

DIFERENCIAIS SALARIAIS ENTRE OS TRABALHADORES DOS SETORES PÚBLICO E PRIVADO: HETEROGENEIDADE NÃO OBSERVADA E O VIÉS DE AUTOSSELEÇÃO SETORIAL

Everlândia de Souza Silva (UFRPE/UAST)
Roberta Moraes Rocha (UFPE /CAA)

Resumo

Este artigo analisa o diferencial de salários entre os trabalhadores do setor público e privado corrigindo a endogeneidade causada pelas características não observáveis dos trabalhadores e a escolha setorial não aleatória. Para tanto, foram estimadas equações mincerianas, por MQO e painel com efeitos fixos, considerando a correção de viés de seleção através do procedimento de Heckman, e um modelo de regressão com mudança endógena. A principal contribuição da pesquisa é a estimação do modelo de regressão com mudança endógena aplicado para dados em painel. A análise utiliza um painel de dados longitudinais dos trabalhadores formais registrados na base da RAIS-MTE para o período de 2005 à 2009 e é realizada para o Estado de Pernambuco. Os resultados deste trabalho apontam um diferencial salarial positivo para os trabalhadores do setor público, mesmo após o controle da heterogeneidade não observada: os trabalhadores do setor público recebem, em média, 8,62% a mais que os trabalhadores do setor privado, indicando uma segmentação no mercado de trabalho pernambucano comprovada a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. O modelo de mudança endógena indicou que para algumas variáveis a contribuição para a determinação do nível de salários é menor no setor público, o que serve como respaldo para a segmentação setorial.

Palavras-chave: Heckman; Decomposição Oaxaca-Blinder; Painel; *Endogenous switching regression*; viés de seleção.

Abstract

This article analyzes the wage differential between workers in the public and private sector correcting the endogeneity caused by unobservable characteristics of workers and not random sectoral choice. Therefore, Mincer equations were estimated by OLS and fixed effects panel considering the selection bias correction through the Heckman procedure, and a regression model with endogenous change. The main contribution of the research is the estimation of the regression model with endogenous change applied to panel data. The analysis uses a longitudinal data panel of formal workers registered on the basis of RAIS-MTE for the period 2005 to 2009 and is performed in the State of Pernambuco. The results of this study show a positive wage differential for public sector workers, even after controlling for unobserved heterogeneity: public sector workers to receive, on average, 8,62% more than workers in the private sector, indicating segmentation in labor market from Pernambuco proven from the decomposition of Oaxaca-Blinder. The endogenous change model indicated that for some variables the contribution to the determination of the wage level is lower in the public sector, what serves as support for the sector segmentation.

Key words: Heckman; Oaxaca-Blinder decomposition; Panel; *Endogenous switching regression*; selection bias.

JEL Classifications: C3; J24; J31.

1. Introdução

A distribuição de rendimentos no Brasil estabelece-se com um elevado grau de iniquidade quando analisada no contexto econômico mundial (DINIZ; ARRAES, 2005; HOFFMANN, 2001; BARROS et. al., 2006; SABOIA, 2007). Este é um problema recorrente em países menos desenvolvidos e entender os seus condicionantes é de extrema importância para a aplicação de políticas públicas que possam minimizar essa realidade perversa. Mais preocupante ainda é quando o governo contribui para a persistência dessa desigualdade: fato este condizente com uma grande participação do setor público na força de trabalho ocupada e elevado diferencial salarial em favor aos trabalhadores do setor público em comparação ao setor privado, sem que este seja explicado por diferenças entre a produtividade dos trabalhadores. No Brasil, quanto a dicotomia público/privado observa-se uma diferença de salário médio de 72,98% a favor dos trabalhadores do setor público em 2009; esta diferença era de 52,78% em 2005 (RAIS, 2009).

No Brasil, o setor público¹ tem uma importante participação na geração de emprego. De acordo com dados do Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS), para o ano de 2009, cerca de 20,16% dos trabalhadores formais encontram-se empregados no setor público. Desagregando a análise a nível regional, o mercado de trabalho brasileiro apresenta características peculiares com relação à representatividade do emprego público. Apesar da região Sudeste possuir o maior número de funcionários públicos, 31,12% do total do Brasil, no que se refere à proporcionalidade de funcionários públicos pela população ocupada esta região ocupa a última posição, com um percentual de 14,84%. Já a região Nordeste ocupa a segunda posição nos dois quesitos mencionados. Do total de funcionários públicos do Brasil 27,43% pertencem a região Nordeste. Com relação à quantidade de funcionários públicos pela população ocupada, no Nordeste, 30,71% da população ocupada é composta por empregados do setor público, ficando atrás apenas da região Norte (com uma porcentagem de 37,23%), que por sua vez possui o menor número de funcionários públicos, 9,82% do total do Brasil. Neste sentido, verifica-se a representatividade e importância da região Nordeste no mercado de trabalho do setor público.

A Região Nordeste, tem como destaque o Estado de Pernambuco cuja força de trabalho representa um percentual de 18,86% do total do Nordeste. No que se refere ao emprego no setor público, do total de funcionários públicos do Nordeste 15,79% encontram-se empregados no estado de Pernambuco e a proporção de funcionários públicos pela população ocupada representa 25,72% (RAIS, 2009). Considerando o salário médio dos trabalhadores formais, percebe-se que em 2009, os trabalhadores do setor público recebiam em média 80,60% a mais que os do setor privado no Estado de Pernambuco, enquanto que a nível nacional essa diferença era de 72,98% (RAIS, 2009). Analisando os microdados da RAIS-MTE para o mercado de trabalho pernambucano, em 2005, observa-se que enquanto os trabalhadores do setor privado exibem uma remuneração real média de R\$ 753,43, os funcionários públicos recebem uma remuneração média de R\$ 1.218,68. Em 2009, observa-se que esta tendência se mantém, os trabalhadores do setor público e do setor privado obtêm uma remuneração média de R\$ 2.542,02 e R\$1.367,78, respectivamente.

No geral, a dicotomia salarial observada entre o setor público e privado em favor deste primeiro grupo pode ser explicada sob duas óticas. Uma relacionada ao fato dos trabalhadores

¹ Aqui considera-se do setor público os trabalhadores que de acordo com a metodologia da RAIS tiveram vínculo empregatício definido por: Servidor regido pelo Regime Jurídico Único (federal, estadual e municipal) e militar, vinculado a Regime Próprio de Previdência; Servidor regido pelo Regime Jurídico Único (federal, estadual e municipal) e militar, vinculado ao Regime Geral de Previdência Social; Servidor público não efetivo (demissível *ad nutum* ou admitido por meio de legislação especial, não-regido pela Consolidação das Leis do Trabalho).

do setor público serem mais produtivos e qualificados. Neste caso, os postos de trabalho oferecidos pelo setor público, por algum motivo, tenderiam a atrair os trabalhadores mais qualificados. Ou, essa dicotomia pode ser reflexo da própria segmentação entre os setores, possibilitando o surgimento de uma “renda econômica” para os funcionários do setor público. Neste último caso, pode-se ter uma situação em que os trabalhadores empregados no setor público recebam em média um maior salário e ainda sejam menos produtivos que os trabalhadores do setor privado.

Vergara (1991) ressalta que os trabalhadores do setor público, no Brasil, acabam por obter um retorno salarial específico que não guarda nenhuma relação com a sua produtividade. Este retorno seria reflexo da sua própria condição de funcionário público, caracterizado pela autora como uma “renda econômica” auferida a partir do setor onde os trabalhadores estão empregados. Além disso, Heitmueller (2004), Araújo (2004) e Holanda (2009) evidenciam ainda que além dos maiores salários e empregos mais estáveis os trabalhadores do setor público ainda gozam de maiores benefícios trabalhistas como aposentadoria integral, férias, planos de carreira, planos de saúde, entre outros. Esta situação faz com que o setor público seja altamente atrativo para alguns trabalhadores no Brasil, de modo que estes vão preferir trabalhar nesse setor, direcionando seus esforços para obter trabalhos que almejam. Nesse caso, percebe-se que os indivíduos escolhem os setores em que irão trabalhar, havendo neste caso um problema de endogeneidade, no sentido de que fatores não controlados ou não observados afetam tanto os salários como a decisão de trabalhar no setor público.

Assim é imprescindível avaliar os diferenciais considerando as características observadas e não observadas, além de verificar como às ocupações desempenhadas pelos trabalhadores nos dois setores pode influenciar na magnitude deste diferencial, pois conforme observado pelos dados da RAIS de 2005, a maior parte dos trabalhadores do setor público (25,5%) estão inseridos no grupo ocupacional dos Trabalhadores de serviços administrativos, sendo seguidos pelos Profissionais das ciências e das artes (21,4%), Técnicos de nível médio (15%), Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio (14,1%), Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes (7,7%). Silva e Rocha (2015) evidenciaram que os Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes e os Profissionais das ciências e das artes são os grupos ocupacionais que apresentam os maiores diferenciais salariais positivos após o controle das características não observadas, assim as ocupações típicas do setor público são aquelas que melhor remuneram os trabalhadores.

A determinação dos diferenciais salariais entre os setores público e privado merece atenção especial uma vez que envolve elementos que a Teoria do capital humano e a Teoria da segmentação não são capazes de captar. Pois, enquanto no setor privado as decisões típicas de contratação de trabalhadores e determinação salarial são delineadas em um ambiente de mercado, onde o objetivo central é a maximização dos lucros, a definição destas questões no setor público envolve além destes fatores, aspectos políticos e sociais. Esta conjuntura acaba por beneficiar os trabalhadores do setor público, mesmo considerando aqueles que possuem características e ocupações iguais às dos trabalhadores do setor privado. Assim, a literatura empírica nacional e internacional evidencia um diferencial positivo para estes trabalhadores (VERGARA, 1991; MACEDO, 1985; VAZ e HOFFMAN, 2007; GREGORY e BORLAND, 1999; ARAÚJO, 2011; HEITMUELLER, 2004; FERNANDES, 2005; GUIMARÃES et. al., 2010; SOUZA e MEDEIROS, 2012, BARBOSA e BARBOSA FILHO, 2012; CAMPOS e CENTERO, 2011; SIMINSKI, 2008; IMBERT, 2011).

Deste modo, dado a legislação trabalhista no Brasil a qual protege o trabalhador alocado no setor público, é difícil entender porque os mesmos teriam um “prêmio salarial” já que esperar-se-ia que os funcionários públicos, estivessem dispostos a receber um menor salário em troca da estabilidade no emprego ou benefícios trabalhistas (como aposentadoria

integral, férias, planos de carreira, planos de saúde, entre outros). Diante destes questionamentos, o objetivo deste estudo é estimar o diferencial salarial entre os setores público e privado do Estado de Pernambuco a partir dos microdados da RAIS-MTE para os anos de 2005 a 2009. Em um primeiro momento, estima-se um painel de efeitos fixos à nível do trabalhador que capta a heterogeneidade não observada dos trabalhadores. Em um segundo momento, estima-se um modelo de regressão com mudança endógena (*endogenous switching regression model*) com a intenção de avaliar os efeitos endogeneidade causada pela variável identificadora do setor do trabalhador, de modo a controlar o viés de autosseleção da amostra considerada.

Este trabalho apresenta duas contribuições para a temática estudada no Brasil. Ao analisar o diferencial salarial entre os setores público e privado utilizando um painel à nível do trabalhador controla a partir dos efeitos fixos das características não observadas dos trabalhadores possíveis vieses causados pela omissão desses atributos. Na literatura brasileira apenas o estudo de Fernandes (2005) tenta avaliar o diferencial público-privado considerado a heterogeneidade não observada, todavia o mesmo utiliza um pseudo painel com base nos dados da PNAD. No que se refere à análise da endogeneidade na escolha setorial, apesar de ser vasta a literatura brasileira utilizando um modelo de regressão com mudança endógena (*endogenous switching regression model*), este trabalho será pioneiro na avaliação do viés de autosseleção utilizando às informações disponíveis na RAIS, sendo possível aplicar este modelo a partir de um painel de dados.

Além disso, dado a crescente preocupação com déficit público do governo brasileiro, já que os salários é um importante componente dos custos, acredita-se que avaliar os diferenciais salariais entre o setor público e privado seja de suma importância para tecer comparações entre a produtividade dos trabalhadores. Assim, se ao verificar a existência de um diferencial positivo em favor dos trabalhadores do setor público mesmo após considerados controles para as características observadas e não observadas dos trabalhadores e da sua ocupação, pode-se afirmar que este diferencial salarial reflete apenas uma segmentação no mercado de trabalho, comprometendo a “eficiência” dos estabelecimentos públicos. Além disso, o hiato do salário público-privado é imprescindível para um melhor entendimento das desigualdades observadas no mercado de trabalho brasileiro, examinando em que medida às ações do Estado determinam (positiva ou negativamente) essas desigualdades.

2. Evidências Empíricas

A desigualdade de renda é um problema social bem explorado pela literatura econômica (DINIZ; ARRAES, 2005; HOFFMANN, 2001; BARROS et al., 2006; SABOIA, 2007) e tem sido alvo de políticas públicas no Brasil, especialmente, quando se trata da desigualdade de oportunidades, referente àquele diferencial de rendimento que se deve a fatores que não são controlados pelos trabalhadores. Desse modo, estudos sobre diferenciais salariais (BIDERMAN; GUIMARÃES, 2003; MORICONI et al., 2009; CUNHA, 2009; PONTES, 2007; CUNHA; VASCONCELOS, 2011) em especial destinadas as diferenças de rendimentos entre os trabalhadores do setor público e privado, tem contribuído para avaliar os efeitos das políticas públicas na determinação dos salários no mercado de trabalho, bem como para propor sugestões nas formulações dessas políticas com o intuito de mitigar esses diferenciais, quando estes são injustos e discriminatórios. (BIDERMAN; GUIMARÃES, 2003).

Pode-se dizer que Macedo (1985) foi um dos pioneiros ao dar atenção a análise do diferencial público e privado no Brasil, o mesmo considera que o fato da empresa ser estatal é determinante definitivo das diferenças entre os salários pagos por estas empresas e as empresas privadas. O autor isola a parte do diferencial salarial devido à identificação da empresa como pública e privada, para tanto aplica uma metodologia de decomposição salarial

com base no método proposto por Oaxaca (1979). Utilizando dados de 1981 provenientes da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), observou-se que as empresas estatais pagam um diferencial salarial positivo. Com relação a decomposição do diferencial salarial verificou-se que as características observadas dos trabalhadores respondem por uma parcela muito pequena do diferencial, a parte inexplicada obtém maior destaque para explicar os salários. Essa parte inexplicada segundo o autor seria reflexo das características específicas que as empresas estatais possuem. Partindo do trabalho de Macedo (1985), Vergara (1991) objetivou avaliar os diferenciais de salários entre os setores público e privado, a fim de tecer comparações com os resultados obtidos pelo primeiro autor. Todavia, a base de dados utilizada por Vergara (1991) foi o Censo Demográfico de 1970. Utilizando as mesmas variáveis econômicas de Macedo, a autora concluiu que os salários do setor público geralmente são maiores que os do setor privado, todavia convém mencionar que a magnitude e composição desse diferencial estar sujeito a alterações quando são incorporadas no modelo controles para as características individuais do trabalhador e para a esfera do governo (federal, estadual ou municipal) que o trabalhador está ocupado.

Guimarães et. al. (2010) consideram que as peculiaridades regionais são fundamentais na análise do diferencial salarial público-privado, uma vez que as diferenças salariais são reflexos da composição do emprego por setor e até mesmo da decomposição dentro do setor público nas esferas do governo. Diante destas constatações, o autor buscou analisar o diferencial salarial entre o setor público e privado no Brasil utilizando uma abordagem hierárquica, avaliando como este diferencial muda considerando as unidades da federação. Os autores constataram que nos estados mais ricos da federação, que apresentam um maior salário médio, o setor privado apresenta um diferencial salarial positivo em relação ao setor público, no entanto, nos estados mais pobres o setor público apresenta um diferencial positivo. Com isso, verifica-se que o diferencial salarial está intimamente relacionado a distribuição de renda regional. Partindo desta evidência, Souza e Medeiros (2012) buscaram estimar a contribuição específica do diferencial público e privado para a desigualdade na renda domiciliar *per capita* no Brasil. Para tanto, utilizando dados da PNAD 2009, dois passos foram realizados: 1) estimação da remuneração contrafactual que cada empregado do setor público receberia caso trabalhasse no setor privado formal; 2) cálculo do diferencial salarial para cada empregado do setor público. Os autores observam um diferencial salarial positivo para os funcionários públicos, todavia este diferencial contribui pouco para determinação da desigualdade total no Brasil, uma vez que outras fontes de rendimento tem efeitos mais expressivos. As estimativas evidenciaram que a participação do diferencial na renda domiciliar apresenta valores muito baixos, girando entre 1,4% e 1,8%, logo o diferencial salarial tem efeitos insignificantes sobre a distribuição dos rendimentos domiciliares. De modo que o diferencial salarial entre trabalhadores dos setores público e privado contribui em cerca de 3% da desigualdade total, medida pelo coeficiente de Gini da distribuição dos rendimentos domiciliares *per capita*.

Araújo (2011) também utilizou os dados da PNAD de 2009 com o intuito de verificar o diferencial salarial entre os setores público e privado, todavia diferentemente da pesquisa anterior, a mesma incorporou no seu estudo o problema da endogeneidade, dada a escolha setorial ser considerada não aleatória. Para tanto, foram utilizadas técnicas de MQO e de Regressões Quantílicas, avaliando ambos os modelos com e sem o problema de endogeneidade. Para o controle da endogeneidade considerou-se como variáveis instrumentais “fração de funcionários públicos que existem próximos à residência do indivíduo” e uma *dummy* que identifica se “a pessoa de referência no domicílio é funcionária pública”. A autora observou um diferencial positivo para os trabalhadores do setor público, no entanto, evidencia que esse prêmio salarial é significativamente maior na esfera federal, diminuindo cada vez mais ao se considerar, respectivamente, a esfera estadual e municipal. Quanto aos resultados

da regressão quantílica condicional também se verificou um diferencial salarial positivo e crescente, demonstrando que o prêmio salarial do setor público seria menor quanto maior fosse o quantil. Ao considerar as variáveis instrumentais como um controle da endogeneidade, constatou-se, no modelo de MQO, que as estimativas foram significativamente maiores, no modelo de regressão quantílica condicional, o diferencial público também passa a ser maior para cada quantil considerado. Esses resultados empíricos evidenciam o viés de seleção negativo do modelo, justificando a utilização dos instrumentos.

Barbosa e Barbosa Filho (2012) também buscaram avaliar o diferencial salarial entre os dois setores (público e privado) avaliando o problema da endogeneidade dado o carácter não aleatório na escolha setorial. Os autores buscaram corrigir o viés de seleção amostral aplicando uma metodologia diferente da implementada por Araújo (2011), utilizando um Modelo de *Switching Regression* que permite a identificação de fatores determinantes da entrada do trabalhador no setor público. A base de dados utilizada foi a mesma do estudo de Araújo, PNAD para o ano de 2009. O modelo Probit bivariado que identifica a probabilidade do indivíduo escolher o setor público teve como variáveis de controle o número de filhos entre 0 e 15 anos do trabalhador, o número de idosos na família, a condição de ser chefe de família e a renda não proveniente do trabalho. A equação de rendimento salarial foi aplicada, em um primeiro momento para toda a amostra, depois os autores estimaram a mesma equação para homens e mulheres separadamente. De modo geral, os autores também verificaram um diferencial positivo para os funcionários públicos. Com relação à aplicação do modelo endógeno de escolha, constatou-se que o termo de correção do viés de seleção nas estimações das equações de rendimentos subestima, ainda que de forma pouco significativa, o diferencial salarial público-privado não controlado pelo viés de seleção do trabalhador.

Campos e Centero (2011) avaliaram o diferencial salarial entre os setores público e privado para os países da Comunidade Europeia, considerando uma base de dados longitudinal, disposta em um painel considerando os anos entre 1993 e 2000, de modo a avaliar a evolução dos salários no setor público no período que antecedeu o início da área do euro. A fim de avaliar o impacto das características não observadas dos trabalhadores, o autor considera pertinente estimar um painel de efeitos fixos, além de estimar um modelo de MQO e Regressões quantílicas. Ao fim da análise os autores consideraram apenas 10 países da área do euro, onde a Bélgica, Dinamarca, Suécia e o Reino Unido foram excluídos. Campos e Centero (2011) verificaram a existência de um diferencial positivo para vários países europeus, os que apresentaram maior diferencial foram Portugal, Irlanda, Grécia e Espanha, identificando ainda que este diferencial parece aumentar ao longo dos anos considerados. Com relação ao controle da heterogeneidade não observada, os resultados empíricos demonstram que não existem indícios de um diferencial positivo para o setor público quando a estimação é realizada pelo método de efeitos fixos, uma vez que o coeficiente que capta o diferencial salarial do setor público tornou-se insignificante para a maior parte dos países considerados. Os únicos países que não apresentaram este problema foram Grécia, Irlanda, Portugal e Países Baixos.

Siminski (2008) avalia como o diferencial salarial entre os trabalhadores do setor público e do setor privado da Austrália se modifica quando se considera as habilidades dos trabalhadores. Para tanto, diferente de Campos e Centero (2011), o autor aplicou o Método Generalizado de Momentos (GMM) depois da quase-diferenciação da equação salarial para dados em painel, que permite a decomposição do diferencial salarial setorial no componente explicado pelas características observadas e não observadas destes trabalhadores e no componente explicado por diferenças no estoque dessas características. O autor observou que os trabalhadores do setor público são melhor remunerados, com um prêmio salarial de 3,3% para os homens e 7,1 % para as mulheres, todavia não foram encontradas evidências de as habilidades dos trabalhadores determinam a magnitude deste diferencial.

Imbert (2011) também procurou explicar os diferenciais salariais entre os trabalhadores do setor público e privado para o Vietnã com foco na heterogeneidade não observada, aplicando uma metodologia semelhante, utilizando um método de estimação de mínimos quadrados não-lineares, uma vez que para pequenas amostras este estimador tem melhores propriedades do que o estimador aplicado por Siminski (2008). Diferentemente deste autor, Imbert (2011) encontrou evidências da importância das características não observadas dos trabalhadores na determinação do prêmio salarial dos trabalhadores do setor público.

Segundo Fernandes (2005) a educação determina os salários não por alterar a produtividade dos trabalhadores, mas por classificar esses indivíduos, de modo que o grau de instrução se torna um ingresso de admissão, nivelando os trabalhadores, o que torna possível maiores oportunidades de salários e promoções. Logo a renda adicional obtida pelos trabalhadores mais escolarizados é vista pelo autor como um pagamento por serem qualificados, em lugar de uma recompensa por serem mais produtivos.

No Brasil, Fernandes (2005) estimou um pseudo-painel a partir da base de dados da PNAD para os anos de 1992 a 2001 (menos os anos de 1994 e 2000, onde não foi realizada a PNAD). Fernandes (2005) norteou a sua pesquisa de modo a avaliar como a educação afeta os salários, ou seja, pretende-se investigar as taxas de retornos salariais no mercado de trabalho entre os indivíduos nos setores públicos e privados no Brasil, fazendo uso da teoria do capital humano. Para tanto, o autor estimou um pseudo-painel para cada setor separadamente, considerando como variável dependente para os dois modelos o logaritmo do salário. Observou-se que o diferencial salarial dos trabalhadores do setor público é positivo. Além disso, o autor verificou que a evolução educacional no tempo se revelou uniforme para o setor público e aleatória para o setor privado, ou seja, pode-se inferir que setor público vem respondendo com taxas de retorno salarial melhor à evolução do capital humano, o que não ocorre com tanta clareza para o setor privado.

3. Modelo empírico e Dados

A modelagem empírica dos diferenciais salariais a partir de estimação de equações Mincerianas de salários pode apresentar endogeneidade, provocando viés e inconsistência estatística. Essa situação ocorre porque a heterogeneidade não observada dos trabalhadores pode influenciar na sua produtividade e nos seus salários. Desse modo, se faz pertinente estimar um modelo com dados em painel, o qual possibilite a inclusão do efeito fixo dos trabalhadores no modelo, eliminando o problema da endogeneidade provocada pela omissão da heterogeneidade não observada do trabalhador.

A base de dados utilizada nesta pesquisa é disponibilizada pelo Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) que constitui uma das principais fontes do mercado de trabalho formal brasileiro. Além de fornecer informações precisas sobre variáveis socioeconômicas e trabalhistas, o fator que faz com que a RAIS ganhe destaque em relação às demais base de dados reside no fato de que esta possibilita o acompanhamento (geográfico, setorial e ocupacional) do trabalhador ao longo dos anos através de um código de identificação, o PIS. Como se pretende analisar os efeitos fixos dos trabalhadores ao longo dos anos, esta base casa-se perfeitamente com o objetivo desta pesquisa, permitindo formar um painel não balanceado onde se considerou um período compreendido entre 2005 e 2009.

A análise empírica se baseou na comparação entre os coeficientes estimados para o modelo de MQO e Efeitos fixos, observado como os coeficientes estimados variam ao controlar o diferencial salarial público-privado pelas características não observadas desses trabalhadores. Caso os diferenciais salariais ainda persistam mesmo após esses controles, este

servirá como respaldo para a segmentação entre os setores. A representação funcional das equações mincerianas é exposta a seguir:

$$\ln w_i = X_i\beta + P_i\delta + TE_i\vartheta + CO_i\emptyset + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

$$\ln w_{it} = X_{it}\beta + P_{it}\delta + TE_{it}\vartheta + CO_{it}\emptyset + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 2005, \dots, 2009 \quad (2)$$

$\ln w_{it}$ é o logaritmo natural do salário-hora real do indivíduo, X_{it} é um vetor de características socioeconômicas observáveis, e inclui variáveis de controle individuais, tais como idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado e variáveis *dummies* de gênero, grau de instrução, raça/cor, ano e mesorregiões, TE_{it} é um conjunto de variáveis *dummies* que identifica o tamanho do estabelecimento, $CO_{it}\emptyset$ é um conjunto de *dummies* que identifica a categoria ocupacional dos trabalhadores e P_{it} é a *dummy* de interesse que identifica se o trabalhador pertence ao setor público ou privado. β e δ são os parâmetros a serem estimados, sendo δ o diferencial associado funcionários públicos, θ_i é o efeito fixo do trabalhador e ε_{it} é o erro estocástico.

Foram considerados trabalhadores do setor público os servidores que de acordo com a metodologia da RAIS tiveram vínculo empregatício definido por: Servidor regido pelo Regime Jurídico Único (federal, estadual e municipal) e militar, vinculado a Regime Próprio de Previdência; Servidor regido pelo Regime Jurídico Único (federal, estadual e municipal) e militar, vinculado ao Regime Geral de Previdência Social; Servidor público não efetivo (demissível *ad nutum* ou admitido por meio de legislação especial, não-regido pela Consolidação das Leis do Trabalho). As demais categorias de vínculo empregatício referem-se aos trabalhadores do setor privado. Assim a *dummy* P_{it} assume valor 1 se os trabalhadores tem como vínculo empregatício as categorias listadas acima que os definem como servidores públicos, e 0 caso contrário.

Dado ao viés de seleção, optou-se por aplicar a correção de Heckman. Este viés de seleção pode surgir devido à autoseleção dos indivíduos ou dos dados analisados, no sentido de que alguns indivíduos são mais propensos a estarem incluídos em uma determinada base de dados. Assim, o viés de seleção seria um problema causado pelo aspecto não aleatório da amostra selecionada e como consequência os estimadores não serão eficientes, caso o problema de viés de seleção seja comprovado. No presente trabalho optou-se por utilizar o procedimento de Heckman de duas fases.

3.1. Escolha setorial endógena: viés de autoseleção

A análise do diferencial público-privado apresenta endogeneidade tanto no que se refere à heterogeneidade não observada dos trabalhadores quanto no que se refere à endogeneidade da escolha seletiva entre o setor público e privado. No modelo empírico representado pelas equações (1) e (2), a variável *dummy* que identifica o setor do trabalhador é tradicionalmente tratada como exógena, todavia é fato que os trabalhadores acabam por escolher o setor no qual querem trabalhar, esta escolha pode ser explicada por fatores subjetivos, ou ainda devido à própria estrutura do mercado de trabalho no que se refere aos salários e condições de trabalho. Assim, conforme já mencionado, o setor público seria mais atrativo uma vez que se observa um diferencial positivo para estes trabalhadores, além de melhores benefícios trabalhistas. Devido a esta conjuntura do mercado de trabalho a variável *dummy* de setor público seria endógena. Além disso, verifica-se que da mesma forma que trabalhar no setor público determina o nível de salários dos trabalhadores, a decisão de trabalhar nesse setor está condicionada ao rendimento médio esperado neste mesmo setor. Configurando-se assim em uma situação de causalidade reversa (o salário determina a escolha

do setor, e o setor escolhido determina o salário), que serve como um respaldo para explicar o problema de endogeneidade da variável identificadora do setor do trabalhador. (ARAÚJO, 2011; BRAGA; FIRPO; GONZAGA, 2008; ROY, 1951). O modelo de regressão com mudança endógena (*endogenous switching regression model*) fornece alternativas para contornar este problema.

Este modelo foi elaborado a partir dos preceitos e fundamentos metodológicos do Modelo de autosseleção de Heckman (1979) e o Modelo de Roy (1951). No modelo de Heckman o indivíduo participa do mercado de trabalho sempre que o salário de mercado é maior do que o seu salário de reserva. Para considerar essa hipótese o modelo é elaborado embasado em duas equações: a equação de regressão de interesse e a equação de seleção. Quanto ao Modelo de Roy (1951) a ideia central que rege a sua fundamentação é que os indivíduos se autosselecionam nos setores (ou ocupações) de acordo com suas respectivas habilidades. No sentido que cada setor ou ocupação exige inúmeras habilidades dos trabalhadores, todavia algumas habilidades são mais apropriadas para determinadas atividades do que para outras, dessa forma os trabalhadores direcionam-se para os setores onde suas habilidades proporcionariam maior produtividade ou são melhores aproveitadas, resultando em maior rendimento. Desse modo, um agente apenas escolhe um setor se seus ganhos forem maiores neste setor, o que sugere relações e resultados endógenos no mercado de trabalho.

O modelo de regressão com mudança endógena (*endogenous switching regression model*) é atraente, pois este procedimento metodológico é desenvolvido a partir da estimação de duas regressões separadas, uma para cada setor, de modo a observar como cada variável contribui para delinear o diferencial salarial existente entre os setores, permitindo que as características dos trabalhadores de ambos os setores sejam explicitamente consideradas de forma isolada. Além disso, corrige o processo de alocação dos trabalhadores nos seus respectivos setores, considerando informações adicionais que estejam relacionadas com o processo de escolha ótima setorial de modo a controlar o viés de autosselação endógeno. Estas informações adicionais são conhecidas na literatura em questão como variáveis de controle que determinam a escolha entre os setores. As variáveis de controle utilizadas nesta pesquisa serão explicadas em um momento posterior.

A decisão de participação no mercado de trabalho entre dois setores pode ser representada pelas *switching equations*:

$$z_i^* = w_i\gamma + v_i \quad (3)$$

$$z_i = \begin{cases} 1 & (\text{setor público}) \text{ se } z_i^* > 0 \\ 0 & (\text{setor privado}) \text{ se } z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Em que z_i é uma variável dicotômica que idêntica à posição setorial do trabalhador, assumindo valor 1 se funcionário público e 0 caso contrário, e w_i é o vetor de variáveis explicativas, que incluindo as variáveis de controle, que serão definidas a seguir.

O nível de salários dos trabalhadores classificado pela escolha setorial é expresso através de equações mincerianas em formato de MQO (equações (6) e (7)) e de painel (equações (8) e (9)), respectivamente:

$$\ln(w_{i1}) = X_{i1}\beta + u_{i1} \quad \text{se } z = 1 \quad i = 1, \dots, N \quad (4)$$

$$\ln(w_{i0}) = X_{i0}\beta + u_{i0} \quad \text{se } z = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad (5)$$

$$\ln(w_{it1}) = X_{it1}\beta + u_{it1} \quad \text{se } z = 1 \quad i = 1, \dots, N \quad t = 2005, \dots, 2009 \quad (6)$$

$$\ln(w_{it0}) = X_{it0}\beta + u_{it0} \quad \text{se } z = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad t = 2005, \dots, 2009 \quad (7)$$

Em que $\ln(w_{it})$ é o logaritmo natural do salário-hora real do indivíduo, X_{it} é um vetor de características socioeconômicas observáveis, e inclui variáveis como idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado e variáveis *dummies* de gênero, grau de instrução, raça/cor, ano, mesorregiões, ocupação e tamanho do estabelecimento. β é o vetor de parâmetros a ser estimado e u_{it} é o erro estocástico.

Para a obtenção de parâmetros consistentes é crucial que a esperança dos termos de erro das equações (4), (5), (6) e (7) sejam iguais a zero ($E(u_{i1}) = 0$, $E(u_{i0}) = 0$, $E(u_{it1}) = 0$ e $E(u_{it0}) = 0$), de modo que estes distúrbios sejam distribuídos de forma aleatória entre os setores. Todavia, dada à escolha não aleatória na decisão de alocação setorial, se faz necessário estimar o modelo de modo a incluir características da decisão de participação setorial. Assim, obtendo a média da regressão de salários condicionada à escolha setorial representada na equação (3), obtém-se:

$$\begin{aligned}
 E(\ln(w_{it1})|Z = 1) &= E(\ln(w_{it1})|Z^* > 0) = E(\ln(w_{it1})|w\gamma + v > 0) \\
 &= E(\ln(w_{it1})|v > -w\gamma) \\
 &= X_{it1}\beta + E(u_{it1}|v < w\gamma) \\
 &= X_{it1}\beta + \rho\sigma_{u1} \left[\frac{\phi\left(\frac{-w_i\gamma}{\sigma_v}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-w_i\gamma}{\sigma_v}\right)} \right]
 \end{aligned}
 \tag{8}$$

Esta equação representa a remuneração média para um funcionário público que se autosseleciona no setor público. Da mesma maneira é possível obter o salário médio para um trabalhador do setor privado que se autosselecionou neste setor:

$$\begin{aligned}
 E(\ln(w_{it0})|Z = 0) &= E(\ln(w_{it0})|Z^* < 0) = E(\ln(w_{it0})|w\gamma + v < 0) \\
 &= E(\ln(w_{it0})|v < -w\gamma) \\
 &= X_{it0}\beta + E(u_{it0}|v > w\gamma) \\
 &= X_{it0}\beta - \rho\sigma_{u0} \left[\frac{\phi\left(\frac{w_i\gamma}{\sigma_v}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{w_i\gamma}{\sigma_v}\right)} \right]
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

Desse modo, pode-se definir $\left[\frac{\phi\left(\frac{-w_i\gamma}{\sigma_v}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-w_i\gamma}{\sigma_v}\right)} \right]$ como a razão inversa de Mills e $\left[\frac{\phi\left(\frac{w_i\gamma}{\sigma_v}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{w_i\gamma}{\sigma_v}\right)} \right]$ como a taxa de risco de seleção.

As estimativas de (4), (5), (6) e (7) serão consistentes apenas se v_{it} não for correlacionado com u_{it0} e u_{it1} , respectivamente. Neste caso a escolha setorial seria dada de forma aleatória. Caso contrário, as equações devem ser estimadas de modo a incluir a inversa de Mills e taxa de risco de seleção, respectivamente, obtidas a partir do modelo Probit expresso na equação (10). Dadas as variáveis consideradas nessa modelagem empírica, a equação (10) pode ser especificada como se segue:

$$P_i = X_i\beta + Df_i\gamma_1 + Ew_i\gamma_2 + v_i \quad i = 1, \dots, N
 \tag{10}$$

Em que P_i é a variável binária dependente do Probit que representa o setor ao qual o trabalhador pertence, assumindo valor “1” se o indivíduo trabalha no setor público e assume o valor “0” caso contrário, Df_i é uma *dummy* que assume o valor “1” caso o indivíduo apresente algum tipo de deficiência e assume o valor “0” caso contrário e Ew_i é o salário esperado do trabalhador.

A escolha das variáveis de controle esteve condicionada a disponibilidade de variáveis na base de dados da RAIS. Diante disso, neste modelo só foi possível considerar uma variável de controle que é a condição de deficiência. Observa-se que esta variável não determina o salário-hora real do trabalhador em nenhum dos setores. A condição de deficiência pode ser determinante na escolha entre os setores público e privado, pois atualmente o governo oferece uma vasta relação de dispositivos legais para defender os direitos de uma classe minoritária da

população que muitas vezes é alvo de discriminação, estes dispositivos jurídicos promovem a inclusão social das pessoas com deficiência no Brasil, abrangendo as áreas da saúde, educação, trabalho, acessibilidade, etc. No mercado de trabalho esta iniciativa do governo é efetivada com a reserva de vagas em concursos públicos. Desse modo, espera-se que pessoas que possuam algum tipo de deficiência se direcionem para o setor público uma vez que este proporciona maior acessibilidade.

Considerou-se pertinente ainda incluir uma variável que represente o rendimento esperado dos trabalhadores em cada setor de modo a refletir a ideia de causalidade reversa na escolha salarial. Avaliando como o salário esperado dos trabalhadores no setor público influencia na escolha deste setor. Desse modo, de acordo com a premissa central de Roy (1951) os trabalhadores iram se direcionar para o setor onde o seu rendimento for maior, assim quanto maior o salário esperado dos trabalhadores no setor público maior a probabilidade dos trabalhadores do mercado de trabalho se direcionarem para este setor.

A estratégia econométrica em um modelo de regressão com mudança endógena é realizada em dois estágios, da mesma forma que o modelo de autosseleção de Heckman (1979). A inclusão da razão inversa de Mills e da taxa de risco de seleção nas equações de rendimentos permite considerar na regressão de interesse o processo de escolha setorial minimizando o viés de seleção endógeno, proporcionando parâmetros eficientes e consistentes.

4. Resultados

4.1. Diferencial salarial setorial e heterogeneidade não-observada

Os resultados das estimações das equações (1) e (2) estão expostos na Tabela 1. A equação (2) disposta em dados longitudinais requer a aplicação do teste de Hausman de modo a verificar se as características dos trabalhadores da amostra são fixas ou aleatórias ao longo do tempo. A evidência de que as características não observadas dos trabalhadores são fixas foi mostrada através deste teste, cuja estatística encontra-se exibida na Tabela 1.

Conforme mencionado, as estimativas dos modelos de MQO e EF serão comparadas de modo a verificar o sentido das alterações nos valores e significância do diferencial salarial público-privado. Essa comparação indicará se a hipótese de endogeneidade causada pelas habilidades não observadas é realmente verificada, uma vez que o modelo de EF tem a peculiaridade de incluir na estimação as características não observadas dos trabalhadores. Para ambas as equações são estimados os modelos correspondentes com a correção de Heckman.

Os coeficientes da razão inversa de *mills* mostraram-se estatisticamente significantes para todas as equações apresentadas na Tabela 9. Diante disso, comprova-se que há um viés de seleção na amostra. Na Tabela 1 as três primeiras colunas mostram estimativas de MQO e a última mostra estimativas de EF. No que se refere aos três modelos de MQO, todas as estimativas foram significantes ao nível de 1%. No modelo MQO(1) não foram incluídas variáveis de controle, o logaritmo do salário do trabalhador do setor público é 51,71% maior que o trabalhador do setor privado. Dessa forma, apreende-se um diferencial salarial positivo para os trabalhadores do setor público. Esses trabalhadores possuem uma espécie de discriminação positiva, onde além de melhores condições de trabalho, os salários médios são maiores.

Espera-se ainda que essa situação favorável para os trabalhadores do setor público persista mesmo após o controle pelas características dos trabalhadores, os modelos de MQO(2) e MQO(3) tem esse propósito. No modelo MQO(2) todos os controle apresentados na equação (1) são incluídos, com exceção das *dummies* de ocupação que são inseridas apenas no modelo MQO(3), sendo está a diferença estrutural entre os dois modelos.

No modelo MQO(2), com relação ao vetor das características observadas dos trabalhadores, todas as estimativas apresentaram a relação esperada. As variáveis idade e tempo no emprego (experiência) apresentaram sinal positivo. As variáveis idade² e tempo no emprego² apresentaram sinal negativo, captando um comportamento convexo conforme ditado pela teoria do Capital Humano. Verifica-se ainda um diferencial salarial positivo para os homens e todas as raças consideradas possuem um diferencial salarial negativo em relação à raça/cor “branca”. No que se refere à escolaridade dos trabalhadores, verifica-se que o diferencial salarial aumenta quanto maior os anos de estudo, às *dummies* de escolaridade apresentaram um sinal positivo com relação à categoria base analfabeto. Com relação ao tamanho do estabelecimento, verifica-se que empresas micro e pequenas apresentaram um diferencial negativo em relação às empresas de grande porte. Já os controles regionais evidenciam um diferencial negativo em relação à Região Metropolitana de Recife para todas as mesorregiões consideradas, conforme pode ser visto na Tabela 1.

Tabela 1 - Resultado das estimações de MQO e Efeitos fixos para o Setor Público. Variável dependente:
Logaritmo do salário-hora real.
(Continua)

| | MQO(1) | MQO(2) | MQO(3) | EF(3) |
|--|-----------|--------------|--------------|--------------|
| Variáveis explicativas | | | | |
| Setor Público | 0,5171* | 0,0392* | -0,00547* | 0,0862* |
| | (0,00148) | (0,00159) | (0,00168) | (0,0024) |
| Controles características do trabalhador | | | | |
| Idade | | 0,0245* | 0,0233* | 0,0229* |
| | | (0,00022) | (0,00022) | (0,00047) |
| Idade ² | | -0,00021* | -0,00021* | -0,00029* |
| | | (0,0000031) | (0,000003) | (0,000005) |
| Gênero | | 0,2238* | 0,2285* | 0,00391** |
| | | (0,00083) | (0,00084) | (0,00196) |
| Tempo no emprego | | 0,0021* | 0,00195* | 0,00069* |
| | | (0,000016) | (0,000016) | (0,000015) |
| Tempo no emprego ² | | -0,000001* | -0,000001* | 0,0000026* |
| | | (0,00000005) | (0,00000005) | (0,00000005) |
| Raça/cor (Categoria base - Branca) | | | | |
| Indígena | | -0,1029* | -0,0937* | -0,0149* |
| | | (0,0058) | (0,00558) | (0,00412) |
| Preta | | -0,0983* | -0,0738* | -0,0016 |
| | | (0,00143) | (0,00138) | (0,00132) |
| Amarela | | -0,0828* | -0,1562* | -0,0755* |
| | | (0,00328) | (0,00341) | (0,0034) |
| Parda | | -0,0909* | -0,0732* | -0,0156* |
| | | (0,0007) | (0,00068) | (0,00063) |
| Nível Educacional (Categoria base - Analfabeto) | | | | |
| Fundamental incompleto | | 0,1169* | 0,0811* | -0,0022 |
| | | (0,00185) | (0,00177) | (0,00192) |
| Fundamental completo | | 0,2222* | 0,1422* | -0,0033 |
| | | (0,00205) | (0,00199) | (0,0021) |
| Ensino médio incompleto | | 0,2019* | 0,1448* | -0,0169* |
| | | (0,00212) | (0,00205) | (0,00218) |
| Ensino médio completo | | 0,3233* | 0,2479* | -0,0103* |
| | | (0,00202) | (0,0019) | (0,00208) |
| Superior incompleto | | 0,733* | 0,5908* | 0,0217* |
| | | (0,00299) | (0,0029) | (0,00274) |
| Superior completo | | 1,1768* | 0,9218* | 0,0611* |
| | | (0,0026) | (0,00269) | (0,00242) |
| Controle características do trabalho (Categoria base - Profissionais das ciências e das artes e Estabelecimento Grande) | | | | |
| Memb. super. do poder públ. | | | 0,1188* | 0,0486* |
| | | | (0,0033) | (0,0027) |

Tabela 1 - Resultado das estimações de MQO e Efeitos fixos para o Setor Público. Variável dependente: Logaritmo do salário-hora real.
(Continuação)

| | | | | |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Téc. de nível médio | | -0,1962* | | -0,0475* |
| | | (0,0022) | | (0,00193) |
| Trab. de serv. Adm. | | -0,3175* | | -0,0833* |
| | | (0,00198) | | (0,0017) |
| Trab. dos serv., vend. do com. | | -0,4446* | | -0,0764* |
| | | (0,0019) | | (0,00167) |
| Trab. Agrop., florest. e da pes. | | -0,4825* | | -0,1529* |
| | | (0,00239) | | (0,0027) |
| Trab. da prod. Ind.(1) | | -0,2953* | | -0,0265* |
| | | (0,00202) | | (0,00185) |
| Trab. da prod. Ind.(2) | | -0,3689* | | -0,0413* |
| | | (0,00257) | | (0,00236) |
| Trab. em serv. de repar. e man. | | -0,3170* | | -0,0569* |
| | | (0,0022) | | (0,0014) |
| Estabelecimento Micro | -0,2010* | -0,1895* | | -0,1086* |
| | (0,00103) | (0,00102) | | (0,00114) |
| Estabelecimento Pequeno | -0,084* | -0,0868* | | -0,0671* |
| | (0,00109) | (0,00108) | | (0,00109) |
| Estabelecimento Médio | 0,0299* | 0,0219* | | -0,0139* |
| | (0,0011) | (0,0011) | | (0,00097) |
| Controle Mesorregional (Categoria base - Metropolitana de Recife) | | | | |
| Sertão | -0,2792* | -0,2719* | | -0,0548* |
| | (0,002) | (0,00199) | | (0,0047) |
| São Francisco | -0,1413* | -0,0967* | | -0,0026 |
| | (0,00129) | (0,0014) | | (0,0043) |
| Agreste | -0,2793* | -0,2589* | | -0,0439* |
| | (0,00104) | (0,00102) | | (0,00207) |
| Mata | -0,2189* | -0,1824* | | -0,0181* |
| | (0,00108) | (0,00116) | | (0,00207) |
| Lambda | 0,6202* | -1,2317* | -0,7206* | -0,5062* |
| | (0,0137) | (0,0139) | (0,0139) | (0,01036) |
| Dummies de Ano | Não | Sim | Sim | Sim |
| Constante | 1,3249* | 1,004* | 1,4176* | 1,6679* |
| | (0,0006) | (0,0047) | (0,00491) | (0,0119) |
| R ² (Overall) | 0,0696 | 0,5345 | 0,5217 | 0,3454 |
| N. de observações | 7.071.372 | 7.071.372 | 7.071.372 | 7.071.372 |
| N. de indivíduos | 2.255.045 | 2.255.045 | 2.255.045 | 2.255.045 |
| Teste F | 2,2255 | 28,2255 | 36,2255 | 36,2255 |
| | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Hausman χ^2 (18) | | | | 770846,26 |

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados da RAIS-MTE. Notas: *Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; ***Significativo a 10%. Erro-padrão robusto entre parênteses.

No que se refere ao diferencial salarial público-privado, objeto de interesse nesta pesquisa, verifica-se que este diferencial, apesar da elevada diminuição de -92,42%, permaneceu positivo e estatisticamente significativo. Os trabalhadores do setor público recebem 3,99% a mais que os trabalhadores do setor privado². No modelo MQO(3), as estimativas das *dummies* ocupacionais mostraram-se significativas, a categoria base é representada pelos Profissionais das ciências e das artes, e todos os grupos ocupacionais apresentaram um diferencial salarial negativo, somente os Membros superiores do poder público, dirigentes e gerentes apresentaram um diferencial positivo. Os demais controles permanecerem com a mesma tendência comportamental. Neste modelo o diferencial salarial público-privado torna-se negativo, porém praticamente nulo, apresentando um valor de -0,00547.

Essa alteração no coeficiente que capta o diferencial salarial público-privado indica a importância da ocupação na explicação dos diferenciais salariais. O setor ao qual o trabalhador pertence não define definitivamente os salários dos trabalhadores são os postos de trabalho, categorizados em ocupações, que delimitam o nível de salários. Neste sentido, torna-se imprescindível a inclusão da ocupação como um controle para captar o verdadeiro diferencial salarial entre os trabalhadores dos setores público e privado, uma vez que há ocupações típicas em determinados setores. Verifica-se que no modelo MQO(3) o diferencial salarial público-privado desaparece, o que não corrobora com as pesquisas já realizadas para o Brasil (MARCONI, 2003; MARCONI, 2011; VERGARA, 1991; MACEDO, 1985; ALMEIDA; FIGUEIREDO; RAMOS FILHO, 2011; BELLUZZO; PAZELLO; ANUATTI-NETO, 2005; BRAGA; FIRPO; GONZAGA, 2008; ARAÚJO, 2011; FERNANDES, 2005; GUIMARÃES et. al., 2010; SOUZA e MEDEIROS, 2012, BARBOSA e BARBOSA FILHO, 2012), todavia, é importante destaca que nenhuma destas pesquisas incluem no seu modelo empírico controles ocupacionais. Essa diminuição no diferencial salarial setorial acontece, pois as ocupações típicas do setor público geralmente são aquelas que melhor remuneram os trabalhadores.

O diferencial salarial público-privado do modelo MQO(3) pode estar viesado, uma vez que as características não observadas dos trabalhadores que refletem suas habilidades fixas podem influenciar a sua produtividade e conseqüentemente seus níveis de salários. O modelo de EF (3) contorna esta possibilidade de endogeneidade, onde o painel de efeitos fixos inclui como controle as características não observadas dos trabalhadores. O modelo EF (3) permaneceu com elevada significância estatística, apenas três coeficientes não se mostraram significativos: as *dummies* de escolaridade Fundamental incompleto e Fundamental completo e a *dummy* da mesorregião São Francisco. Observa-se que todos os coeficientes estimados se alteraram, seguindo a literatura em questão (PONTE et. al., 2012; FREGUGLIA E PROCÓPIO, 2013; TORRES; ROCHA, 2013; SILVA, 2013; FERREIRA NETO, FREGUGLIA e FAJARDO, 2012 e KEANE, 1993).

Estes quesitos garantem que as características não observáveis dos trabalhadores são fundamentais na determinação do diferencial salarial, a alteração no valor e magnitude dos coeficientes estimados indica que sem considerar as características não observadas dos trabalhadores o modelo de MQO não capta a verdadeira relação entre as variáveis. O coeficiente que capta o diferencial público-privado no modelo sofreu uma variação expressiva passando de -0,00547 para 0,0862 no modelo de EF (3). O diferencial salarial dos

² Convém lembrar que em modelo semilogarítmicos, obtemos a semielasticidade apenas para o caso onde as variáveis independentes são quantitativas. Em se tratando de uma variável binária, os coeficientes estimados informam o impacto da mudança no logaritmo do salário e não no salário, para aferir a semielasticidade correspondente a um determinado coeficiente, obtém-se o seu antilogaritmo (na base *e*) e depois subtrai 1 desse valor (GUJARATI; PORTER, 2011). Todas as análises percentuais desenvolvidas nesta pesquisa consideram essa condição estatística.

trabalhadores do setor público volta a ser positivo em um valor até mesmo superior ao modelo de MQO (2), isso acontece pois quando se controla o modelo pelas categorias ocupacionais e características não observadas dos indivíduos, o diferencial ocupacional de todos os grupos ocupacionais sofre diminuições significativas, o que provoca um aumento no diferencial captado pela *dummy* de setor público. Neste sentido, as habilidades dos trabalhadores tem grande influência no diferencial salarial ocupacional e este diferencial limita ou determina a magnitude do diferencial público.

Diante disso, verifica-se que esse diferencial positivo do setor público é explicado pela segmentação no mercado de trabalho, refletindo uma renda econômica obtida pelo trabalhador simplesmente por ter um vínculo empregatício no setor público. Esta maior renda não pode ser explicada nem pelos atributos físicos dos trabalhadores nem pelas suas habilidades.

Esta ideia de segmentação pode ser ainda comprovada a partir da decomposição salarial do diferencial público-privado. A decomposição de Oaxaca-Blinder (BLINDER, 1973; OAXACA, 1973) é adequada, pois permite separar a parte do diferencial que é explicada pelas características observadas intrínsecas dos grupos de trabalhadores e as diferenças nos coeficientes estimados, esse termo corresponde à parte não explicada e reflete a discriminação e a segmentação no mercado de trabalho. A Tabela 2 apresenta a decomposição de Oaxaca-Blinder com correção do viés de seleção amostral pelo método de Heckman.

| Tabela 2 – Decomposição do diferencial de salários setorial | |
|--|----------------------|
| | OB |
| Variáveis explicativas | |
| Predição para o setor privado | 1,3289* (0,00067) |
| Predição para o setor público | 1,7235* (0,002) |
| Diferença Bruta | -0,3942* (0,0021) |
| Composição | 0,5966* (0,00162) |
| Coeficiente | 0,2063* (0,0055) |
| Interação | -0,4086* (0,0054) |
| Observações | 7071372 |

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados da RAIS-MTE.

Notas: *Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; ***Significativo a 10%. Erro-padrão robusto entre parênteses. O modelo OB refere-se à decomposição de Oaxaca-Blinder aplicada ao modelo MQO(3) da Tabela 9 com correção de viés de seleção, ou seja, a inclusão da variável lambda. A decomposição foi formulada a partir do ponto de vista dos trabalhadores do setor privado.

Observa-se que todos os termos da Tabela 2 foram estatisticamente significantes. A diferença salarial bruta é negativa para os trabalhadores do setor privado. A análise do Efeito Composição sugere um aumento médio de 59,66% no salário dos trabalhadores do setor privado se estes tivessem as mesmas características que os trabalhadores do setor público. Estes possuem características observadas que os distingue dos trabalhadores do setor privado. O Efeito Coeficiente indica que uma parcela considerável (0,2063) da diferença salarial bruta é inexplicada pelo vetor de características dos trabalhadores, de tal modo que se os trabalhadores do setor privado apresentassem os coeficientes dos trabalhadores do setor

público haveria um aumento médio no salário dos trabalhadores do setor privado de 20,63%. A remuneração pelo simples fato de pertencer ao setor público é 20% superior. Dessa forma, fortifica-se a evidência de segmentação no mercado de trabalho indicando uma situação favorável para os trabalhadores do setor público.

4.2. Diferencial salarial e Escolha Setorial Endógena

Mesmo após o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores, verificou-se a existência de um diferencial salarial positivo para os trabalhadores do setor público. Entretanto, o problema da endogeneidade causado pela escolha setorial não foi contornado. Para tanto, torna-se fundamental a aplicação do modelo de mudança endógena, descrito nas equações (8), (9) e (10).

Os coeficientes do modelo Probit representado a partir da equação (10) indicam a participação no mercado de trabalho do setor público. Os sinais dos coeficientes expressam a relação de probabilidade, de modo que um coeficiente positivo indica que a variável contribui para o aumento da probabilidade de participar do mercado de trabalho do setor público. Comprova-se a importância e robustez das variáveis de controle de endogeneidade utilizadas (Portador de deficiência e Salário Esperado), uma vez que as mesmas se mostraram significantes ao nível de 1%. No entanto, apenas a variável Salário esperado apresentou a relação esperada. A variável Portador de deficiência apresenta uma probabilidade negativa em participar do mercado de trabalho do setor público. Este resultado indica que mesmo com as políticas públicas de apoio para os deficientes no mercado de trabalho, em especial a reserva de vagas em concursos públicos, os trabalhadores que possuem alguma deficiência não tem incentivos suficientes para escolher ou se direcionarem para empregos no setor público quando comparados a trabalhadores que não possuem deficiências. No que se refere à variável Salário esperado, verifica-se que quanto maior o salário do setor público maior a probabilidade em participar do mercado de trabalho do setor público. Este sinal positivo comprova o fato de causalidade reversa, ou seja, os trabalhadores iram se direcionar para o setor onde o seu rendimento for maior, assim quanto maior o salário esperado dos trabalhadores no setor público maior a probabilidade de os trabalhadores do mercado de trabalho direcionarem-se para este setor. (Ver Tabela A no Apêndice).

A partir do modelo do modelo Probit pode-se calcular a razão inversa de *mills* e a taxa de risco de seleção, obtendo-se o modelo de regressão de mudança endógena (*endogenous switching regression model*) representado na Tabela 3.

Conforme já mencionado, a comparação entre os setores público e privado, exige a estimação de regressões de salários separadas para os respectivos setores, assim é possível identificar em que medida cada variável determina os salários em cada setor. Todavia, esta técnica pelo método de MQO pode apresentar um viés de autosseleção setorial. O modelo de mudança endógena busca contorna esta situação. No entanto convém ainda lembrar, que o modelo de mudança endógena pelo método convencional pode ainda apresentar endogeneidade originada da heterogeneidade não observadas dos trabalhadores. Neste sentido, tornou-se conveniente aplicar o modelo de mudança endógena para dados em painel para que se possa controlar os diferenciais de salários pelas características não observadas dos trabalhadores. Dessa forma, a Tabela 3 exibi os três os modelos estimados: *i*) modelo de regressão pelo método por MQO, *ii*) modelo de *endogenous switching regression*, *iii*) modelo de *endogenous switching regression-Painel*.

Tabela 3 - Resultado das estimações de MQO, *Endogenous switching regression* e *Endogenous switching regression* em painel. Variável dependente: Logaritmo do salário-hora real. (Continua)

| Ln de Salários | MQO | | <i>Endogenous switching regression</i> | | <i>Endogenous switching regression - Painel</i> | |
|--|----------------------------|----------------------------|--|----------------------------|---|----------------------------|
| | Público | Privado | Público | Privado | Público | Privado |
| Controles características do trabalhador | | | | | | |
| Idade | 0,0235* (0,000427) | 0,0211* (0,00016) | 0,0148* (0,00066) | 0,02* (0,00023) | 0,0037* (0,0011) | 0,0417* (0,0005) |
| Idade ² | -0,0003* (0,000005) | -0,00017* (0,000002) | -0,000196* (0,0000076) | -0,00017* (0,000003) | -0,000105* (0,00001) | -0,00053* (0,000005) |
| Gênero (masculino) | 0,2391* (0,00126) | 0,2051* (0,00057) | 0,2956* (0,00286) | 0,2196* (0,0008) | 0,00105 (0,00469) | 0,0093* (0,00206) |
| Tempo no emprego | 0,0012* (0,000019) | 0,00155* (0,00001) | 0,00019* (0,00005) | 0,0015* (0,00002) | 0,0002* (0,000051) | 0,00069* (0,00001) |
| Tempo no emprego ² | 0,0000002* (0,00000005) | 0,0000008* (0,00000003) | 0,0000012* (0,00000012) | 0,0000002* (0,00000007) | 0,00000023** (0,0000001) | -0,000001* (0,00000007) |
| Raça/cor (Categoria base - Branca) | | | | | | |
| Indígena | -0,3415* (0,0422) | -0,0877* (0,00438) | 0,2517* (0,0376) | -0,0162* (0,0056) | 0,0763* (0,01951) | 0,00081 (0,00415) |
| Preta | -0,2087* (0,0112) | -0,0422* (0,0011) | 0,3513* (0,0133) | 0,0178* (0,0015) | 0,1048* (0,0085) | 0,0101* (0,00146) |
| Amarela | -0,0162 (0,0192) | -0,1542* (0,00248) | 0,5925* (0,0185) | -0,051* (0,0035) | 0,1232* (0,0104*) | -0,0228* (0,00366) |
| Parda | -0,1367* (0,0037) | -0,0455* (0,0005) | 0,4335* (0,0102) | 0,00547* (0,00094) | 0,0783* (0,0074) | -0,00186** (0,00085) |
| Nível Educacional (Categoria base - Analfabeto) | | | | | | |
| Fundamental incompleto | 0,0362* (0,00634) | 0,1375* (0,00156) | 0,0453* (0,0069) | 0,1112* (0,00175) | 0,0436* (0,00416) | 0,0138* (0,00209) |
| Fundamental completo | 0,1165* (0,00628) | 0,1952* (0,00173) | 0,035* (0,0071) | 0,1416* (0,00198) | 0,0162* (0,00432) | 0,016* (0,0023) |
| Ensino médio incompleto | 0,1404* (0,0068) | 0,2247* (0,0018) | 0,1626* (0,00769) | 0,1905* (0,002) | -0,00385 (0,00568) | 0,0126* (0,00234) |
| Ensino médio completo | 0,3233* (0,00627) | 0,3501* (0,00167) | 0,2624* (0,00698) | 0,2927* (0,0019) | 0,031* (0,00415) | 0,0186* (0,0022) |
| Superior incompleto | 0,5546* (0,0069) | 0,7115* (0,0021) | 0,5038* (0,0086) | 0,6661* (0,0031) | 0,0458* (0,0049) | 0,0692* (0,0032) |
| Superior completo | 0,8422* (0,0063) | 1,1082* (0,00199) | 0,7672* (0,0072) | 1,0425* (0,00328) | 0,0589* (0,0042) | 0,124* (0,0033) |
| Controle características do trabalho (Categoria base - Profissionais das ciências e das artes e Estabelecimento Grande) | | | | | | |
| Memb. super. do poder públ. | 0,0785* (0,00238) | 0,1297* (0,00189) | 0,0599* (0,0049) | 0,1475* (0,0043) | 0,0238* (0,00436) | 0,0149* (0,0039) |
| Téc. de nível médio | -0,2593* (0,0021) | -0,1381* (0,00158) | -0,2173* (0,00324) | -0,1007* (0,00314) | -0,0457* (0,00256) | -0,0579* (0,0032) |
| Trab. de serv. Adm. | -0,2456* (0,00179) | -0,3278* (0,00139) | -0,2056* (0,00334) | -0,2788* (0,00289) | -0,0211* (0,0028) | -0,1164* (0,0029) |
| Trab. dos serv., vend. do com. | -0,2466* (0,00194) | -0,4544* (0,0014) | -0,225* (0,0037) | -0,3919* (0,00287) | 0,0301* (0,0028) | -0,1304* (0,003) |
| Trab. Agrop., florest. e da pes. | -0,335* (0,0129) | -0,5803* (0,0017) | 0,04** (0,0189) | -0,4818* (0,00321) | 0,0957* (0,0129) | -0,2205* (0,0038) |

Tabela 3 - Resultado das estimações de MQO, *Endogenous switching regression* e *Endogenous switching regression* em painel. Variável dependente: Logaritmo do salário-hora real. (Continuação)

| | | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|
| Trab. da prod. Indust.(1) | -0,2519* | -0,2786* | -0,0493* | -0,2105* | 0,006 | -0,072* |
| | (0,00408) | (0,00147) | (0,009) | (0,003) | (0,0069) | (0,0031) |
| Trab. da prod. Indust.(2) | -0,2931* | -0,3699* | 0,1015* | -0,2729* | 0,0179 | -0,0757* |
| | (0,0176) | (0,0018) | (0,02179) | (0,0034) | (0,01569) | (0,00349) |
| Trab. em serv. de repar. e man. | -0,2885* | -0,4159* | -0,2409* | -0,3242* | -0,00695* | -0,1217* |
| | (0,0025) | (0,00185) | (0,0027) | (0,00324) | (0,00124) | (0,0031) |
| Estabelecimento Micro | 0,0588* | -0,2269* | 0,1082* | -0,192* | 0,0207*** | -0,1024* |
| | (0,008) | (0,00069) | (0,01141) | (0,0009) | (0,0114) | (0,00116) |
| Estabelecimento Pequeno | 0,3044* | -0,1157* | 0,2707* | -0,0893* | 0,0215* | -0,0662* |
| | (0,00543) | (0,0007) | (0,00737) | (0,00102) | (0,0081) | (0,0011) |
| Estabelecimento Médio | 0,1742* | -0,0095* | 0,1486* | 0,0145* | 0,00035* | -0,0206* |
| | (0,00209) | (0,00077) | (0,00347) | (0,0011) | (0,00243) | (0,001) |
| Controle Mesorregional (Categoria base - Metropolitana de Recife) | | | | | | |
| Sertão | -0,6955* | -0,0414* | -0,6609* | -0,0653* | -0,1902* | -0,0157* |
| | (0,00218) | (0,0014) | (0,00305) | (0,00266) | (0,0175) | (0,0049) |
| São Francisco | -0,4451* | 0,0328* | -0,4239* | 0,0134* | 0,0382 | 0,0084** |
| | (0,0028) | (0,0011) | (0,00422) | (0,0013) | (0,0254) | (0,0039) |
| Agreste | -0,6548* | -0,098* | -0,6203* | -0,1102* | -0,1851* | -0,0129* |
| | (0,0016) | (0,0008) | (0,00265) | (0,00095) | (0,0123) | (0,0019) |
| Mata | -0,629* | -0,0515* | -0,5866* | -0,0486* | -0,1319* | -0,002 |
| | (0,0019) | (0,0009) | (0,00289) | (0,00117) | (0,0146) | (0,002) |
| Lambda | Não | Não | -0,3024* | -0,1975* | -0,0592* | -0,0235* |
| | | | (0,0083) | (0,00295) | (0,00634) | (0,0025) |
| Dummies de Ano | Não | Não | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Constante | 1,1444* | 0,8066* | 2,2842* | 1,2434 | 2,5395 | 1,2301* |
| | (0,0106) | (0,00362) | (0,0196) | (0,00528) | (0,0278) | (0,0134) |
| R ² (Overall) | 0,3778 | 0,3555 | 0,5364 | 0,5663 | 0,2623 | 0,3541 |
| Núm. de observações | 1.512.702 | 5.558.670 | 1.512.702 | 5.558.670 | 1.512.702 | 5.558.670 |
| Núm. de indivíduos | | | | | 435.912 | 1.894.466 |
| Teste F | 30,1513 | 30,5559 | 35,4359 | 35,1894 | 35,4359 | 35,1894 |
| | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Hausman χ^2 (33) | | | | | 703.439,16 | 703439.16 |

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados da RAIS-MTE.

Notas: *Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; ***Significativo a 10%. Erro-padrão robusto entre parênteses.

No modelo de MQO todos os parâmetros mostraram-se significantes, com exceção da *dummy* amarela para o setor público. No modelo de *Endogenous switching regression*, a significância dos coeficientes permanece para todas as estimativas em ambos os setores. Além disso, verifica-se que os coeficientes da razão inversa de *mills* e da taxa de risco de seleção, os valores de lambdas, são -0,3024 e -0,1975, e estes foram estatisticamente significativos. Diante disso, comprova-se que há um viés de autosseleção setorial. No modelo de MQO este viés de autosseleção tem um efeito negativo nas estimativas dos diferenciais salariais, ou seja, sem o mesmo, as estimativas são superestimadas.

Comparando o modelo de MQO com o modelo de *Endogenous switching regression* verifica-se que, tanto para o setor público como para o setor privado, as estimativas sofreram uma diminuição considerável, com algumas poucas exceções: Gênero; Tempo no emprego²;

Fundamental incompleto; Ensino médio incompleto; Estabelecimento micro (para o setor público) e Gênero; Membros superiores do poder público, dirigentes e gerentes; Sertão e Agreste (para o setor privado). A relação entre as variáveis estimadas para o setor público apresentou mudanças passando de negativo para positivo em todas as *dummies* de raça/cor e nas *dummies* ocupacionais para os Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca e Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (2). No que se refere ao setor privado houve mudanças nas *dummies* preta, parda e estabelecimento médio, onde os coeficientes passaram a apresentar uma relação positiva.

Quanto ao modelo de *Endogenous switching regression-Painel*, observa-se pelo teste de Hausman que o modelo atende as condições de Efeito Fixo. Percebe-se que o modelo de *Endogenous switching regression-Painel* é adequado, pois os lambdas foram estatisticamente significantes ao nível de 1%. Indicando, novamente, a existência de um viés de escolha setorial endógena na amostra, sendo os parâmetros obtidos eficientes e significantes, com exceção das *dummies* de Gênero, Ensino Médio Incompleto, Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1), Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (2) e São Francisco (para o setor público) e da *dummy* Indígena (para o setor privado). Conforme pode ser verificado na Tabela 3, quando comparados aos coeficientes do modelo de *Endogenous switching regression*, a maioria dos coeficientes do modelo de *Endogenous switching regression-Painel* apresentaram uma diminuição considerável. Os coeficientes obtidos por este modelo apresentam propriedades desejáveis, pois além de corrigir a endogeneidade causada pela escolha setorial não aleatória ainda controla a endogeneidade causada pela heterogeneidade não observada dos trabalhadores.

Comparando os modelos de *Endogenous switching regression* e *Endogenous switching regression-Painel*, verifica-se que quanto maior a idade e o tempo no emprego maior o salário, mas essas relações são mais fortes no setor privado, nos dois modelos. A idade² tem um sinal negativo apresentando um comportamento convexo tanto para o setor público como para o setor privado, também nos dois modelos.

No modelo de *Endogenous switching regression*, os homens apresentam um diferencial positivo tanto no setor público como no setor privado, todavia esse diferencial positivo é maior no setor público (0,2956) do que no setor privado (0,2196) quando comparado à mulher. Assim, verifica-se que apesar de no setor público a maioria dos trabalhos serem do sexo feminino, os homens tem vantagens salariais, contrariando os resultados obtidos por Barbosa e Barbosa Filho (2012). Após o controle das características não observadas não é possível fazer comparações entre os dois setores, pois apesar do diferencial positivo permanecer para os homens que trabalham no setor privado, a relação para o setor público não apresentou significância.

Para o setor público todas as *dummies* de raça apresentaram um diferencial positivo em relação à raça/cor branca, indicando a inexistência de discriminação neste setor com os trabalhadores não brancos, isso foi verificado com ou sem o controle das características não observadas. Já para o setor privado, no modelo de *Endogenous switching regression* há um diferencial negativo para os trabalhadores indígenas e amarelos. No modelo de *Endogenous switching regression – Painel*, por sua vez, há uma discriminação para os trabalhadores amarelos e pardos, o coeficiente que capta o diferencial salarial para os indígenas se torna insignificante. Neste sentido, observa-se que o controle das características não observadas evidencia uma discriminação para os trabalhadores pardos que não havia no modelo sem o controle das características não observadas. Cumpri ressaltar que nos dois modelos os trabalhadores do setor público apresentam diferenciais salariais maiores do que os trabalhadores do setor privado, ou seja, qualquer raça de trabalhadores recebe melhor no setor público.

Com relação à escolaridade dos trabalhadores, avaliando o modelo de *Endogenous switching regression*, todas as *dummies* de escolaridade apresentaram um diferencial positivo quando comparado com os analfabetos. Convém ainda mencionar que neste modelo, ser do setor público com qualquer nível educacional proporciona maior diferencial salarial, por exemplo, um trabalhador com nível fundamental incompleto recebe 4,63% a mais do que um analfabeto quando trabalha no setor público, já quando trabalha no setor privado um trabalhador com ensino fundamental incompleto recebe 11,76% a mais do que um analfabeto. Até mesmo nas categorias de ensino mais elevadas esta tendência comportamental permanece. Ao controlar pelas características não observadas dos trabalhadores o diferencial positivo permanece para todas as *dummies* de escolaridade, exceto para a *dummy* de Ensino médio incompleto cujo parâmetro se mostrou insignificante. Todavia, no modelo de *Endogenous switching regression - Painel* os trabalhadores que possuem ensino fundamental incompleto e completo e ensino médio completo, recebem mais se pertencerem ao setor público, conforme pode ser verificado na Tabela 3.

No que se refere à ocupação desempenhada pelos trabalhadores, observa-se que no modelo de *Endogenous switching regression - Painel*, os Membros superiores do poder público, dirigentes e gerentes recebem mais no setor público do que no setor privado quando comparados aos Profissionais das ciências e das artes, ou seja, os Membros superiores do poder público, dirigentes e gerentes recebem 2,32% a mais do que os Profissionais das ciências e das artes no setor público, enquanto no setor privado esse diferencial diminui os Membros superiores do poder público, dirigentes e gerentes recebem 1,4% a mais do que os Profissionais das ciências e das artes. Antes do controle das características não observadas (modelo de *Endogenous switching regression*) os Membros superiores do poder público, dirigentes e gerentes apresentam um diferencial maior no setor privado. No setor público, os Técnicos do nível médio recebem 24,27% a menos que os Profissionais das ciências e das artes, já no setor privado estes recebem 10,51% a menos, todavia, quando se controla pelas características não observadas essa situação se inverte. No setor público, os Técnicos do nível médio recebem 4,67% a menos que os Profissionais das ciências e das artes, já no setor privado estes recebem 5,96% a menos que os Profissionais das ciências e das artes. Em ambos os modelos, as demais categorias ocupacionais também estão em melhor situação no setor público.

Para o setor público, todas as *dummies* de tamanho de estabelecimento apresentam um diferencial salarial positivo em relação ao tamanho de estabelecimento grande, tanto no modelo de *Endogenous switching regression* quanto no modelo de *Endogenous switching regression-Painel*. Já para o setor privado, este diferencial é negativo. De modo que o setor público remunera melhor os indivíduos quando estes estão condicionados ao tamanho do estabelecimento.

Considerando o setor público, verifica-se um diferencial negativo para todas as mesorregiões consideradas quando comparadas a região metropolitana de Recife, nos dois modelos considerados, com exceção da *dummy* de São Francisco que no modelo de *Endogenous switching regression-Painel* não se mostrou significativa. Com relação ao setor privado, com exceção da região do São Francisco, os diferenciais negativos também são evidenciados. Além disso, nos dois modelos considerados, cada mesorregião remunera melhor os trabalhadores pertencentes ao setor privado. À título de exemplo, verifica-se que, no modelo de *Endogenous switching regression-Painel*, os trabalhadores do Sertão recebem 20,94% a menos que os trabalhadores da região metropolitana de Recife quando estes pertencem ao setor público, já se pertencerem ao setor privado, os trabalhadores do Sertão recebem 1,58% a menos que os trabalhadores da região metropolitana de Recife.

5. Considerações finais

Este estudo direcionou sua análise para estimativa do diferencial salarial entre os trabalhadores do setor público e do setor privado para estado de Pernambuco, avaliando a existência de endogeneidade no modelo empírico empregado controlando pelo efeito fixo dos trabalhadores e pelo viés de autosseleção setorial.

Como principal resultado, constatou-se a importância da ocupação na determinação do diferencial salarial público-privado. Após o controle das categorias ocupacionais, o diferencial salarial público-privado sofre uma diminuição considerável, tornando-se negativo e ainda estatisticamente significativo (-0,00547). Este fato indica que as ocupações típicas do setor público remuneram melhor os trabalhadores no estado. Os resultados ainda indicam forte influência das habilidades destes trabalhadores na determinação de sua produtividade, após o controle da heterogeneidade observada e não observada; o coeficiente que capta o diferencial salarial público aumenta. Este coeficiente que capta o efeito puro e isolado que o setor (público) exerce no diferencial de salários dos trabalhadores reflete a segmentação no mercado de trabalho, os trabalhadores do setor público recebem 9,0% a mais do que os trabalhadores do setor privado. Essa segmentação foi corroborada pela aplicação da decomposição de Oaxaca-Blinder. A remuneração pelo simples fato de pertencer ao setor público é 20% superior, assim os trabalhadores do setor público recebem uma espécie de “renda econômica”.

O modelo de mudança endógena mostrou-se adequado até mesmo para aplicação em dados em painel. A aplicação da modelagem em painel se validou uma vez que o modelo *Endogenous switching regression-Painel* apresentou elevada significância estatística, em especial para a razão inversa de *mills* e a taxa de risco de seleção. A partir da comparação dos coeficientes das regressões separadas para os dois setores, observou-se que para alguns dos controles a contribuição para a determinação do nível de salários é menor no setor público. Essa situação serve como respaldo para a segmentação setorial, pois mesmo com esses menores níveis de contribuição no vetor de características observadas, os trabalhadores do setor público apresentam um diferencial positivo.

Como sugestões para trabalhos futuros, pretende-se expandir o trabalho para os demais estados do país e verificar se há uma correlação entre o diferencial de remuneração entre os dois setores com a desigualdade regional de renda entre as regiões. É conveniente ainda o estudo da temática para as demais regiões do país, uma vez que as diferenças regionais são bastante intensas no que se refere à dinâmica do mercado de trabalho, à composição da força de trabalho e o seu tamanho em termos do número de trabalhadores nos dois setores.

Outra sugestão seria a aplicação do modelo de mudança endógena considerando as diversas esferas do governo (federal, estadual e municipal). De acordo com Marconi (2003) o perfil de ocupações no setor público modifica-se dependendo do nível de governo analisado. Além disso, o autor menciona que no setor público federal prevalecem ocupações mais complexas. A literatura nacional (MARCONI, 2003; VERGARA, 1991; ARAÚJO, 2011; BELLUZZO; PAZELLO; ANUATTI-NETO, 2005; GUIMARÃES et. al., 2010) evidencia que a desigualdade salarial entre os setores público e privado está condicionada a esfera do governo federal, estadual ou municipal, onde o prêmio salarial do setor público é decrescente para as três esferas. O modelo de mudança endógena poderia ser aplicado incorporando, além da divisão entre setor público e privado, uma ramificação entre as classificações de esferas do governo. Desse modo seria possível verificar a decomposição do diferencial salarial entre atributos dos trabalhadores (incluindo as ocupações desempenhadas) e a segmentação a nível de esfera governamental.

Referências

ALMEIDA, R. S.; FIGUEIREDO, N. R. M.; RAMOS FILHO, H. S. **Decomposição das diferenças na distribuição dos salários do setor público e privado: uma aplicação do**

modelo rifregression. In: XII ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 2011, João Pessoa. Anais... João Pessoa, 2011.

ARAÚJO, R. L. P. **Diferencial de salários público-privado: controlando para escolha setorial endógena.** Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília – Departamento de Economia (FACE), Brasília, 2011.

BARBOSA, H. A. L. N.; BARBOSA FILHO, F. H. **Diferencial de salários entre os setores público e privado no Brasil: um modelo de escolha endógena.** Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012 (Texto para Discussão, 1713).

BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira.** Econômica: revista do programa de Pós-Graduação em Economia da UFF, v. 8, n. 1, p. 117-147, 2006.

BELLUZZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. **Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil.** Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, 59(4), 2005.

BIDERMAN, C.; GUIMARÃES, N. **Desigualdades, Discriminação e políticas Públicas: uma análise a partir de setores selecionados da atividade produtiva no Brasil.** Comunicação, In: VIII ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 2003, São Paulo. Anais... São Paulo, 2003.

BLINDER, A. S. **Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates.** The Journal of Human Resources 8: 436–455, 1973.

BRAGA, B.; FIRPO, S.; GONZAGA, G. **Escolaridade e o diferencial de rendimentos entre o setor privado e setor público no Brasil.** Pesquisa e Planejamento Econômico, 2008.

CAMPOS, M. M.; CENTENO, M. **Diferenças salariais entre os setores público e privado no período que antecedeu a adoção do euro: uma aplicação baseada em dados longitudinais.** Boletim Económico: Inverno (2011), v. 17, n. 4, p. 55-70, 2011.

DINIZ, M. B.; ARRAES, R. A. **Desenvolvimento econômico e desigualdade de renda no Brasil.** In: X ENCONTRO REGIONAL EM ECONOMIA, 2005. Fortaleza. Fortaleza: Universidade Federal do Ceará, 2005.

FERREIRA NETO, A. B.; FREGUGLIA, R. S.; FAJARDO, B. A. G. **Diferenciais salariais para o setor cultural e ocupações artísticas no Brasil.** Economia Aplicada, v. 16, n. 1, p. 49-76, 2012.

FERNANDES, R. A. S. **Investimento em capital humano: taxas de retornos salariais, nos setores público e privado no Brasil.** Cesubra Scientia: Revista do Centro Universitário Planalto do Distrito Federal, v. 2, n. 2, p. 339-378, 2005.

FREGUGLIA, R. S. F.; PROCÓPIO, T. S. **Efeitos da mudança de emprego e da migração interestadual sobre os salários no Brasil formal: evidências a partir de dados em painel.** Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, n. 2, p. 255-278, ago. 2013.

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. 3.573-3.630, North-Holland, Amsterdam, 1999.

GUIMARÃES, R. R. M.; TERRA, L. P.; PINTO, A. C. M.; CÉSAR, C. C. **Diferenciais regionais no retorno à participação no setor público no Brasil, 2005.** In Anais do XIV Seminário sobre a Economia Mineira [Proceedings of the 14th Seminar on the Economy of Minas Gerais], Universidade Federal de Minas Gerais: Cedeplar, 2010.

HECKMAN, J. **Sample Selection Bias as a Specification Error.** Econometrica 47:153–161, 1979.

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

HOFFMANN, R. Distribuição de renda e crescimento econômico. Estudos Avançados 15 (41), 2001.

- IMBERT, Clément. *Decomposing Wage Inequality: Public and Private Sectors in Vietnam 1993—2006*. Paris School of Economics Working Paper , No. 2011—05, 2011.
- KEANE, M. P. **Individual Heterogeneity and Interindustry Wage Differentials**. *Journal of Human Resources*. Winter, 28:1, p.134– 61, 1993.
- MACEDO, R. B. **Diferenciais de salários entre empresas privadas e estatais**. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, 39(4):437-48, 1985.
- 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 (Brasília)*, Brasília - DF, v. 54, n.1, p. 7-43, 2003.
- MARCONI, N. **A formação dos salários nos setores público e privado**. Tese (Doutorado) - EAESP / FGV. Programa de Pós-Graduação da EAESP/ FGV, São Paulo, 2011.
- OAXACA, R. **Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets**. *International Economic Review* 14: 693–709, 1973.
- PONTE, J. N.; MACHADO, D. C.; PERO, V. **Diferenciais salariais e fluxos migratórios dos trabalhadores formais no Estado do Rio de Janeiro: uma análise a partir dos dados em painel**. In: *Anais do XL Encontro Nacional de Economia – ANPEC*, 2012. Porto de Galinhas: 2012.
- ROY, A. D. **Some thoughts on the distribution of earnings**. *Oxford Econ. Papers* 3, p. 145-146, 1951.
- SABOIA, João. **Efeitos do Salário Mínimo sobre a Distribuição de Renda no Brasil no Período 1995/2005 – Resultados de Simulações**. *Econômica*, vol. 9, no 2, pp. 270-296, 2007.
- SILVA, A. S. **Migração e diferenciais salariais: evidências para os trabalhadores do agreste pernambucano**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA. Programa de Pós-Graduação em Economia, Pernambuco, 2013.
- SILVA, E.S.; ROCHA, R.M. **Diferencial salarial entre ocupações: uma investigação empírica a partir de dados em painel (2005-2009)**. In: *Anais do I Encontro Pernambucano de Economia – ENPECON*, 2015.
- SIMINSK, P. **A QuasiDifferenced Panel Data Analysis of the Australian PublicPrivate Sector Wage Differential**. Melbourne Institute Working Paper Series Working Paper, 2008.
- SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. **Diferencial Salarial Público-Privado e Desigualdade de Renda per capita no Brasil**. *Est. Econ., São Paulo*, vol. 43, n.1, p.5-28, 2013.
- TORRES, M. M.; ROCHA, R. M. **Migração e diferenciais salariais: evidências para o agreste de Pernambuco**. In: *Anais do I Encontro Pernambucano de Economia – ENPECON*, 2013.
- 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.
- VERGARA, D. H. **Diferenciais De Salários Entre Os Setores Público e Privado da Economia Brasileira**. *Ensaio FEE*, 12(1), p. 73-85, 1991.

APÊNDICE

Tabela A - Resultado das estimações do Modelo Probit de escolha de setor.
Variável dependente: participação no mercado de trabalho no setor público.

| | Probit | Erro Padrão |
|--|--------------|--------------|
| Setor Público | | |
| Idade | 0,0317* | (0,00049) |
| Idade ² | -0,00022* | (0,000006) |
| Gênero (masculino) | -0,4469* | (0,0017) |
| Tempo no emprego | 0,0077* | (0,000025) |
| Tempo no emprego ² | -0,00001* | (0,00000007) |
| Indígena | -1,6668* | (0,0279) |
| Preta | -1,6494* | (0,0078) |
| Amarela | -1,8582* | (0,013) |
| Parda | -1,6396* | (0,0026) |
| Fundamental incompleto | -0,1216* | (0,00713) |
| Fundamental completo | 0,2631* | (0,00718) |
| Ensino médio incompleto | -0,3434* | (0,00764) |
| Ensino médio completo | -0,2252* | (0,00716) |
| Superior incompleto | -0,4279* | (0,00806) |
| Superior completo | -0,3054* | (0,0079) |
| Memb. super. do poder públ. | -0,00381 | (0,00337) |
| Téc. de nível médio | -0,09782* | (0,00297) |
| Trab. de serv. administrativos | -0,2242* | (0,00272) |
| Trab. dos serv., vend. do comércio | -0,4471* | (0,00298) |
| Trab. Agrop., florest. e da pesca | -1,9555* | (0,00898) |
| Trab. da prod. de bens e ser. Indust. (1) | -1,3228 | (0,00394) |
| Trab. da prod. de bens e serv. Indust. (2) | -2,0397* | (0,01125) |
| Trab. em serv. de repar. e manut. | 0,0856* | (0,00375) |
| Portador de deficiência | -0,3492* | (0,0068) |
| Salário esperado | 0,3577* | (0,00308) |
| dummies de ano | sim | |
| Constante | -1,3746* | (0,01379) |
| R ² (Overall) | 0,4572 | |
| Núm. de observações | 7.145.035 | |
| Teste F | 3.378.401,98 | |

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados da RAIS-MTE.

Notas: *Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; ***Significativo a 10%. Erro-padrão entre parênteses.