregados por grupos de ocupação.

5.2.1 Estatísticas descritivas

A tabela 7 apresenta algumas estatísticas descritivas do VPCT para os setores público e privado. Uma evidência importante encontrada foi que as medidas de desigualdade estimadas para o VPCT são menores do que as estimadas para rendimento padronizado no setor privado. Essa constatação será reforçada por outras estimações desta subseção. Conforme será enfatizado posteriormente, a construção do regime previdenciário brasileiro torna o rendimento ao longo da vida dos trabalhadores do setor privado menos desigual. Isso ocorre porque trabalhadores que não contribuem à previdência podem receber o BPC aos 65 anos de idade e existe um teto para benefícios do RGPS.

TABELA 7
Estatísticas do VPCT por setor
(Em R\$)

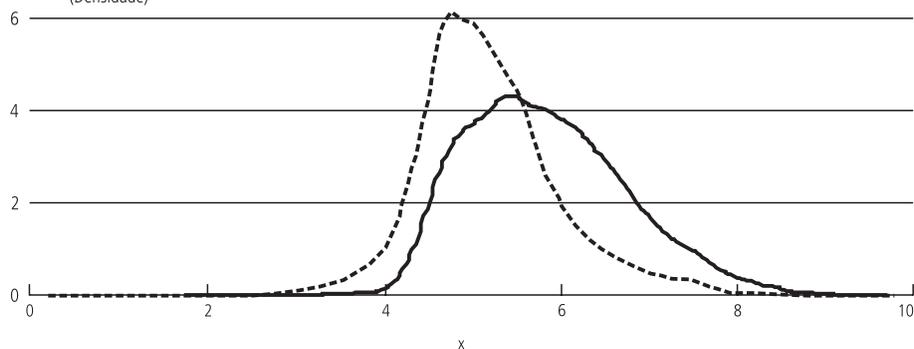
	Público	Privado
Média	504,56	271,53
Desvio-padrão	642,00	362,71
Desvio-padrão/média	1,27	1,34

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Também apresentamos no gráfico 5 o histograma estimado do VPCT. Pode-se perceber que, ao contrário do histograma utilizando o logaritmo do rendimento padronizado, a distribuição do VPCT no setor público e do setor privado alcança limites superiores praticamente idênticos. Uma possível explicação para essa estimativa é que a paridade entre os rendimentos dos funcionários públicos estatutários na ativa e na inativa permite que trabalhadores de maior nível de capital humano alcancem rendimentos ao longo da vida semelhantes aos encontrados no setor privado. Já os trabalhadores do RGPS não usufruem desse benefício.

23. Por exemplo, existe um regime de aposentadoria específico para professores.

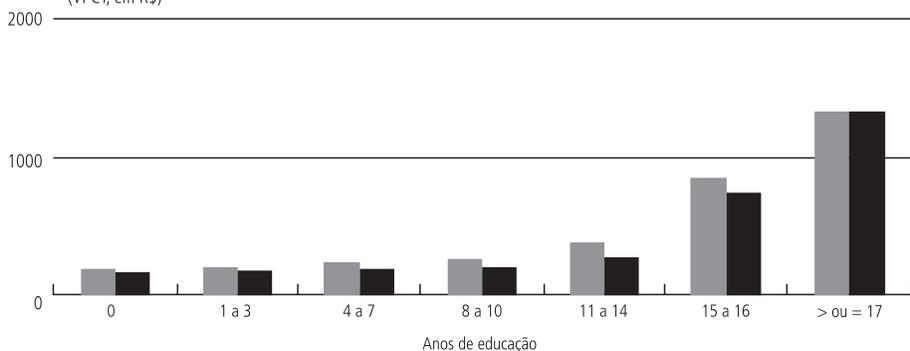
GRÁFICO 5
Histograma do logaritmo do VPCT por setor
 (Densidade)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

— Público — Privado

GRÁFICO 6
VPCT médio
 (VPCT, em R\$)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

■ Público ■ Privado

O gráfico 6 apresenta as médias do VPCT por grupo de escolaridade para o setor público e para o setor privado. Percebe-se que diferentemente do que foi encontrado para as médias do rendimento padronizado, somente para trabalhadores com 17 anos ou mais de escolaridade a média do VPCT é maior no setor privado, e a diferença não é substancial. Essa estatística é um indício de que, ao considerarmos o rendimento dos trabalhadores ao longo da vida, mesmo para trabalhadores com elevados níveis de escolaridade, exista um prêmio para trabalhadores do setor público.

5.2.2 Diferencial do VPCT com controles

Na tabela 8 apresentamos os resultados de algumas estimações utilizando o logaritmo do VPCT como variável dependente. No apêndice B, apresentamos resultados com uma metodologia alternativa de estimação do VPCT, relaxando

a hipótese de que todos os trabalhadores que não contribuem para a previdência tornam-se aptos a receber o BPC ao completarem 65 anos de idade. O apêndice mostra que alguns resultados são sensíveis à forma de construção do VPCT, apresentando as razões para tal.

A partir do modelo básico, podemos constatar que o diferencial de rendimentos ao longo da vida (coeficiente estimado da variável PÚBLICO) é praticamente idêntico ao diferencial de rendimentos padronizado. Também observamos que os sinais e a significância das demais variáveis são consistentes com os encontrados nas estimações de rendimentos padronizados.²⁴

Inicialmente o resultado de que os diferenciais médios de rendimentos ao longo da vida e padronizado são semelhantes não é intuitivo, uma vez que claramente as regras que regem os benefícios do RPPS são mais generosas aos trabalhadores do setor público estatutários. A explicação enfatizada neste trabalho é que, se por um lado a previdência social brasileira penaliza trabalhadores com alto capital humano do setor privado com benefícios de aposentadoria nunca superiores a 8,9 SMs e sem paridade com os rendimentos da ativa, por outro lado, através de benefícios como o BPC, beneficia trabalhadores do setor privado com pouco capital humano que não contribuem para ela. O resultado encontrado como o diferencial médio do VPCT é a simples conjunção desses dois fatores que agem em direções opostas.

Nas estimações do modelo básico público e privado fazemos duas regressões separadas utilizando o logaritmo do VPCT como variável dependente. Para essas estimações podemos observar que, diferentemente do encontrado para o rendimento padronizado, os retornos à escolaridade do setor público são muito próximos aos retornos do setor privado. Também percebemos que os ganhos de escolaridade são menores em ambos os setores, o que possivelmente está associado ao caráter redistributivo que a previdência social assume nos dias de hoje no Brasil.

Por fim, o modelo básico com interações de escolaridade apresenta, através dos coeficientes estimados das interações das *dummies* de escolaridade com a *dummy* de setor público, os diferenciais do VPCT para cada grupo de escolaridade. Percebe-se que diferentemente do encontrado para o diferencial dos rendimentos padronizado, os resultados sugerem que não existe uma relação monotônica negativa entre escolaridade e diferencial de rendimento dos trabalhadores ao longo do ciclo de vida. E para todos os níveis de escolaridade encontramos algum tipo de prêmio por se trabalhar no setor público, inclusive para os níveis mais elevados de escolaridade.

24. Também realizamos estimações do modelo básico cuja variável do valor presente do contrato de trabalho não é dividida pelos anos restantes de vida esperados. O resultado do coeficiente da variável PÚBLICO foi de 0,19, portanto não muito diferente do encontrado na tabela 8.

TABELA 8
Regressões com VPCT
 Variável dependente: logaritmo do VPCT

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO	0,241 [41,83]**			
1 a 3	0,0354 [3,847]**	0,0277 [0,974]	0,0327 [3,413]**	0,0323 [3,360]**
4 a 7	0,141 [17,42]**	0,145 [5,394]**	0,138 [16,41]**	0,135 [16,08]**
8 a 10	0,283 [33,02]**	0,32 [11,81]**	0,279 [31,20]**	0,272 [30,52]**
11 a 14	0,608 [71,92]**	0,706 [27,68]**	0,59 [66,19]**	0,58 [65,43]**
15 e 16	1,348 [122,1]**	1,347 [48,96]**	1,36 [105,9]**	1,35 [105,7]**
> = 17	1,836 [89,78]**	1,744 [47,46]**	1,925 [71,86]**	1,912 [71,59]**
Exper.	0,0145 [34,31]**	0,00137 [0,986]	0,0155 [35,02]**	0,0142 [33,56]**
Exper.^2	-0,0000314 [3,957]**	0,0000725 [2,772]**	-0,0000298 [3,609]**	-0,000025 [3,151]**
PÚBLICO*0				0,0964 [4,090]**
PÚBLICO*1 a 3				0,11 [5,629]**
PÚBLICO*4 a 7				0,131 [9,238]**
PÚBLICO*8 a 10				0,216 [15,21]**
PÚBLICO*11 a 14				0,33 [39,93]**
PÚBLICO*15 e 16				0,203 [13,78]**

(continua)

(continuação)

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO* ^{>} = 17				0,0366 [0,990]
Observações	124543	18743	105800	124543
R ²	0,52	0,53	0,48	0,52

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

Notas: Coeficientes foram estimados pelo método de MQO.

Estatísticas-t entre colchetes. ** Significante a 1%. * Significante a 5%.

Erros-padrão foram estimados de maneira robusta à heteroscedasticidade.

Variáveis de controle: homem, branco, *tenure*, metropolitano, informal e *dummies* de região do país.

O gráfico 7 apresenta as estimações, com o intervalo de confiança de 95%, do hiato público-privado do VPCT dentro de cada grupo de escolaridade utilizando a metodologia do modelo básico.²⁵ Neste modelo estimamos que o diferencial do VPCT não varia entre os grupos na mesma ordem de grandeza do que foi observado nas estimações com rendimento padronizado.

Enquanto nas regressões com rendimento padronizado foi encontrada uma relação quase monotônica negativa entre escolaridade e prêmio salarial de se trabalhar no setor público, para as regressões utilizando o VPCT percebemos que o prêmio para o grupo de trabalhadores sem escolaridade não é superior aos dos demais grupos. Também observamos que para todos os níveis de escolaridade existe um prêmio positivo de se trabalhar no setor público, embora não seja significativo para trabalhadores com mais de 17 anos de escolaridade.²⁶

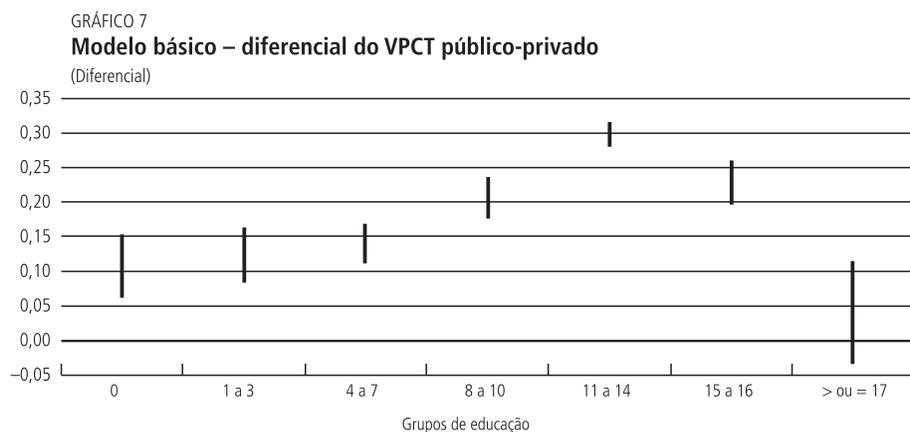
Uma explicação para o prêmio de se trabalhar no setor público ser menor para indivíduos com baixa escolaridade quando consideramos o rendimento ao longo da vida é a existência do BPC. A maioria dos trabalhadores com reduzido capital humano do setor privado não contribui para a previdência social e como tem rendimentos inferiores ao SM, recebe uma elevação da renda após se aposentar. Já os trabalhadores do setor público contribuem com 11% da sua remuneração para a previdência e não possuem acréscimos de rendimentos ao se aposentar.

Já a elevação para o prêmio de se trabalhar no setor público para indivíduos com alta escolaridade quando consideramos o rendimento ao longo da vida pode ser explicada pela existência do teto de 8,89 SMs para os benefícios do RGPS.

25. O resultado análogo desta estimativa utilizando a metodologia Oaxaca-Blinder é apresentado no gráfico A.3 no apêndice A.

26. Outra hipótese que levantamos é que os indivíduos de nossa amostra que, apesar de empregados, continuam na escola, permanecem com educação constante no futuro. Como forma de robustez, estimamos o hiato do VPCT somente para os indivíduos que não estão estudando no momento. Os resultados não foram muito diferentes: o diferencial total é de 20,8%. Para indivíduos com 1 a 3 anos de educação é 10,8% e, para indivíduos com 15 e 16 anos, 19,6%.

Como a maioria dos trabalhadores do setor privado recebe salários superiores a esse teto, ao se aposentar estes indivíduos se deparam com uma redução dos seus rendimentos. Já como existe o princípio de integralidade no regime RPPS, os funcionários públicos com elevado capital humano não sofrem com essa restrição ao se aposentar.



6 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo medir como o diferencial de rendimentos público-privados se relaciona com o nível de escolaridade dos trabalhadores. Para esse fim utilizamos duas variáveis dependentes: rendimento padronizado e o VPCT.

Encontramos evidências de que, utilizando como variável de interesse o rendimento do trabalho padronizado, os trabalhadores com pouca escolaridade são beneficiados com elevados prêmios salariais no setor público. Também foi encontrado que, para trabalhadores com maiores níveis de capital humano, o hiato tende a desaparecer ou mesmo a tornar-se favorável ao setor privado. Uma explicação apresentada neste trabalho para esse fenômeno é a existência de tetos e pisos salariais bem definidos no setor público. Adicionalmente, foi visto que boa parte da heterogeneidade do diferencial público-privado para trabalhadores educados é explicada pela escolha ocupacional.

Por fim, através da criação da variável do VPCT foi possível estimar o diferencial público-privado de rendimentos ao longo do ciclo de vida dos trabalhadores. Uma primeira evidência importante encontrada foi que o hiato médio estimado do VPCT não foi muito diferente do hiato médio estimado do rendimento padronizado.

A explicação apresentada para essa constatação foi a de que, se por um lado a previdência social brasileira penaliza os trabalhadores mais escolarizados do setor privado com benefícios nunca superiores a um teto previdenciário e sem paridade com

os rendimentos da ativa, por outro lado, através de benefícios como o BPC, beneficia trabalhadores do setor privado menos escolarizados que não contribuem para ela. As demais estimações do trabalho com o VPCT reforçam essa evidência empírica.

ABSTRACT

We study the determinants of the public-private earnings gap for different levels of schooling of Brazilian workers. First, using the current earnings as the variable of interest, we estimate that less educated people receive higher earnings in the public sector (i.e., the earnings gap is favorable to the public sector). On the other hand, for workers with higher schooling, the earnings gap disappears or becomes favorable to the private sector. In addition, we consider the different retirement regimes in Brazil by creating the variable Present Value of Work Contract (PVWC). This variable is a measure of the lifetime earnings for each individual of our database. In contrast to the results from the current earnings analysis, we found that the PVWC gap is favorable to the public sector even for the highest educated group of workers.

REFERÊNCIAS

- BARBOSA-FILHO, F.; AFONSO, L.; PESSÔA, S. Um estudo sobre os diferenciais de remuneração entre os professores das redes pública e privada de ensino. *In: ENCONTRO DA ANPAD – ENANPAD*, 31., *Anais...* 2007.
- BELLUZZO, W.; PAZELLO, E.; ANUATTI-NETO, F. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 4, p. 511-533, Oct./Dec. 2005.
- BENDER, S.; FERNANDES, R. *Gastos públicos com pessoal: uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro no período 1992-2004*. Fundação Getúlio Vargas, EESP, 2006 (Texto para Discussão).
- BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, p. 435-455, 1973.
- FERNANDES, R.; GREMAUD, A. Regime de previdência dos servidores públicos: equilíbrio financeiro e justiça atuarial. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 32., 2004, João Pessoa, PB. 2004. *Anais...* João Pessoa: ANPEC, 2004.
- FOGUEL, M.; GILL, I.; MENDONÇA, R.; BARROS, R. P. de. The public-private wage gap in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 4, p. 433-472, 2000.
- GREGORY, R.; BORLAND, J. Recent developments in public sector labor markets. *Handbook of Labor Economics*, v. 3C, p. 3.573-3.630, 1999.
- IBGE. Disponível em: <www.ibge.gov.br> Acessado em: dez. 2007.
- MARCONI, N. A evolução do perfil da força de trabalho e das remunerações nos setores público e privado ao longo da década de 1990. *Revista do Serviço Público*, ano 54, v. 1, p. 7-43, jan./mar. 2003.
- MENEZES-FILHO, N. A.; MUENDLER, M.; RAMEY, G. The structure of worker compensation in Brazil with a comparison to France and the United States. *Review of Economics and Statistics*, v. 90, p. 324-346, 2008.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.

POSTEL-VINAY, F.; TURON, H. The public pay gap in Britain: small differences that (don't?) matter. *Economic Journal*, v. 117, p. 1.460-1.503, 2007.

POTERBA, J.; RUEBEN, K. *The distribution of public sector wage premia: new evidence using quantile regression methods*. 1995 (NBER Working Paper, n. 4.734).

PREVIDÊNCIA SOCIAL. Disponível em: <www.previdenciasocial.gov.br> Acessado em: dez. 2007.

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, 2004.

SMITH, S. Pay differentials between federal government and private sector workers. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 29, n. 2, p. 179-197, Jan. 1976.

VAN DER GAAG, J.; VIJVERBERG, W. A switching regression model for wage determinants in the public and private sector of a developing country. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 2, p. 244-252, 1988.

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), p. 199-232, 2007.

ZYLBERSTAJN, H.; SOUZA, A.; AFONSO, L. E. *Reforma da previdência social e custo de transição: simulando um sistema universal para o Brasil*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal-RN. Natal: ANPEC, 2005.

(Originais submetidos em setembro e 2008. Última versão recebida em janeiro de 2010. Aprovada em fevereiro de 2010.)

APÊNDICE A

A.1 MÉTODO OAXACA-BLINDER

Também apresentamos estimações do diferencial de rendimento público-privado pela metodologia Oaxaca-Blinder (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973). Esse método difere do anterior por permitir que os setores público e privado remunerem características observáveis de maneira diferente.

$$E[w | pub = 1, x] = x' \beta_{pub} \quad E[w | pub = 0, x] = x' \beta_{priv}$$

em que x : *dummies* de nível de escolaridade, experiência, experiência ao quadrado e controles.

A metodologia Oaxaca-Blinder decompõe a diferença de rendimentos bruta entre os setores público e privado em termos da diferença entre características da composição e outras características não observáveis, que definiremos como discriminação. A nossa definição do hiato de rendimento público-privado será a parte da decomposição salarial que está associada à discriminação.²⁷

27. Note-se que a terminologia discriminação, muito utilizada nas estimações do diferencial de salários entre homens e mulheres, não é a mais apropriada para estimações do hiato rendimentos público-privados.

$$\underbrace{\bar{w}_{pub} - \bar{w}_{priv}}_{\text{Diferencial bruto}} = \underbrace{(\bar{x}_{pub} - \bar{x}_{priv})' \hat{\beta}_{priv}}_{\text{Diferencial devido à composição}} + \underbrace{\bar{x}_{pub} (\hat{\beta}_{pub} - \hat{\beta}_{priv})}_{\text{Discriminação}}$$

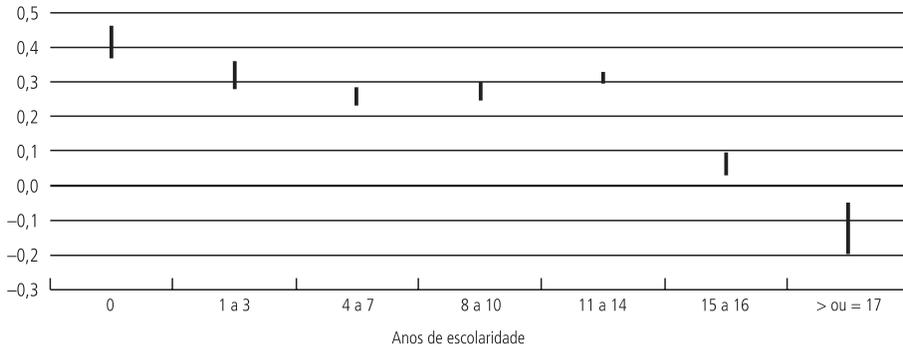
Obviamente, esse método também é limitado por problemas de endogeneidade, que podem afetar a interpretação dos componentes do diferencial.

A.2 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES PELO MÉTODO OAXACA-BLINDER

GRÁFICO A.1

Oaxaca-Blinder: diferencial do rendimento padronizado público-privado

(Diferencial)

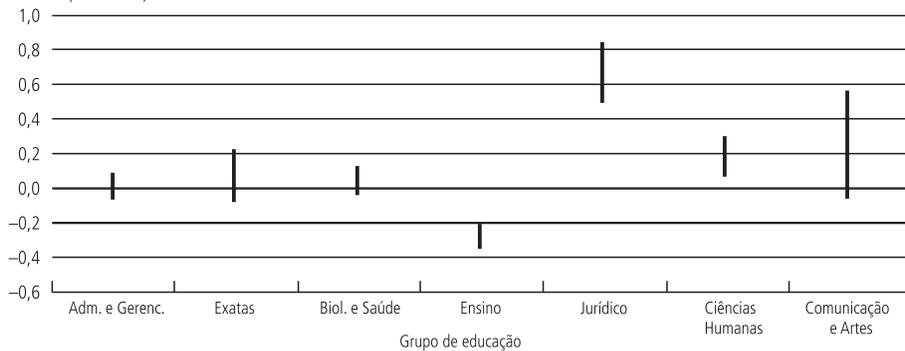


Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

GRÁFICO A.2

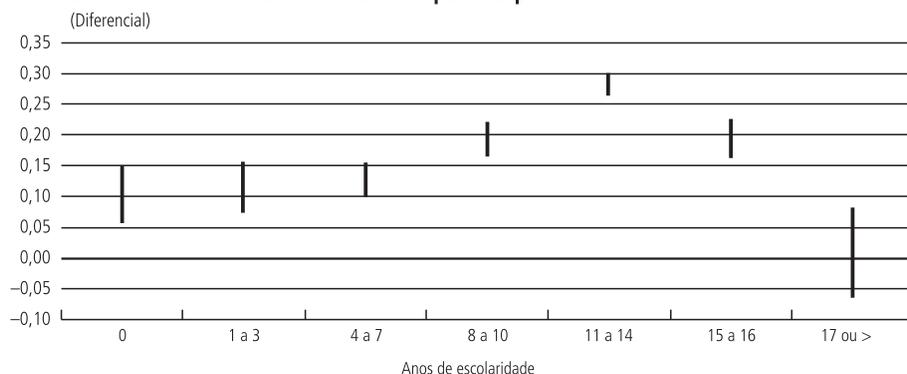
Oaxaca-Blinder: diferencial do rendimento público-privado

(Diferencial)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

GRÁFICO A.3

Oaxaca-Blinder: diferencial do VPCT público-privado

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.

APÊNDICE B

Neste apêndice, apresentamos uma metodologia alternativa de estimação do VPCT sem a hipótese de que todos os trabalhadores não contribuintes para a previdência tornam-se aptos a receber o BPC ao completarem 65 anos de idade.

B.1 ESTIMANDO A PROBABILIDADE DE RECEBER BPC

O primeiro passo desta metodologia é, a partir de características observadas, estimar a probabilidade de cada indivíduo do grupo 5 se enquadrar nos critérios da Loas ao chegar ao período de aposentadoria. Neste sentido, utilizaremos as informações presentes na PNAD de 2006 sobre transferência de renda dos programas sociais do governo brasileiro.

Com o objetivo de estimar uma probabilidade de recebimento do BPC, realizamos o seguinte procedimento

1) Utilizando a PNAD de 2006, conseguimos informações sobre os domicílios onde algum morador recebeu dinheiro do Programa Social BPC. Também é possível apontar quantos moradores recebem o benefício nos domicílios onde existe o BPC.

2) Como na base de dados da PNAD não existe informação precisa sobre qual morador do domicílio está recebendo o benefício, assumimos a seguinte hipótese: se apenas uma pessoa do domicílio recebe o benefício, indicamos que o indivíduo mais velho é o responsável por essa fonte de renda. Já se duas pessoas do domicílio recebem o benefício, apontamos que as duas pessoas mais velhas são as responsáveis pelo recebimento do BPC, e assim por diante. Dessa forma, conseguimos criar uma variável *dummy* sobre o recebimento do BPC, tal que:

$BPC_i = 1$, se o indivíduo i pertence a um domicílio que recebe o BPC e o total de indivíduos recebendo o benefício no domicílio \geq ordenamento de i no domicílio em termos de idade (1 se mais velho, 2 se segundo mais velho, e assim por diante).

0, caso contrário.

Ainda na PNAD de 2006, restringimos a nossa amostra a pessoas com mais de 65 anos²⁸ e estimamos o seguinte modelo de probabilidade:

$$\Pr(BPC = 1/x) = \Phi(x_{2006}\beta) \quad (1)$$

onde $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição acumulada de uma normal padrão (*probit*) e x_{2006} é um vetor de características observadas. Essa equação indica como as características observadas dos indivíduos de 2006 com mais de 65 anos explicam sua probabilidade de receber o BPC.

3) A partir da equação estimada em (1) conseguimos inferir uma probabilidade de adequação aos critérios do BPC para todos os trabalhadores do regime 5 da PNAD de 2005. Para isso basta substituímos o vetor de características pessoais de cada indivíduo da amostra do regime 5 da PNAD de 2005 na equação estimada em (1), conforme abaixo:

$$P(x_{i,2005}) = \Phi(x_{i,2006}\hat{\beta})$$

A variável $P(x_{i,2005})$ é uma estimativa a partir do vetor de características observáveis para a probabilidade de cada um dos indivíduos do regime 5 se enquadrar nos critérios do BPC ao completar 65 anos.

Como vetor de variáveis explicativas x_i , utilizamos as *dummies* de educação, sexo e cor. A razão da escolha dessas variáveis é que acreditamos que estas permanecem constantes ao longo do período em que o indivíduo permanece no mercado de trabalho até os 65 anos de idade.

B.2 VALOR ESPERADO DO BENEFÍCIO

Uma vez que possuímos uma probabilidade estimada de cada indivíduo receber o BPC, é possível criar uma variável que é o valor esperado do benefício para indivíduos do regime 5. O valor esperado do benefício corresponde ao valor a ser recebido pelo indivíduo que se enquadrar nos critérios da BPC vezes a probabilidade estimada do indivíduo se enquadrar nos critérios de recebimento deste benefício ao completar 65 anos. Esta é uma medida do valor esperado de rendimentos para aqueles indivíduos que não contribuem para previdência após completarem 65 anos.

28. Idealmente a nossa subamostra deveria conter pessoas com mais de 65 anos que pertenciam ao regime 5 enquanto estavam no mercado de trabalho. No entanto não existe informação se os indivíduos contribuíam ou não para a previdência antes de se aposentar.

Dessa forma, redefinimos da seguinte forma o VPCT para indivíduos do regime 5:

$$VPCT = \frac{\sum_{a=0}^A \frac{(1-\delta)\hat{w}_a}{(1+r)^a} + \sum_{a=A+1}^D \frac{p(x) * BPC_a}{(1+r)^a}}{D}$$

Conforme já foi salientado anteriormente, a grande diferença do novo VPCT é que não mais consideramos que todos os indivíduos do regime 5 recebem o benefício do BPC ao se aposentarem. Alternativamente construímos uma variável de valor esperado do benefício a partir da probabilidade que cada indivíduo tem de se enquadrar nos critérios da Loas. Para os trabalhadores dos regimes 1, 2, 3 e 4, o cálculo do VPCT foi o mesmo.

B.3 RESULTADOS

A seguir, apresentamos os resultados das estimações, utilizando a nova variável VPCT. Conforme pode ser visto no modelo básico apresentado na tabela B.1 existe um aumento significativo do diferencial total do VPCT (coeficiente da variável PÚBLICO é de 0,32).

A explicação para este resultado é que a maior parte dos trabalhadores que não contribuem para a previdência está no setor privado. Como nas novas estimativas existe uma redução do valor esperado do benefício que estes trabalhadores recebem ao se aposentar, o diferencial do VPCT torna-se mais favorável ao setor público.

Também apresentamos no gráfico B.1 o diferencial público-privado por nível de escolaridade. Pode-se perceber que o aumento mais significativo do diferencial do VPCT foi para trabalhadores com baixa escolaridade. Novamente, com a introdução da probabilidade de recebimento, estimamos um valor esperado de recebimento do BPC inferior para uma parte dos trabalhadores do regime 5, que em sua maioria se encontram nos segmentos de menor educação formal da força de trabalho.

Os resultados sugerem que a hipótese de que todos os trabalhadores que não contribuem para a previdência estarão aptos ao recebimento do BPC pode ser bastante forte e alguns resultados do trabalho podem ser sensíveis a isto. No entanto cabe ressaltar que o novo procedimento também enfrenta algumas restrições, como, por exemplo, a inexistência de informações sobre se indivíduos com mais de 65 na PNAD de 2006 pertenciam ao setor informal da economia enquanto estavam no mercado de trabalho. Portanto, ao não restringir nossa amostra a trabalhadores pertencentes ao regime 5 da previdência em 2006, estamos subestimando a real probabilidade do recebimento do BPC para os indivíduos do regime 5 da PNAD de 2005, reduzindo assim o benefício esperado dos trabalhadores do setor privado de menor escolaridade.

TABELA B1

Variável dependente: logaritmo do VPCT

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO	0,328 [54,81]**			
1 a 3	0,0729 [6,509]**	0,0372 [1,314]	0,0747 [6,328]**	0,0803 [6,767]**
4 a 7	0,211 [21,55]**	0,166 [6,252]**	0,211 [20,37]**	0,222 [21,49]**
8 a 10	0,36 [35,03]**	0,34 [12,70]**	0,356 [32,79]**	0,37 [34,13]**
11 a 14	0,691 [68,19]**	0,725 [28,71]**	0,678 [62,76]**	0,689 [64,25]**
15 e 16	1,443 [116,0]**	1,366 [49,66]**	1,474 [102,9]**	1,484 [104,1]**
> = 17	1,927 [89,72]**	1,765 [48,20]**	2,046 [73,81]**	2,053 [74,29]**
Exper.	0,0261 [47,04]**	0,0018 [1,211]	0,0286 [48,67]**	0,026 [46,74]**
Exper.^2	-0,000434 [36,47]**	0,0000467 [1,614]	-0,000484 [38,13]**	-0,000432 [36,25]**
PÚBLICO*0				0,436 [17,87]**
PÚBLICO*1 a 3				0,355 [16,42]**
PÚBLICO*4 a 7				0,298 [19,42]**
PÚBLICO*8 a 10				0,315 [21,52]**
PÚBLICO*11 a 14				0,386 [45,67]**
PÚBLICO*15 e 16				0,24 [15,97]**

(continua)

(continuação)

	Modelo básico	Modelo básico público	Modelo básico privado	Modelo básico com interações de escolaridade
PÚBLICO* >= 17				0,0578 [1,549]
Observações	124543	18743	105800	124543
R ²	0,505	0,537	0,464	0,506

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2005.

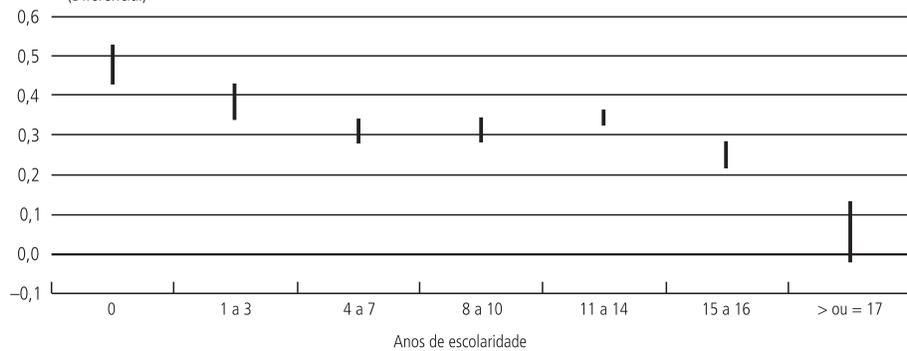
Notas: Coeficientes foram estimados pelo método de MQO.

Estatísticas-t entre colchetes. ** Significante a 1%. * Significante a 5%.

GRÁFICO B.1

Modelo básico – diferencial do VPCT público-privado

(Diferencial)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD de 2005.