

**DIFERENCIAL SALARIAL ENTRE OCUPAÇÕES: UMA INVESTIGAÇÃO  
EMPÍRICA A PARTIR DE DADOS EM PAINEL (2005-2009)**

**Everlândia de Souza Silva**

Mestre em Economia pelo PPGECON/UFPE-CAA  
Professora de Economia da UFRPE/UAST  
Avenida Gregório Ferraz Nogueira S/N, José Tomé de Souza Ramos,  
Serra Talhada – PE, 56909-535  
Telefone para contato: (87) 3831-2961  
everlandia255@gmail.com

**Roberta Moraes Rocha**

Doutora em economia pelo PIMES  
Professora de Economia da UFPE /CAA  
Rodovia BR-104 Km 59, Nova Caruaru, Caruaru - PE, 55014-900  
Telefone para contato: (81) 2126-7771  
roberta\_rocha\_pe@yahoo.com.br

## DIFERENCIAL SALARIAL ENTRE OCUPAÇÕES: UMA INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA A PARTIR DE DADOS EM PAINEL (2005-2009)

### **Resumo**

Este artigo analisa o diferencial de salários entre os trabalhadores do grupo ocupacional dos Profissionais das ciências e das artes e demais ocupações buscando obter indicações da influência das características não observadas para a determinação deste diferencial e ainda se estes profissionais são mais habilidosos que os demais. 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, a partir da base de dados longitudinais da RAIS-MTE para o período de 2005 à 2009 para o Estado de Pernambuco. Os resultados mostram que os Profissionais das ciências e das artes ganham, em média, 34,16% a mais que os demais trabalhadores, todavia com o controle das características não observadas dos trabalhadores esse prêmio salarial se reduz para 5,58%. Esse resultado sugere que os Profissionais das ciências e das artes são mais habilidosos, fato este que explica parte relevante dos diferenciais salariais entre as ocupações consideradas no estudo.

**Palavras-chave:** Heckman; Heterogeneidade não observada; Decomposição Oaxaca-Blinder.

### ***Abstract***

This article analyzes the wage differential between workers of the occupational group of professionals of the sciences and the arts and other occupations. It obtain indications of the influence of unobserved characteristics for the determination of this differential and if these professionals are more skilled than others Mincer equations were estimated by OLS and fixed effects panel considering the selection bias. It is made the correction through the Heckman procedure from the longitudinal database RAIS-MTE for the period 2005 to 2009 for the state of Pernambuco. The results show the professionals of the sciences and the arts earn, on average, 34,16% more than other workers, but with control of unobserved characteristics of workers the wage premium is reduced to 5,58%. This result suggests that the professionals of the sciences and the arts are more skilled, a fact that explains relevant part of wage differentials between occupations considered in the study.

**Key words:** Heckman; Unobserved heterogeneity; Oaxaca-Blinder decomposition.

***JEL Classifications:*** C3; J24; J31.

## 1. Introdução

Os diferenciais salariais são reflexos da heterogeneidade da oferta de mão de obra e da estrutura organizacional do mercado de trabalho, especialmente quando se considera a segmentação ocupacional. Barros, Franco e Mendonça (2007) consideram que as diferenças salariais não podem ser explicadas somente pelas distinções intrínsecas de produtividade, visto que o mercado de trabalho remunera de forma diferenciada os trabalhadores com a mesma produtividade apenas pelo fato dos mesmos ocuparem postos de trabalho em segmentos distintos.

As médias salariais por ocupação podem ilustrar esta conjuntura. Os dados do mercado de trabalho pernambucano disponíveis pela RAIS-MTE sugerem diferenças médias salariais significativas entre as ocupações. A partir da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO-2002), verifica-se que, em 2009, o Nordeste remunerou melhor os Profissionais das ciências e das artes com um salário real médio de R\$ 2.205,71, sendo seguidos pelos Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes (R\$ 2.070,13). Considerando o Estado de Pernambuco, verifica-se que essa ordem é alterada, os trabalhadores com as melhores remunerações são os Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes com uma remuneração média de R\$ 2.493,97, sendo seguido pelos Profissionais das ciências e das artes (R\$ 2.144,34), e as demais ocupações com um média abaixo de R\$ 2.000,00. (RAIS-MTE, 2009).

A complexidade na análise da segmentação ocupacional reside no fato de que é embasada em algumas características do trabalhador. Dentre estas características cabe citar a escolaridade que, de acordo com Lima (1980), fornece os diplomas ou credenciais para a alocação dos trabalhadores nos diferentes nos *locus* de trabalho. De modo que a segmentação ocupacional, diferente da segmentação de raça e gênero, tem estreita relação com a escolaridade e por sua vez com a produtividade do trabalhador. O que faz com que as características não observadas dos trabalhadores tenham considerável relevância na determinação do diferencial ocupacional.

Examinando os grupos ocupacionais delimitados pela CBO-2002 infere-se que as ocupações exercidas pelos Profissionais das Ciências e das Artes demandam habilidades específicas dos trabalhadores (SOUZA, 1978). Habilidades estas como raciocínio dedutivo e abstrato, determinação e agilidade, isto é, características que não podem ser imediatamente observadas, e na maioria dos casos encontram-se relacionadas com o nível de escolaridade dos trabalhadores (GIBBONS; KATZ, 1992; BLACKBURN; NEUMARK, 1992 e KEANE, 1993). Conforme já mencionado, estas características exercem forte influência na produtividade dos trabalhadores, dadas às ocupações que estes desempenham, contribuindo para determinação dos diferenciais salariais entre esses profissionais e os demais.

Para delinear as disparidades econômicas regionais no Brasil observa-se o rendimento médio da população economicamente ativa por região, que indica que o Nordeste ocupa a pior posição na análise dos diferenciais salariais. O rendimento médio da região é menor que a média brasileira em 47,43%, enquanto que a região Centro-Oeste ocupa a melhor posição, o rendimento médio é maior que a média brasileira em 30,75%. (IBGE, 2001). Neste sentido, verifica-se a situação desfavorável do Nordeste em termos de rendimento, fator que faz com que o estudo dos diferenciais seja mais urgente para esta região de modo a observar as suas peculiaridades e optou-se por selecionar o Estado de Pernambuco para a análise, cuja dimensão do mercado de trabalho e importância econômica destacam-se na região.

Diante disto, esta pesquisa direcionará a sua análise para o diferencial salarial ocupacional, considerado os grupos ocupacionais delimitados de acordo com a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) instituída em outubro de 2002, pelo Ministério de Trabalho e Emprego. Dadas as características dos Profissionais das ciências e das artes, elencadas acima, estes trabalhadores foram selecionados com grupo central a fim de tecer comparações com os

demais. Portanto, o objetivo desta pesquisa é identificar a amplitude e significância do diferencial salarial entre os Profissionais das Ciências e das Artes e demais ocupações no Estado de Pernambuco. Neste sentido pretende-se investigar se trabalhadores que pertencem a ocupações inseridas neste grupo de profissionais tem maiores rendimentos em relação aos demais, verificando como a heterogeneidade não observada pode influenciar na magnitude deste diferencial. Adicionalmente, investiga-se o diferencial salarial inter-ocupacional e se os Profissionais das Ciências e das Artes são mais habilitados (características não observáveis) quando comparados com os demais grupos ocupacionais.

Este estudo se justifica devido à crescente participação econômica que os Profissionais das ciências e das artes vêm alcançando e suas características socioeconômicas (em especial, maior nível de escolaridade e experiência), que permitem distinguir esses profissionais dos demais. Estes são julgados, de acordo com a expectativa *a priori*, mais habilitados. Essa classificação poderia ser reflexo das suas características não observadas que atuam com maior intensidade na determinação da produtividade no emprego. Assim, esta pesquisa contribui no sentido de avaliar os diferenciais salariais ocupacionais considerando a heterogeneidade não observada. Na literatura brasileira apenas o estudo de Ferreira Neto, Freguglia e Fajardo (2012) tenta avaliar os efeitos das características não observadas na determinação do diferencial salarial ocupacional, utilizando um pseudo painel com base nos dados da PNAD. Todavia, a pesquisa desenvolvida pelos mesmos centra-se apenas no diferencial salarial para as ocupações do setor cultural. A pesquisa desenvolvida neste trabalho examina o diferencial salarial dos nove grupos ocupacionais delimitados pela CBO-2002, a partir de um painel ao nível do trabalhador com base nos dados da RAIS-MTE.

## **2. Diferencial salarial ocupacional: evidências empíricas**

Flori (2007) ressalta a importância em avaliar os diferenciais salariais pela ótica da ocupação que o trabalhador exerce. Dessotti (2011) considera que a produtividade dos trabalhadores está fundamentada na educação do trabalhador, sendo proporcional a qualidade da educação por este recebida ao longo da sua vida. Mesmo considerando a importância da educação para a determinação dos salários, Flori (2007) aponta que a literatura destaca de forma acentuada esta variável, atribuindo um papel coadjuvante a ocupação desempenhada pelo trabalhador. Assim, mesmo considerando a existência de uma relação intrínseca entre educação e ocupação, uma vez que os diplomas estabelecem, em certa medida, a ocupação que o trabalhador é capaz de executar, é imprescindível avaliar a ocupação como variável central na medida em que permite identificar as discontinuidades no mercado de trabalho.

Explorando com maior precisão os aspectos relevantes da teoria da segmentação, Evarini et. al. (2011) observaram que a educação é menos importante para determinar o rendimento naqueles seguimentos de trabalho mais precários, quais sejam as categorias dos trabalhadores dos Serviços e da Produção, o que corrobora com a ideia de discontinuidade do mercado de trabalho da Teoria da Segmentação. Dada as ocupações analisadas por Evarini et. al. (2011), os autores sugerem que os grupos ocupacionais dos dirigentes e profissionais das ciências e das artes sejam próprios do segmento primário independente e os técnicos de nível médio pertençam ao segmento primário dependente, enquanto que as categorias serviços e trabalhadores da produção industrial estejam vinculados aos segmentos primário dependente e secundário.

Dessotti (2011) analisou o papel da ocupação no diferencial salarial de forma mais específica ao considerar os professores do ensino fundamental de escolas públicas e privadas como centro de análise. Para esta escolha a autora evidencia o papel da educação para o desenvolvimento do país, acreditando que a remuneração destes profissionais seriam um condicionante definitivo para a oferta de uma educação de qualidade. Os resultados obtidos apontam que é vantajoso trabalhar como docente do ensino fundamental somente se o

indivíduo não tiver ensino superior, caso contrário, a escolha ocupacional não é conveniente, pois o indivíduo ganharia mais ao optar por outra ocupação.

Flori (2007) admite que, apesar da inexistência de teorias que expliquem especificamente por que os salários variam com a ocupação, os diferenciais salariais ocupacionais podem estar diretamente relacionados com as habilidades pessoais dos trabalhadores. Dessotti (2011) reforça a ideia de Flori(2007) admitindo que os salários são explicados pelas diferenças nas ocupações e na formação educacional escolhida dos indivíduos, acrescentando que esta formação seria um reflexo de sua habilidade e não da ocupação por estes exercida. Residindo neste aspecto, a principal limitação dos trabalhos até agora considerados, pois apesar de compreenderem a relevância das habilidades dos trabalhadores na determinação do diferencial salarial ocupacional, os autores não incluem esta evidência nos modelos empíricos desenvolvidos.

Gibbons e Katz (1992), Blackburn e Neumark (1992) e Keane (1993), ao avaliarem os diferenciais salariais industriais, concordam na importância que as habilidades dos trabalhadores possuem na determinação da estrutura salarial, onde os empregadores tendem a pagar salários proporcionalmente maiores para trabalhadores mais qualificados. Assim, trabalhadores com características observáveis similares recebem salários diferentes dependendo do setor onde estão empregados.

Autores como Ferreira Neto, Freguglia e Fajardo (2012), Freguglia, Meneses Filho e Souza (2007), Gibbons e Katz (1992), Blackburn e Neumark (1992) e Keane (1993) consideram na análise dos diferenciais salariais a interferência das habilidades dos trabalhadores. Neste aspecto, a literatura tem aplicado como instrumental metodológico para a análise das habilidades, modelos a partir de dados longitudinais, que incluem como controle nas estimações salariais o efeito das características não observadas dos trabalhadores. Dentre os trabalhos acima citados, apenas Keane (1993) e Freguglia, Meneses Filho e Souza (2007) consideram os efeitos das habilidades dos trabalhadores a partir de painéis de dados.

Freguglia, Meneses Filho e Souza (2007) concluem que os diferenciais salariais inter-setoriais e inter-regionais persistem mesmo após o controle das características não observadas dos trabalhadores. Todavia, apesar de mencionarem a importância das ocupações desempenhadas pelos trabalhadores na determinação da estrutura salarial, os autores não incluem esta variável no modelo empírico, assim os diferenciais salariais obtidos, mesmo após o controle das características não observáveis dos trabalhadores podem estar superestimados.

Na tentativa de avaliar o efeito das características não observadas dos trabalhadores, considerando um nível mais específico, Ferreira Neto, Freguglia e Fajardo (2012) norteiam sua pesquisa para a análise do diferencial de salários dos trabalhadores ocupados no setor cultural, buscando observar se o setor cultural tem a mesma remuneração do setor não cultural. Todavia, utilizam dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios referente aos anos de 2002 à 2007 em um modelo de pseudo painel de coortes, mas especificamente um *pooling*, ou seja, agrupamentos de dados. Nestes modelos a estimação é feita assumindo que os parâmetros são comuns para todos os indivíduos, uma vez que os considera homogêneos. Com dados em painel a estimação é feita assumindo a heterogeneidade dos indivíduos, através de um identificador, esta heterogeneidade é captada no intercepto, que é diferente para todos os indivíduos considerados na amostra. (GUJARATI; PONTE, 2011). Desse modo, a base de dados utilizada pelos autores não permite avaliar o efeito da heterogeneidade não observada dos trabalhadores, uma vez que não possui um identificador que permita acompanhar o trabalhador ao longo do tempo, de modo a observar as características fixas dos mesmos.

Keane (1993), por sua vez, acredita que a utilização de um painel de efeitos fixos proporciona a obtenção de estimadores mais eficientes e confiáveis que os obtidos nos

trabalhos anteriores. Para tanto utiliza dados da *National Longitudinal Survey of Young Men (NLS)*, compreendendo os anos de 1966 à 1981. Diferentemente de Gibbons e Katz (1992) e Blackburn e Neumark (1992), que concluíram que as características não observadas explicam relativamente pouco das diferenças salariais, Keane (1993) observou, através de um estimador de efeitos fixos, grande influência das características não observadas dos trabalhadores na determinação dos diferenciais salariais interindustriais. O autor verificou que 84 por cento das variações dos salários é explicada por efeitos fixos individuais e apenas 16 por cento é explicada por *dummies* de indústria.

### 3. Estratégica Empírica

O objetivo do trabalho consiste em avaliar o diferencial salarial entre os grupos ocupacionais de modo a obter indicações da importância da habilidade não observada dos trabalhadores na determinação dos rendimentos salariais e comprovar empiricamente qual grupo ocupacional é mais habilidoso. Para tanto, adota-se como referência para comparações entre os grupos às ocupações típicas dos Profissionais das ciências e das artes. A hipótese é que essas profissões por requererem uma habilidade dos trabalhadores, uma qualificação que às vezes não é observada ou que não depende essencialmente de uma educação formal, tais características venham a ter uma importante contribuição na explicação dos diferenciais salariais entre esses profissionais e os demais. Na pesquisa em questão este problema ocorre, pois como foco de análise é o indivíduo, características não observáveis do trabalhador (motivação, adaptação, capacidade do trabalhador, criatividade, habilidade, etc.) possivelmente estarão correlacionadas com algumas das variáveis fundamentais, consideradas neste modelo, para explicar o salário, como grau de instrução, experiência e ocupação. Como consequência os parâmetros estimados por MQO podem ser viesados e inconsistentes. Uma forma de evitar este problema é estimar um modelo com dados em painel, o qual possibilite a inclusão do efeito fixo dos trabalhadores no modelo, um controle para as características não observáveis invariantes no tempo que influenciam a produtividade dos trabalhadores.

A análise é baseada em estimações de equações mincerianas de rendimentos para o Estado de Pernambuco, a partir de um painel de dados para os trabalhadores. Os dados utilizados nesta pesquisa são disponibilizados 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 bases 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.

A base de dados compreende os anos de 2005 à 2009 para o Estado de Pernambuco, o que possibilitou construir um painel não balanceado à nível de trabalhadores, este inicialmente continha 8.489.170 observações, com informações referentes a 2.298.397 trabalhadores. A fim de evitar um possível viés de estimação e incompatibilidades, alguns ajustes (filtros) foram realizados na base. Primeiramente, foram excluídos aqueles trabalhadores que não podiam ser identificados, que apresentavam PIS igual à zero (devido a erros de preenchimento dos formulários). Além disso, os casos duplicados à nível de trabalhadores foram eliminados, seguindo a literatura, considerou-se o último vínculo contratual para cada trabalhador que apresentasse mais de uma observação no mesmo ano. Em um segundo momento, optou-se por eliminar as observações não declaradas, ou seja, “ignoradas” entre as características observadas dos trabalhadores relevantes para a pesquisa, como grau de instrução. Seguindo a literatura, preferiu-se ainda considerar apenas os indivíduos em idade ativa, ou seja, entre 18 e 65 anos de idade, e também aqueles que

possuíam tempo no emprego diferente de zero. Dessa forma, após estes filtros, a amostra totalizou 7.145.035 observações, referentes à 2.268.847 trabalhadores.

A forma funcional das equações estimadas por MQO e Efeitos fixos, respectivamente, é representada nas equações 1 e 2 a seguir:

$$\ln(w_i) = X_i\beta + E_i\vartheta + T_i\delta + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

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

Em que  $\ln(w_{it})$  é o logaritmo natural do salário-hora real do indivíduo,  $X_{it}$  é um vetor de características sócio-econômicas 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,  $E_{it}$  é um vetor de características do emprego do trabalhador, mais especificamente, uma *dummy* de setor público e *dummies* de tamanho do estabelecimento.  $T_{it}$  é a *dummy* de interesse que identifica a ocupação do trabalhador, de acordo com a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO),  $\beta$ ,  $\vartheta$  e  $\delta$  são os vetores de parâmetros a serem estimados, sendo  $\delta$  o diferencial associado aos profissionais das ciências e das artes,  $\theta_i$  é o efeito fixo do trabalhador e  $\varepsilon_{it}$  é o erro estocástico.

Convém ressaltar que optou-se por utilizar a Remuneração média do trabalhador (em valor nominal) como variável dependente, todavia esta foi considerada em termos reais, à preços de 2009. Para obtenção do deflator utilizou-se o Índice de Preços ao Consumidor – Amplo (IPCA), disponibilizado pelo IBGE.

Inicialmente as equações (1) e (2) são estimadas considerando a variável *dummy*  $T_{it}$  igual a “1” se o indivíduo pertence a ocupação das ciências e das artes, e “0” no caso contrário. Portanto, se o coeficiente associado a variável  $T_{it}$  for positivo e estatisticamente significativo haverá indicações de que trabalhadores nessa ocupação são melhores remunerados quando comparados com as demais. Porém, como a equação (1) apenas controla a influência das características observáveis dos trabalhadores na sua remuneração, parte desse diferencial deve ser explicada pelas diferenças entre a habilidade (características não observáveis) dos trabalhadores de diferentes ocupações. Neste caso, se as atividades das ciências e das artes empregarem trabalhadores mais qualificados, em relação às demais, espera-se que a inclusão do efeito fixo do trabalhador no modelo, equação (2), contribua para queda no coeficiente  $\delta$ .

Uma vez sendo constatado que de fato os profissionais das ciências e das artes são, em média, melhores remunerados, parte-se para uma segunda investigação empírica com o intuito de mensurar o diferencial salarial inter-ocupacional e a magnitude desse diferencial salarial para cada ocupação. Assim, o mesmo procedimento e as mesmas formas funcionais são aplicados para nove<sup>1</sup> dos grupos de ocupação da CBO (2002) com o intuito de tecer comparações entre o coeficiente que exprime o diferencial salarial, antes e após o controle das características não observadas, avaliando assim se os profissionais das ciências e das artes são mais habilitados que os demais. Os grupos ocupacionais considerados são: Membros superiores do poder público, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas, gerentes; Profissionais das ciências e das artes; Técnicos de nível médio; Trabalhadores de serviços administrativos; Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados; Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca; Trabalhadores da produção de

<sup>1</sup> Apesar da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) delimitar dez grupos ocupacionais, apenas nove serão considerados para o estudo empírico proposto neste ensaio, onde verifica-se a omissão do grupo referente aos Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares. Isto se deve ao fato de que estes não estão incluídos na base de dados. A RAIS obtém informações prestadas por todos os estabelecimentos, públicos e privados, mas não contém informações referentes a esses trabalhadores, devido às peculiaridades intrínsecas deste grupo de profissionais, que são considerados, legalmente (de acordo com a lei 6.880/80), um classe especial de funcionários públicos, sendo regidos por estatutos próprios.

bens e serviços industriais (1); Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (2); Trabalhadores em serviços de reparação e manutenção.

### 3.1 Viés de seleção e Decomposição de Oaxaca-Blinder

Heckman (1979) considera que 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. A equação de regressão é representada como:

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

onde a variável dependente é o logaritmo do salário dos indivíduos que estão inseridos no mercado de trabalho. Todavia em amostra de dados a variável dependente nem sempre é observada. Assim, avalia-se esta condição a partir de um modelo probit que estabelece a probabilidade da variável dependente ser observada, isto é feito a partir da seguinte equação de seleção:

$$z_i^* = w_i \gamma + u_i$$

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{se } z_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

A partir da estimação dos coeficientes da equação de seleção obtém-se a razão inversa de *mills*, definida por:

$$\lambda(\alpha_z) = \frac{\phi\left(\frac{-w_i \gamma}{\sigma_z}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-w_i \gamma}{\sigma_z}\right)}$$

A média condicional no modelo de Heckman é obtida através da interação das duas equações chaves do modelo, ou seja, a equação de regressão básica e a equação de seleção:

$$\begin{aligned} E[y_i | y_i \text{ é observado}] &= E[y_i | z_i^* > 0] \\ &= E[x_i \beta + \varepsilon_i | w_i \gamma + u_i > 0] \\ &= x_i \beta + \rho \sigma_\varepsilon \left[ \frac{\phi\left(\frac{-w_i \gamma}{\sigma_z}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-w_i \gamma}{\sigma_z}\right)} \right] \\ &= x_i \beta + \beta_\lambda \lambda_i(\sigma_z) \end{aligned}$$

Verifica-se que se não há correlação entre  $\varepsilon_i$  e  $u_i$ ,  $E[\varepsilon_i | u_i > -w_i \gamma] = 0$ , o que indica inexistência de viés de seleção, todavia na situação contrária a não inclusão do segundo termo provocaria estimativas tendenciosas e inconsistentes.

Feitas estas considerações pode-se verificar a aplicabilidade do modelo de Heckman para a pesquisa empírica realizada neste capítulo. As equações de regressão foram expostas nas equações (1) e (2). Na equação de seleção considerou-se como variável dependente a participação no mercado de trabalho, considerando tanto o salário-hora real como a ocupação, seguindo a metodologia proposta por Ferreira Neto, Freguglia e Fajardo (2012). Considerou-se como variáveis independentes todas as variáveis utilizadas na equação de regressão, além das variáveis de controle como condição de deficiência, condição de desligamento, e setor de atividade. Assim, a equação de seleção é definida como se segue:

$$P_i = X_i \beta + E_i \vartheta_i + T_i \delta + Df_i \gamma_1 + Ds_i \gamma_2 + St_i \gamma_3 + u_i \quad i = 1, \dots, N \quad (3)$$

onde  $P_{it}$  é a variável binária dependente do Probit que representa a participação no mercado de trabalho, esta é uma *dummy* multiplicativa que assumindo valor “1” se o salário-hora real do indivíduo é diferente de zero e se o mesmo possui ocupação não ignorada, e assume o valor “0” caso contrário,  $Df_{it}$  é uma *dummy* que assume o valor “1” caso o indivíduo apresente algum tipo de deficiência, e assume o valor “0” caso contrário,  $Ds_{it}$  é uma *dummy* que assume valor “1” caso o indivíduo esteja desligado e “0” caso contrário e  $St_{it}$  é um grupo de variáveis *dummies* de que identifica o setor de atividade do trabalhador.



Convém ressaltar que o modelo de Heckman estabelece que a equação de seleção deve conter pelo menos uma variável diferente daquelas apresentadas na equação de regressão primária, estas variáveis diferentes são definidas como variáveis de controle, uma vez que estas não devem apresentar relação direta como a variável dependente da regressão primária, esta situação é estabelecida como a condição de identificação do modelo. Caso a equação de seleção não apresente nenhuma variável de controle a eficiência estatística do modelo estaria prejudicada devido a prováveis problemas de colinearidade. (STATA CORPORATION, 2013).

A escolha das variáveis de controle esteve condicionada a disponibilidade de variáveis na base de dados da RAIS. Observa-se que a equação de seleção definida anteriormente atente a condição de identificação: apresenta três variáveis de controle (condição de deficiência, condição de desligamento, e setor de atividade), que não estão presentes na regressão primária. Além disso, verifica-se que nenhuma destas variáveis determinam o salário-hora real.

A condição de deficiência reflete peculiaridades do indivíduo que pode ser determinante na sua decisão em participar do mercado de trabalho, todavia não determina o salário que este indivíduo poderá vir a receber.

No que se refere à condição de desligamento, inicialmente infere-se que esta variável apresenta uma clara relação com a situação do trabalhador no mercado de trabalho, uma vez que é esperado que se o indivíduo esteja desligado o mesmo não estará inserido no mercado de trabalho, isto pode remeter a falsa ideia de irrelevância da variável. A lógica por trás da escolha desta variável está relacionada com a causa do desligamento. Para a criação da *dummy* de desligamento, utilizou-se uma variável presente na base de dados da RAIS expressa como “causa de desligamento”, nesta além dos motivos de término/rescisão do contrato e falecimento, outros motivos são considerados: Posse em outro cargo inacumulável (específico para servidor público); Transferência de empregado entre estabelecimentos da mesma empresa ou para outra empresa; Readaptação (específico para servidor público); Cessão; Redistribuição (específico para servidor público); Mudança de regime trabalhista e Reforma de militar para a reserva remunerada (MTE, 2013). Nestes casos específicos o fato de estar desligado não significa que o mesmo não esteja no mercado de trabalho.

Quanto às *dummies* de setor, optou-se por incluí-la como variável de controle a fim de avaliar como a conjuntura econômica do país e/ou Estado pode vir a determinar a dinâmica no mercado de trabalho, criando ou estimulando empregos em determinados setores da economia.

Conforme já salientado, o diferencial salarial pode ser causado pela heterogeneidade (observada e não observada) dos trabalhadores uma vez que esta determina a produtividade dos mesmos. Além disso, mesmo que os trabalhadores possuam idêntica qualificação e mesmas habilidades estes ainda podem ser remunerados de forma distinta, devido à segmentação do mercado de trabalho e à discriminação, acentuando ainda mais este diferencial. Diante destas considerações, percebe-se que apenas definir a magnitude deste diferencial não proporciona uma análise satisfatória do mercado de trabalho, uma vez que não é possível analisar a sua decomposição.

Nesta pesquisa, a decomposição de Oaxaca-Blinder. (BLINDER, 1973; OAXACA, 1973) será aplicada para grupos ocupacionais de trabalhadores, decompondo o diferencial salarial entre os profissionais das ciências e das artes e os demais trabalhadores, considerando:

$$\ln(w_i) = X_i\beta + E_i\vartheta + T_i\delta + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

A decomposição do diferencial salarial, de acordo com a metodologia proposta por Jann (2008), obedecerá a seguinte condição:

$$D = [\bar{X}_o - \bar{X}_{pca}]\hat{\beta}_{pca} + \bar{X}_{pca}(\hat{\beta}_o - \hat{\beta}_{pca}) + [\bar{X}_o - \bar{X}_{pca}](\hat{\beta}_o - \hat{\beta}_{pca}) \quad (4)$$

O primeiro termo corresponde à parte do diferencial que é explicada pelas características observadas intrínsecas entre os grupos, ou seja, devido às diferenças nas variáveis independentes. É denominado de “efeito composição”, ou efeito explicado. O segundo termo corresponde à contribuição de diferenças nos coeficientes. Esse termo corresponde à parte não explicada, logo inclui a influência das características não observadas dos trabalhadores, suas habilidades, e as características não observadas do mercado de trabalho, a discriminação e a segmentação. O terceiro, por sua vez, é um termo de interação devido ao fato de que as diferenças em doações e coeficientes existem simultaneamente entre os dois grupos.

## **4. Resultados**

### **4.1 Descrição dos dados: perfil dos Profissionais das Ciências e das Artes**

A partir dos dados da RAIS constatou-se que os profissionais das ciências e das artes correspondem a 8,7% e 8,8% do total dos trabalhadores formais em Pernambuco para os anos de 2005 e 2009, respectivamente. Fazendo com que este grupo de trabalhadores seja o quarto maior dos considerados pela Classificação Brasileira de Ocupações, no ano de 2009, ficando atrás apenas dos trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio; Trabalhadores de serviços administrativos e Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1), conforme pode ser visualizado na Tabela 1. Além disso, percebe-se que este grupo ganha cada vez mais representatividade, pois em 2005 este era o quinto maior grupo de trabalhadores.

No tocante à escolaridade, percebe-se que em 2005 um percentual expressivo (74%) dos profissionais das ciências e das artes tem ensino superior completo, o segundo grupo que se destaca nesta ocupação é aquele onde os trabalhadores possuem ensino médio completo (16,2%) (Ver Tabela 2). Observa-se ainda que essas proporções apresentaram alterações no ano de 2009, onde o número de profissionais com ensino superior completo diminuiu para 57,3%, mas mesmo com essa diminuição ainda representam a maioria, conforme ilustrado na Tabela 3, enquanto os profissionais com ensino médio completo diminuíram, passando a representar apenas 10,6% dos profissionais das ciências e das artes. Quanto aos trabalhadores das demais ocupações, a tendência é contrária, em 2005, verifica-se que apenas 5,8% destes têm ensino superior completo e em 2009 esse percentual tem uma insignificante alteração passando para 6,7%, os trabalhadores analfabetos representam 3,6% e 2,3% para os anos de 2005 e 2009, respectivamente. A maior proporção de trabalhadores tem ensino médio completo representando 35,5% (em 2005) e 43,7% (em 2009). Essa comparação indica maior investimento em capital humano dos profissionais das ciências e das artes, onde se observa com característica marcante destes profissionais um nível de escolaridade elevado. O que já era esperado dado os cargos e ocupações típicas deste grupo de profissionais.

No ano de 2005, do total dos profissionais das ciências e das artes percebe-se que a maioria é do sexo feminino correspondendo a 68,3% do total, enquanto que 31,7% são do sexo masculino. Para o ano de 2009, esse percentual manteve-se quase que inalterado correspondendo a 67,2% e 32,8%, respectivamente. Observa-se a predominância das mulheres nesse grupo de profissionais principalmente quando comparado com as outras ocupações, agregadamente, onde 34,7% e 34,8% dos trabalhadores são do sexo feminino e 65,3% e 65,2% são do sexo masculino, para os anos de 2005 e 2009, respectivamente. (Ver Tabela 3).

**Tabela 1** – Distribuição dos trabalhadores formais de Pernambuco por grupos de ocupação nos anos de 2005 e 2009

Ano	Ocupação	Frequência	Percentual
2005	Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes	46.319	3,7
	Profissionais das ciências e das artes	109.083	8,7
	Técnicos de nível médio	100.096	8,0
	Trabalhadores de serviços administrativos	236.300	18,9
	Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio	319.966	25,5
	Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca	124.545	9,9
	Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1)	199.502	15,9
	Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (2)	36.486	2,9
	Trabalhadores em serviços de reparação e manutenção	58.242	4,7
	Ignorados	21.961	1,8
Total		1.252.871	100,0
2009	Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes	63.069	3,9
	Profissionais das ciências e das artes	142.177	8,8
	Técnicos de nível médio	116.826	7,2
	Trabalhadores de serviços administrativos	309.998	19,2
	Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio	442.152	27,3
	Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca	133.693	8,3
	Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1)	297.969	18,4
	Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (2)	46.956	2,9
	Trabalhadores em serviços de reparação e manutenção	37.756	2,3
	Ignorados	27.434	1,7
Total		1.618.030	100,0

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

**Tabela 2**- Distribuição dos trabalhadores formais de Pernambuco por nível de escolaridade e ocupação nos anos de 2005 e 2009

Ano	Nível de Escolaridade	Ocupação			
		Prof. das ciências e das artes		Outros	
		Frequência	Percentual	Frequência	Percentual
2005	Analfabeto	1	0,0	41.093	3,6
	Fundamental incomp.	1.309	1,2	321.473	28,1
	Fundamental comp.	2.662	2,4	174.843	15,3
	Médio incomp.	1.553	1,4	95.250	8,3
	Médio comp.	17.720	16,2	406.533	35,5
	Superior incomp.	5.148	4,7	37.722	3,3
	Superior comp.	80.690	74	66.874	5,8
Total		109.083	100,0	1.143.788	100,0
2009	Analfabeto	0	0,0	34.252	2,3
	Fundamental incomp.	758	0,5	339.856	23
	Fundamental comp.	38.364	27	188.972	12,8
	Médio incomp.	826	0,6	110.735	7,5
	Médio comp.	15.056	10,6	644.745	43,7
	Superior incomp.	5.682	4,0	58.572	4,0
	Superior comp.	81.491	57,3	98.721	6,7
Total		142.177	100,0	1.475.853	100,0

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

**Tabela 3** – Distribuição dos trabalhadores formais de Pernambuco por gênero e ocupação nos anos de 2005 e 2009

Ano	Gênero	Ocupação			
		Prof. das ciências e das artes		Outros	
		Frequência	Percentual	Frequência	Percentual
2005	Feminino	74.452	68,3	396.574	34,7
	Masculino	34.631	31,7	747.214	65,3
	Total	109.083	100,0	1.143.788	100,0
2009	Feminino	95.607	67,2	514.003	34,8
	Masculino	46.570	32,8	961.850	65,2
	Total	142.177	100,0	1.475.853	100,0

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

Pode-se examinar a evolução do salário real médio dos trabalhadores pela Tabela 4. Verifica-se que o salário real dos profissionais das ciências e das artes quase duplicou, cresceu em 88,75%, passando de R\$ 1.803,04 em 2005, para R\$ 3.403,23, em 2009, o que representa um ganho real de R\$ 1.600,19. Quanto aos trabalhadores pertencentes às demais ocupações, o ganho real obtido foi de R\$ 660,95, passando de R\$ 765,41 para R\$ 1.426,36, ou seja, um aumento percentual de 86,35%. A tendência de maior nível salarial para estes profissionais é esperada quando se considera as suas características, pois em sua maioria, apresentam maior nível de escolaridade. Assim, os dados aqui analisados expressam a relação positiva entre rendimento salarial e educação, ditada pela Teoria do Capital Humano (EHRENBERG; SMITH, 2000).

Quanto à experiência do trabalhador, refletida pelo tempo de permanência deste no posto de trabalho, observa-se, com base na Tabela 4, que em 2005 os profissionais das ciências e das artes permanecem no emprego em média cerca de 10 anos, já em 2009 esse número diminui em cerca de dois anos. Quanto às demais ocupações observa-se maior mobilidade destes no mercado de trabalho, pois o tempo de permanência média no emprego é de cerca de 4 anos, tanto para 2005 quanto para 2009.

**Tabela 4-** Salário e Experiência dos trabalhadores formais de Pernambuco por ocupação nos anos de 2005 e 2009

Ano		Ocupação			
		Prof. das ciências e das artes		Outros	
		Média	Desv. Padrão	Média	Desv. Padrão
2005	Salário Real	1.803,04	2.422,66	765,41	1.162,54
	Experiência (em meses)	117,26	110,54	59,38	83,16
2009	Salário Real	3.403,23	4617,22	1.426,36	2.060,71
	Experiência (em meses)	101,21	115,74	53,08	81,34

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

#### 4.2 Evidências Econométricas dos Diferenciais Salariais entre os Profissionais das Ciências e das Artes e demais ocupações

A Tabela 5 expõe as estimativas para as variáveis de controle de Heckman do modelo Probit necessárias para o cálculo da Razão Inversa de Mills. A Tabela 6 expõe os resultados obtidos a partir da estimação das equações (1) e (2). Para ambas as equações serão estimados os modelos correspondentes com a correção de Heckman.

**Tabela 5 -** Resultado das estimações dos Modelos Probit para as variáveis de controle. Variável dependente: participação no mercado de trabalho.

Variáveis de controle de Heckman	
Desligamento	-0,421* (0,00314)
Portador de Deficiência	-0,0803* (0,0125)
Indústria de Extração Mineral	0,0834*** (0,04479)
Indústria da Transformação	-0,0448* (0,00418)
Construção Civil	0,2533* (0,00419)
Comércio	0,1707* (0,00513)
Administração Pública	-0,7631* (0,00667)
Agropecuária	-0,3015* (0,0064)
Dummies de Ano	Sim
Constante	2,0947* (0,0204)
Núm. de observações	7.145.035
Núm. de indivíduos	2.268.847
Teste $\chi^2$	461.398,65
	0

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

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

Observando os modelos MQO(2) e EF(2) verifica-se que os coeficiente da inversa de *mills*, os lambda são 0,7781 e 0,0137, e estes foram estatisticamente significativos. Diante disso, comprova-se que há um viés de seleção na amostra. No modelo de MQO este viés de seleção tem um efeito positivo nas estimativas dos diferenciais salariais, ou seja, sem o mesmo, as estimativas estão subestimadas. Comprovado o viés de seleção na amostra a análise dos diferenciais salariais dos Profissionais das ciências e das artes será realizada a partir dos modelos MQO(2) e EF(2), que representam com mais exatidão os trabalhadores pernambucanos.

Considera-se pertinente mencionar que o Teste de Hausman realizado evidenciou que as características não observadas dos indivíduos são fixas ao longo do tempo, assim pode-se rejeitar a hipótese de efeitos aleatórios. Diante disto, apresenta-se apenas o modelo em painel de Efeitos fixos. A estatística do teste pode se visualizada na Tabela 6.

**Tabela 6** - Resultado das estimações de MQO e Efeitos fixos para os Profissionais das Ciências e das Artes.  
Variável dependente: Logaritmo do salário-hora real.

(Continua)				
	MQO(1)	EF(1)	MQO(2)	EF(2)
Variáveis explicativas				
Profissionais das ciências e das artes	0,2429* (0,00197)	0,0538* (0,00201)	0,2939* (0,002)	0,0543* (0,002)
Controles características do trabalhador				
Idade	0,027* (0,00022)	0,0262* (0,000467)	0,0253* (0,00022)	0,0261* (0,00047)
Idade <sup>2</sup>	-0,00025* (0,000003)	-0,000342* (0,000005)	-0,00022* (0,00087)	-0,000342* (0,000005)
Gênero(masculino)	0,2334* (0,00082)	0,0043* (0,00196)	0,1853* (0,00087)	0,0037*** (0,00198)
Tempo no emprego	0,00184* (0,000016)	0,000467* (0,0000146)	0,00129* (0,000016)	0,00046* (0,000015)
Tempo no emprego <sup>2</sup>	-0,0000006* (0,00000005)	0,0000007* (0,00000005)	0,00000025* (0,00000005)	0,0000008* (0,00000005)
Raça/cor (Categoria base - Branca)				
Indígena	-0,0926* (0,00575)	-0,0103** (0,00413)	-0,082* (0,00573)	-0,0101** (0,00413)
Preta	-0,0863* (0,00142)	0,0001 (0,00133)	-0,067* (0,00143)	0,00037 (0,00133)
Amarela	-0,117* (0,0034)	-0,0699* (0,00339)	-0,1175* (0,00344)	-0,0698* (0,0034)
Parda	-0,0799* (0,0007)	-0,0134* (0,000634)	-0,0669* (0,00071)	-0,0132* (0,00064)
Nível Educacional (Categoria base - Analfabeto)				
Fundamental incompleto	0,1879* (0,00169)	0,0246* (0,0019)	0,2229* (0,00173)	0,0251* (0,0019)
Fundamental completo	0,2937* (0,00187)	0,0339* (0,00204)	0,3597* (0,00194)	0,0349* (0,00208)
Ensino médio incompleto	0,2913* (0,00194)	0,0179* (0,00214)	0,3233* (0,00197)	0,0185* (0,00216)
Ensino médio completo	0,4178* (0,00182)	0,0262* (0,00204)	0,4582* (0,00186)	0,0269* (0,0021)
Superior incompleto	0,8149* (0,00287)	0,0582* (0,00271)	0,8631* (0,0029)	0,0591* (0,00274)
Superior completo	1,1716* (0,00269)	0,1008* (0,0024)	1,2309* (0,00273)	0,1018* (0,00245)
Controle características do trabalho (Categoria base - Setor Privado e Estabelecimento Grande)				
Setor Público	0,0761* (0,00158)	0,1013* (0,00242)	0,00053 (0,00164)	0,1006* (0,00243)
Estabelecimento Micro	-0,163* (0,00095)	-0,0976* (0,00114)	-0,1411* (0,00097)	-0,0973* (0,00114)
Estabelecimento Pequeno	-0,0526* (0,00104)	-0,0559* (0,00109)	-0,0294* (0,00105)	-0,0557* (0,00109)
Estabelecimento Médio	0,0479* (0,00112)	-0,00693* (0,00098)	0,0715* (0,00113)	-0,0066* (0,00099)

**Tabela 6** - Resultado das estimações de MQO e Efeitos fixos para os Profissionais das Ciências e das Artes.  
Variável dependente: Logaritmo do salário-hora real.

(continuação)				
Controle Mesorregional (Categoria base - Metropolitana de Recife)				
Sertão	-0,2691*	-0,0487*	-0,2059*	-0,0479*
	(0,00201)	(0,00472)	(0,00204)	(0,00472)
São Francisco	-0,1223*	-0,00159	-0,0853*	-0,00094*
	(0,00126)	(0,00432)	(0,00127)	(0,00433)
Agreste	-0,2631*	-0,0415*	-0,2142*	-0,0409*
	(0,00103)	(0,00208)	(0,00105)	(0,00209)
Mata	-0,2182*	-0,031*	-0,181*	-0,0305*
	(0,00107)	(0,00206)	(0,00109)	(0,00207)
Lambda	Não	Não	0,7781*	0,0137**
			(0,00645)	(0,00647)
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0,8102*	1,4969*	0,7538*	1,4959*
	(0,00428)	(0,0118)	(0,00428)	(0,0118)
R2 (Overall)	0,5403	0,322	0,5437	0,3223
Núm. de observações	7.071.372	7.071.372	7.071.372	7.071.372
Núm. de indivíduos	2.255.045	2.255.045	2.255.045	2.255.045
Teste F	20,695	28,2255	29,2255	29,2255
	0	0	0	0
Hausman $\chi^2$ (18)		770.846,26		770.846,26
		0		0

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 MQO(2) é o modelo MQO(1) estimado com correção do viés de seleção, ou seja, a inclusão de lambda. O modelo EF(2) é o modelo EF(1) com correção de viés de seleção, ou seja, a inclusão da variável lambda.

Os modelos estimados (MQO e EF) apresentaram um bom grau de ajuste e elevada significância estatística global, como pode ser visualizado na Tabela 6, o valor do coeficiente de determinação foi de 0,5403 e 0,322, respectivamente, e a probabilidade da estatística F foi baixa (0%), para ambos os modelos.

No que se refere à *dummy* de interesse que identifica a ocupação do trabalhador, assumindo um valor 1 se profissional das ciências e das artes e 0 caso contrário, o coeficiente que capta o diferencial salarial associado aos profissionais das ciências e das artes foi de 0,2939 e mostrou-se estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%, o que indica que os mesmos tem um salário-hora real de 34,16% superior ao auferido pelos demais trabalhadores<sup>2</sup>. Todavia, este método não considera as características não observadas dos trabalhadores, que podem influenciar na produtividade dos indivíduos e conseqüentemente os rendimentos por estes auferidos. Diante disso, dispo de uma base em painel, optou-se por estimar um modelo que capte o caráter longitudinal do trabalhador.

No que tange ao modelo de Efeitos Fixos, todos os parâmetros estimados sofreram uma diminuição considerável, com exceção do coeficiente da variável tempo no emprego<sup>2</sup> e idade<sup>2</sup>. Além disso, todos os coeficientes permaneceram com os mesmos sinais do modelo anterior.

O diferencial salarial dos profissionais das ciências e das artes sofreu uma diminuição bastante significativa, quando comparado ao do modelo de MQO, passando de 0,2939 para 0,0543, o que representa uma diminuição de 81,52%. Assim, com o controle das características observadas e não observadas dos trabalhadores os profissionais das ciências e das artes recebem um salário superior em 5,58% que os demais trabalhadores. O que indica

<sup>2</sup> 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 subtrair 1. (GUJARATI; PORTER, 2011).

que as características não observadas desses profissionais, ao impactar na sua produtividade, faz com que estes sejam melhores remunerados.

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. A heterogeneidade não observada influencia de forma expressiva a produtividade do trabalhador e como consequência torna-se fundamental na determinação do diferencial salarial. Dessa forma, percebe-se que a omissão das características não observadas dos trabalhadores provoca uma superestimação no diferencial salarial ocupacional.

Quanto a decomposição do diferencial salarial ocupacional, a Tabela 7 apresenta a decomposição de Oaxaca aplicada para o modelo MQO(1) e MQO(2), este com correção do viés de seleção amostral pelo método de Heckman. Analisando os coeficientes estimados em OB(2), verifica-se que todos os termos foram estatisticamente significantes. O Efeito Composição é negativo em -0,4958, sugerindo uma diminuição média de 49,58% no salário dos profissionais das ciências e das artes se estes tivessem as mesmas características que os demais trabalhadores. Fato que evidencia que os profissionais das ciências e das artes possuem características observadas que os distingue dos demais trabalhadores e essas características, conforme já observado, são favoráveis para os mesmos uma vez que em geral são mais escolarizados e tem maior experiência, indicando maior investimento em capital humano por parte deste grupo de trabalhadores. Todavia, uma parcela considerável deste diferencial, -0,3202, é inexplicada pelo vetor de características dos trabalhadores. De tal modo que se os profissionais das ciências e das artes apresentassem os coeficientes dos demais trabalhadores haveria uma diminuição média no salário dos Profissionais das ciências e das artes de 32,02%. Indicando a importância das características não observadas dos trabalhadores para definição do diferencial salarial, o que acaba por corroborar com os resultados obtidos pela comparação entre o modelo de MQO e EF.

**Tabela 7 – Decomposição do diferencial de salários segundo ocupação**

Variáveis explicativas	OB(1)	OB(2)
Predição para demais trabalhadores	1,3748*	1,2991*
	(0,00047)	(0,0006)
Predição para Profissionais das Ciências e das Artes	2,2434*	2,2259*
	(0,00205)	(0,0026)
Diferença Bruta	-0,8686*	-0,9267*
	(0,00209)	(0,0027)
Composição	-0,4952*	-0,4958*
	(0,0045)	(0,0045)
Coeficiente	-0,2301*	-0,3202*
	(0,0023)	(0,0029)
Interação	-0,1432*	-0,1108*
	(0,0046)	(0,0046)
Observações	7.071.372	7.071.372

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(1) refere-se a decomposição de Oaxaca-Blinder aplicada ao modelo MQO(1) estimado sem correção do viés de seleção. O modelo OB(2) refere-se a decomposição de Oaxaca-Blinder aplicada ao modelo MQO(2) com correção de viés de seleção, ou seja, a inclusão da variável lambda. A decomposição foi formulada a partir do ponto de vista dos Profissionais das ciências e das artes.

Uma análise mais precisa da segmentação ocupacional no mercado de trabalho pernambucano exige a comparação dos diferenciais salariais entre os diferentes grupos ocupacionais considerados pela Classificação Brasileira de Ocupação (CBO-2002). Isso pode ser feito através da obtenção do diferencial salarial inter-ocupacional. Com esse intuito às equações (1) e (2) foram estimadas de modo que pudesse ser verificado o diferencial dos oito grupos ocupacionais com relação aos Profissionais das ciências e das artes. Assim, um conjunto de *dummies* ocupacionais foi incluído no modelo estimado, totalizando oito

variáveis *dummies*, a categoria base omitida foi a dos Profissionais das ciências e das artes. A Tabela 8 expõe as estimações, com e sem a correção de Heckman.

A Tabela 8 indica que a ocupação é fundamental na determinação dos diferenciais salariais, verificando-se a existência de segmentação ocupacional no mercado de trabalho pernambucano, uma vez que todas as *dummies* ocupacionais mostraram-se significantes ao nível de 1%. Verifica-se que os Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes recebem um salário superior ao dos profissionais das ciências e das artes em 8,94%. As demais categorias ocupacionais apresentaram um diferencial negativo, sugerindo que estes recebem menos que os Profissionais das ciências e das artes. Os Técnicos de nível médio apresentam o menor diferencial negativo, recebendo 21,77% a menos que aos Profissionais das ciências e das artes profissionais, enquanto que os Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca recebem o maior diferencial negativo, ou seja, estes recebem 53,72% a menos que os Profissionais das ciências e das artes.

**Tabela 8** - Resultado das estimações de MQO e Efeitos fixos para o diferencial salarial inter-ocupacional, considerando os Profissionais das Ciências e das Artes como grupo de referência. Variável dependente: Logaritmo do salário-hora real.

	MQO(1)	EF(1)	MQO(2)	EF(2)
Grupos Ocupacionais (Categoria base - Profissionais das ciências e das artes)				
Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes	0,1178*	0,0479*	0,0894*	0,0475*
	(0,0033)	(0,0027)	(0,0033)	(0,0027)
Técnicos de nível médio	-0,2001*	-0,0499*	-0,2177*	-0,0504*
	(0,0022)	(0,0019)	(0,0022)	(0,0019)
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,3196*	-0,0842*	-0,3429*	-0,0846*
	(0,00198)	(0,0017)	(0,00196)	(0,0017)
Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio	-0,4498*	-0,0788*	-0,4719*	-0,0792*
	(0,00187)	(0,00167)	(0,00186)	(0,00167)
Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca	-0,5048*	-0,1706*	-0,5372*	-0,1712*
	(0,0023)	(0,0027)	(0,00232)	(0,00275)
Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1)	-0,3099*	-0,0361*	-0,3303*	-0,0365*
	(0,0019)	(0,00184)	(0,00198)	(0,00184)
Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (2)	-0,3673*	-0,0409*	-0,386*	-0,0414*
	(0,00257)	(0,0024)	(0,00257)	(0,00236)
Trabalhadores em serviços de reparação e manutenção	-0,3178*	-0,0572*	-0,3678*	-0,0576*
	(0,00216)	(0,0014)	(0,00215)	(0,00138)
Controles características do trabalhador				Sim
Raça/cor (Categoria base - Branca)				Sim
Nível Educacional (Categoria base - Analfabeto)				Sim
Controle características do trabalho (Categoria base - Setor Privado e Estabelecimento Grande)				Sim
Controle Mesorregional (Categoria base - Metropolitana de Recife)				Sim
Lambda	Não	Não	0,6638*	0,0163*
			(0,0063)	(0,006)
Dummies de Ano				Sim
Constante	1,3389*	1,6085*	1,3213*	1,6078*
	(0,00468)	(0,0119)	(0,00468)	(0,0119)
R2 (Overall)	0,5614	0,3434	0,5639	0,3437
Núm. de observações	7.071.372	7.071.372	7.071.372	7.071.372
Núm. de indivíduos	2.255.045	2.255.045	2.255.045	2.255.045
Teste F	35,2255	35,2255	36,2255	36,2255
Hausman $\chi^2$ (18)	0	0	0	0
		703.439,16		703.439,16
		0		0

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 MQO(2) é o modelo MQO(1) estimado com correção do viés de seleção, ou seja, a inclusão de lambda. O modelo EF(2) é o modelo EF(1) com correção de viés de seleção, ou seja, a inclusão da variável lambda.

Com o controle das características não observadas dos trabalhadores, observa-se que os coeficientes estimados que captam o diferencial salarial ocupacional em relação aos



Profissionais das ciências e das artes permaneceram com o mesmo sinal e são estatisticamente significantes ao nível de 1%. Além disso, o diferencial salarial inter-ocupacional manteve-se, apesar da grande diminuição ocorrida nos coeficientes do modelo de Efeitos fixos. Assim, a omissão das características não observadas dos trabalhadores acaba superestimando o diferencial salarial dos grupos ocupacionais considerados em relação aos Profissionais das ciências e das artes, ratificando a importância da habilidade dos trabalhadores para determinação da sua produtividade e salário.

Mesmo após o controle das características não observadas dos trabalhadores, os Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes ainda permaneceram com um diferencial positivo de 0,0475 em relação aos profissionais das ciências e das artes, a influência das características não observadas no diferencial salarial foi de 46,87%, ou seja, após o controle das características fixas dos trabalhadores o diferencial salarial diminuiu em 46,87%. No modelo em painel de efeitos fixos, os Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1) passam a apresentar o menor diferencial salarial negativo, ou seja, os mesmos recebem 3,65% a menos que os profissionais das ciências e das artes. Os Técnicos de nível médio que no modelo de MQO tiveram o menor diferencial negativo em relação aos Profissionais das ciências e das artes passam a apresentar o terceiro menor diferencial negativo, -0,0504. No que se refere aos Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca, estes permanecem ainda com o maior diferencial salarial negativo, em torno de -0,1712.

De modo geral, a influência que as habilidades dos trabalhadores causam no diferencial salarial dos trabalhadores é percebida pela mudança nos coeficientes estimados antes e após o controle das características não observadas. Todavia, para comparar o diferencial entre os grupos de ocupação, a fim de tecer informações com relação às habilidades destes grupos de profissionais, as equações (1) e (2) foram estimadas para todos grupos de ocupação considerados nesta pesquisa separadamente, totalizando nove regressões para MQO e nove para Efeitos fixos. A Tabela 9 apresenta apenas os coeficientes estimados que captam o diferencial salarial para cada um dos grupos de trabalhadores. Convém mencionar que todas as regressões apresentam a mesma estrutura, sendo diferenciadas apenas pela *dummy* de ocupação, que considera 1 para o respectivo grupo de trabalhadores analisado.

**Tabela 9** – Coeficientes de diferencial salarial de ocupação de MQO e Efeitos fixos para os grupos de ocupação.  
Variável independente: Logaritmo do salário-hora real.

	MQO(1)	EF(1)	MQO(2)	EF(2)
<b>Grupo Ocupacional</b>				
<b>Profissionais das ciências e das artes</b>	0,2429* (0,00197)	0,0538* (0,00201)	0,2939* (0,00201)	0,0543* (0,00202)
<b>Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes</b>	0,3809* (0,00285)	0,1076* (0,00232)	0,3743* (0,00285)	0,1079* (0,00232)
<b>Técnicos de nível médio</b>	0,0738* (0,00158)	-0,0004 (0,00139)	0,0759* (0,00158)	-0,00019 (0,0014)
<b>Trabalhadores de serviços administrativos</b>	-0,0385* (0,00095)	-0,0385* (0,00092)	-0,0409* (0,00096)	-0,0385* (0,00092)
<b>Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio</b>	-0,1733* (0,00066)	-0,0225* (0,00073)	-0,1728* (0,00066)	-0,0225* (0,00073)
<b>Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca</b>	-0,1402* (0,00135)	-0,1189* (0,00227)	-0,1472* (0,00135)	-0,118* (0,00227)
<b>Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1)</b>	0,0693* (0,0008)	0,0404* (0,001)	0,0729* (0,00081)	0,0403* (0,0009)
<b>Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (2)</b>	-0,0095* (0,00177)	0,0213* (0,00173)	-0,0057* (0,00178)	0,0213* (0,00173)
<b>Trabalhadores em serviços de reparação e manutenção</b>	-0,0921* (0,00157)	-0,0219* (0,0011)	-0,0865* (0,00157)	-0,0219* (0,0011)

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 MQO(2) é o modelo MQO(1) estimado com correção do viés de seleção, ou seja, a inclusão de lambda. O modelo EF(2) é o modelo EF(1) com correção de viés de seleção, ou seja, a inclusão da variável lambda.

Percebe-se que as habilidades dos trabalhadores, segmentados em grupos ocupacionais, tem diferentes impactos no diferencial salarial, assim os resultados obtidos pelo modelo econométrico permite verificar a relação entre o efeito das habilidades dos trabalhadores e a sua categorização em segmentos.

Evarini et. al. (2011) classificam os grupos ocupacionais da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) de acordo com a perspectiva da segmentação do mercado de trabalho, dadas as características das ocupações desempenhadas. Assim, assumem que as categorias dos Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes e os Profissionais das ciências e das artes pertençam ao segmento primário independente, enquanto as categorias Técnicos de nível médio e Trabalhadores de serviços administrativos pertençam ao primário dependente. Os Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio e os Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais podem ser admitidos nos segmento primário dependente e secundário. A classificação feita pelos autores, todavia, considera apenas fatores históricos, consubstanciados na natureza de cada grupo de ocupação. O modelo empírico desenvolvido nesta pesquisa permite verificar se os resultados econométricos apoiam a classificação e segmentação dos grupos ocupacionais, avaliando o papel da habilidade dos trabalhadores para esta segmentação, verificando qual grupo ocupacional é mais habilidoso.

Os resultados econométricos comprovam a importância das características não observadas na determinação salarial de todos os grupos ocupacionais considerados, com exceção dos Técnicos do nível médio. Todavia, os Profissionais das ciências e das artes se destacam pela grande interferência positiva das suas habilidades na determinação salarial. A justificativa para esta evidência empírica pode ser apoiada pelos dados. É fato que as habilidades dos trabalhadores (como raciocínio dedutivo e lógico, rapidez para tomar decisões, orientação para o futuro, liderança, segurança pessoal) possivelmente estão relacionadas com o nível de escolaridade, fato que faz com que seja necessário controlar a endogeneidade do modelo através da utilização de um painel de Efeito Fixos. Todavia, estas habilidades contribuem para a produtividade em trabalhos que delas necessitam e que exigem maior conhecimento científico e técnico.

Observando os dados da RAIS-MTE de 2005 à 2009, pode-se verificar a composição dos trabalhadores por grupos ocupacionais e níveis de escolaridade<sup>3</sup>. Percebe-se que do total de trabalhadores pertencentes ao grupo ocupacional dos Profissionais das ciências e das artes 77,4% possuem altos níveis de escolaridade, característica indispensável para a segmentação ocupacional. Este fato justificaria a classificação deste grupo de profissionais no segmento primário independente, onde de acordo com Souza (1978) as características não observáveis dos trabalhadores atuariam com maior intensidade para o aumento da sua produtividade e comumente se exige dos trabalhadores características dinâmicas para o desempenho da função, não podendo ser desempenhadas por mera repetição e prática. O modelo econométrico estimado possibilita validar empiricamente esta classificação, pois as características não observadas dos trabalhadores deste grupo ocupacional influenciam positivamente o diferencial salarial ocupacional. A mesma situação é observada para os Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes cuja proporção de trabalhadores com elevados níveis de escolaridade chega a 73,6%. Além disso, foi observada uma influência positiva das habilidades dos trabalhadores deste grupo ocupacional para a determinação salarial, esta influência foi de 71,17%, ou seja, o diferencial passou de 0,3743 para 0,1079, enquanto que para os profissionais das ciências e das artes a influência foi de 81,52%. Desse modo, apesar dos dois grupos ocupacionais serem caracterizados como

---

<sup>3</sup> Considerando duas categorias de trabalhadores: os que possuem baixo nível de escolaridade (que inclui de trabalhadores analfabetos a trabalhadores que possuem ensino médio incompleto) e os que possuem nível alto de escolaridade (que incluem trabalhadores que concluíram ensino médio completo ou estão em categorias de ensino mais elevadas).

pertencentes ao segmento primário independente, os Profissionais das ciências e das artes são mais habilidosos, uma vez que os atributos não observados dos trabalhadores atuam com maior intensidade.

Evidenciou-se ainda a partir da análise descritiva dos dados e dos resultados econométricos estimados que os trabalhadores pertencentes aos grupos ocupacionais dos Trabalhadores de serviços administrativos estão tipicamente incluídos no segmento primário dependente, que, de acordo com Lima (1980), apesar de exigir níveis elevados de escolaridade, as atividades por estes exercidas são mais burocráticas ou rotineiras. Esses trabalhadores possuem um percentual de 75,2% do total dos trabalhadores com altos níveis de escolaridade, apesar das características não observadas apresentarem uma influência negativa na determinação do diferencial salarial, esta influência é pouco significativa, de apenas 5,87%. Logo, as habilidades destes trabalhadores exerce pouca influência no nível salarial.

Os Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1) representam um caso particular, pois apesar das atividades por estes desenvolvidas se enquadrarem no segmento de trabalho secundário, com pouca qualificação (o que é corroborado pelos dados da RAIS-MTE, onde o percentual de trabalhadores deste grupo com altos níveis de escolaridade é 29,50%), hábitos de trabalho instáveis e ocupações que exigem esforços braçais, os resultados econométricos demonstram uma influência positiva das suas habilidades (44,71%) na determinação dos seus níveis de produtividade e salários. Situação esta não observada para os Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (2), cuja classificação de segmento secundário se enquadra perfeitamente nas características dos mesmos, realizando tarefas com pouca qualificação ou treinamento e baixos níveis de produtividade e salários. Os resultados mostram um diferencial salarial negativo para este grupo de trabalhadores, além disso, as características não observadas dos mesmos fazem com que estes sejam pior remunerados, uma influência de 273,68%, o diferencial salarial passou de -0,0057 para 0,0213.

Os demais grupos ocupacionais apresentam baixos percentuais de trabalhadores com altos níveis de escolaridade: os Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio apresentam um percentual de 49,30%, os Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca apresentam um percentual de 3,70%, e os Trabalhadores em serviços de reparação e manutenção um percentual de 34,70%. Os mesmos podem ser classificados no segmento secundário. Pois além de apresentarem um diferencial negativo, as características não observadas destes trabalhadores exerce forte influência na determinação do diferencial salarial ocupacional, porém as habilidades destes trabalhadores tem um efeito negativo na determinação salarial, de 5,87%, 19,84%, 74,68%, respectivamente.

## **5. Considerações Finais**

Este estudo buscou obter evidências dos diferenciais de salários no mercado de trabalho pernambucano tendo como foco de análise a ocupação do trabalhador. Para tanto, foram estimados modelos de regressão a fim de analisar como essas diferenças entre os Profissionais das ciências e das demais ocupações comportava-se antes e após o controle das características não observadas dos trabalhadores.

Verificou-se que as características não observadas exercem forte influência no diferencial salarial dos grupos de ocupação considerados na análise. Estas características influenciam positivamente (no sentido que contribuem para uma melhor remuneração) os Profissionais das ciências e das artes, os Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes e os Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1). Uma influência negativa (no sentido que contribuem para uma pior remuneração) é vista para os Trabalhadores de serviços administrativos, os Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio, os Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca, os Trabalhadores da

produção de bens e serviços industriais (2) e os Trabalhadores em serviços de reparação e manutenção.

Os resultados indicam que os Profissionais das ciências e das artes são os mais habilidosos, uma vez que após o controle das habilidades não observadas dos trabalhadores a maior alteração no coeficiente do modelo de Efeitos fixos que refletiu uma influência positiva no diferencial salarial, quando comparado com o modelo de MQO, foi para este grupo de profissionais (81,52%). As evidências empíricas indicam, portanto, que as características não observadas dos trabalhadores são os principais componentes para explicar o diferencial salarial ocupacional, mas sugerem a atuação da segmentação no mercado de trabalho, dado que estes diferenciais ainda persistem após o controle das características não observadas, refletidas neste modelo como as habilidades dos mesmos.

Os resultados obtidos nesta pesquisa empírica estão de acordo com os preceitos teóricos basilares da Teoria da segmentação, onde as descontinuidades do mercado de trabalho são refletidas nos diferenciais salariais, determinados pelos atributos observados, em especial, pelo grau de qualificação e habilidades dos trabalhadores. A segmentação do mercado de trabalho em primário independente ou criativo, primário dependente ou rotineiro e secundário pode ser aplicada aos grupos ocupacionais delimitados pela CBO, consubstanciando esta categorização a partir de procedimentos econométricos empíricos. Essa segmentação, por sua vez, guarda forte relação com os níveis de produtividades dos trabalhadores, o que foi corroborado pelos resultados obtidos. De modo que a influência das habilidades é fundamental para a classificação dos segmentos aqui caracterizados. Assim, os Profissionais das ciências e das artes e os Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes apresentam habilidades favoráveis às atividades que desempenham pertencendo ao segmento primário independente. A influência das habilidades dos Trabalhadores de serviços administrativos é ínfima, de modo que os mesmo são próprios do segmento primário dependente. Quanto aos Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (1) não é possível afirmar com precisão o segmento ao qual pertencem estes trabalhadores, se primário dependente ou secundário. Os demais grupos ocupacionais cujas habilidades influenciam negativamente na determinação do diferencial, são próprios do segmento secundário.

De modo geral, conclui-se que, mesmo sendo o segundo grupo de profissionais melhor remunerados ficando atrás dos Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes, os Profissionais das ciências e das artes são os mais habilidosos. Assim, os resultados do modelo econométrico acabam por corroborar com as evidências apontadas pela análise descritiva dos dados, que indicaram que estes profissionais tem maior nível de escolaridade e experiência.

Os resultados da pesquisa sugerem, portanto, que os trabalhadores das ciências e das artes tem um importante papel para o crescimento da produtividade do Estado de Pernambuco, assim como, também provavelmente têm para todo o país. E, essas evidências empíricas reforçam a importância das políticas voltadas para o incentivo em pesquisas e desenvolvimento tecnológico do país, assim como, para aquelas voltadas às universidades, local este onde esses trabalhadores são qualificados.

Para trabalhos futuros, pretende-se aplicar a modelagem empírica desenvolvida neste estudo para os Estados do nordeste separadamente e tecer comparações entre os mesmos, de modo a verificar se a tendência de diferencial salarial inter-ocupacional é aplicável para todos os Estados. 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 grupos ocupacionais considerados. Outra extensão da pesquisa seria avaliar se a modelagem empírica sofre de viés de autoseleção ocupacional. Neste sentido, a aplicação do modelo de regressão com mudança endógena (*endogenous switching regression model*)

fornece alternativas para contornar este problema, podendo fornecer um modelo mais robusto controlando esta possível endogeneidade.

## Referências

- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. cap. 28, v. II. Brasília: Ipea, 2007.
- BLACKBURN, M. L.; NEUMARK, B. D. **Unobserved Ability, Efficiency Wages, and Interindustry Wage Differentials**. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n. 4, p. 1421-1435, 1992.
- BLINDER, A. S. **Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates**. *The Journal of Human Resources* 8: 436–455, 1973.
- DESSOTTI, M. V. **Os determinantes da escolha da ocupação docente: uma análise do diferencial de salário do mercado de professores do ensino fundamental**. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Ribeirão Preto, 2011.
- EHRENBERG, G.; SMITH, S. **A moderna economia do trabalho: teorias e políticas públicas**. 5. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.
- EVARINI, A.; ARAÚJO, E.; GARCIA, M. F. G.; SOUZA, S. C. I. **Os diferenciais de salário no Brasil no período de 1999-2009: uma investigação empírica na perspectiva da teoria da segmentação**. In: *Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia – ANPEC*, 2011.
- 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.
- FLORI, P.; **Polarização ocupacional?: entendendo o papel da ocupação no mercado de trabalho brasileiro**. 2007. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.
- FREGUGLIA, R. S. F.; MENEZES-FILHO, N.; SOUZA, D. B. **Diferenciais Salariais Inter-regionais, Interindustriais e Efeitos Fixos Individuais: Uma análise a partir de Minas Gerais**. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v.37, n. 1, p. 129-150, 2007.
- 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.
- GIBBONS, R.; KATZ, L. **Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials**. *The Review of Economic Studies*, Vol. 59, N. 3, p. 515-535, jul. 1992.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7.ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.
- GUJARATI, D. N.; POTER, D. C. **Econometria Básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.
- HECKMAN, J. **Sample Selection Bias as a Specification Error**. *Econometrica* 47:153–161, 1979.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Contas Regionais do Brasil 2005-2009**, 2009.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Indicadores IBGE: Pesquisa Mensal de Emprego**, 2014.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Mapa do Mercado de Trabalho no Brasil: 1992-1997**, 2001.
- JANN, B. **A stata implementation of the Blinder- Oaxaca decomposition**. Swiss Federal Institute of Technology Zurich. ETH Zurich Sociology Working Paper no. 5, 2008.

- KEANE, M. P. **Individual Heterogeneity and Interindustry Wage Differentials**. Journal of Human Resources. Winter, 28:1, p.134– 61, 1993.
- 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, abr. 1980.
- LOUREIRO, A. O. F.; COSTA, L. O. **Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel**. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), 2009. (Nota técnica nº 37)
- MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: National Bureau for Economic Research, 1974.
- MTE - MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. **Manual de Orientação da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS): ano-base 2012**. – Brasília: MTE, SPPE, DES, CGET, 2013.
- MTE - MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. **Dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)** – Brasília: MTE, SPPE, DES, CGET, 2009.
- OAXACA, R. **Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets**. International Economic Review 14: 693–709, 1973.
- SOUZA, Maria C. C. **O mercado de trabalho: abordagens duais**. Revista de Administração de Empresas, São Paulo, v. 18, n.1, p. 59-69, jan./mar. 1978.
- STATA CORPORATION. **Stata Base Reference Manual Release 13**. College Station: Stata Corporation, 2013.