

DESIGUALDADES SALARIAIS NO MERCADO DE TRABALHO URBANO NO PARANÁ: uma aplicação da metodologia de Heckman

Marcos Aurélio Andrade Rocha *
Maria de Fátima Sales de Souza Campos **

RESUMO

Neste artigo são estimados os determinantes dos salários para o Estado do Paraná em 2000 a partir dos microdados do Censo Demográfico do IBGE. A função de rendimentos de capital humano clássica é estendida para tratar dos salários de forma mais ampla. Foram estimadas equações por gênero e raça e incorporadas variáveis geográficas, de atributos físicos e de rendas exógenas no modelo. Utilizou-se o procedimento de Heckman (1979) para eliminar os potenciais vieses de seleção amostral. Os resultados evidenciam que a escolaridade e a experiência são atributos positivos de remuneração e que há distinções de tratamento entre os indivíduos no mercado de trabalho, desfavorecendo em especial os negros. Na análise regional, os trabalhadores de Curitiba levam vantagem na atribuição de salários, seguidos pelos de Londrina e Maringá, respectivamente.

Palavras-chave: diferenciais de salários; Heckman; mercado de trabalho; Paraná.

ABSTRACT

In this article, determinants of wages are estimated for the case of the State of Paraná. The estimates are based on micro data for the year 2000, obtained from the Demographic Census, which is surveyed by IBGE (Brazilian Institute of Geography and Statistics). The classical function of human capital is augmented to include other variables such as gender and race. Moreover, physical and geographical characteristics and exogenous income are introduced in the model. The procedure by Heckman (1979) is used to eliminate potential selectivity biases. The results confirm education and experience as important variables affecting wages (positively). Still, the results indicate that personal features differentiate individuals in the labor market, where Afro-Brazilians experience some handicaps. When the geographic issue is incorporated, the estimates indicate, in the case of three major cities of Paraná, the following analysis: in terms of wage determination, workers in Curitiba City have advantages in comparison (in the following order) with workers in the cities of Londrina and Maringá.

Key words: wages differentials; Heckman; labor market; Paraná.

* Economista, mestrando em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: sir.mrocha@gmail.com

** Economista, doutora em Economia pela UFPE-PIMES. Docente do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina (UEL). E-mail: mfscampos@uol.com.br

Artigo recebido para publicação em abril/2007. Aceito para publicação em setembro/2007.

1 INTRODUÇÃO

A importância do mercado de trabalho na alocação do produto nacional entre os agentes econômicos é sumária. A inserção no mercado de trabalho é objetivo da maioria dos jovens, e a garantia do emprego é uma preocupação de todos os indivíduos. Os jovens se preparam não só para entrar no mercado de trabalho, mas também para obter salários que permitam atingir o nível de bem-estar desejado. A literatura tem evidenciado que o mercado de trabalho, formal ou informal, distribui rendimentos de forma diferenciada entre os trabalhadores. No entanto, quais são os atributos que garantem a diferença salarial entre eles? Esta questão, via de regra, contempla respostas de pesquisadores de diversas áreas de estudo: historiadores, sociólogos, administradores, economistas *inter alia*. Provavelmente, cada um terá uma resposta diferente, como é usual.

Há que se destacar que o mercado de trabalho paranaense apresenta alta desigualdade na distribuição salarial, de forma similar ao brasileiro. No entanto, os estudos que procuram identificar os fatores associados a esse problema ainda são escassos. Assim, esta pesquisa contribui com a análise do diferencial de salários em um mercado de trabalho pouco explorado, que é o do Estado do Paraná. Ademais, a utilização da base de dados do Censo 2000 possibilita a introdução de variáveis que descrevem atributos pessoais de saúde dos trabalhadores (como deficiências físicas, por exemplo), que são importantes na avaliação dos empregadores e na formação de salários, e que não têm sido objeto de investigação por parte substancial dos estudos que discutem a temática.

Dadas essas considerações, o objetivo deste trabalho é estudar a desigualdade salarial no Estado do Paraná a partir dos microdados do Censo do IBGE para o ano 2000. O estudo estima quatro equações de salários para quatro categorias de indivíduos, respectivamente: homens; mulheres; brancos; e pretos/pardos. Nesta última categoria foram incluídos os indivíduos que se declararam pretos ou pardos na entrevista do Censo 2000. A distinção das equações de salário se fez, portanto, em gênero e em raça. Este procedimento visou facilitar a análise comparativa entre essas categorias no mercado de trabalho paranaense.

A metodologia de Heckman foi utilizada para a estimação das equações, que incluem, além das equações de salário, as equações de seleção para cada uma das categorias. Nas equações de ocupação foram mensurados os determinantes da inserção dos indivíduos no mercado de trabalho.

A hipótese em análise é que, subjacente à forma como são distinguidas as equações, existem diferenças substanciais, tanto na forma como o mercado de trabalho paranaense distribui os rendimentos entre homens e mulheres, brancos e não-brancos, quanto no modo como esses grupos decidem sua oferta de trabalho. Ou seja, além do estudo da demanda do trabalho por parte dos empregadores, buscou-se entender os determinantes da oferta de trabalho dos indivíduos em suas categorias diversas, e quais as diferenças entre eles.

Segundo Heckman (1979), as motivações para a ocupação desses grupos de indivíduos no mercado de trabalho devem diferir, uma vez que as perspectivas que homens, mulheres, indivíduos brancos e não-brancos levam em consideração na hora de procurarem um emprego são distintas. Por exemplo, mulheres levam em conta a maternidade no

momento da inserção em um emprego, um problema não considerado no caso dos homens. Pretos podem ser desmotivados pela expectativa de enfrentarem discriminação no trabalho. Esses aspectos determinariam, desse modo, uma diversidade na composição da oferta de trabalho desses grupos. Assim, este trabalho busca verificar por que essas diferenças ocorrem, e o quanto elas podem ser mensuradas.

O estudo divide-se em seis seções, sendo a primeira esta introdução. A seguir, tem-se o referencial teórico. Na seção três busca-se oferecer um panorama geral do mercado de trabalho paranaense através dos dados do Censo 2000 para traçar algumas discussões iniciais a respeito das características da composição e determinação salarial no Estado. A quarta seção dedica-se ao modelo econométrico e à especificação das equações empíricas, com detalhes a respeito dos procedimentos de estimação da equação de salários e da técnica utilizada para corrigir o viés de seleção amostral, comum na estimação de equações salariais. Na quinta seção são apresentados os resultados obtidos com o modelo, e, finalmente, reúnem-se as principais conclusões.

2 REVISÃO TEÓRICA

De maneira geral, a teoria econômica tem modelos teóricos diversos para descrever a alocação de rendimentos no mercado de trabalho. Pode-se dizer que a primeira explicação para a determinação dos salários amplamente aceita no *mainstream* surgiu com o modelo neoclássico original, segundo o qual os rendimentos eram derivados da ação da oferta e demanda por mão-de-obra. No equilíbrio, os trabalhadores deveriam ser remunerados de acordo com sua produtividade marginal na produção dos bens e serviços oferecidos na economia.

Com o passar do tempo o modelo mostrou-se insuficiente para explicar o funcionamento do mercado, em especial no que se refere à capacidade de explicitar como os investimentos em educação poderiam determinar diferenças salariais. Tornava-se necessário um modelo de escolhas racionais que explicasse os diferenciais de salários, incorporando no esquema o comportamento dos indivíduos ao decidir seus investimentos em educação. Em essência, isto é o que a teoria do capital humano se propôs a fazer.

A teoria do capital humano veio ampliar o enfoque da teoria neoclássica inicial, ao defender que a não homogeneidade do fator trabalho era devida a diversos determinantes importantes na formação da mão-de-obra, em especial a escolaridade. Mais tarde, a variável experiência foi também introduzida como elemento fundamental para a determinação salarial. Atribuem-se a Becker (1962) e Mincer (1958) os trabalhos seminais nessa área.

Becker (1962) construiu um modelo em que os agentes fazem sua decisão de investimento em capital tendo em vista o custo e o benefício de um ano adicional de escolaridade. A teoria do capital humano defende que as diferenças no fator trabalho ocorrem principalmente em função da escolaridade e da formação adquirida; ou seja, há uma correlação positiva entre o estoque de capital humano e os rendimentos do trabalhador.

Vários tipos de serviços ofertados necessitam de um investimento inicial por parte do trabalhador potencial para que sejam concretizados. Por exemplo, a preparação

de um engenheiro exige muitos anos de formação e consideráveis custos de treinamento. Portanto, para as decisões sobre a oferta de mão-de-obra, os salários correntes e as condições de trabalho não são, em verdade, os únicos fatores decisivos. O conhecimento e as habilidades adquiridas por um trabalhador geram um estoque de capital produtivo, cujo valor será derivado do quanto as habilidades proporcionadas por esse investimento conseguirão auferir como remuneração futura no mercado de trabalho.

Para a teoria do capital humano, a demanda por educação está relacionada positivamente com os aumentos nos ganhos vitalícios ou com os benefícios cotidianos que uma formação escolar proporciona. Com o passar dos anos, as diferenças de remuneração entre os trabalhadores com níveis diferenciados de experiências profissionais e acadêmicas tendem a se tornar mais agudas, tendo em vista que trabalhadores com maior nível educacional são mais propensos a investir em treinamento no emprego relativamente aos seus colegas com menor escolaridade.

A desigualdade de renda no Brasil agrega vários elementos na sua discussão. Embora a desigualdade salarial seja apenas um dos aspectos do panorama geral de desigualdade da renda, seu estudo ajuda a entender como, e até que ponto, o mecanismo formal do mercado de trabalho contribui para a formação deste fenômeno.

A literatura empírica tem evidenciado a existência de forte correlação entre a formação educacional de um indivíduo e o seu salário. Leal e Werlang (1991), por exemplo, mostram que houve um aumento nos retornos salariais para a escolaridade nos níveis de educação mais elevados no período de 1976 a 1989. Por isso, a procura por educação tem aumentado de forma vertiginosa, acompanhada, no mesmo ritmo, pela expansão do número de escolas particulares, cursos pré-vestibulares e faculdades privadas.

Menezes-Filho e Rodrigues Júnior (2001) observam que houve uma melhora no nível educacional da população brasileira, embora o progresso tenha ficado aquém do avanço conseguido por outros países. Segundo os autores, os retornos à educação no Brasil estão entre os maiores do mundo, embora venham declinando ao longo do tempo devido à expansão educacional que, concomitantemente, vem aumentando a oferta relativa de pessoas com ensino fundamental e médio. Para o autor, esta rápida evolução da demanda por educação pode estar relacionada com a evolução tecnológica recente e com a liberalização comercial empreendida no Brasil a partir do início dos anos 1990.

O artigo de Kassouf (1994) contribuiu para o estudo da desigualdade de rendimentos no Brasil ao incluir na análise a discussão sobre o viés de seletividade na estimação das equações de salários. A autora comprovou o viés de seletividade amostral apontado por Heckman (1979), sinalizando que o coeficiente que representa o retorno à educação nas equações de salários pode ser viesado nas estimações obtidas por meio da aplicação de modelos econométricos tradicionais.

Destaca-se que, além da produtividade e dos fatores que atribuem produtividade aos trabalhadores, como o acúmulo de capital humano, experiência e habilidade – clássicos determinantes das equações de salários –, pesquisas recentes têm inserido outros componentes importantes na discussão, a partir do impulso inicial dado pelo modelo de determinação salarial de Mincer (1958) e pelo modelo de discriminação de Becker (1962).

Lemieux (2006), por exemplo, avaliou a *performance* empírica da equação padrão minceriana e verificou que ela permanece, em sua essência, uma técnica robusta e

confiável para estudo dos salários. No entanto, fatores subjetivos, como a discriminação, também têm seu papel na decisão de contratação de um trabalhador, afetando os salários dos subgrupos e gerando desigualdades salariais por gênero e raça. Assim, a economia da discriminação procura estudar o tratamento desigual no mercado de trabalho, o qual é baseado em critérios irrelevantes para a atividade envolvida.

As pesquisas sobre discriminação mostram que os salários das mulheres são, em geral, inferiores aos dos homens, independentemente do nível de escolaridade e do setor de atividade considerado. Os resultados obtidos por Camargo e Serrano (1983) confirmaram que a educação é a variável mais importante na diferença salarial e que os salários dos homens são superiores aos das mulheres. Além disso, sinalizaram que o setor de afiliação industrial é a variável mais importante na determinação dos salários dos homens. Tal conclusão implica que um mesmo grau de escolaridade e/ou experiência não constitui, necessariamente, um fator de acesso às mulheres a postos de trabalho de igual qualidade ou remuneração que aqueles exercidos pelos homens.

Carvalho, Néri e Silva (2006) analisaram os diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil utilizando as metodologias de Oaxaca (1973) e Heckman (1979), decompondo os diferenciais em dois efeitos: características individuais e discriminação. Para os autores, 97% do diferencial de salários existente entre homens brancos e mulheres pretas ou pardas se deve à discriminação salarial. Ao mesmo tempo, confirmaram a existência de viés de seletividade amostral, ressaltando a necessidade de utilizar modelos para a correção de viés, como o proposto por Heckman (1979), e que foi utilizado neste trabalho.

Diferenças salariais entre indivíduos com produtividades similares vão além da tradicional questão da discriminação por raça e gênero. No Brasil, é crescente a dicotomização entre os trabalhadores que atuam no mercado formal e aqueles que atuam no mercado informal. Os trabalhadores formais são os que possuem carteira de trabalho assinada, que atuam sob as normas da Consolidação das Leis de Trabalho (CLT), e por isso recebem alguns benefícios garantidos por lei. Por sua vez, os trabalhadores do mercado informal não possuem carteira assinada e, por isso, atuam à margem dos benefícios trabalhistas fundamentais, como o recebimento de benefícios decorrentes dos anos de contribuição à previdência social.

Barros, Varandas e Pontes (1988), por exemplo, argumentaram que a distribuição de rendimentos pode diferir entre trabalhadores dos mercados de trabalho formal e informal, constatando que os chefes de família assalariados, que possuíam carteira de trabalho assinada e trabalhavam no setor privado das nove regiões metropolitanas brasileiras, auferiam um salário-hora 40% superior ao dos trabalhadores informais.

Menezes Filho, Mendes e Almeida (2004, p. 247), ao analisarem a questão do diferencial de salários formal-informal no Brasil, demonstraram que “[...] condicional ao nível de escolaridade, o diferencial de salários observados entre formais e informais decorre, na verdade, da melhor qualidade da força de trabalho empregada no setor formal”, evidenciando a inexistência de segmentação no mercado de trabalho no Brasil.

Fontes, Simões e Oliveira (2006) procuraram mensurar em que medida características pessoais e produtivas dos trabalhadores, bem como dos centros urbanos e regiões brasileiras onde estavam inseridos, influenciavam os diferenciais regionais de

trabalho através de modelos hierárquicos. Concluíram que trabalhadores que possuíam características pessoais observáveis similares obtinham rendimentos diferenciados, conforme a região de residência, afirmando que parte dos diferenciais salariais interurbanos decorre “[...] de diferenças na especialização produtiva local e de disparidades no grau de informalidade no mercado de trabalho entre os centros” (FONTES, SIMÕES, OLIVEIRA, 2006, p.18).

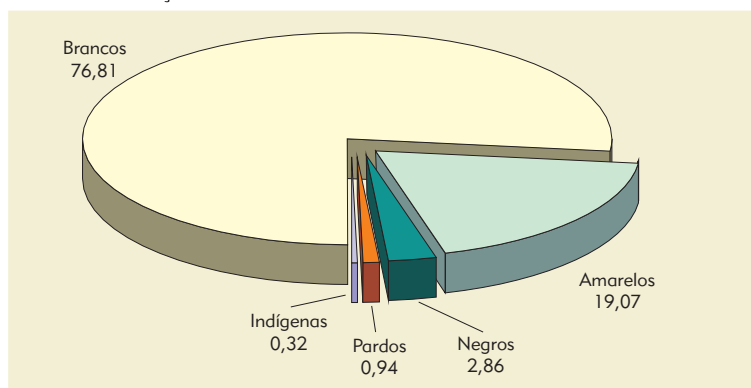
Inferese, a partir da análise, que a avaliação dos diferenciais de salários deve levar em consideração outras variáveis além das características individuais observadas e não observadas.

3 PANORAMA DO MERCADO DE TRABALHO NO PARANÁ

Esta seção busca registrar um panorama do mercado de trabalho no Paraná por meio da fonte de dados do Censo do IBGE, para o ano 2000. Além da evolução recente dos números da economia paranaense, são traçadas as condições de atuação dos gêneros e das raças, cruzando-se as informações disponíveis. Outros aspectos importantes são considerados, como o papel da carteira assinada no diferencial de rendimentos. Muitas das considerações obtidas aqui confirmam aspectos delineados pela discussão teórica da seção anterior, e serão corroboradas pelos resultados das equações de salários, derivadas mais adiante.

De acordo com os microdados do Censo 2000 do IBGE, 50,38% da população paranaense é formada por homens, e 49,62% por mulheres. A composição populacional paranaense sob a ótica racial pode ser visualizada no gráfico 1. A classificação da raça ou cor dos indivíduos na pesquisa do Censo se deu conforme declaração da pessoa recenseada, de acordo com a classificação determinada no plano de investigação do Censo. Os dados revelam que a grande maioria da população do Paraná encaixa-se na cor ou raça branca, representando 76,81% do total. Esta posição é seguida pelos pardos (19,07%), pretos (2,86%), amarelos (0,94%) e indígenas, com 0,32% do total de indivíduos paranaenses recenseados.

GRÁFICO 1 - DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO DO PARANÁ SEGUNDO RAÇA - 2000

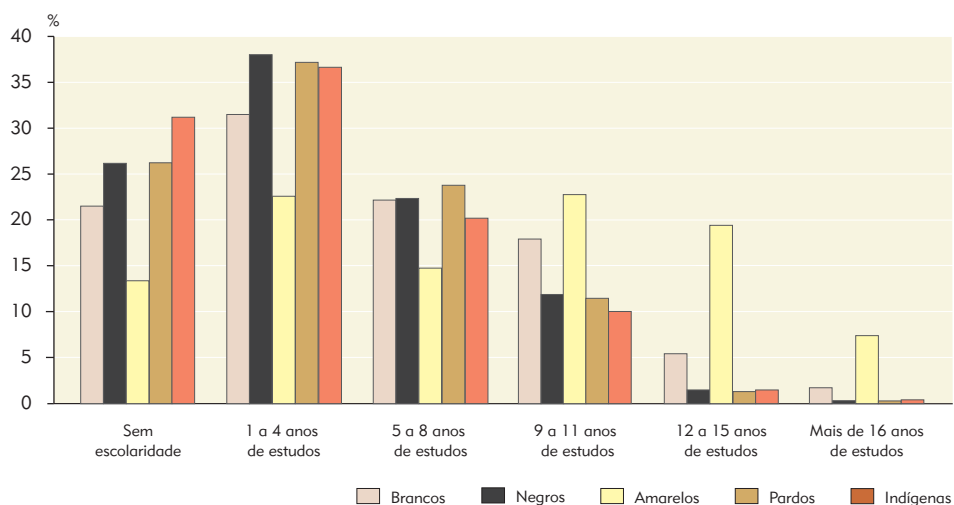


FONTE: IBGE - Censo demográfico 2000 - microdados

NOTA: Elaboração dos autores.

Os dados do gráfico 2, a seguir, revelam como se dá a distribuição percentual intra-racial nas diversas faixas de escolaridade. Os resultados foram obtidos calculando-se o percentual de cada um dos grupos raciais dentro de cada um dos intervalos de escolaridade: por exemplo, foi calculado o percentual de brancos, entre 1 e 4 anos de estudo, dentre o total de brancos. Pode-se, então, verificar que pretos, indígenas e pardos têm maiores porcentagens de indivíduos sem escolaridade e concentrados numa faixa que vai de 1 a 8 anos de estudo.

GRÁFICO 2 - DISTRIBUIÇÃO DA ESCOLARIDADE NO PARANÁ, SEGUNDO RAÇA - 2000



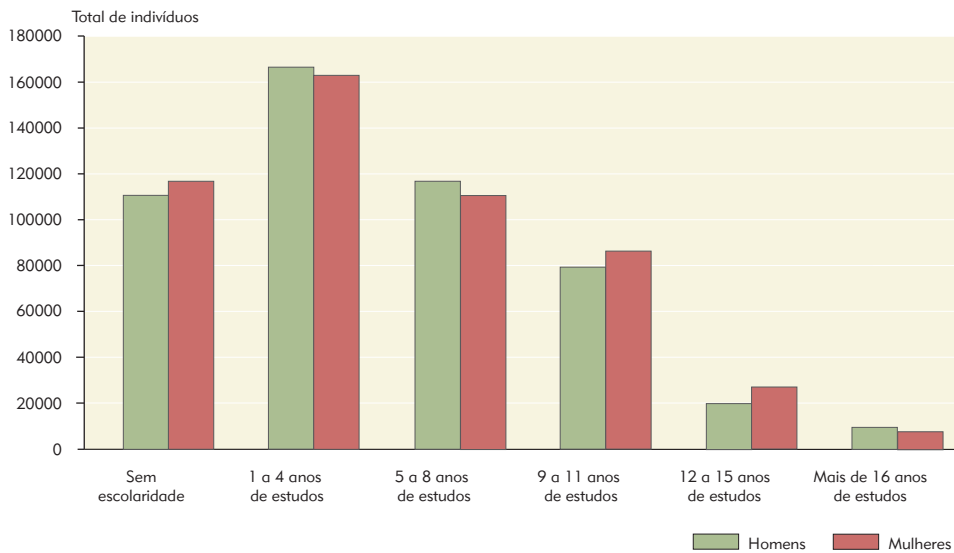
FONTE: IBGE - Censo demográfico 2000 - microdados

NOTA: Elaboração dos autores.

Os indivíduos amarelos distribuem-se de forma mais ou menos homogênea nas diversas faixas de escolaridade, mas lideram com larga vantagem nas faixas superiores de escolaridade, em comparação com os outros grupos raciais. Ou seja, os indivíduos amarelos se distribuem, em grande parte, nos estratos de mais alta escolaridade. Os brancos seguem com alguma desvantagem os amarelos nos intervalos de maior escolaridade, embora ainda ganhem ampla vantagem com relação aos demais grupos raciais listados.

O gráfico 3 mostra a distribuição de homens e mulheres paranaenses entre as diversas categorias de formação escolar. A comparação evidencia uma certa homogeneidade dos gêneros no acesso ao estudo, com ligeira vantagem para os homens na faixa que vai de 1 a 11 anos de estudo e na faixa com mais de 16 anos de estudo. As mulheres ultrapassam os homens na faixa que vai de 9 a 15 anos de estudo. Por fim, na categoria de nenhuma escolaridade as mulheres superam os homens, em pequena margem. Os dados revelam que embora as mulheres estejam em maior número que os homens na faixa universitária de educação (entre 12 e 15 anos de estudo), os homens levam vantagem em níveis de pós-graduação (na faixa acima dos 16 anos de estudo).

GRÁFICO 3 - DISTRIBUIÇÃO DOS INDIVÍDUOS NO PARANÁ SEGUNDO GÊNERO E FAIXAS DE ESCOLARIDADE - 2000

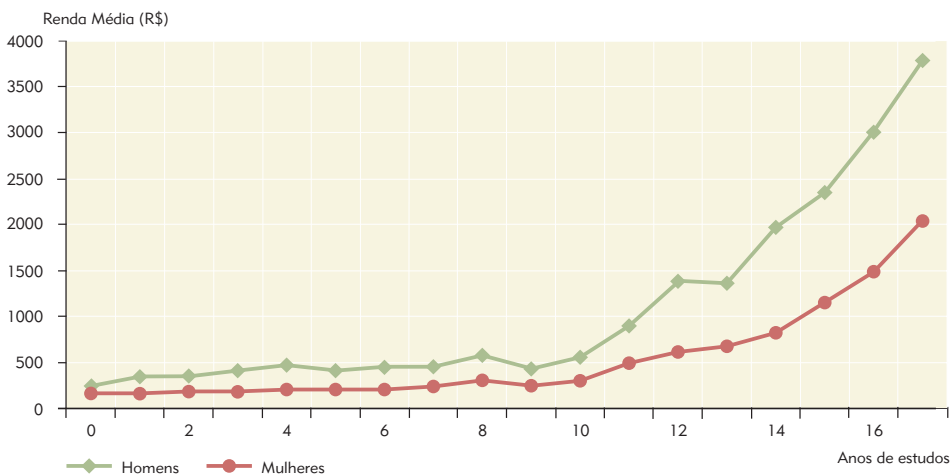


FONTE: IBGE - Censo demográfico 2000 - microdados

NOTA: Elaboração dos autores.

No gráfico 4 tem-se a evolução dos rendimentos auferidos por homens e mulheres de acordo com os anos de estudo. Os dados evidenciam que para indivíduos sem escolaridade e com baixos níveis de escolaridade (até 8 anos de estudo) os diferenciais são mínimos e que a desigualdade salarial em favor dos homens se acentua a partir de 12 ou mais anos de estudo.

GRÁFICO 4 - EVOLUÇÃO DOS RENDIMENTOS PARA HOMENS E MULHERES, SEGUNDO ANOS DE ESTUDOS - 2000



FONTE: IBGE - Censo demográfico 2000 - microdados

NOTA: Elaboração dos autores.

Os formatos das curvas no gráfico 4 indicam, também, menores retornos à escolaridade para as mulheres, tendo em vista que, além de sua curva de rendimento/escolaridade estar sempre abaixo da dos homens, a curva das mulheres tem um formato ligeiramente mais plano, em especial para os estratos acima da faixa escolar que vai dos 9 aos 11 anos de estudo. Essa inelasticidade rendimento/escolaridade sugere que há retornos à escolaridade menores para as mulheres, nas médias para a população paranaense agregada, conforme enfatizado pela teoria da discriminação (EHRENBERG, SMITH, 2000).

Ressalta-se que os gráficos desta seção foram construídos para a amostra total do Censo, sem a aplicação de filtros. Para as estimações das equações salários foram necessárias diversas restrições amostrais visando tornar as estimações factíveis, discutidas na seção 3. Por isso, alguns resultados obtidos a partir da amostra utilizada para estimar os coeficientes podem diferir das considerações a respeito das médias para os números agregados dos dados para o Paraná, como foi feito aqui nesta seção.

4 METODOLOGIA

Uma discussão do diferencial de salários deve levar em conta diversos determinantes. Para a teoria do capital humano tradicional, como foi visto, a educação e a experiência são os fatores relevantes. As pesquisas neste campo remontam aos trabalhos seminais de Becker (1962) e Mincer (1974) que deram origem a uma linha de pesquisa que até hoje orienta o trabalho econométrico do problema da determinação de salários.

A equação de Mincer, que relaciona o logaritmo dos rendimentos por hora aos anos de escolaridade, de experiência e de experiência ao quadrado, é uma das relações funcionais mais comumente estimadas no âmbito da Economia do Trabalho. Em muitos estudos, os economistas também usam esta equação como base quando examinam outros determinantes dos rendimentos, tais como condições de trabalho, formação de sindicatos, filiação industrial, sexo, raça etc.

Dentro do arcabouço da teoria do capital humano, Mincer (1974) argumenta que o indivíduo dedica-se à educação no começo de sua carreira, quando seu estoque de capital humano é baixo. Esta fase é dedicada, pelo indivíduo, apenas ao aprendizado, até o período em que este escolherá entrar no mercado de trabalho, quando passa a combinar o processo de aprendizado com algum trabalho que executa. A função-salário minceriana básica capta o perfil salário-idade na seguinte forma:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 s^2 + \beta_3 x + \beta_4 x^2 + \mu \quad (1)$$

onde:

y é a taxa de salário do trabalhador;

s é o número de anos de estudo;

s² é o número de anos de estudo ao quadrado;

x é o número de anos de experiência no mercado de trabalho;

x² é o termo experiência ao quadrado.

O termo β_1 é o coeficiente de escolaridade, que mensura a taxa de retorno à educação. Os coeficientes β_3 e β_4 , respectivamente designando a experiência e a experiência ao quadrado, mensuram a importância do treinamento no trabalho e do estoque de capital humano do trabalhador na determinação de seus rendimentos. Mincer (1974) usou a idade de cada trabalhador para montar uma variável *proxy* da experiência. A construção da variável *proxy* toma por hipótese que os trabalhadores entram na força de trabalho logo depois de completar sua educação e que $s + 6$ é a idade de conclusão da formação educacional.¹

Seja x a experiência. Assim, tem-se que:

$$x = \text{idade} - s - 6 \quad (2)$$

Os rendimentos decrescentes obtidos por cada ano de escolaridade adicional são captados na equação de salários pelo coeficiente do termo quadrático da educação (s^2), que se espera seja negativo na estimação. Para a variável experiência ao quadrado (x^2), espera-se que seu sinal seja negativo – como para a variável educação –, como forma de refletir a existência dos rendimentos decrescentes; ou seja, o sinal negativo aponta que, para níveis maiores de experiência, haverá um retorno proporcionalmente inferior da taxa de rendimentos.²

4.1 OS PROBLEMAS COM O VIÉS DE SELETIVIDADE: A INFERÊNCIA DE HECKMAN

Existem vários problemas técnicos que acontecem quando da estimação econométrica de uma equação de rendimentos. Entre eles, um aspecto importante diz respeito aos problemas com o viés de seletividade amostral. A estimação simples pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de uma equação de regressão como (1) foi questionada por Heckman (1979), que argumenta que a utilização de MQO na função rendimento determina viés de seleção amostral, resultado, neste caso, do uso de amostras selecionadas de forma não-aleatória para se estimar relações comportamentais.

Segundo Heckman, o viés de seleção amostral pode surgir por duas razões: i) a auto-seleção dos indivíduos ou dos dados que são investigados; ii) as decisões quanto à seleção amostral tomadas por pesquisadores, que opera da mesma forma que uma auto-seleção.

No caso da estimação de equações de salário em geral, o procedimento usual é regredir o salário em função apenas de variáveis explicativas dos indivíduos empregados, ignorando-se os desempregados e os inativos. Esse grupo não possui um emprego remunerado. No modelo de Heckman a não-ocupação é resultante do fato de o salário depender não apenas da oferta de trabalho oferecida pelo mercado e do salário contratado, mas, também, do salário de reserva implícito do agente.

O salário de reserva é entendido como o valor mínimo que o indivíduo estabelece como condição para se inserir no mercado de trabalho, abaixo do qual ele não aceita se

¹ É suposto que seis anos é a idade em que o indivíduo começa a estudar.

² Para detalhes, consultar Mincer (1974), Becker (1957) e a explicação didática de Ehrenberg e Smith (2000).

ocupar. Pode ser entendido como o custo de oportunidade, que é levado em consideração na sua decisão de trabalhar ou não. Assim, se seu custo de oportunidade é maior do que o salário oferecido, o agente pode escolher não trabalhar.

A desconsideração dessa estratégia dos trabalhadores faz surgir o viés de seleção amostral, pois grupos que utilizam regras distintas de decisão de ocupação são analisados da mesma forma. Como aponta o autor:

Moreover, a "missing variable" problem arise in regressions hours worked on wage rates since wages are not reported for nonworking women. One solution to this problem is to estimate a wage function on a sub-sample of working women to predict missing wages. However, this procedure can lead to biased parameter estimates for wage functions and hence for labor supply functions (HECKMAN, 1974, p.679).

De acordo com a metodologia proposta por Heckman (1979), uma amostra constituída exclusivamente por indivíduos que estão ocupados pode não ser representativa de toda a população, o que conduz a um viés de seleção. Ignorar a regra implícita na decisão de aceitar ou não o salário ofertado faz com que sejam comparados indivíduos para os quais uma regra vale com outros para os quais tal regra é violada.

Para contornar esse problema o autor sugere primeiramente a estimação dos coeficientes de um modelo *probit*, onde a variável dependente é um se o indivíduo é ocupado, e zero se o indivíduo não é ocupado (no caso do trabalho de Heckman citado, os indivíduos estudados foram as mulheres casadas). Essa estimação resulta nas Equações de Seleção, cujos coeficientes medem a propensão marginal ao indivíduo estar ocupado.³

A variável *lambda* (inverso da razão de Mill) é calculada com base nos parâmetros estimados no modelo *probit*. Esta variável *lambda* servirá para corrigir o problema de inconsistência da amostra, e, então, parâmetros consistentes poderão ser estimados, obtendo-se as Equações de Salários. Neste estudo foi utilizado o software estatístico Stata 8.0 para a estimação das equações de acordo com a metodologia de Heckman.

Cabe ressaltar que, evidentemente, o procedimento de Heckman não corrige todos os problemas envolvidos na estimação de uma equação-salário. Como aponta Menezes Filho (2002), entre outros problemas com estimação de equações-salário há o de endogeneidade, ou seja: a estimação consistente por MQO supõe que não há covariância entre o vetor de variáveis independentes e o erro. Entretanto, na estimação simples de equações-salário o problema surge porque a variável dependente depende do potencial de conseguir rendimentos de cada indivíduo, uma capacidade que é, em grande medida, não observável por estimações como a de equações de Mincer. É bem possível que a variável dependente, neste caso, dependa de fatores tais como habilidade, vocação, ambição etc. e que, nesse caso, esteja correlacionada com alguns dos principais determinantes observados dos salários, tais como os anos de escolaridade e o tipo de ocupação.

³ Como o modelo é um *probit*, a propensão marginal a estar ocupado significa também a probabilidade condicional que determinadas características dão ao indivíduo de estar ocupado.

4.2 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste estudo é o Censo Demográfico conduzido pelo IBGE no ano de 2000 para o Estado do Paraná. A estimativa correta da equação de salários tem como condição para a sua consistência a seleção correta da amostra utilizada. Por isso, foram realizados diversos filtros para restringir os dados da população, de forma a atender ao objetivo da análise e conforme as experiências na literatura corrente sugerem.

A tabela 1 traz uma síntese das variáveis usadas nas equações de participação e de salários para homens e mulheres, com suas respectivas médias e desvios-padrão. No geral, observa-se que o salário hora e o número de anos de estudo são menores para as mulheres.

TABELA 1 - DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS USADAS NAS ESTIMAÇÕES PARA HOMENS E MULHERES: MÉDIA E DESVIO-PADRÃO

VARIÁVEIS	DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	HOMEM		MULHER	
		Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Inwhw	Logaritmo do salário por hora	3,92	0,84	3,69	0,75
Escolaridade	Anos de estudos	7,21	4,61	6,71	4,68
Escolaridade ²	Anos de estudos ao quadrado	73,36	83,67	67,03	81,29
Experiência	Anos de experiência	25,96	12,44	27,62	12,73
Experiência ²	Anos de experiência ao quadrado	828,87	654,45	925,56	686,07
EscxExp	Interação escolaridade/experiência	153,35	105,27	146,87	105,37
Casados	1 se o indivíduo é casado	0,63	0,48	0,63	0,48
Companhia/Cônjuge	1 se o indivíduo vive com companhia	0,77	0,41	0,74	0,43
Chefe de família	1 se o indivíduo é chefe de família	0,78	0,41	0,18	0,38
Sem def. visual	1 se o indivíduo não tem deficiência visual	0,88	0,32	0,86	0,34
Sem def. auditiva	1 se o indivíduo não tem deficiência auditiva	0,96	0,19	0,97	0,15
Sem dificuldade para caminhar	1 se o indivíduo caminha normalmente	0,96	0,18	0,95	0,21
Londrina	1 se o indivíduo mora em Londrina	0,06	0,24	0,06	0,24
Maringá	1 se o indivíduo mora em Maringá	0,04	0,20	0,04	0,21
Curitiba	1 se o indivíduo mora em Curitiba	0,25	0,43	0,25	0,43
Carteira assinada	1 se o indivíduo é trabalhador formal	0,76	0,42	0,71	0,45
Recebimento de pensão	1 se o indivíduo recebe pensão	0,01	0,10	0,05	0,23
Recebimento de aluguel	1 se o indivíduo recebe aluguel	0,05	0,22	0,02	0,15
Receb. renda I	1 se o indivíduo recebe renda I	0,004	0,07	0,02	0,15
Receb. renda II	1 se o indivíduo recebe renda II	0,01	0,11	0,006	0,08
Receb. renda III	1 se o indivíduo recebe renda III	0,01	0,13	0,01	0,12

FONTE: IBGE - Censo demográfico 2000 - microdados

NOTA: Elaboração dos autores.

Por sua vez, a tabela 2 traz as médias para brancos e pretos/pardos, fechando a análise da amostra utilizada para os dois pares de indivíduos estudados. Estas médias apresentam a importância do atributo de cada variável na amostra utilizada, para cada um dos grupos analisados.

A amostra foi limitada aos trabalhadores das áreas urbanas, com idade entre 18 e 56 anos, pois neste intervalo, em geral, as decisões sobre o nível de escolaridade são menos interferidas pelo planejamento da fertilidade, especialmente para as mulheres. Foram incluídos na amostra apenas indivíduos que não estavam estudando, como fez

Garen (1984). Também foram excluídos empregadores, estagiários e indivíduos que trabalham para o consumo próprio. Adotou-se o procedimento utilizado por Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), que consiste em excluir da amostra indivíduos que possuem um salário/hora extremamente alto, o que poderia viesar a análise. Por isso, a amostra é composta apenas de indivíduos que estão trabalhando e cujo salário horário semanal esteja no intervalo entre R\$ 1,00 e R\$ 500,00.

TABELA 2 - DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS USADAS NAS ESTIMAÇÕES, NAS AMOSTRAS FILTRADAS PARA BRANCOS E PRETOS/PARDOS

VARIÁVEIS	DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	BRANCOS		PRETOS/PARDOS	
		Média	Desvio- Padrão	Média	Desvio- Padrão
Inwhw	Logaritmo do salário por hora	3,91	0,84	3,57	0,65
Escaridade	Anos de estudos	7,49	4,63	5,04	4,22
Escaridade ²	Anos de estudos ao quadrado	77,54	83,20	43,27	72,90
Experiência	Anos de experiência	26,19	12,57	29,33	12,57
Experiência ²	Anos de experiência ao quadrado	844,06	660,08	1.018,68	704,10
EscxExp	Interação escolaridade/experiência	160,03	106,04	114,36	92,93
Casados	1 se o indivíduo é casado	0,64	0,47	0,60	0,48
Companhia/Cônjuge	1 se o indivíduo vive com companhia	0,75	0,42	0,75	0,42
Chefe de família	1 se o indivíduo é chefe de família	0,41	0,49	0,46	0,49
Sem def. visual	1 se o indivíduo não tem deficiência visual	0,88	0,32	0,83	0,36
Sem def. auditiva	1 se o indivíduo não tem deficiência auditiva	0,97	0,16	0,96	0,18
Sem dificuldade para caminhar	1 se o indivíduo caminha normalmente	0,96	0,19	0,94	0,22
Londrina	1 se o indivíduo mora em Londrina	0,062	0,24	0,07	0,25
Maringá	1 se o indivíduo mora em Maringá	0,044	0,20	0,04	0,21
Curitiba	1 se o indivíduo mora em Londrina	0,28	0,44	0,17	0,38
Carteira assinada	1 se o indivíduo é trabalhador formal	0,75	0,43	0,70	0,45
Recebimento de pensão	1 se o indivíduo recebe pensão	0,038	0,19	0,04	0,20
Recebimento de aluguel	1 se o indivíduo recebe aluguel	0,039	0,19	0,02	0,15
Receb. renda I	1 se o indivíduo recebe renda I	0,017	0,13	0,01	0,11
Receb. renda II	1 se o indivíduo recebe renda II	0,009	0,096	0,01	0,10
Receb. renda III	1 se o indivíduo recebe renda III	0,018	0,13	0,01	0,11

FONTE: IBGE - Censo demográfico 2000 - microdados

NOTA: Elaboração dos autores.

Ressalta-se, contudo, que na amostra censurada, composta por aqueles trabalhadores com rendimento igual a zero, foram incluídos os indivíduos que não estavam trabalhando durante a pesquisa do Censo, como descrito no procedimento de Heckman (1979).

A exemplo de Soares e Gonzaga (1999), os indivíduos ocupados na administração pública e no setor agrícola também foram excluídos.

Observa-se, na tabela 2, que a variável anos de escolaridade possui médias relativamente homogêneas para homens, mulheres e brancos, em torno de 7 anos. A diferença encontra-se na média dos indivíduos pretos/pardos, que resulta em 5,04 anos, sinalizando um comportamento peculiar que os números para os indivíduos pretos e pardos revelam nas comparações salariais e nas equações de ocupação, como será visto mais adiante.

Os resultados mostram que as médias para as *dummies* são semelhantes para os diversos grupos de indivíduos analisados. A maior discrepância diz respeito à variável chefe de família na comparação entre homens e mulheres: enquanto 78% em média dos homens na amostra são chefes de família, as mulheres chefes de família representam apenas 18%. Isto demonstra que embora a chefia feminina do lar seja um fenômeno comportamental crescente nas grandes cidades, os homens ainda permanecem majoritários no posto de fomentadores do lar.

4.3 A EQUAÇÃO DE SALÁRIOS ESTIMADA

A equação de salários estimada é:

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S^2 + \beta_3 \text{Exp} + \beta_4 \text{Exp}^2 + \beta_5 S \times \text{EXP} + \beta_6 \text{VE} + \beta_7 \text{OUVE} + \beta_8 \text{ANDA} + \beta_9 \text{Cur} + \beta_{10} \text{Lond} + \beta_{11} \text{Mar} + \beta_{12} \text{Formal} + \beta_{13} \text{CSDO} + \beta_{14} \text{COMP} + \beta_{15} \text{RESP} + \varepsilon \quad (5)$$

onde:

- $\ln w$ é o logaritmo neperiano do salário semanal por hora;
- β_0 é o intercepto da equação;
- S relaciona os anos de estudo do indivíduo;
- S^2 representa os anos de estudo elevado ao quadrado. Esta variável tem a finalidade de captar os rendimentos decrescentes da escolaridade;
- Exp descreve os anos de experiência do indivíduo, de acordo com a *proxy* clássica estabelecida por Mincer: $\text{Exp} = \text{Idade} - \text{Escolaridade} - 6$;
- Exp^2 representa os anos de experiência elevados ao quadrado, uma *proxy* que tem a função de captar os rendimentos decrescentes da experiência;
- $S \times \text{EXP}$ é uma variável de interação entre a escolaridade e a experiência;
- VE é uma *dummy* que assume o valor 1 para os indivíduos que não apresentam nenhuma dificuldade visual e 0 para aqueles que apresentam desde uma pequena dificuldade permanente até os totalmente incapazes de enxergar;
- OUVE é uma *dummy* que assume o valor 1 para os indivíduos que não apresentam nenhuma dificuldade de audição e 0 para aqueles que apresentam desde uma pequena dificuldade permanente até os incapazes de ouvir;
- ANDA é uma *dummy* que assume o valor 1 para os indivíduos que não apresentam nenhuma dificuldade em caminhar ou subir escadas e 0 para aqueles que apresentam desde alguma dificuldade permanente até total incapacidade de andar;
- Cur , Lond e Mar são *dummies* para Curitiba, Londrina e Maringá respectivamente. Neste caso, as *dummies* mensuram o diferencial médio

auferido pelos trabalhadores que fazem parte dessas cidades com relação aos demais municípios do Estado do Paraná.⁴ O objetivo da inclusão dessas variáveis é captar a dimensão da heterogeneidade geográfica dessas regiões na atribuição dos salários de seus trabalhadores;

- Formal é uma *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo trabalha com carteira assinada e 0 se trabalha informalmente;
- CSDO é uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo é casado e 0 caso contrário;
- COMP é uma *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo vive em companhia de cônjuge ou companheiro(a) e 0 caso contrário;
- RESP é uma *dummy* que assume valor 1 se o trabalhador é chefe de família responsável pelo domicílio, e 0 em caso contrário;
- ε é um termo de perturbação estocástica.

As variáveis das categorias CSDO e COMP merecem maiores considerações. Enquanto a primeira inclui indivíduos que se encontram formalmente em situação conjugal, a segunda considera os indivíduos que coabitavam ou tinham coabitado com cônjuge ou companheiro(a) no período da entrevista do Censo do IBGE. Portanto, a variável COMP diz mais respeito à convivência formal e informal com o parceiro do que a uma situação civil estabelecida de casamento, como estão caracterizados os indivíduos na variável CSDO.

Foram estimadas equações separadas para homens, mulheres, indivíduos brancos e indivíduos pretos e pardos. Esta escolha dos subgrupos para as estimações das equações de salário se deve, em primeiro lugar, às restrições que a metodologia de Heckman (1979) determina para a estimação de grupos diferentes de indivíduos, que em função do gênero ou raça têm salários de reserva distintos. Em segundo lugar, esta subdivisão facilita a análise comparativa dos determinantes de comportamento desses grupos e dos resultados salariais que eles negociam no mercado de trabalho.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados os resultados estimados das equações de seleção e de salários. As equações de seleção explicam os determinantes da inserção dos indivíduos estudados no mercado de trabalho paranaense e mensuram a importância dessas variáveis. Além disso, a equação de salários estimada, devidamente corrigida para os possíveis vieses de seletividade, apresenta as variáveis que influenciam nos diferenciais de rendimentos auferidos no mercado de trabalho paranaense.

⁴ Curitiba, Londrina e Maringá foram selecionadas por serem regiões metropolitanas representativas, de acordo com a categorização de regiões metropolitanas paranaenses listadas no Censo do IBGE em 2000.

5.1 RESULTADOS DAS EQUAÇÕES DE SELEÇÃO

As equações de seleção medem a propensão marginal dos indivíduos a estarem ocupados, ou a probabilidade relativa de determinado fator favorecer ou desfavorecer a ocupação. Ela faz parte do método de Heckman (1979), onde se deriva o parâmetro λ que corrige a estimação das Equações Salário, analisadas a seguir.

As estimações foram realizadas mediante o procedimento de Heckman com o método de Máxima Verossimilhança. Assim, ao invés do λ tradicional, tem-se na saída dos resultados um parâmetro ρ , cuja significância estatística comprova a existência de viés de seleção, demonstrando a necessidade de utilizar a metodologia proposta por Heckman. Nas estimações realizadas neste trabalho o parâmetro ρ é significativo para todos os subgrupos de análise, confirmando a existência de viés de seleção na amostra e a necessidade da correção.

A estimação das equações de seleção inclui algumas variáveis adicionais que descrevem importantes fatores de decisão de oferta de trabalho dos indivíduos, como as variáveis "Recebimento de Pensão" e "Recebimento de Aluguel". Além destas, há as variáveis que descrevem recebimento de rendas exógenas ao mercado de trabalho, denominadas rendas I, II e III.

A renda I está relacionada a rendimentos de pensão alimentícia, mesada ou doação. A renda II computa o recebimento de recursos via programas de renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego. A renda III constitui os rendimentos percebidos como abono de permanência em serviço, pensão paga por seguradora ou previdência privada, juros de aplicações financeiras etc. Estas variáveis procuram mensurar em que medida a renda recebida de forma exógena ao mercado de trabalho influencia a decisão de inserção no mercado de trabalho. A tendência é que o recebimento de rendas exógenas aprecie o salário de reserva dos trabalhadores e, portanto, reduza sua propensão a ocupação no mercado de trabalho.

A tabela 3 apresenta os resultados das equações de seleção por gênero. Percebe-se que os coeficientes diferem sensivelmente entre os grupos. O teste de razão de máxima verossimilhança para o parâmetro ρ , que mensura a correlação entre a equação de seleção e a determinação do salário, mostra que existe o viés de seletividade da amostra no modelo para os dois grupos de indivíduos analisados.

Os coeficientes relacionados à decisão de ocupação dos trabalhadores nas equações de seleção se comportaram como observado na literatura. A escolaridade revelou-se positiva para homens e mulheres na propensão à inserção destes indivíduos (ou na avaliação positiva dos indivíduos com relação a seus salários-reserva, seguindo a formalização de Heckman), embora a propensão seja maior no caso dos homens.

O estado civil apresenta sinais contrários e significantes na seleção. Para os homens, a condição de casado aumenta a propensão de inserção no mercado de trabalho; para as mulheres, a condição de casada é negativa. Este resultado provavelmente se justifica pela predominância dos homens no papel do sustento familiar, mesmo atualmente. O casamento afeta positivamente a inserção no mercado de trabalho para os indivíduos do sexo masculino, porém age de forma inversa no caso das mulheres.⁵

⁵ Uma fundamentação sobre a participação feminina na força de trabalho pode ser obtida em Killingsworth e Heckman (1986).

TABELA 3 - EQUAÇÃO DE SELEÇÃO DE HECKMAN POR GÊNERO

VARIÁVEIS	COEFICIENTES PARA HOMENS	P > Z	COEFICIENTES PARA MULHERES	P > Z
Escolaridade	0,10395	0,00	0,09981	0,00
Casados	0,16032	0,00	-0,04136	0,05
Companhia/Cônjuge	0,17945	0,00	-0,23701	0,00
Chefe de família	0,52069	0,00	0,48905	0,00
Sem def. visual	0,17571	0,00	0,10407	0,00
Sem def. auditiva	0,13652	0,00	0,09686	0,06
Sem dificuldade para caminhar	0,50830	0,00	0,2815	0,00
Londrina	0,08484	0,03	0,10209	0,00
Maringá	0,01559	0,07	0,12330	0,00
Curitiba	0,16873	0,00	0,18010	0,00
Exp	-0,00246	0,10	⁽¹⁾ 3,84E-06	0,99
EscxExp	0,00019	0,26	-0,00047	0,00
Recebimento de pensão	-0,39503	0,00	-0,12847	0,00
Recebimento de aluguel	-0,20148	0,00	⁽¹⁾ -0,03735	0,12
Receb. renda I	-0,31684	0,00	-0,15680	0,00
Receb. renda II	-0,47376	0,00	-0,24372	0,00
Receb. renda III	-0,39474	0,00	-0,18419	0,00
Constante	-1,28469	0,00	-1,34582	0,00
Teste Razão Max. Verossimilhança	H ₀ : rho = 0		H ₀ : rho = 0	
	Chi²(1) = 1,492,60		Chi²(1) = 1,654,99	
	Pr > Chi² = 0,0000		Pr > Chi² = 0,0000	
Tamanho da amostra	18.614		27.176	

FONTE: Resultados da pesquisa

(1) Coeficientes estatisticamente não-significantes a um nível de 10%.

Uma possível explicação para esse comportamento decorre do fato de que enquanto a maioria dos homens se vê na posição de provedores da família, quando se casam, as mulheres nesta situação tornam-se donas-de-casa e convivem com a expectativa da maternidade. A figura da mulher como dona-de-casa ainda persiste na sociedade e atua como fator negativo na propensão no mercado de trabalho para as mulheres casadas.

A variável que descreve a propensão à ocupação quando da existência de companhia/cônjuge para o indivíduo tem sinais semelhantes à variável "casamento" – positiva para homens, negativa para mulheres. A diferença é que a propensão negativa da ocupação das mulheres é bem maior para esta variável do que para a variável que descreve a situação de casamento.

As variáveis que representam características pessoais da saúde dos indivíduos – ausência de dificuldades visuais, auditivas e de caminhar – contribuem positivamente para a probabilidade de inserção no mercado, com exceção da ausência de deficiência auditiva para a mulher, que não resultou estatisticamente significativa ao nível de 5%. A ausência de dificuldades para caminhar aparece, dentre essas categorias, como a mais significativa na equação de seleção, tanto para os homens quanto para as mulheres.

Esse resultado pode ser explicado de forma intuitiva: os entrevistados, em geral, só se qualificam como indivíduos que não têm nenhuma dificuldade para caminhar quando sofrem de problemas físicos sérios de locomoção. Por outro lado, dificuldades visuais e auditivas, geralmente corrigíveis com o uso de óculos ou aparelhos de audição, por exemplo, são citadas mais livremente em suas diversas nuances. Assim, pode-se intuir que uma vez

que os indivíduos em geral convivem mais facilmente com essas limitações, declararão não possuir “nenhuma dificuldade visual ou auditiva”, fazendo com que um percentual maior de pessoas que têm dificuldades físicas desse tipo, mas que são apenas modestas ou corrigíveis, declare não possuí-las.

Na categoria dos determinantes regionais da seleção para os homens, a capital Curitiba aparece como região onde a probabilidade de ocupação dos indivíduos é maior, seguida na ordem por Londrina e Maringá. No caso das mulheres, a capital é seguida em importância por Maringá e Londrina.

Os resultados da equação de seleção para as variáveis que representam os rendimentos auferidos de forma exógena ao trabalho, tais como recebimentos de aluguéis, pensões etc., mostraram-se negativos e significantes na propensão dos indivíduos a participarem do mercado de trabalho, como esperado. A equação considera os recebimentos de aluguel, pensão, renda I, renda II e renda III. A categoria renda II aparece nos resultados como a mais representativa na depreciação da probabilidade de ocupação dos indivíduos, tanto para os homens como para as mulheres.⁶

É compreensível que os rendimentos relacionados com subsistência mínima e/ou temporária para os indivíduos mais necessitados, como os itens que compõem a renda II, tenham um maior peso negativo na propensão de inserção no mercado de trabalho, porque atingem, na maioria, a população de baixa renda. Para estes indivíduos, o recebimento de uma renda regular, mesmo baixa, implica considerável fator de afastamento da ocupação. Estes resultados vão ao encontro do trabalho de Wilson, Carrera Fernandez e Dedecca (2005), que aponta para uma tendência semelhante de correlação negativa entre o rendimento auferido de forma exógena ao mercado de trabalho e a probabilidade de ocupação para as regiões metropolitanas de São Paulo e Salvador.

Por fim, é interessante notar que a condição de chefe de família para ambos os sexos é o principal coeficiente de propensão à ocupação. Uma possível razão para isso é que as tarefas e responsabilidades dos indivíduos chefes de família tornam premente a necessidade de se empregarem para proverem o sustento dos familiares, depreciando seus salários-reserva e aumentando a probabilidade à inserção. É um fato atestado inclusive para as mulheres, como mostram os resultados. O trabalho de Wilson, Carrera Fernandez e Dedecca (2005) chegou a resultados semelhantes para a variável chefe de família para todos os grupos estimados. Segundo os autores, a chefia feminina do lar é um fenômeno cada vez mais comum devido à substancial inserção da mulher em todos os setores da sociedade. Este fato confirma, também, a hipótese de que as mulheres desempenham hoje papéis que antes eram exclusivos dos homens.

A tabela 4 traz os resultados da equação de seleção para duas categorias: indivíduos brancos, de um lado, e pretos e pardos, de outro. O coeficiente da variável escolaridade é significativo para os dois grupos, embora seja um determinante de inserção no mercado

⁶ Os resultados das Equações de Seleção apresentam a probabilidade de ocupação. Nesse sentido, não expressam a relação de causalidade. Uma hipótese alternativa importante a respeito da depreciação da probabilidade de ocupação para os indivíduos que recebem renda exógena, como é feita aqui, é de que representam um segmento da população que, exatamente por ter dificuldade de inserção ocupacional, habilita-se a acessar mecanismos compensatórios, como o seguro-desemprego e o bolsa-família. Tal interpretação tem sérias implicações em termos de sugestão de políticas públicas, necessitando de uma compreensão mais aprofundada de como as rendas exógenas agem como mecanismo de motivação à ocupação dos indivíduos.

de trabalho bem superior para os brancos. O estado civil casado aparece com sinal positivo para brancos, pretos e pardos. Por outro lado, a situação de convivência com um parceiro ou cônjuge é negativa para os brancos e não-significante para pretos e pardos. A condição de chefe-de-família tem propensão positiva de inserção para os dois grupos (com propensão maior para os brancos).

TABELA 4 - EQUAÇÃO DE SELEÇÃO DE HECKMAN POR RAÇA

VARIÁVEIS	COEFICIENTES PARA BRANCOS	P > Z	COEFICIENTES PARA PRETOS E PARDOS	P > Z
Escolaridade	0,09340	0,00	0,05533	0,00
Casados	⁽¹⁾ 0,02126	0,27	0,05978	0,03
Companhia/Cônjuge	-0,04040	0,00	⁽¹⁾ 0,04474	0,14
Chefe de família	1,14182	0,00	0,94914	0,00
Sem def. visual	0,13805	0,00	0,16004	0,00
Sem def. auditiva	⁽¹⁾ 0,03219	0,44	⁽¹⁾ 0,11059	0,11
Sem dificuldade para caminhar	0,35097	0,00	0,49350	0,00
Londrina	0,08957	0,00	0,15195	0,00
Maringá	0,08551	0,01	0,10004	0,04
Curitiba	0,10612	0,00	0,36103	0,00
Exp	-0,00704	0,00	-0,01026	0,00
EscxExp	-0,00037	0,00	0,00132	0,00
Recebimento de pensão	-0,32386	0,00	-0,00053	0,00
Recebimento de aluguel	-0,14289	0,00	⁽¹⁾ -0,01091	0,35
Receb. renda I	-0,36053	0,00	-0,00011	0,00
Receb. renda II	-0,47165	0,00	-0,02679	0,00
Receb. renda III	-0,38663	0,00	-0,02597	0,00
Constante	-1,24943	0,00	-1,36018	0,00
Teste Razão Max. Verossim.	H ₀ : rho = 0 Chi ² (1) = 1.342,50 Pr > Chi ² = 0,0000		H ₀ : rho = 0 Chi ² (1) = 1553,67 Pr > Chi ² = 0,0000	
Tamanho da amostra	33.911		11.061	

FONTE: Resultados da pesquisa

(1) Coeficientes estatisticamente não-significantes a um nível de 10%.

Os coeficientes das variáveis que descrevem os atributos pessoais dos indivíduos (ausência de deficiências visuais, auditivas e de locomoção física) são similares para brancos e pretos/pardos. Dentre estes atributos, o mais significativo para a ocupação é a ausência de dificuldades para caminhar. A variável que descreve a ausência de deficiências auditivas mostrou-se não significativa para os dois grupos.

As propensões à ocupação relativas a características regionais seguem a linha discutida na comparação entre homens e mulheres, estabelecendo Curitiba no topo, seguida por Londrina e Maringá, nessa ordem. A diferença é que para os indivíduos pretos e pardos a propensão à ocupação para esses três municípios com relação ao resto do Estado é maior do que para os indivíduos brancos.

Esperava-se que a variável experiência e o termo de interação entre escolaridade e experiência interagissem positivamente sobre a propensão à inserção no mercado de trabalho. Os resultados aqui, no entanto, contrariam esta expectativa: o sinal do coeficiente é negativo para os brancos e pretos/pardos, com exceção apenas ao termo de interação entre escolaridade e experiência, que resulta positivo para pretos/pardos.

O recebimento de rendas exógenas ao mercado de trabalho reduz a probabilidade de ocupação, tanto para brancos como para pretos e pardos. O recebimento da renda II também se confirma, para os indivíduos comparados, como o principal fator depreciador da probabilidade de inserção no mercado de trabalho. É possível observar que, para os pretos e pardos, os coeficientes das variáveis que representam as rendas exógenas ao mercado de trabalho são substancialmente menores quando comparados aos dos indivíduos de cor branca. Em especial, o recebimento de aluguel, pensão e renda I tem reduzida influência negativa. Mais uma vez, a condição de chefe de família é o coeficiente de propensão mais forte de ocupação, tanto para os brancos como para os pretos e pardos.

5.2 RESULTADOS DAS EQUAÇÕES DE SALÁRIO

A tabela 5 apresenta os coeficientes estimados para as equações de salário de homens e mulheres. Em seguida, na tabela 6, encontram-se os resultados estimados para brancos e pretos/pardos. As Equações de Salários mostram a correlação entre diversos fatores e a formação dos salários, desvendando potenciais determinantes da determinação dos diferenciais salariais. Cada coeficiente é interpretado como quanto, em percentual de salário por hora, é o aumento em uma unidade da uma variável explicativa, ou quanto um atributo (no caso de variáveis *dummy*) é explicado.⁷

TABELA 5 - EQUAÇÕES DE RENDIMENTOS PARA HOMENS E MULHERES

VARIÁVEIS PARA HOMENS E MULHERES	HOMENS	P > Z	MULHERES	P > Z
Escolaridade	0,14745	0,00	0,18817	0,00
Escolaridade ²	-0,00118	0,00	-0,00154	0,00
Experiência	0,02610	0,00	0,03307	0,00
Experiência ²	-0,00032	0,07	-0,00035	0,00
EsxExp	-0,00030	0,00	-0,00197	0,00
Casados	0,12463	0,00	⁽¹⁾ 0,02883	0,17
Companhia/Cônjuge	0,11502	0,00	-0,15387	0,00
Chefe de família	0,35614	0,00	0,45441	0,00
Sem def. visual	0,15290	0,01	0,13592	0,00
Sem def. auditiva	0,08125	0,00	0,10164	0,05
Sem dificuldade para caminhar	0,34781	0,00	0,25662	0,00
Londrina	0,17470	0,01	0,11586	0,00
Maringá	0,07731	0,00	0,13894	0,00
Curitiba	0,31911	0,00	0,31180	0,00
Carteira assinada	0,09019	0,00	0,03981	0,00
Constante	-1,67237	0,00	-2,24574	0,00
Teste Razão Max. Verossimilhança	H ₀ : rho = 0		H ₀ : rho = 0	
	Chi ² (16) = 10,913,03		Chi ² (16) = 6,873,89	
	Pr > Chi ² = 0,0000		Pr > Chi ² = 0,0000	
Tamanho da Amostra	18.614		27.176	

FONTE: Resultados da pesquisa

(1) Coeficientes estatisticamente não-significantes a um nível de 10%.

⁷ Assim, por exemplo, o coeficiente de escolaridade para homens, na tabela 5, de 0,14175, significa que um ano adicional de escolaridade, *ceteris paribus*, aumenta em 14,175% o salário mensal por hora dos indivíduos na média. O mesmo raciocínio vale para todos os coeficientes. No caso das *dummies*, o que determina o diferencial é o atributo: por exemplo, a variável "casados" apresenta um coeficiente de 0,12463, na tabela, para os homens. Isto quer dizer que o atributo "estar casado" garante ao indivíduo um aumento de 12,463% frente a quem não é casado, todo o mais mantido constante.

O coeficiente da variável escolaridade é positivo e significativo para todos os subgrupos analisados. As mulheres apresentam maiores retornos salariais à escolaridade: cada ano adicional na formação acadêmica lhes garante um acréscimo médio de 18% em seus salários, enquanto os homens têm uma média de 14%. O número que mais destoa do resultado geral é o coeficiente de escolaridade para pretos e pardos, consideravelmente inferior aos demais.

O modelo prevê um acréscimo salarial médio de apenas 4% a cada ano adicional de escolaridade para os pretos/pardos, em contraste com os números para os grupos restantes.

Esse resultado pode indicar severa discriminação do mercado de trabalho paranaense com relação aos indivíduos pretos e pardos na hora de remunerá-los, comparativamente aos indivíduos com escolaridade idêntica pertencentes à raça branca.

Os coeficientes da variável escolaridade ao quadrado são negativos e significantes para a maioria dos grupos, confirmando a existência de rendimentos decrescentes para cada ano adicional de formação educacional. O sinal da variável *proxy* experiência é positivo e o valor da estatística é significativo para todos os grupos, indicando sua influência positiva da determinação dos rendimentos, e o da *Experiência*² é negativo e significativo para todos os grupos de indivíduos analisados. Esses números confirmam o resultado apontado pela teoria do capital humano, que argumenta que um sinal da variável experiência ao quadrado negativa atesta rendimentos salariais decrescentes (embora positivos) para cada ano adicional de experiência do trabalhador.

TABELA 6 - EQUAÇÕES DE RENDIMENTOS PARA BRANCOS E PRETOS/PARDOS

VARIÁVEIS P/ BRANCOS E PRETOS/PARDOS	BRANCOS	P > Z	PRETOS/PARDOS	P > Z
Escolaridade	0,16418	0,00	0,04436	0,00
Escolaridade ²	-0,00104	0,00	-0,00004	0,00
Experiência	0,02303	0,00	-0,00778	0,00
Experiência ²	-0,00029	0,00	-2,6e-06	0,00
EscxExp	-0,00103	0,00	0,00016	0,00
Casados	0,06031	0,00	0,04688	0,03
Companhia/Cônjuge	0,07447	0,00	⁽¹⁾ 0,03501	0,14
Chefe de família	0,86872	0,00	0,74349	0,00
Sem def. visual	0,16147	0,00	0,12539	0,00
Sem def. auditiva	⁽¹⁾ 0,03330	0,33	0,08656	0,07
Sem dificuldade para caminhar	0,28407	0,00	0,38647	0,00
Londrina	0,14602	0,00	0,11912	0,00
Maringá	0,11223	0,00	0,07832	0,04
Curitiba	0,30854	0,00	0,28284	0,00
Carteira assinada	0,06329	0,00	⁽¹⁾ 0,000085	0,14
Constante	-2,02179	0,00	-1,216927	0,00
Teste Razão Max. Verossimilhança	H ₀ : rho = 0 Chi ² (1) = 1.342,50 Pr > Chi ² = 0,0000		H ₀ : rho = 0 Chi ² (1) = 4.868,15 Pr > Chi ² = 0,0000	
Tamanho da Amostra	33.911		11.061	

FONTE: Resultados da pesquisa

(1) Coeficientes estatisticamente não-significantes a um nível de 10%.

Os indivíduos que estão casados ou vivem com companhia ou cônjuge recebem maiores salários; os resultados são bastante significativos, em especial para os homens. A exceção é dada pelos números estimados para as mulheres, que apresentam coeficientes não significantes para as casadas e negativos para as que vivem com os companheiros. Este resultado evidencia uma espécie de preferência, ou de discriminação do mercado de trabalho paranaense, em favor de mulheres que vivam de forma independente, sem companheiros. Esse fato pode derivar de considerações dos empregadores com relação à maior probabilidade de arcar com um período de maternidade para as mulheres que já vivem com seus parceiros. A variável companhia/cônjuge é não significativa para pretos e pardos.

O coeficiente da variável chefe de família apresenta sinais positivos e significantes para os rendimentos de todos os subgrupos estudados. O grupo dos indivíduos brancos apresentou o maior coeficiente. É notável, também, que o coeficiente desta variável para as mulheres tenha se apresentado maior do que para os homens – reafirmando o fenômeno crescente da chefia feminina do lar e a valorização desta categoria pelo mercado de trabalho.

As variáveis que relacionam atributos pessoais e/ou de saúde apresentaram resultados relativamente semelhantes para homens, mulheres, brancos e pretos/pardos. A ausência de dificuldades para andar se estabelece para todos os grupos como o atributo mais importante na determinação dos rendimentos.

A influência regional nos salários mostra que os trabalhadores de Curitiba têm o maior retorno por estarem na capital, seguidos dos de Londrina e Maringá, respectivamente, embora Maringá esteja à frente de Londrina na equação de rendimentos das mulheres. Os determinantes regionais têm um impacto menor na equação dos pretos e pardos, e mais significantes na equação para os brancos.

Entretanto, esses resultados devem ser interpretados com ressalva, uma vez que na estimação das equações salários não foram controladas as afiliações industriais dos indivíduos ocupados. Evidentemente, as diferenças obtidas poderiam ser mais tênues se fossem controladas por diferenças na estrutura produtiva e as particularidades da organização industrial de cada município, conforme ressaltam Fontes, Simões e Oliveira (2006).

Por fim, cabe analisar uma variável específica da negociação no mercado de trabalho e que, por isso, não esteve presente nas equações de seleção: o atributo “Carteira Assinada”, que distingue os trabalhadores do mercado formal dos trabalhadores informais. As equações mostram superioridade de salários para os trabalhadores com carteira assinada em todos os grupos analisados, exceto para pretos e pardos, para os quais não são significantes.

Wilson, Carrera Fernandez e Dedecca (2005) também encontraram vantagens para os trabalhadores formais. Estes autores alertam que a situação de informalidade no mercado de trabalho não resulta necessariamente em baixos salários; há uma porção significativa de trabalhadores nessas condições que, mesmo com atributos pessoais iguais aos dos trabalhadores com carteira assinada, recebem rendimentos superiores aos dos trabalhadores formais. Contudo, o fato de a maior parte dos trabalhadores informais receber rendimentos significativamente mais baixos acaba determinando um sinal negativo para os trabalhadores sem carteira assinada nas estimações das equações salariais.

CONCLUSÕES

Buscou-se estimar os determinantes dos rendimentos do trabalho no Estado do Paraná utilizando os microdados do Censo Demográfico do IBGE para o ano 2000. Foram comparados os resultados para diversos grupos: homens, mulheres, brancos, pretos/pardos. Dentre outros determinantes importantes dos diferenciais de salários auferidos no mercado de trabalho, procurou-se registrar como o aspecto regional interfere na distribuição dos rendimentos entre os trabalhadores paranaenses, utilizando como parâmetro as três cidades representativas das regiões metropolitanas no Estado: a capital Curitiba, Londrina e Maringá.

A estratégia do trabalho foi não só estimar as variáveis convencionais da teoria de capital humano, mas dar uma dimensão mais abrangente ao trabalho, avaliando como variáveis da estrutura do mercado de trabalho e das características dos indivíduos interferem na definição dos salários no Paraná.

Os resultados obtidos confirmam o comportamento de muitas variáveis registradas na literatura: a escolaridade é um determinante positivo dos salários, assim como a experiência. Os retornos para a escolaridade dos indivíduos pretos e pardos apresentaram-se significativamente inferiores aos dos outros grupos, sinalizando uma possível discriminação salarial no mercado de trabalho paranaense em detrimento dos indivíduos não-brancos.

Os chefes de família têm um diferencial positivo de salário em relação aos indivíduos que se autodeclararam dependentes ou solteiros. Fazer parte do mercado de trabalho formal com carteira de trabalho assinada é um fator de aumento do nível médio de salários com relação ao mercado informal.

Na análise regional, moradores da região metropolitana de Curitiba levam vantagem na determinação de seus rendimentos em relação aos demais municípios do Estado, seguidos pelos de Londrina e Maringá, nesta ordem. Este fato pode se dar devido à concentração populacional e econômica da região metropolitana de Curitiba, o que garantiria maior remuneração aos seus trabalhadores.

As análises das equações de salário estimadas para homens e para mulheres e indivíduos brancos evidenciaram que as variáveis se comportam de maneira similar. No entanto, a comparação dessas equações com as equações para pretos e pardos comporta diferenças significantes, que ultrapassam a explicação convencional das diferenças relacionando-as a atributos de produtividade.

Como perspectiva para extensão em futuros trabalhos, sugere-se a ampliação do estudo dos determinantes das desigualdades, investigando, em detalhes, os diferenciais salariais por raça e entre indivíduos com e sem deficiências físicas, aparentemente os mais severos na economia paranaense.

REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P.; VARANDAS, S.; PONTES, J. Diferenciais de salário: ilustrações e aplicações. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, v.8, n. 2, p.31-53, 1988.
- BECKER, G. S. *The economics of discrimination*. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- BECKER, G. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, Chicago: University of Chicago Press, v.70, n.5, p.9-49, 1962.
- CAMARGO, J. M.; SERRANO, F. Os dois mercados: homens e mulheres na indústria brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro: FGV, v.37, n.4, p.435-480, out./dez. 1983.
- CARVALHO A. P. de; NÉRI, M. C.; SILVA, D. B. do N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu. **Anais do XV Encontro...** Campinas: ABEP, 2006.
- EHRENBERG, R.; SMITH, R. **A moderna economia do trabalho: teoria e política pública**. 5.ed. São Paulo: Makron Books, 2000.
- FONTES, G. G.; SIMÕES, R. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. Diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000: uma aplicação dos modelos hierárquicos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Belo Horizonte: ANPEC, 2006.
- GAREN, J. The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable. **Econometrica**, Chicago: University of Chicago Press, v.52, n.5, p.1199-1218, Sept.1984.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, Chicago: University of Chicago Press, v.47, n.1, p.153-161, Jan. 1979.
- HECKMAN, J. Shadow prices, market wages, and labor supply. **Econometrica**, Chicago: University of Chicago Press, v.42, n.4, p.679-694, July 1974.
- KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the Heckman procedure. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, v.14, n.1, p.89-107, 1994.
- KILLINGSWORTH, M. R.; HECKMAN, J. J. Female labor supply: A survey. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: Elsevier, 1986. p. 102-204.
- LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro: IPEA, v.21, n.3, p.423-448, 1991.
- LEMIEUX, T. The Mincer equation thirty years after schooling, experience, and earnings. In: GROSSBARD-SHECHTMAN, S. (Ed.). **Jacob Mincer, a pioneer of modern labor economics**. New York: Springer Verlag, 2006.
- MENEZES FILHO, N. A. Equações de rendimentos: questões metodológicas. In: CORSEUIL, C. H. (Ed.). **Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/estruturasalarial/capitulo2_equacoes.pdf Acesso em: 25 out. 2007.
- MENEZES FILHO, N. A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E. S. de. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro: FGV, v.58, n.2, p.235-248, abr./jun. 2004.

MENEZES FILHO, N. A.; RODRIGUES JÚNIOR, M. Abertura, tecnologia e qualificação: evidências para a manufatura brasileira. In: WORKSHOP LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL E MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL, 2001, Brasília. **Anais**. Brasília: IPEA/UnB/MTE, 2001.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, Chicago: University of Chicago Press, v.66, n.4, p.281–302, 1958.

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

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor market. **International Economic Review**, Philadelphia: University of Pennsylvania, v.14, n.3, p.693-709, 1973.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.; MENDONÇA, M. Os retornos para a escolaridade: uma abordagem do viés de seletividade com escolha de variável contínua para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro: FGV, v.58, n.2, p.249-265, jun. 2004.

SOARES R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: dualidade ou não-linearidade no retorno à educação. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, v.19, n.2, p.377-404, nov.1999.

WILSON, F.; CARRERA FERNANDEZ, J.; DEDECCA, C. Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho: uma análise das Regiões Metropolitanas de São Paulo e Salvador. **Estudos Econômicos**, São Paulo: USP/IPE, v.35, n.2, p.271-296, abr./jun. 2005.