

## Hiato de rendimentos público-privado no Brasil: uma análise contrafactual

### Public-private income gap in Brazil: a counterfactual analysis

Raphael Gomes Brasil<sup>1</sup>  
Maurício Vaz Lobo Bittencourt<sup>2</sup>

#### RESUMO

O trabalho procurou realizar uma investigação sobre o hiato de rendimentos público-privado por meio da Decomposição de Oaxaca-Blinder, regressão quantílica e Decomposição Quantílica de Melly por meio dos dados da PNAD de 2013. Os resultados encontrados pela Decomposição de Oaxaca mostraram que, do hiato total, cerca de três quartos são devidos a atributos produtivos e o restante deve-se à diferença setorial entre os grupos. A regressão quantílica constatou um comportamento crescente do hiato, ao passo que a Decomposição Quantílica evidenciou que os trabalhadores dos quantis mais próximos à mediana possuem um maior prêmio salarial, sendo até mesmo negativo no último quantil.

**Palavras chave:** Decomposição de Oaxaca-Blinder; Decomposição Quantílica; Hiato de Rendimentos.

#### ABSTRACT

The study investigated the gap of public-private income through the Decomposition of Oaxaca-Blinder, quantile regression and Melly's Quantile Decomposition through the PNAD data of 2013. The results for the Oaxaca Decomposition showed that the total gap, about three quarters are due to productive attributes and the rest is due to sectoral differences between the groups. The quantile regression found a growing behavior of the gap, while quantile decomposition showed that the workers closest to the median quantile have a higher wage premium, and even negative in the last quantile.

**Keywords:** Transmission Price, Commodities, Vector Error Correction Model.

**JEL Classification:** C22, J31.

#### INTRODUÇÃO

Na maior parte do mundo os funcionários do setor público são melhor remunerados do que os trabalhadores do setor privado, e esta situação não é diferente no Brasil. Embora sejam em geral, mais velhos e com maior nível de escolaridade, a literatura afirma que existe um “prêmio” intrínseco aos trabalhadores da administração pública que não pode ser explicado unicamente por suas características produtivas. No Brasil, há fortes indícios de segmentação do mercado de trabalho que poderiam explicar o hiato de rendimentos entre os setores público e privado.

Por um lado, a estrutura da mão de obra do setor público caracteriza-se por ser mais inflexível do que o setor privado, dada a prerrogativa da estabilidade de seus

---

<sup>1</sup> Doutorando em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (PPGDE-UFPR), e-mail: raphaelbrasil@gmail.com

<sup>2</sup> Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE-UFPR), e-mail: mbittencourt@ufpr.br .

empregos. Além de possuir, em média, salários elevados em relação ao setor público, há benefícios como a aposentadoria integral, de modo que os gastos que o Estado incorre com sua força de trabalho são muito difíceis de serem reduzidos no curto prazo. Some-se a isso o fato de que, por estarem muito próximos dos tomadores de decisão, a maioria das classes de trabalhadores públicos possuem sindicatos muito fortes.

O setor privado, por sua vez, possui uma estrutura de força de trabalho caracterizada pela alta rotatividade e com grande parte de seus trabalhadores com aposentadoria limitada ao teto da Previdência Social. Outra característica é que este setor é muito mais vulnerável à volatilidade macroeconômica. São poucas as classes que possuem sindicatos com grande poder de barganha. Os dois grupos são muito heterogêneos, principalmente ao se levar em conta a diversidade de atividades que estão presentes no Estado e que não há correspondentes do setor privado, e vice-versa. Por isso, o presente trabalho não procura fazer um juízo de valor sobre o que é justo ou não no que diz respeito aos rendimentos dos trabalhadores. Apenas procura mensurar o diferencial salarial, enfatizando as diferenças causadas pelos atributos produtivos dos trabalhadores e as respostas a esses atributos.

Entender o comportamento desse diferencial é relevante, pois evidencia a capacidade do próprio Estado em gerar mais desigualdades econômicas e sociais, além de aumentar o debate sobre a eficiência dos serviços prestados pelo Estado, uma vez que parcela considerável das despesas correntes das administrações municipal, estadual e federal é direcionada para o pagamento de salários dos funcionários da administração pública.

Dessa maneira, o presente estudo se propõe a mensurar o hiato de rendimentos público-privado, de modo a responder alguns questionamentos que naturalmente surgem. Em relação à magnitude do diferencial, a questão que se faz presente relaciona-se à sua composição. Assim, o estudo procura mensurar qual a parcela do hiato total que se relaciona aos atributos produtivos dos empregados (aqui representadas pela educação e experiência) e qual a parcela que se refere a diferenças setoriais e que possivelmente estariam relacionadas a um “prêmio” intrínseco a algum dos setores.

Para isso, primeiramente será estabelecido um modelo básico que será utilizado na construção das equações de seleção e rendimentos. Em seguida, a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) será estimada. A razão para tal, é analisar se o modelo é apropriado, se as variáveis explicativas são significativas e se os sinais dos coeficientes são condizentes com a teoria. Outra razão é verificar a necessidade da utilização da Correção de Heckman, um procedimento que visa o corrigir uma possível não-aleatoriedade da amostra, o que poderia fazer com que os coeficientes estimados tornassem inconsistentes.

A próxima etapa é a decomposição pelo método de Oaxaca-Blinder. Através deste método, é possível analisar qual a parte do hiato entre os grupos investigados se deve a diferentes características dos indivíduos e qual se deve ao diferencial de resposta às características, que indica qual magnitude do prêmio salarial que os funcionários de determinado setor recebem em função de sua condição. Em seguida, serão estimados os coeficientes para diferentes pontos da distribuição por meio da regressão quantílica, com vistas a lidar de maneira mais adequada com o problema da heterogeneidade amostral.

Por fim, a decomposição quantílica será estimada com base no método de Melly (2006). Essa técnica permite inferir sobre o diferencial de rendimentos eliminando as limitações da regressão pela média de MQO, sendo uma extensão do

método de decomposição de Oaxaca para a análise quantílica, e que permite um exame detalhado sobre as discrepâncias entre ambos os grupos para quantis escolhidos da distribuição.

## REFERENCIAL TEÓRICO

### Teoria Neoclássica de Determinação de Salários

A teoria marginalista defende que cada fator de produção é pago de acordo com a sua contribuição para a produto total, de modo que o mercado constitui um mecanismo que estabelece um meio para que haja a alocação dos recursos produtivos.

Na teoria neoclássica, o salário de equilíbrio é definido como o ponto de intersecção das curvas de oferta e demanda de mão de obra. O equilíbrio resultante orienta a alocação eficiente de trabalhadores e empresas. Em outras palavras, é a produtividade marginal do trabalho que determina o nível de salários, que em equilíbrio, é o mesmo para todos os trabalhadores e para todas as firmas.

No entanto, diferenças salariais estão presentes no mercado de trabalho, e várias tentativas foram feitas para explicar as razões para estas desigualdades. Adam Smith foi o primeiro a discutir a ideia de diferencial de salários. Para ele, a razão de sua existência, é que os salários variam positivamente, *ceteris paribus*, de acordo com a desutilidade do trabalho. Essa ideia foi mais tarde formalizada por Jevons, que demonstrou que um indivíduo está disposto a oferecer mais trabalho somente se o salário é mais elevado, pois o tempo de lazer fica mais escasso e, portanto, torna-se mais valioso para um indivíduo.

Adam Smith também apontou outra razão para a existência de diferentes salários: o capital humano. O custo da educação ou da formação de uma pessoa pode ser visto como um investimento na capacidade de ganhos futuros de um indivíduo, da mesma maneira um investimento em capital físico. Este investimento, dessa forma, deve ser recuperado ao longo do tempo de vida do trabalhador. Assim, aqueles com educação ou formação geralmente ganham mais do que os que não possuem (TSALIKI, 2008).

De acordo com Lima (1980), mesmo a evidente presença de disparidades salariais não foi suficiente para que os economistas clássicos fossem além do entendimento de que esse fenômeno fosse causado por uma mão de obra de diferentes qualidades, e que a complexa determinação de salários fosse simplesmente reduzida a um encontro de duas curvas bem comportadas. O arcabouço teórico sobre a questão salarial só seria desenvolvido com o advento da teoria do capital humano nos anos 1960.

### Teoria do Capital Humano

O diferencial de salários pode ser entendido à luz do fato que diferentes pessoas possuem diferentes quantidades de capital. Esse capital é fruto de investimento e de decisões racionais que envolvem a comparação de taxas de retorno e de juros como qualquer outro investimento. Este tipo de capital é o capital humano.

O capital humano pode ser definido como o conhecimento e habilidades possuídos pela força de trabalho que pode ser acumulado. O capital humano é, portanto, um estoque de ativos que se possui e que permite receber um fluxo de renda.

O capital humano, é em grande parte, um produto da acumulação de educação, formação e experiência.

Embora a teoria do capital humano tenha desenvolvimentos anteriores, um maior esforço em sua elaboração foi realizado por Schultz e Becker na década de 1960, à luz da necessidade de teorias que buscassem crescimento econômico e melhor distribuição de renda (LIMA,1980).

A moderna teoria do capital humano é atribuída a Mincer (1974). Em sua formalização teórica, o salário depende de um conjunto de variáveis associado à educação e experiência do trabalhador. Por meio deste modelo, é possível estimar os retornos marginais do investimento em capital humano sobre o rendimento do trabalhador. O modelo proposto por Mincer ficou conhecido como equação de salários *minceriana*, e é representada como segue:

$$\ln w(sx) = \alpha_0 + \rho_0 s + \beta_0 x + \beta_1 x^2$$

Onde  $\ln w(sx)$  representa o logaritmo do salário do trabalhador,  $\alpha_0$  é a remuneração obtida apenas com um nível de educação básica,  $x$  representa a experiência acumulada,  $s$  é a quantidade de anos de educação,  $\rho$  é a taxa de retorno (linear) da escolaridade formal e os valores de  $\beta$  representam as taxas de retorno da experiência. Deste modelo, observa-se que há uma relação positiva entre os ganhos observados e escolaridade e experiência, uma vez que os parâmetros são positivos. A experiência ao quadrado captura a concavidade do perfil salário-idade, implicando que quanto maior a idade, menor são os retornos obtidos.

Tsaliki (2008) cita três características da equação de salários minceriana que a fizeram ser amplamente difundida na literatura:

- i. Sua forma funcional não é arbitrária, e a identidade é baseada no comportamento otimizador dos indivíduos, como observado no mercado de trabalho;
- ii. Pode incluir variáveis instrumentais para capturar uma variável binária para descrever algumas características como raça ou sexo;
- iii. Por meio de sua forma funcional, os coeficientes da equação de regressão possuem interpretações econômicas diretas.

Em função da variável dependente ser expressa em termos de logaritmo, os parâmetros das variáveis explicativas representam o impacto de uma variação unitária sobre a variação percentual do salário do trabalhador.

## Teoria do Salário-Eficiência

A teoria do salário-eficiência define que o nível de esforço dos trabalhadores é uma função crescente dos salários. Um dos principais trabalhos sobre o tema é de Shapiro e Stiglitz (1984) que criaram um modelo para tentar explicar a presença de desemprego involuntário e rigidez de salários num contexto de informações assimétricas. De acordo com o modelo proposto por estes autores, as empresas escolhem pagar um salário acima do salário de equilíbrio por causa da presença de assimetria de informação e da impossibilidade de monitoramento perfeito do trabalho. Ao estabelecer um contrato de trabalho, empregadores e trabalhadores acertam sobre o salário, mas também sobre a dedicação e o esforço que o trabalhador deve apresentar no trabalho.

O modelo de Shapiro e Stiglitz (1984) produziu considerações muito importantes à teoria, pois, partindo do pressuposto que as empresas oferecem salários acima do nível de equilíbrio, e considerando que os mercados são

competitivos, haverá indivíduos dispostos a trabalhar por salários inferiores que não conseguirão colocação no mercado de trabalho, provocando o desemprego involuntário.

O Modelo de Reciprocidade (*Gift-Exchange Model*) de Akerlof (1982) também representa um importante papel na teoria da eficiência dos trabalhadores. A ideia principal deste modelo é que os empregadores podem pagar um salário acima do mínimo requerido para manter os empregados na empresa como uma espécie de presente, em troca do qual esperam uma retribuição em termos de estímulo e lealdade. Dessa maneira, um trabalhador irá considerar que há justiça caso perceba que a sua remuneração em relação ao seu esforço é equivalente às remunerações pagas aos outros trabalhadores. Caso contrário, o trabalhador iria se sentir preterido e insatisfeito, o que afetaria sua produtividade.

De modo geral, os modelos teóricos de salário-eficiência, partem do pressuposto de que as empresas têm informações imperfeitas sobre as qualificações dos seus empregados, e oferecem um salário maior aos trabalhadores mais produtivos, evitando que saiam da empresa. Outra razão está ligada ao fato de que as empresas não conseguem monitorar seus empregados e o pagamento de salários elevados motivariam os trabalhadores a zelarem pelos seus empregos, uma vez que o rendimento que este auferir talvez não seja facilmente encontrado em outro lugar.

Salários mais elevados também reduzem a disposição dos indivíduos a procurarem novos empregos, o que gera um aumento de produtividade, aliada a uma alta motivação. Um benefício adicional está relacionado com o baixo custo de reposição de mão de obra, no que diz respeito ao custo de recrutamento, encargos trabalhistas e treinamento de novos funcionários.

## **Teoria do Mercado Segmentado**

Diferentemente da teoria do capital humano, a teoria do mercado segmentado não atribui um papel relevante à educação na determinação dos salários. Segundo Dalberto (2014), a preocupação recai sobre a estrutura alocativa e o funcionamento do mercado de trabalho. A educação tem apenas uma importância secundária, ligada à alocação dos trabalhadores entre diferentes segmentos do mercado de trabalho, ou seja, diferenciais educacionais estão associados a “sinais” que influenciam a entrada em diferentes mercados.

Segundo essa teoria, o mercado de trabalho é fragmentado, e os rendimentos são influenciados diretamente por características institucionais e sociais; questiona-se também a existência de uma ligação direta entre o salário e os atributos produtivos do indivíduo, que é defendida pela abordagem do capital humano.

Dalberto (2014) argumenta que a Teoria da Segmentação considera que o mercado de trabalho não é composto por um único mercado competitivo, mas sim por diferentes segmentos não-competitivos, entre os quais os retornos aos atributos individuais diferem graças às barreiras institucionais que impedem que o conjunto da população se beneficie igualmente da educação e do treinamento.

A literatura aponta para diferentes causas que acabam por criar uma segmentação do mercado de trabalho, notadamente características duais relacionadas a setores com maior ou menor dinamismo, estabilidade de demanda até mesmo divisões sociais de meios de produção.

É evidente que existe um dualismo entre os setores públicos e privado, de forma que a teoria da segmentação do mercado explicaria o porquê das disparidades salariais presentes no mercado de trabalho. A teoria do capital humano também



permite concluir que elevados níveis de escolaridade afetam significativamente o rendimento dos servidores públicos.

Especial atenção deve ser dada à experiência dos trabalhadores do setor público. Uma vez que a experiência seja entendida como a quantidade de anos no mesmo trabalho ou cargo, esta tem, muitas vezes, uma relação direta com o salário, de modo que muitas vezes, progressões na carreira ou promoções representadas por aumentos salariais são concedidos sem que o trabalhador tenha qualquer aumento no nível de escolaridade ou produtividade.

De maneira geral, é possível concluir que elementos da Teoria do Capital Humano, do Salário Eficiência e da Segmentação do Mercado não são necessariamente excludentes entre si, e é possível que algumas particularidades ocorram de forma simultânea. Como afirmam Arbache e De Negri (2004), “não há como classificar as teorias de diferencial de salários por ordem de importância, já que uma teoria pode ser mais adequada que outra para explicar fenômenos de mercados de trabalho específicos”.

### **Revisão Empírica Internacional sobre o Hiato Público-Privado**

Uma grande proporção da força de trabalho em todo o mundo é empregada no setor público. De acordo com dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o setor público oferece 30% de todos os postos de trabalho na Noruega e na Dinamarca, 24,8% na França e 14% nos Estados Unidos. Gregory e Borland (1999) apresentam uma compilação de dados da participação de funcionários do setor público na força de trabalho para 22 países entre 1975 e 1995. O destaque é que apenas dois países apresentaram uma redução nesta participação e apenas o Japão tem um percentual inferior a 10% de sua mão de obra empregada na administração pública.

Os primeiros trabalhos que investigaram a presença de um diferencial de rendimentos entre os setores público e privado são de Smith (1976, 1977), por meio do uso de dados dos censos demográficos dos Estados Unidos de 1960 e 1970. As principais conclusões da pesquisa foram que os rendimentos do setor público eram superiores aos do setor privado e que o tamanho do prêmio salarial foi maior para o governo federal do que estados e municípios. Os resultados também indicaram que o prêmio foi maior para as mulheres do que homens. Por fim, concluiu-se que o hiato de rendimentos permaneceu relativamente estável durante a década.

Melly (2005) estudou o hiato entre os setores público e privado da Alemanha com dados de 2003 e aparentemente há uma vantagem para o setor privado, embora isso ocorra quando os dados são tratados sem correção de viés. Para a mesma amostra, a correção do viés mostra uma inversão de papéis: é o setor público que passa a ter um diferencial em relação ao setor privado.

Por meio de regressões quantílicas, Lucifora e Meurs (2006) realizaram uma investigação para a França, Grã-Bretanha e Itália, sem correção de viés. A conclusão é que o gênero feminino do setor público é o melhor remunerado, e que os trabalhadores pouco qualificados recebem salários mais elevados no setor público, embora no setor privado o prêmio seja maior para trabalhadores mais qualificados. A análise por quantis da distribuição mostra que o prêmio em favor do setor público é positivo e há uma grande variedade nos três países estudados.

Trabalhos mais recentes também caminham nesta mesma direção. Giordano *et al.* (2011) investigaram as diferenças salariais em alguns países da zona do euro. Os resultados também apontam para um diferencial de remuneração em favor do

setor público, que é geralmente mais elevado para as mulheres e para os trabalhadores da parte inferior da distribuição de renda. As maiores discrepâncias estão presentes na Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha, embora a existência de um prêmio salarial esteja presente em todos os países investigados.

Em relação aos trabalhos empíricos realizados no Brasil sobre o diferencial de rendimentos público-privado, os estudos, em sua maioria, também apontam para uma vantagem para os trabalhadores do setor público. O primeiro trabalho realizado no Brasil que tratou de estimar o diferencial público-privado foi o de Macedo (1985). O autor, utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 1981, limitou sua pesquisa a 10 “pares de empresas”, ou seja, uma comparação entre empresas privadas e públicas de um mesmo setor e de tamanho aproximado. Os resultados encontrados pelo autor sugerem que o hiato beneficia os trabalhadores das empresas estatais e que a maior parte se deve às características produtivas desses indivíduos, no entanto, não é possível explicar a diferença de rendimentos unicamente nos atributos produtivos. O diferencial ainda persiste mesmo quando excluída a parcela atribuída às características dos trabalhadores.

Foguel *et al.* (2000) procuraram estender o estudo de Macedo (1985) usando uma metodologia similar, adaptando-a aos dados da PNAD de 1995. Além de corroborar a evidência de um diferencial em favor do setor público, os autores também atribuem grande parte do hiato às características produtivas dos trabalhadores. A escolaridade corresponde a cerca de 70% da desigualdade salarial. As conclusões obtidas são que a desigualdade de rendimentos é maior no Distrito Federal e nos estados mais pobres da região Nordeste. Em relação às regiões metropolitanas, a do Distrito Federal possui a maior discrepância, e a região metropolitana de São Paulo possui, contrariamente às outras, um diferencial favorável ao setor privado.

No trabalho de Belluzzo *et al.* (2005) ressalta-se que os estudos sobre o hiato público-privado focam a média da distribuição de salários por meio de comparação de médias amostrais ou através da estimação de modelos de regressão linear, normalmente com a inclusão de variáveis binárias. O problema, segundo os autores, é que esses modelos fazem com que o diferencial seja o mesmo para todos os indivíduos com as mesmas características observáveis. Para lidar com tal problema, Belluzzo *et al.* (2005) fizeram uso de regressões quantílicas, sendo uns dos primeiros autores a investigar o hiato público-privado por meio deste método no Brasil. Os resultados encontrados indicam que a desigualdade de rendimentos varia entre os quantis tanto entre as esferas de governo quanto entre as regiões. A vantagem do setor público diminui nos quantis superiores da distribuição. Nas esferas municipal e estadual, esse padrão é revertido, com o setor privado possuindo vantagem sobre o setor público. Em relação aos servidores públicos federais, a desigualdade permanece em todos os quantis.

Bender e Fernandes (2006) investigaram o período 1992 – 2004, e constataram que houve uma redução tanto no emprego quanto na massa salarial no período, provavelmente relacionado aos programas de privatização federal e estadual. Também concluíram que o diferencial educacional entre trabalhadores privados e do setor público diminuiu. Entretanto, houve um aumento da desigualdade de rendimentos, principalmente nos governos federal e estadual. Ou seja, há evidências de um aumento no prêmio salarial não-explicado pelas características produtivas que, em 2004, chegou a um terço do diferencial total de rendimentos.

Da revisão empírica observada, é importante destacar os pontos em comuns, de modo a sintetizar as características do hiato público-privado no Brasil:

- i. Existe um diferencial de rendimentos em favor dos funcionários públicos;

- ii. As características observáveis produtivas compõem a maior parte desse hiato, mas a parcela não-explicada representa significativa participação;
- iii. As características produtivas tiveram uma redução na sua participação ao longo do tempo, e a parte não-explicada um aumento;
- iv. Há heterogeneidade espacial do diferencial;
- v. Há heterogeneidade ao longo da distribuição de rendimentos.

Por outro lado, a revisão empírica internacional aponta que no setor público o prêmio salarial é maior para as mulheres e para trabalhadores com menos escolaridade. O setor privado, por sua vez, apresenta um prêmio positivo para homens e indivíduos mais bem qualificados.

## METODOLOGIA

### Base de Dados

Os dados utilizados no trabalho foram obtidos através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio – PNAD para o ano de 2013.

Para a composição dos grupos estudados, os setores público e privado serão estabelecidos de acordo com o setor em que os indivíduos trabalhavam na semana de referência da PNAD, representada pela variável *v9032*. O rendimento que representa a variável dependente dos modelos usados na pesquisa, refere-se ao logaritmo do salário por hora do trabalho principal. Por se tratar de um *outlier* espacial, optou-se por excluir da amostra os trabalhadores do Distrito Federal.

### O Modelo Básico

O modelo básico é composto por um conjunto de variáveis que foram utilizadas em duas regressões: a equação de seleção, estimada por probit, e a equação de rendimentos a ser estimada por mínimos quadrados, conforme o procedimento da correção de Heckman em dois estágios.

A equação de seleção seguiu o modelo:

$$\Pr(pp = 1) = \text{age} + \text{exp} + \text{age}^2 + \text{cor} + \text{sex} + \text{escol2} + \text{escol3} + \text{regSUD} + \text{regSUL} + \text{regCO} + \text{regNO} + \text{anos\_estudo} + \text{idade\_trab} \quad (1)$$

Sendo que *age* é a idade; *exp* é quantidade de anos no trabalho principal; *age2* representa a idade ao quadrado; *pp* é uma variável binária indicando 1, se funcionário público, 0 caso contrário; *cor* é uma variável binária indicando 1, se de raça branca, 0 caso contrário; *sex* indica 1, se é do sexo masculino, 0 caso contrário. A variável *escol2* indica 1, se possui ensino médio completo e *escol3* retorna 1 se possui ensino superior, 0 caso contrário; as variáveis *regSUD*, *regSUL*, *regCO*, *regNOR* retornam 1 se o indivíduo trabalha na respectiva região e 0 caso contrário.

As variáveis *idade\_trab*, que indica a idade que começou a trabalhar, e *anos\_estudo*, que indica a quantidade de anos de estudo do trabalhador, representam fatores que influenciam a probabilidade de que um indivíduo escolha trabalhar no setor público. Serão utilizadas na equação de seleção e estimadas por um probit heteroscedástico para corrigir o efeito da não-aleatoriedade da amostra.

Este probit procura estimar a probabilidade de um trabalhador optar por atuar no setor público. Por meio do método de Heckman, a correção do viés de auto seleção



se dá por meio da estimação da inversa da razão de Mills, que é uma nova variável a ser inserida na equação de rendimentos:

$$\ln w = age + exp + age^2 + pp + cor + sex + escol2 + escol3 + regSUD + regSUL + regCO + regNO + \lambda(a_\varepsilon) \quad (2)$$

A função  $\lambda(a_\varepsilon)$  é denominada razão inversa de Mills e representa a variável que, segundo Heckman (1979), é utilizada como explicativa na regressão principal para eliminar o viés de seletividade amostral.

A equação de rendimentos a ser estimada em todos os modelos tem por variável dependente o logaritmo do salário-hora. Os regressores são representados por uma matriz de covariáveis que buscam captar as habilidades e variáveis demográficas que evidenciam diferenciais não-explicados ou possivelmente ligados à discriminação, como cor, sexo e região onde o trabalhador atua.

## Estatísticas Descritivas

A Tabela 1 resume as estatísticas descritivas para o ano de 2013. Um olhar preliminar é útil para analisar a composição e o comportamento das principais variáveis que explicam o rendimento dos trabalhadores ao longo do tempo.

**Tabela 1: Estatísticas Descritivas - Brasil, 2013**

Variável	Geral		Setor Público		Setor Privado	
	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.
Log Salário-hora	2,031	0,804	2,457	0,858	1,912	8,740
Idade	35,359	12,108	40,139	11,765	34,031	11,865
Experiência	5,595	7,494	10,207	9,823	4,314	6,115
Idade <sup>2</sup>	1.396,893	943,162	1.749,589	974,945	1.298,889	910,195
Cor	0,468	0,499	0,480	0,500	0,465	0,499
Sexo	0,582	0,493	0,422	0,494	0,626	0,484
Primário	0,372	0,483	0,166	0,372	0,429	0,495
Médio	0,449	0,497	0,426	0,494	0,456	0,498
Superior	0,179	0,383	0,408	0,492	0,115	0,319
Sudeste	0,342	0,474	0,276	0,447	0,361	0,480
Sul	0,192	0,394	0,158	0,365	0,201	0,401
Centro-Oeste	0,085	0,279	0,088	0,283	0,084	0,278
Norte	0,134	0,341	0,196	0,397	0,117	0,321
Nordeste	0,246	0,431	0,281	0,450	0,237	0,425
Idade que com. a trabalhar	16,028	4,030	16,809	4,590	15,811	3,833
Anos de estudo	11,065	3,771	12,991	3,448	10,529	3,681
Observações	96.133		20.904 (21,7%)		75.229 (78,3)	

Fonte: PNAD 2013

Da amostra selecionada para o estudo, a maior parte dos trabalhadores atua na iniciativa privada (78,3% contra 21,7%), como pode ser observado na média da variável "Região". Deve-se lembrar que algumas classes de trabalhadores como empregados domésticos, empregadores e por conta própria não fazem parte da amostra, de modo que o aparente elevado percentual de trabalhadores do setor

público não pode ser interpretado como a participação deste sobre a mão de obra total.

Como pode ser observado, existem claras diferenças na composição da mão de obra dos dois setores, o que dá sinais da presença de características comuns à segmentação do mercado.

### **Correção do Viés de Auto Seleção**

Uma questão importante relacionada a estudos que lidam com o diferencial de rendimentos do trabalho diz respeito à seletividade, que consiste no fato de que algumas características não-observáveis dos trabalhadores os induzem a escolher um dos setores para trabalhar. Devido à presença destes atributos, não é possível afirmar que o diferencial de rendimentos seja devido unicamente ao investimento em capital humano. Nesse caso, a amostra não é aleatória e as estimativas podem estar viesadas (CARVALHO *et al.*, 2006).

Dessa forma, é necessário adotar alguma técnica de correção. Neste trabalho será utilizado o modelo de Heckman (1979) em dois estágios. O estimador de Heckman incorpora uma variável nas equações salariais que corrige o viés decorrente de uma participação não-aleatória em um dos setores. Este método permite o controle do modelo de regressão para as chamadas características não-observáveis, e se o impacto dessas características sobre os rendimentos ocorre de forma positiva ou negativa.

É importante destacar que a correção de Heckman (1979) exige ao menos uma variável para identificar o modelo de participação que afete a probabilidade de inserção no setor público sem afetar diretamente o rendimento.

A primeira é a quantidade de anos de estudo. Supõe-se que uma maior quantidade de instrução faça com que o indivíduo tenha a percepção da existência da possibilidade de ser um servidor público, haja vista que pessoas com baixo nível de instrução não saibam como ingressar ou não tenham conhecimento das vantagens relacionadas a trabalhar neste setor.

A segunda variável refere-se à idade que a pessoa começou a trabalhar. A suposição inerente ao uso desta medida é que pessoas que começam a trabalhar muito cedo normalmente acabam por não ter tempo para se dedicar aos estudos ou não dão continuidade à vida acadêmica até atingir certo patamar mínimo de escolaridade que seja suficiente para ser aceita no mercado de trabalho. Por outro lado, pessoas que se dão ao luxo de trabalhar mais tarde, normalmente se dedicam mais aos estudos e, por hipótese, têm um leque maior de possibilidades e decidir onde querem trabalhar.

Apesar de ser de fácil estimação, o problema reside no fato de que, por pressuposto, a decisão de optar por qualquer um dos setores seja igual em todos os quantis da distribuição. Contudo, há evidências que este não seja o comportamento observado na prática. Os trabalhadores das faixas salariais inferiores são mais propensos a escolher o setor público motivados tanto pelo salário mais elevado quanto à estabilidade que a carreira pública proporciona, enquanto que nas faixas mais elevadas de renda, os trabalhadores supostamente optem por sair do mercado de trabalho, podendo até mesmo optar por tomar a posição de empregadores. Segundo Guimarães *et al.* (2005) isso significaria que a preferência por trabalhar ou não no setor privado não é identicamente distribuída entre as observações, e que dessa forma, o processo estocástico que gera os resultados é heterogêneo.

De modo a contornar esse possível problema, o probit a ser utilizado no primeiro estágio para a composição da razão de Mills deve ser a versão heterocedástica, que consiste numa extensão do modelo probit no qual o resíduo da equação é parametrizado, e que seu efeito seja corretamente incorporado nas estimações subsequentes (GUIMARÃES *et al.*, 2005).

Enquanto que no probit convencional a variável dicotômica  $I^*$  mede a probabilidade de participação no setor público é obtida através de uma função não-linear das variáveis independentes  $Z_i$  e  $\phi$  é a função de distribuição acumulada (cdf) de uma variável aleatória normal com média 0 e variância 1:

$$\Pr(I^*) = \phi(Z_i\beta) \quad (3)$$

De acordo com Harvey (1976), no probit heteroscedástico, generaliza-se  $\phi(\cdot)$  para uma função de distribuição acumulada gaussiana com uma variância que não é mais fixa em 1, mas que varia condicionalmente às variáveis explicativas. Assim, a variância do erro  $\sigma_\varepsilon^2$  pode ser representada por:

$$\sigma_\varepsilon^2 = [\exp(Z_i\gamma)]^2 \quad (4)$$

E a probabilidade de sucesso, ou de que o trabalhador escolha o setor público é dada por:

$$\Pr(I^* = 1) = \phi\left(\frac{X_i\beta}{\exp(Z_i\gamma)}\right) \quad (5)$$

A log-verossimilhança é dada por:

$$\ln L = \sum_{i \in S} w_i \ln \phi\left(\frac{X_i\beta}{\exp(Z_i\gamma)}\right) + \sum_{i \notin S} w_i \ln \left[1 - \phi\left(\frac{X_i\beta}{\exp(Z_i\gamma)}\right)\right] \quad (6)$$

Onde  $S$  é o conjunto de observações  $i$  dos trabalhadores que pertencem ao setor público e  $w_i$  é o peso amostral da observação. A maximização da log-verossimilhança permite identificar os parâmetros da equação de seleção.

Assim, o parâmetro relativo à razão de Mills do modelo probit heteroscedástico que irá compor a regressão quantílica será da seguinte forma:

$$\lambda_i(Z_i\beta) = \frac{\phi\left(\frac{X_i\beta}{\exp(Z_i\gamma)}\right)}{\Phi\left(\frac{X_i\beta}{\exp(Z_i\gamma)}\right)} \quad (7)$$

Segundo Carvalho *et al.* (2006), se a estimativa de  $\lambda$  é positiva, isto sugere que o efeito do diferencial estimado sem a correção de Heckman seria viesado para cima. Alternativamente, se a estimativa de  $\lambda$  é negativa, isto sugeriria que o efeito seria viesado para baixo.

## Decomposição de Oaxaca

O método de decomposição proposto Oaxaca (1973) e Blinder (1973) tem sido amplamente utilizado na literatura como uma ferramenta que visa principalmente investigar a discriminação entre grupos relacionados a diferenciais de raça, gênero, classes sociais ou até mesmo localização geográfica.

A simples utilização de MQO não permite dizer qual a parcela da diferença dos rendimentos se deve a características presentes entre os funcionários públicos que são melhor remuneradas (como um maior nível educacional, experiência acumulada ou até mesmo da própria idade) ou se a remuneração é maior simplesmente por que o setor público paga mais independentemente dos atributos dos trabalhadores.

Para se buscar esta resposta, o método de decomposição de Oaxaca fornece um meio de identificar diferenças de rendimento entre os grupos baseadas em três grupos: o efeito composição; efeito estrutura, e a interação.

No caso do estudo em curso, a “discriminação” pode ser interpretada como um “prêmio” ao funcionário que trabalha no setor público.

A técnica parte de um modelo *minceriano* matricial como o observado abaixo:

$$\ln w = X\beta + u \quad (8)$$

Em que  $\ln w$  é o logaritmo natural do salário por hora;  $X$  é conjunto de variáveis explicativas relacionadas à produtividade do indivíduo como educação, experiência, idade dentre outras covariáveis;  $\beta$  é o vetor de parâmetros incluindo interceptos e  $u$  é o termo de erro que tem as características desejáveis.

Uma vez que as variáveis de controle foram estabelecidas, o diferencial entre os grupos pode ser calculado estimando o mesmo modelo para cada subgrupo:

$$\ln w^{pub} = X^{pub} \beta^{pub} + u^{pub} \quad (9)$$

$$\ln w^{priv} = X^{priv} \beta^{priv} + u^{priv} \quad (10)$$

Depois de tomar a esperança de (9) e (10), a diferença entre os rendimentos médios é dado por:

$$\ln w^{pub} - \ln w^{priv} = X^{pub} \beta^{pub} - X^{priv} \beta^{priv} \quad (11)$$

Somando e subtraindo o termo  $X^{priv} \beta^{pub}$  em (19):

$$\ln w^{pub} - \ln w^{priv} = X^{pub} \beta^{pub} - X^{priv} \beta^{priv} + X^{priv} \beta^{pub} - X^{priv} \beta^{pub} \quad (12)$$

$$\ln w^{pub} - \ln w^{priv} = \beta^{pub} (X^{pub} - X^{priv}) + X^{priv} (\beta^{priv} - \beta^{pub}) \quad (13)$$

Assim, o termo  $\beta^{pub} (X^{pub} - X^{priv})$  representa a diferença nos rendimentos devido a características observáveis dos indivíduos, chamado de “efeito composição”, enquanto que  $X^{priv} (\beta^{priv} - \beta^{pub})$  é o chamado “efeito estrutura”, decorrente da diferença na estrutura de rendimento entre os grupos investigados.

## Regressão Quantílica

Por ser uma função solucionada pelo problema de minimização da soma ponderada dos desvios absolutos, a regressão quantílica permite uma medida robusta de localização, de modo que os coeficientes estimados não sejam sensíveis a observações discrepantes (*outliers*) sobre a variável dependente.

Sendo uma abordagem semi-paramétrica, uma vantagem desta técnica é que não são necessárias quaisquer suposições sobre a distribuição dos erros da

regressão. Dessa forma, as regressões quantílicas são úteis na presença de heterocedasticidade. Some-se a isso o fato de que mesmo que os erros não possuam distribuição normal, os estimadores da regressão são mais eficientes.

Segundo Koenker e Basset (1978), seja um conjunto de observações representado pelo logaritmo do salário horário, condicionada por um conjunto de variáveis explicativas  $X$  que representam as características do indivíduo de modo que  $y_i, (i = 1 \dots n)$ . Tal conjunto pode ser representado por um modelo econométrico definido por:

$$y_i = X_i' \beta_\theta + u_{\theta i} \quad (14)$$

Especificando o  $\theta$ -ésimo quantil condicional, sendo  $0 < \theta < 1$ , tem-se que:

$$Quant_\theta(y_i | X_i) = X_i' \beta_\theta \quad (15)$$

Enquanto que o método de MQO resume-se a um problema de minimização dos quadrados dos erros, o estimador de regressão quantílica minimiza a soma dos desvios absolutos. Dessa forma, a equação de regressão quantílica é obtida a partir do problema de:

$$\min_\beta \frac{1}{n} \left[ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right] = \min_\beta \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(u_{\theta i}) \quad (16)$$

Sendo que  $\rho_\theta(\cdot)$  é uma função *check* definida como:

$$\rho_\theta(\cdot) = \begin{cases} \theta u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} \geq 0 \\ (\theta - 1) u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} < 0 \end{cases}$$

Da mesma maneira que na estimação por MQO, os coeficientes estimados medem a influência das variáveis exógenas sobre a variável dependente, desta vez condicionadas ao  $\theta$ -ésimo quantil.

### Decomposição Quantílica de Melly

De maneira geral, não há razão para exigir que a taxa de retorno ou a resposta do rendimento de um trabalhador em relação a um ano adicional de escolaridade ou experiência seja a mesma em todos os pontos da distribuição.

Desse modo, Melly (2006) propõe um procedimento para a decomposição de Oaxaca-Blinder em diferentes quantis da distribuição condicional. O método por ele sugerido possui o conceito de “Efeito Tratamento na Média”, e a decomposição pode ser estendida para se estimar a distribuição contrafactual utilizando o modelo de regressão quantílica.

De acordo com Melly (2006), é possível expressar o problema em termos do efeito de um determinado tratamento binário  $T$  sobre o produto  $Y$ , sendo  $T_i = 1$  o grupo de tratamento e  $T_i = 0$  o grupo de controle.

No presente trabalho, o tratamento binário refere-se aos setores de trabalho. Assim, o grupo de controle são os funcionários privados e o grupo de tratamento são os funcionários do setor público. O produto  $Y$ , refere-se ao rendimento auferido.



Para dar início à apresentação do modelo, deve-se utilizar o conceito de “efeito do tratamento médio” no grupo tratado, que pode ser representado por:

$$E[Y(1)|T = 1] - E[Y(0)|T = 1] \quad (17)$$

Melly (2006) estende este conceito, considerando o efeito do tratamento quantílico:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta) \quad (18)$$

Que representa a diferença entre os resultados do grupo tratado e do grupo de controle que equivalem ao  $\theta$ -ésimo quantil de suas respectivas distribuições acumuladas.

Ampliando ainda mais esta abordagem, o efeito tratamento quantílico no grupo tratado é representado por:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta|T = 1) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T = 1) \quad (19)$$

Ou seja, é a diferença entre os resultados do grupo tratado, dado que ele recebeu o tratamento, e do grupo controle, se ele tivesse recebido o tratamento, para cada  $\theta$ -ésimo quantil, de modo que o termo  $F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T = 1)$  representa a distribuição contrafactual.

Para encontrar a diferença entre os dois grupos, é preciso obter quantis incondicionais para ser possível estimar a distribuição contrafactual, ou seja, a distribuição que seria observada caso o grupo controle tivesse sido tratado.

Melly (2006) propõe um procedimento em quatro passos para estimar os quantis contrafactuais que serão utilizados para decompor as diferenças na distribuição e estimar os efeitos de tratamento quantílico. Contudo, a distribuição condicional pela simples inversão da função quantílica condicional pode não ser possível pois esta função não é necessariamente monotônica e, portanto, não pode ser simplesmente invertida.

Utilizando algumas propriedades das funções de distribuições, o autor consegue encontrar um estimador para a função de distribuição incondicional.

Com a função de distribuição inversa incondicional encontrada, pode-se estimar o quantil contrafactual  $\hat{q}_c(\theta, \hat{\beta}_{pub}, X_{priv})$ , por meio do estimador:

$$\hat{q}_c(\theta) = \inf \left\{ q: \frac{1}{n_1} \sum_{i=T=1}^N \hat{F}_{Y(0)}(q|X_i) \geq \theta \right\} \quad (20)$$

Juntamente com as estimativas dos quantis do grupo tratado  $\hat{q}_{pub}(\theta, \hat{\beta}_{pub}, X_{pub})$  e de controle  $\hat{q}_{priv}(\theta, \hat{\beta}_{priv}, X_{priv})$ , é possível proceder a decomposição. Ademais, Melly (2006) prova que  $\hat{q}_c$ ,  $\hat{q}_{pub}$  e  $\hat{q}_{priv}$  são consistentes e normalmente distribuídos assintoticamente.

Sendo  $\theta$ -ésimo quantil da distribuição que seria observado caso as unidades do grupo tratado não tivessem recebido tratamento, a decomposição do  $\theta$ -ésimo quantil da distribuição é dada por:

$$\hat{q}_{pub}(\theta) - \hat{q}_{priv}(\theta) = [\hat{q}_{pub}(\theta) - \hat{q}_c(\theta)] + [\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_{priv}(\theta)] \quad (21)$$

O termo  $\hat{q}_c(\theta)$  representa o rendimento contrafactual para  $\theta$ -ésimo quantil que será utilizada na estimação do diferencial entre os grupo tratado e o controlado. Os  $\hat{q}_{pub}(\theta)$  e  $\hat{q}_{priv}(\theta)$  representam os rendimentos estimados dos trabalhadores públicos e privados respectivamente.

O termo  $\hat{q}_{pub}(\theta) - \hat{q}_{priv}(\theta)$  mostra a diferença bruta entre os setores no  $\theta$ -ésimo quantil;  $[\hat{q}_{pub}(\theta) - \hat{q}_c(\theta)]$  refere-se à diferença setorial (coeficientes) e por fim,  $[\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_{priv}(\theta)]$  retorna a parte do hiato devido a características produtivas.

De maneira análoga, a função de decomposição de Melly (2006) pode ser representada por:

$$\ln \hat{w}_{pub}(\theta) - \ln \hat{w}_{priv}(\theta) = [\ln \hat{w}_{pub}(\theta) - \ln \hat{w}_c(\theta)] + [\ln \hat{w}_c(\theta) - \ln \hat{w}_{priv}(\theta)] \quad (22)$$

Melly (2006) prova que seu estimador é idêntico ao estimador de Machado e Mata (2005) se o número de simulações usado no procedimento tende ao infinito, além de usar de maneira mais eficiente a informação contida nos dados.

Todos as estimações foram feitas com o uso do *software* Stata 12.0.<sup>3</sup>

## RESULTADOS

### Correção do Viés de Seletividade

O resultado da regressão probit heteroscedástico referente ao primeiro estágio do procedimento de Heckman é mostrado na Tabela 2. Os valores estimados dos coeficientes não têm interpretação direta, apenas são os valores que maximizam a função de verossimilhança.

**Tabela 2: Estimação do Probit Heteroscedástico: Brasil, 2013**

Variável	Coef	Desv Pad	z	P>z	[95% IC]	
age	0,0362	0,0035	10,2900	0,000	0,0293	0,043
exp	0,0554	0,0017	31,66	0,000	0,0520	0,059
age2	-0,0003	0,0000	-6,440	0,000	0,000	0,000
cor	-0,0803	0,0148	-5,42	0,000	-0,1093	-0,051
sex	-0,5148	0,0198	-26,06	0,000	-0,5535	-0,476
escol2	0,4872	0,0184	26,43	0,000	0,4511	0,523
escol3	1,3434	0,0354	37,91	0,000	1,2739	1,413
regSUD	-0,4547	0,0224	-20,34	0,000	-0,4985	-0,411
regSUL	-0,3836	0,0247	-15,55	0,000	-0,4319	-0,335
regCO	-0,0658	0,0260	-2,53	0,011	-0,1167	-0,015
regNOR	0,3241	0,0228	14,24	0,000	0,2795	0,369
constante	-2,3414	0,0912	-25,67	0,000	-2,5201	-2,163
anos_estudo	0,0207	0,0020	10,27	0,000	0,0168	0,025
idade_trab	0,0023	0,0014	1,66	0,096	-0,0004	0,005

Fonte: PNAD 2013

Todas as variáveis da equação de rendimentos são significativas a pelo menos 5%. Em relação às variáveis escolhidas para a equação de seleção, a que

<sup>3</sup> Para a decomposição quantílica de Melly (2006), foi utilizado o comando *rqdeco*.

representa a quantidade de anos de estudo é significativo a 1%. A variável *idade\_trab*, por sua vez, não é significativa a 5%, mas o é a 10%. Uma vez estimado o probit da equação de seleção, pode-se estimar a inversa da razão de Mills que corrige o viés de seleção amostral.

## Resultados das Decomposições

A decomposição Oaxaca-Blinder permite inferir qual a parcela do hiato de rendimentos relaciona-se às características produtivas e à diferença de setores. Os resultados estimados são apresentados na Tabela 3:

**Tabela 3: Resultados da Decomposição de Oaxaca: Brasil, 2013**

Setor	Coef	Desv Pad	z	P>z	Rend./hora
Privado	1,912	0,003	690,84	0,000	R\$ 6,77
Público	2,457	0,006	407,77	0,000	R\$ 11,67
% Diferença					
<b>Hiato Total</b>	<b>-0,545</b>	0,007	-82,16	0,000	<b>72,41%</b>
Composição	-0,396	0,007	-55,06	0,000	52,7%
Estrutura	-0,170	0,007	-24,71	0,000	22,6%
Interação	0,022	0,007	2,93	0,003	-2,9%
<i>n</i>	93.072				
Privado	72.778				
Público	20.294				

Fonte: PNAD 2013

Dos dados mostrados na Tabela 3 onde os trabalhadores privados são o grupo de referência, é possível que este grupo tem um rendimento-hora inferior, pois a diferença entre os coeficientes estimados é de 0,545, o que indica que o rendimento dos trabalhadores do setor público é de R\$ 11,67, que representa um rendimento 72,4% maior do que os trabalhadores do setor privado, que é R\$ 6,77. Tais valores são simplesmente a conversão dos coeficientes por meio de antilogaritmo.

Pode-se observar que 52,7% relacionam-se ao efeito composição, 22,6% ao efeito estrutura e o coeficiente referente à interação de características e coeficientes representam 2,9% da diferença total. Por ter sinal negativo, há indícios que essa parcela contribua com a redução da discrepância de rendimentos.

Dessa forma, fica evidente a presença de um elemento não-observável, um “prêmio”, não unicamente relacionado aos atributos dos funcionários públicos.

A regressão quantílica, por sua vez, permite inferências sobre qualquer ponto da distribuição ao invés de mostrar apenas o valor esperado da variável dependente condicionada à média. É uma forma conveniente de lidar com a heterogeneidade das variáveis.

A Tabela 4 exhibe o retorno das variáveis explicativas sobre o rendimento do salário-hora em nove pontos distintos da distribuição. Praticamente todos os coeficientes são significativos a 1%, exceto onde indicado:

**Tabela 4: Resultados da Regressão Quantílica – retorno das variáveis explicativas sobre o rendimento do salário-hora, Brasil, 2013**

Quantil	1	2	3	4	5	6	7	8	9
age	0,0507	0,0422	0,0416	0,0376	0,0356	0,0326	0,0293	0,0231	0,0209
exp	0,0254	0,0258	0,028	0,025	0,0236	0,0217	0,0185	0,0133	0,0091
age2	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0003	-0,0003	-0,0002	-0,0002
pp	0,1283	0,1168	0,1171	0,1294	0,1358	0,1499	0,1762	0,1938	0,1989
cor	0,0375	0,0421	0,0474	0,0629	0,0743	0,0857	0,1028	0,1238	0,1684
sex	-0,0289	0,004*	0,0297	0,1035	0,1562	0,217	0,2933	0,3738	0,4357
escol2	0,3704	0,3425	0,3521	0,3201	0,3132	0,3042	0,2857	0,2701	0,2935
escol3	1,0338	1,0989	1,1973	1,1576	1,1643	1,1516	1,1276	1,096	1,1432
regSUD	0,1885	0,1452	0,1358	0,1838	0,2064	0,2386	0,2727	0,2973	0,2688
regSUL	0,2429	0,2089	0,1957	0,2301	0,2464	0,2704	0,2849	0,289	0,2283
regCO	0,2635	0,2177	0,2167	0,2344	0,2441	0,2537	0,2582	0,2369	0,1883
regNOR	0,269	0,2259	0,2294	0,2123	0,2047	0,1925	0,1716	0,1399	0,1211
lambda	0,3962	0,3523	0,3584	0,2441	0,1802	0,0913	-0,022*	-0,1637	-0,2512
constante	-1,0047	-0,5698	-0,4917	-0,132	0,086*	0,3824	0,7545	1,2726	1,7064
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1562	0,1742	0,2077	0,2306	0,2502	0,2647	0,2784	0,2847	0,2687
n	93.072								

(\*) Não significativo

Fonte: PNAD 2013

Por meio da regressão quantílica, é possível observar que esta não é uniforme: no primeiro quantil, o coeficiente da variável *pp* (indica o retorno adicional para o trabalhador que é funcionário público) é de 12,83%, sendo que no segundo o valor decresce e passa a ser crescente até o último quantil.

Finalmente, a decomposição quantílica, permite quantificar as parcelas da desigualdade total de rendimentos que são devidos às características produtivas e à diferença setorial para qualquer ponto da distribuição.

Os resultados podem ser vistos abaixo:

**Tabela 5: Resultados da Decomposição Quantílica: Brasil, 2013**

Componente	Efeitos	Desv. Pad.	t	P >  t	[95% IC]	
Quantil .1						
Diferença Bruta	0,2383	0,0043	55,85	0,000	0,2300	0,2467
Composição	0,1059	0,0064	16,51	0,000	0,0933	0,1185
Estrutura	0,1324	0,0037	36,28	0,000	0,1253	0,1396
Quantil .2						
Diferença Bruta	0,2786	0,0054	51,32	0,000	0,2680	0,2893
Composição	0,1399	0,0058	24,06	0,000	0,1285	0,1513
Estrutura	0,1387	0,0020	67,77	0,000	0,1347	0,1427
Quantil .3						
Diferença Bruta	0,3568	0,0063	56,80	0,000	0,3445	0,3691
Composição	0,1826	0,0063	29,14	0,000	0,1703	0,1949
Estrutura	0,1742	0,0019	93,59	0,000	0,1705	0,1778
Quantil .4						
Diferença Bruta	0,4450	0,0064	69,52	0,000	0,4324	0,4575
Composição	0,2371	0,0075	31,45	0,000	0,2223	0,2518
Estrutura	0,2079	0,0019	106,77	0,000	0,2041	0,2117

**Tabela 5: Resultados da Decomposição Quantílica: Brasil, 2013 (continuação)**

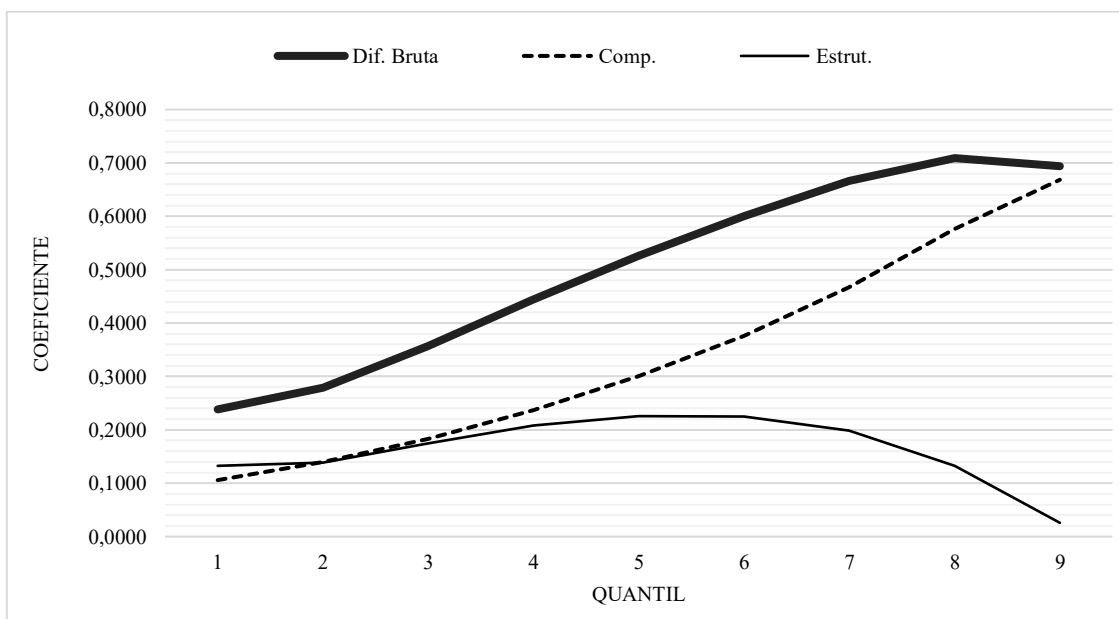
Componente	Efeitos	Desv. Pad.	t	P >  t	[95% IC]	
Quantil .5						
Diferença						
Bruta	0,5261	0,0060	87,69	0,000	0,5143	0,5378
Composição	0,3004	0,0095	31,68	0,000	0,2818	0,3190
Estrutura	0,2257	0,0021	107,54	0,000	0,2216	0,2298
Quantil .6						
Diferença						
Bruta	0,6005	0,0061	98,41	0,000	0,5885	0,6124
Composição	0,3760	0,0110	34,22	0,000	0,3545	0,3976
Estrutura	0,2244	0,0022	100,50	0,000	0,2201	0,2288
Quantil .7						
Diferença Bruta	0,6659	0,0070	94,61	0,000	0,6521	0,6797
Composição	0,4668	0,0126	36,99	0,000	0,4421	0,4915
Estrutura	0,1991	0,0027	74,41	0,000	0,1939	0,2044
Quantil .8						
Diferença Bruta	0,7090	0,0076	93,89	0,000	0,6942	0,7238
Composição	0,5760	0,0142	40,65	0,000	0,5482	0,6038
Estrutura	0,1330	0,0044	30,23	0,000	0,1244	0,1416
Quantil .9						
Diferença Bruta	0,6943	0,0108	64,01	0,000	0,6731	0,7156
Composição	0,6685	0,0162	41,32	0,000	0,6367	0,7002
Estrutura	0,0259	0,0088	2,93	0,003	0,0085	0,0432
<i>n</i>	93.072					
Privado	72.778					
Público	20.294					

Fonte: PNAD 2013

Para cada quantil estimado, são calculados a diferença bruta, o efeito composição e o efeito estrutura. Todos os valores são significativos a 1%. Como já pôde ser constatado por meio dos resultados da regressão quantílica anteriormente apresentados, as diferenças entre os quantis são marcantes.

A decomposição de Oaxaca-Blinder sugere que as disparidades de rendimento no Brasil em 2013 favorecem os funcionários públicos, que recebem em média, um valor 72,4% maior no salário-hora, dos quais um terço do total diz respeito à parcela relacionada com a diferença estrutural dos grupos estudados. Entretanto, esta técnica não lida de maneira adequada com a heterogeneidade da distribuição. No entanto, a decomposição quantílica permite contornar tal limitação.



**Figura 1: Resultados da Decomposição Quantílica, Brasil 2013**

Fonte: PNAD 2013

Como pode ser visto na Figura 1, no primeiro quantil da distribuição, o diferencial bruto é de 23,8% em favor do setor público. O retorno com base nas características é cerca de 10% e o retorno com base nos coeficientes é de 13%. Ou seja, o prêmio salarial é maior do que a parcela da remuneração baseada na produtividade dos trabalhadores. Ao longo da distribuição, há um crescimento contínuo do efeito composição e um comportamento crescente do efeito estrutura até o sexto quantil e declinante até o nono, onde torna-se praticamente nulo,

## CONCLUSÕES

A teoria da segmentação de mercado parece ser a que melhor pode explicar as diferenças entre os dois grupos. O setor privado é muito mais dinâmico pois a rotatividade da mão de obra é muito maior que o setor público, além de ser acessível a todos que queiram ingressar. Outra característica importante deste segmento é que o valor da aposentadoria é limitado ao teto estipulado pelo Regime Geral da Previdência Social. O setor público, por sua vez, tem a prerrogativa da estabilidade do emprego, aposentadorias em sua maioria maiores que o teto da previdência além de não ser totalmente acessível a qualquer trabalhador que queira ingressar neste setor. Essas particularidades mostram que estruturas tão diversas apresentam magnitudes diferentes de retornos com base em características produtivas, além do próprio impacto setorial.

Por meio das técnicas de estimação utilizadas, foi possível verificar a presença de um hiato de rendimentos favorável aos trabalhadores do setor público. Os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder mostraram que o hiato verificado em 2013 era de 72,4%, dos quais 52,7% relacionados às características produtivas, 22,6% à diferença estrutural (prêmio) e uma pequena parcela de 2,9% que representa a interação dos dois fenômenos, é favorável aos trabalhadores do setor privado.

Posteriormente, utilizou-se a regressão quantílica para deixar claro que os métodos de estimação pela média podem omitir informações relevantes para

diferentes pontos da amostra. Os resultados mostraram que o hiato tem comportamento variável. É maior no primeiro quantil, que registrou um coeficiente de 0,1283, declinante no segundo quantil e a partir disso é crescente até o nono quantil, com coeficiente de 0,1989.

Por fim, a decomposição quantílica mostrou que o retorno do efeito estrutural apresenta um comportamento com formato de parábola invertida ao longo da distribuição. Os quantis mais próximos à média da distribuição possuem prêmios maiores do que nos extremos. O prêmio salarial do último quantil é praticamente nulo.

Em geral, são resultados condizentes com a literatura. Não é possível, contudo, compará-los rigorosamente com outros trabalhos em função da grande variedade de critérios adotados. Mas a presença de um hiato favorável ao setor público é constatada nos trabalhos de Macedo (1985), Bender e Fernandes (2006), Braga (2008) entre outros. Holanda (2009) faz uma extensa revisão de literatura sobre o tema e não encontra qualquer estudo que indique um hiato favorável ao setor privado.

Finalmente, é importante ressaltar que as conclusões mais importantes obtidas com o estudo são que os funcionários públicos possuem benefícios importantes que não são acessíveis aos trabalhadores privados e ainda assim possuem uma remuneração maior, nem sempre associada à sua produtividade.

## REFERÊNCIAS

AKERLOF, G. A. Labor contracts as partial gift exchange. **The Quarterly Journal Of Economics**, v. 97, n. 4, p. 543-569, 1982.

ARAÚJO, R. L. P. de. **Diferencial de Salários Público-Privado**: Controlando para Escolha Setorial Endógena. Dissertação (Mestrado) - Universidade de Brasília, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2011.

ARBACHE, S. J.; DE NEGRI, J. A. Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 159-184, 2004.

BARBOSA, A. L. H. Ensaio sobre diferencial de salários e estimação de demanda no Brasil. 2012. Tese de Doutorado. **Fundação Getúlio Vargas**. Rio de Janeiro, 2012.

BELLUZZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Vol. 59, n. 4, p. 511-533, 2005.

BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos públicos com Pessoal: uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro no período 1992 - 2004. In: **Anais do XXXIV Encontro de Economia da ANPEC**, 2006.

BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, p. 435-455, 1973.

BRAGA, B. G. **Educação, experiência e o hiato salarial entre o setor público e privado no Brasil**. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

CARVALHO, A. P.; NÉRI, M.; SILVA, D. B. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. **XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP**. Rio de Janeiro, 2006.

DALBERTO, C. R. **Formalidade vs. informalidade no mercado de trabalho brasileiro**: uma investigação dos diferenciais de rendimento. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Viçosa, 2014.

FERNANDES, R. Desigualdade salarial: aspectos teóricos. In: **CORSEIUL, C. H. Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 152 p., 2002.

FOGUEL, M.N.; GILL, I.; MENDONÇA, R. The public-private wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 4, p. 433-472, 2000.

GIORDANO R. et al. The public sector pay gap in a selection of Euro area Countries. **European Central Bank Working Paper Series n. 1406**, p. 42, 2011

GREGORY, R. G.; BORLAND, J. Recent developments in public sector labor markets. In: ASHENFELTER, O. C.; CARD. D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**, v. 3, chap. 53, p. 3573-3630, North-Holland, Amsterdam, 1999.

GUIMARAES, R.; OLIVEIRA, A. M. H. C. DE. Análise da distribuição salarial entre o setor público e privado no Brasil (1987-2005) com aplicações para a Reforma Administrativa do Governo Federal. **Finanças Públicas: XII Prêmio do Tesouro Nacional 2007**. Brasília: Editora Universidade de Brasília. 1ª Ed., p. 251–308, 2008.

HARVEY, A. C. Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity. **Econometrica** n. 44, p. 461–465, 1976.

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

KOENKER, R.; e BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, v.46, n.1, p.33-49, 1978.

LIMA, R. Mercado de trabalho: O capital humano e a teoria da segmentação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, n. 10, p. 217-272, 1980.

LUCIFORA, C.; MEURS, D. The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy. **Review of Income and wealth**, v. 52, n. 1, p. 43-59, 2006.

MACEDO, R. Diferenciais de salários entre empresas privadas e estatais no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.3, n. 2, p. 437-448, 1985.

MELLY, B. Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regressions. **Empirical Economics**, vol.30, p. 505–520, 2005.

\_\_\_\_\_. Estimation of counterfactual distributions using quantile regression. **Review of Labor Economics** , v.68, n.4, p. 543–572, 2006.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. Nova York: Columbia University Press, 1974.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, p. 693-709, 1973.

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

\_\_\_\_\_. Government wage differentials. **Journal of Urban Economics**. v. 4: p. 248-271, 1977.

TSALIKI, P. V. Human Capital. International encyclopedia of social sciences, Editor: William A. Darity, Jr., Vol. 3, 2ª Ed., Detroit: **MacMillan Reference USA**, p. 506-510, 2008.