

Uma Análise dos Retornos Salariais em Escolaridade
para o Estado do Paraná de 1995 e 2009*
*An Analysis of Wage Returns to Schooling for Paraná State
from 1995 and 2009*
*Un Análisis de los Retornos Salariales en Escolaridad para
el Estado de Paraná de 1995 y 2009*

Marina Silva da Cunha** e Priscila Calado Games***

RESUMO

Este estudo tem por objetivo analisar o comportamento dos retornos salariais em escolaridade para o Estado do Paraná utilizando as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1995 e 2009 e a estimação de modelos de regressão, com correção para viés de seletividade. Os resultados do trabalho sugerem que as faixas mais elevadas de educação são as que trazem os maiores retornos, tendo apresentado, em geral, uma diminuição no ano de 2009, em relação ao ano de 1995. Desse modo, verifica-se uma redução na desigualdade da distribuição dos salários em função da redução dos retornos em escolaridade do paranaense.

Palavras-chave: Retornos Salariais. Educação. Estado do Paraná.

ABSTRACT

The aim of this study is to analyze the behavior of wage returns on education for the state of Paraná, Brazil, in relation to intensified educational expansion that started in the beginning of the 1990s. This study was conducted using micro data from National Household Sample Survey (PNAD), from 1995 and 2009, with correction to bias of selectivity. Wage returns on education based on school level (elementary, middle and high school and college) were also considered. Results suggest that the highest levels of education carry the best returns, and an overall decrease of returns in 2009 in relation to 1995. Consequently, inequality of salary distribution is reduced as a result of a reduction in returns on education in Paraná, Brazil.

Keywords: Wage Returns. Education. State of Paraná.

* Artigo apresentado no VIII Encontro Paranaense de Economia, realizado de 15 a 16 de setembro de 2010 em Maringá-PR.

** Doutora em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (USP), São Paulo, São Paulo, Brasil. Pós-doutora pela Universidade de Brasília (UNB), Brasília, Distrito Federal, Brasil. Professora associada da Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá, Paraná, Brasil. E-mail: mscunha@uem.br

*** Economista pela Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá, Paraná, Brasil. E-mail: pri_votu@hotmail.com

Artigo recebido em abril/2012 e aceito para publicação em março/2013.

RESUMEN

Este estudio tiene el objetivo de analizar el comportamiento de los retornos salariales en escolaridad para el Estado de Paraná, utilizando las informaciones de la Investigación Nacional por Muestra de Domicilios, de 1995 y 2009, y la estimación de modelos de regresión, con corrección para fines de selectividad. Los resultados del trabajo sugieren que las parcelas más elevadas de educación son las que traen los mayores retornos y, en general, presentaron una disminución en el año de 2009 en relación al año de 1995. Así, se verificó una reducción en la desigualdad de la distribución de los salarios en función de la reducción de los retornos en escolaridad del pueblo de Paraná.

Palabras clave: Retornos Salariales. Educación. Estado de Paraná.

INTRODUÇÃO

São vários os estudos que revelam ser a educação o principal fator de desigualdade salarial. A renda de um indivíduo pode ser proveniente da remuneração do capital, de transferências governamentais e da sua remuneração. Os salários dos trabalhadores é um dos principais componentes da sua remuneração. Assim, a análise dos diferenciais de salários é de grande importância para muitos estudiosos de diversas vertentes do pensamento, pois o entendimento das causas dos diferenciais de salários tem implicações para a formulação de políticas públicas.

A educação pode ser considerada um dos principais elementos da Teoria do Capital Humano, que teve como base os trabalhos de Mincer (1958), Schultz (1961) e Becker (1962). Dentre as várias abordagens sobre o tema, há um consenso teórico de que o capital humano pode ser considerado como sendo todas aquelas características adquiridas pelo trabalhador que o tornam mais produtivo, como, por exemplo, o investimento na saúde, na migração e, em especial, na educação e no treinamento.

Conforme Barbosa Filho e Pessôa (2010), os retornos da educação podem ser decompostos em privados e públicos. Os primeiros seriam os maiores salários para o indivíduo, e entre os últimos estariam as externalidades positivas para a sociedade, tais como a maior conscientização política e em relação a determinados vícios, melhor comunicação entre os indivíduos e redução da criminalidade. Dessa forma, os efeitos da escolaridade vão além do mercado de trabalho, alterando as decisões dos indivíduos em relação ao consumo, à poupança, ao desenvolvimento cognitivo e à saúde, por exemplo.

Conforme Ferreira (2000), os altos retornos em escolaridade ocasionados pela desigual aquisição de educação pelos indivíduos pode gerar um círculo vicioso. Este ocorre quando, a partir de uma elevada desigualdade educacional, tem-se alta desigualdade de renda e riqueza e, conseqüentemente, uma desigual distribuição do poder público. Com isso, a desigualdade de poder político gera maior desigualdade educacional, e o ciclo se mantém.

Assim, este trabalho visa analisar o comportamento dos retornos salariais em escolaridade para o Estado do Paraná, de acordo com as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 1995 e 2009.

Além desta introdução, o trabalho apresenta mais quatro seções. Primeiramente, é feita uma breve revisão teórica de alguns aspectos da teoria do capital humano, seguida de uma apresentação de estudos empíricos sobre os retornos gerados pelo investimento em educação. Na segunda seção, é apresentada a estratégia empírica para abordar o tema, que consiste na estimação de modelos de regressão, seguindo o procedimento de Heckman. Nesta seção também se faz uma análise descritiva das informações das PNADs utilizadas para o Estado do Paraná. Os resultados do trabalho estão apresentados e discutidos na terceira parte do estudo. Por fim, têm-se as considerações finais.

1 ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Segundo Frater (2008), as raízes da Teoria do Capital Humano estão ligadas a Adam Smith e a Alfred Marshall, que fazem as primeiras referências à ideia de que através do capital humano tem-se um meio de expandir a produtividade e, conseqüentemente, os benefícios econômicos. Contudo, é a partir da década de 1960 que a teoria do capital humano se estabelece, em face da crescente preocupação com as dificuldades de crescimento econômico e distribuição de renda.

A teoria do capital humano postula que a melhoria do nível de especialização dos trabalhadores, o aumento de suas habilitações e a maior acumulação de conhecimento são reconhecidos como fatores essenciais para o crescimento econômico, uma vez que eles tornam os trabalhadores mais eficientes no desempenho de suas funções, o que aumenta a produtividade e eleva seus rendimentos. Assim, o capital humano passa a representar uma variável indispensável para que haja tanto crescimento quanto o desenvolvimento socioeconômico das nações. A escola de Chicago foi a que mais contribuiu a partir dos trabalhos seminais dos economistas Gary Becker, Jacob Mincer e Theodore William Schultz, e, desse modo, a teoria econômica passou a atribuir particular importância à educação.

Schultz foi um dos primeiros autores a abordar como o fator humano na produção é capaz de criar ganhos de produtividade. É importante frisar que, além da educação, conforme salienta Schultz (1971), há oportunidades para se investir no homem por meio de um aprendizado que se faz nas próprias tarefas, da busca da informação econômica, da migração e das atividades que contribuem em termos de sua saúde.

Becker (1962) e Mincer (1958) também abordam como a não homogeneidade do fator trabalho decorre de diversos determinantes importantes na formação da mão de obra, entre os quais a escolaridade, e a partir de seus estudos buscam explicar como os investimentos em educação determinam as diferenças salariais.

Mincer (1958) examinou a questão do capital humano e a correlação entre o investimento na formação do trabalhador e a distribuição pessoal da renda. Ele conclui, assim como Schultz, que a produtividade e, conseqüentemente, as diferenças de rendimentos entre os indivíduos deveriam estar relacionadas positivamente ao volume do investimento em capital humano de cada um.

Para Mincer (1958), o princípio das diferenças compensadas e das escolhas racionais dos indivíduos explicaria o porquê de agentes com níveis distintos de educação receberem rendimentos diferentes ao longo de seus ciclos de vida. As escolhas racionais se devem ao fato de que, ao escolher seus investimentos em educação, os indivíduos se deparam com dois fatores que os influenciam. O primeiro diz respeito à maximização da utilidade, pois os trabalhadores adquirem um nível de habilidade que busca maximizar o valor presente dos rendimentos ao longo do seu ciclo de vida. O segundo trata da decisão que eles enfrentam de continuar ou não se capacitando e que dependerá dos retornos obtidos e dos custos associados à taxa de desconto ao longo do tempo gasto.

O motivo pelo qual as escolhas individuais determinam as diferenças na renda pessoal é o surgimento de diferenças de renda necessárias para compensar as várias vantagens e desvantagens do receptor da renda ao fazer suas escolhas de continuar ou não estudando, a fim de maximizar o valor presente de seus rendimentos. A vantagem seria a acumulação de capital humano associado à maximização do valor presente, e a desvantagem seriam os custos associados a cada escolha de investimento.

Mincer (1958) aponta que os agentes podem investir em capital humano após a escola, realizando treinamento no emprego com o objetivo de adquirir e aprimorar suas habilidades, ampliar seu conjunto de informações sobre sua ocupação e aumentar seus rendimentos potenciais. Enquanto o indivíduo está em treinamento, não está trabalhando, e o treinamento seria semelhante à escolaridade. Ao optar por melhorar seu desempenho através do treinamento, a expectativa do indivíduo é auferir rendimentos que compensem os custos com o treinamento. Assim, a decisão de despendar tempo para melhorar o desempenho no trabalho também é resultante de uma escolha individual e racional, e as diferenças entre as ocupações ocorrem em função de diferenças no treinamento e surgem quando o conceito de investimento e capital humano é estendido para incluir a experiência no emprego. Segundo o autor, a experiência no trabalho frequentemente constitui a parte mais relevante do processo de aprendizagem.

Para estimar o rendimento, incorporando o treinamento e os anos de estudos, Mincer (1974) propõe a seguinte equação:

$$\ln Y_i = a + b_1 S_i + b_2 t_i + b_3 t_i^2 + u_i$$

A variável t representa a importância do treinamento e da aprendizagem com a experiência. Se a experiência de trabalho é contínua e inicia-se imediatamente após a conclusão da escolaridade, então a experiência de trabalho é igual à idade atual menos a idade de conclusão da escolaridade. Assim, t é igual a $A - S - b$, em que A é a idade atual, S os anos de estudo e b é a idade no início da escolarização.

Entre as contribuições de Gary Becker está a análise da relação entre aprendizagem, custo e taxa de retorno. Becker (1962) define capital humano como sendo qualquer atividade que implique um custo no período corrente e que aumente a produtividade futura, podendo ser observada dentro da estrutura da análise de investimento.

Ao introduzir o conceito de taxa interna de retorno, ele propõe um modelo em que os agentes decidem investir em capital humano, tendo em vista o custo e o benefício de cada ano a mais de escolaridade. A mensuração correta da taxa interna de retorno, portanto, depende da estimação do perfil de rendimentos dos indivíduos ao longo do seu ciclo de vida.

Logo, a distribuição dos rendimentos das pessoas depende não apenas da distribuição do capital humano, mas também de seus retornos. Ao tomar sua decisão de investimento em capital humano através da comparação dos fluxos de custos e benefícios, os agentes extraem uma taxa de desconto que os igualam, o que nos leva a compreender os vários comportamentos dos indivíduos em suas escolhas de investimento. Desse modo, ao fazer uma análise da taxa interna de retorno, o autor

sugere que o investimento em capital humano compense financeiramente a aquisição de novas capacitações, a fim de se obter melhores garantias no mercado de trabalho, ainda que essa decisão não esteja livre de incertezas.

A ideia central da teoria do capital humano é, portanto, a de que quanto mais alta for a escolaridade de um indivíduo, mais altos serão seus rendimentos. Dessa forma, a educação pode ser uma ferramenta para melhorar a distribuição de renda em uma sociedade, se forem distribuídas oportunidades de maneira mais equitativa entre os indivíduos.

No Brasil, os primeiros trabalhos que procuram evidenciar empiricamente a teoria do capital humano se dedicam a estimar os retornos dos investimentos em educação. Em um estudo comparativo entre os rendimentos dos brasileiros e americanos, Lam e Levinson (1990), utilizando dados da PNAD/IBGE de 1985, estimaram um retorno de mais de 17% para cada ano de estudo. Como seria de se esperar, o retorno estimado da educação no Brasil foi consideravelmente maior do que o dos Estados Unidos. As regressões consideradas nesse estudo foram mais simplificadas, do logaritmo natural do rendimento em função da escolaridade e das diferentes faixas de experiência e idade.

A literatura avança, incorporando os trabalhos de Heckman (1979) aos estudos que lidam com o problema da seletividade amostral. No Brasil, as pesquisas com correções de potenciais vieses de seleção, que usam como técnica o método desenvolvido por Heckman (1979), iniciaram-se com o trabalho de Kassouf (1994; 1998). No primeiro estudo, ao dividir a amostra por gênero, os resultados encontrados indicam uma taxa de retorno de 8,5% para o sexo feminino e de 7,2% para o sexo masculino. No segundo estudo, Kassouf (1998), além de dividir a amostra por gênero, analisa separadamente para o setor formal e o informal e encontra taxas diferentes. Para o setor informal, as taxas de retorno para o sexo feminino e para o sexo masculino foram de 14,5% e 6,2%, respectivamente; já para o setor formal, essas taxas foram de 21,9% e 19,1%, respectivamente.

Entre os trabalhos posteriores, utilizando a mesma forma de correção de vieses de seleção, podem ser destacados os de Loureiro e Galvão (2001), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), Resende e Wyllie (2006).

Loureiro e Galvão (2001), também empregando o procedimento de Heckman, fizeram estimativas do retorno salarial da educação utilizando os dados da PNAD de 1998 e separando os trabalhadores em urbanos e rurais. Seus resultados mostram que para o homem urbano o retorno estimado foi de 18,58%, enquanto para o homem rural este foi de 11,35%. Para as mulheres, os retornos estimados foram de 23,32% para a mulher urbana e 18,06% para a rural.

Resende e Wyllie (2006) tomaram como base dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPVIBGE), com dados de 1996-1997. Seus resultados mostram que o retorno da escolaridade fica entre 17,4% para os homens e 13,5% para as mulheres. Ao introduzirem uma variável para controlar a qualidade do ensino, esses retornos passam a ser bem inferiores, 15,9% e 12,6%, respectivamente.

O estudo de Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), similarmente ao de Kassouf (1998), também considera o problema da seletividade amostral. Os autores utilizam a Pesquisa Anual por Amostra de Domicílios (PNAD) para o período 1992-1999. Nas suas estimativas, considerando o procedimento de Heckman, encontraram retornos para o ano de 1996 entre 16% e 17,5% para os homens.

A correção proposta por Heckman é utilizada da mesma forma para os estudos realizados nos estados. Para o Estado do Paraná, Rocha e Campos (2006), a partir de dados do Censo Demográfico de 2000, estimaram que o retorno da educação pelo método de Heckman é 14,7% para os homens e 18,8% para as mulheres. Nesse trabalho, os autores ainda consideram a raça e encontram um acréscimo salarial médio de apenas 4,4% a cada ano adicional de escolaridade para os pretos e pardos. Já para os brancos, esse retorno foi consideravelmente superior, em torno de 16,4%.

Zaist, Nakabashi e Salvato (2008), utilizando os microdados da PNAD de 2005 e o método de Heckman (1979), analisam os retornos em escolaridade de acordo com cada nível de escolaridade. A conclusão é de que o ensino superior é o que apresenta maior retorno. Ao se controlar apenas as variáveis educação, experiência e raça, estimou-se um retorno salarial para cada ano de estudo de 5,26% para a faixa de 1 a 4 anos de estudo (ensino primário), de 6,17% para a faixa de 5 a 8 anos de estudo (ensino fundamental), de 7,22% para o ensino médio e de 11,2% para cada ano do ensino superior.

O presente trabalho procura contribuir com essa literatura, comparando as mudanças nos retornos de escolaridade do paranaense entre 1995 e 2009. A seguir, discutem-se o procedimento metodológico adotado e as variáveis utilizadas, e, posteriormente, apresentam-se os resultados.

2 METODOLOGIA

2.1 DADOS

Este estudo toma como base os microdados das PNADs realizadas nos anos de 1995 e 2009. A amostra é composta por homens e mulheres de 18 a 65 anos de idade; foram considerados apenas os empregados, deixando de fora da amostra os empregadores e os trabalhadores por conta própria, uma vez que o foco do trabalho são os diferenciais de salários.

2.2 MÉTODO

A equação minceriana é a mais utilizada para se obter os diferenciais dos salários e os retornos da educação, utilizando o método dos mínimos quadrados. No entanto, a utilização desse método para se estimar a função de rendimentos pode incorrer no problema de viés de seleção. Para Heckman (1979), essa inconsistência é ocasionada pelo fato de as diferentes escolhas dos indivíduos, de trabalhar e de não trabalhar, serem tratadas da mesma forma.

O fato é que, para que se possa estimar a equação de salários, é preciso considerar apenas os indivíduos que estão trabalhando, pois os desempregados ou inativos podem ter características distintas daqueles ocupados – se tratados da mesma forma pode haver uma amostra não aleatória, o que ocasiona a inconsistência da amostra e, conseqüentemente, um viés de seleção.

A maioria dos estudos econométricos que lidam com o problema da seletividade amostral encontra no método de Heckman (1979) a solução desse problema. O método de Heckman (1979) divide-se basicamente em dois estágios. No primeiro, por meio de um modelo próbite, estima-se uma equação de seleção que mostra a probabilidade de participação dos indivíduos no mercado de trabalho, uma vez que se pesquise com uma amostra envolvendo indivíduos ocupados e não ocupados. A partir dessa equação de seleção, pode-se obter a razão inversa de Mills para cada indivíduo da amostra.

No método de estimação próbite, a variável dependente é uma variável binária. Conforme Greene (2002), inicialmente, por meio do modelo próbite, estima-se a equação de seleção, com a probabilidade de o indivíduo estar trabalhando, que permite estimar λ na equação:

$$z_i^* = y_i' \lambda + u_i$$

em que $z_i = 1$ se $z_i^* > 0$ e $z_i = 0$ se $z_i^* \leq 0$, sendo os salários (w_i) observados apenas se $z_i = 1$.

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

Em seguida, para cada amostra selecionada calcula-se a razão inversa de Mills:

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(y_i' \hat{\lambda}_i)}{\Phi(y_i' \hat{\lambda}_i)}$$

em que $\phi(\cdot)$ corresponde à função de probabilidade, e $\Phi(\cdot)$ à função distribuição acumulada.

No segundo estágio, as equações salariais são estimadas utilizando-se o método dos mínimos quadrados. Nesse estágio, Heckman (1979) inclui como regressor adicional a razão inversa de Mills (λ_i), eliminando a inconsistência dos dados e contornando o problema de viés de seleção.

Assim, a equação minceriana de salários, incluindo a razão inversa de Mills estimada, pode ser representada como:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 Educ_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \beta_4 \hat{\lambda}_i + \gamma z_i + u_i$$

Essa equação nada mais é do que a equação proposta por Mincer (1974), acrescida da variável $\hat{\lambda}_i$, que se refere à razão inversa de Mills, usada para levar em consideração a questão da seletividade amostral; do vetor linha z_i , que inclui outras variáveis de controle relevantes; e de γ , que é o vetor de parâmetros correspondente.

A variável dependente (w_i) é o logaritmo dos salários/hora dos rendimentos do trabalho principal dos indivíduos. Incluem-se como variáveis explicativas para as

diferenças salariais a educação, a idade, a experiência, a raça, o sexo, a região geográfica, a posição na ocupação da família, a associação sindical e a formalidade do emprego, definidas como segue.

Na equação salarial, o número de anos de escolaridade formal de cada indivíduo foi utilizado para captar o seu nível educacional. Além dessa forma funcional, os retornos salariais para a variável educação também são obtidos considerando seis níveis educacionais, a saber:

- nível 1 - analfabeto ou com menos de 1 ano de estudo (tomado como base);
- nível 2 - alguma educação elementar incompleta (1 a 3 anos de estudo);
- nível 3 - educação elementar completa ou ensino fundamental incompleto (4 a 7 anos de estudo);
- nível 4 - fundamental completo ou secundário incompleto (8 a 10 anos de estudo);
- nível 5 - secundário completo ou superior incompleto (11 a 14 anos de estudo);
- nível 6 - superior completo ou mais (15 anos ou mais de estudo).

Para captar a contribuição do treinamento e da experiência das pessoas, foi utilizada como *proxy*, conforme proposto por Mincer (1974), idade em anos da pessoa, menos seus anos médios de educação formal, menos 6, que representa a idade em que o indivíduo ingressou na educação formal.

Para analisar a diferença de salário entre o sexo masculino e o feminino, incluiu-se uma variável binária para sexo, que assume valor 1 para homens. A cor ou raça dos indivíduos foi classificada em branca (para os indivíduos brancos ou amarelos) e não branca (para os negros, pardos ou indígenas). Para captar essa diferença de salário entre brancos e não brancos incluiu-se uma variável binária para cor, que assume valor 1 para os brancos.

São incluídas três variáveis binárias, buscando considerar a condição do indivíduo na família: uma que assume valor 1 para chefe; outra que também assume valor 1, se o indivíduo é filho; e, por último, uma que assume valor igual a 1, se o indivíduo é cônjuge.

Com relação ao posto de trabalho, foi incluída uma variável binária para as pessoas com carteira de trabalho, para distingui-las daquelas que fazem parte do setor informal. Para isso, foram considerados trabalhadores com carteira os empregados com declaração de carteira de trabalho e os funcionários públicos e militares. Além disso, para verificar se há diferença de salário ocorrida pelo fato de o indivíduo estar associado a algum sindicato, foi incluída uma variável binária que assume valor igual a 1, se ele é associado, e valor 0, caso contrário.

Em relação ao local de domicílio, foram incluídas duas variáveis. A diferença de salário entre os indivíduos residentes em regiões metropolitanas daqueles residentes em regiões não metropolitanas é obtida incluindo uma variável binária, com valor 1

para a região metropolitana. Por fim, distinguem-se os indivíduos que residem em áreas urbanas e rurais, com uma variável binária que assume valor 1 para área urbana.

Portanto, tomando como base a equação de salários e a revisão dos trabalhos empíricos, tais como de Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) e Zaist, Nakabashi e Salvato (2008), estima-se, no presente trabalho, a seguinte forma funcional:

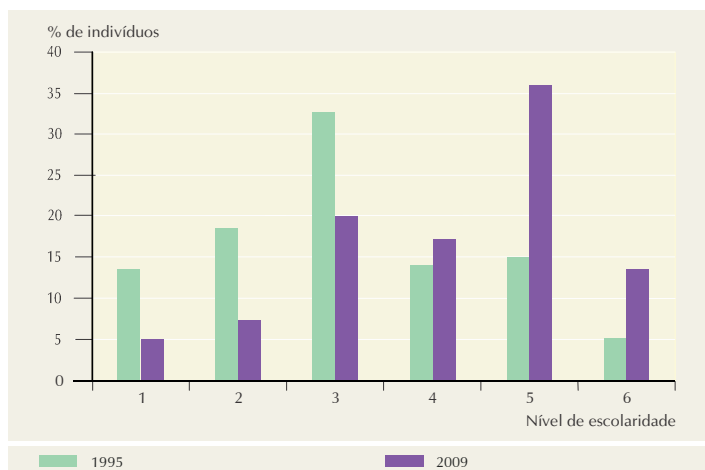
$$\begin{aligned} \ln w_i = & \beta_0 + \beta_1 Edu_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \beta_4 \hat{\lambda}_i + \gamma_1 Sexo_i \\ & + \gamma_2 Raça_i + \gamma_3 Edu_i \times Exp_i + \gamma_4 Edu_i \times Raça_i + \gamma_5 Exp_i \times Raça_i \\ & + \gamma_6 Edu_i \times Raça_i \times Exp_i + \gamma_7 Chefe_i + \gamma_8 Conjuge_i + \gamma_9 Filho_i + \gamma_{10} Formal_i \\ & + \gamma_{11} Sindicato_i + \gamma_{12} Metropolitana_i + \gamma_{13} Urbana_i + u_i \end{aligned}$$

A seguir, é realizada uma descrição preliminar dessas variáveis e, na próxima seção, são apresentadas as estimativas do modelo de regressão.

2.3 ANÁLISE DESCRITIVA

A porcentagem de indivíduos que compõem cada faixa educacional, conforme os seis níveis já definidos, pode ser observada no gráfico 1. De uma maneira geral, o que se verificou para o período foi um aumento do número de indivíduos que possuem níveis educacionais mais elevados e, por outro lado, uma queda no percentual de indivíduos que possuem níveis mais baixos de escolaridade. A mudança mais significativa foi com os indivíduos que concluíram o ensino médio e ingressaram no ensino superior, uma mudança de 142%.

GRÁFICO 1 - COMPOSIÇÃO EDUCACIONAL SEGUNDO FAIXA DE ANOS DE ESTUDO - PARANÁ - 1995 E 2009



FONTE: PNAD

NOTA: Elaboração das autoras.

Em 1995, um total de 13,63% dos indivíduos eram analfabetos ou possuíam menos de 1 ano de estudo, na faixa 1; para 2009, essa porcentagem foi de 4,8%. Os percentuais de indivíduos com alguma educação elementar incompleta (faixa 2) e que possuem educação elementar completa ou fundamental incompleto (faixa 3) também se reduzem de 18,74% e de 33,41%, em 1995, para 7,16% e 20,23%, respectivamente, em 2009. Como já ressaltado, nas três faixas superiores ocorre o inverso, em que os percentuais são iguais a 14,14%, 15,16% e 4,95%, em 1995, e atingem 17,44%, 36,75% e 13,62%, em 2009, respectivamente, nas faixas 4, 5 e 6.

Os anos médios de escolaridade para os empregados do Estado do Paraná, para os anos de 1995 e 2009, são iguais a 5,7 e 8,9 anos, respectivamente, conforme a tabela 1. Apesar do grande aumento na oferta de educação, ainda há no Estado do Paraná uma persistente desigualdade ao se considerarem os quesitos localização e raça, pois se verifica que os não brancos e a população rural estão em situação menos privilegiada.

TABELA 1 - EVOLUÇÃO DOS ANOS MÉDIOS DE ESCOLARIDADE PARA O ESTADO DO PARANÁ - 1995 E 2009

CATEGORIAS	1995	2009
Total	5,7	8,9
Localização		
Urbano Metropolitano	6,8	9,8
Urbano Não Metropolitano	5,3	9,4
Rural	3,8	5,7
Sexo		
Masculino	5,9	8,6
Feminino	5,5	9,1
Raça ou cor		
Branca	6,2	9,4
Negra	4,3	7,6
Faixa Etária		
18 a 24 anos	6,9	10,2
25 a 29 anos	6,8	10,3
30 a 39 anos	6,1	8,9
40 a 49 anos	4,9	8,4
50 a 59 anos	3,5	6,8
60 anos ou mais	2,6	5,1

FONTE: PNAD

NOTA: Elaboração das autoras.

Para Castro (2009), apesar dos esforços que vêm sendo feitos no País para a melhoria da situação educacional, ainda existe grande desigualdade nas condições educacionais dos brasileiros. Segundo o autor, os anos médios de ensino para a população de 15 anos ou mais foi igual a 5,5 anos, em 1995, e a 7,3 anos, em 2007.

Ademais, destaca-se que, em 2010, a escolaridade média do brasileiro com 15 anos ou mais foi igual a 7,5 anos, conforme Barro e Lee (2012). No cenário internacional, esse índice situa o País abaixo daqueles considerados desenvolvidos e próximos de alguns latino-americanos e em desenvolvimento. No caso dos Estados Unidos foi igual a 13,1 anos, e no Reino Unido atingiu 9,75 anos. Para o Chile e a Argentina esses dados foram, respectivamente, iguais a 10,2 e 6,5 anos. No caso dos países em desenvolvimento, o Brasil ficou abaixo da China, com 8,2, e acima da Índia, com 5,1 anos.

O fato é que, durante o processo da chamada "universalização do ensino fundamental", iniciado na década de 1990, houve um grande salto na democratização do acesso à entrada na escola. Porém, há uma ressalva: há uma exclusão ao longo do ciclo escolar, no qual a participação dos pobres decresce drasticamente ao longo do percurso. E se levarmos em consideração a questão da qualidade, no Brasil, dada a restrição orçamentária das famílias, os mais pobres continuam frequentando escolas piores, o que muitas vezes é um reflexo das desigualdades herdadas dos pais.

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nas tabelas 2 e 3 estão apresentados os resultados das estimativas das equações de seleção e de salários, respectivamente, obtidas seguindo o procedimento Heckman (1979). O teste de razão de máxima verossimilhança, na equação de seleção, que verifica se há uma relação de dependência entre a equação de seleção e a equação de salários, tanto para o ano de 1995 quanto para o ano de 2009, indica a existência dessa relação, visto que foi estatisticamente significativo. Com esse resultado, constata-se a existência de vies de seleção e, conseqüentemente, a utilização desse procedimento permite obter coeficientes mais confiáveis do que os que seriam obtidos pelo método tradicional dos mínimos quadrados.

TABELA 2 - EQUAÇÃO DE SELEÇÃO - PARANÁ - 1995 E 2009

VARIÁVEL	1995				2009			
	Sem Interação		Com Interação		Sem Interação		Com Interação	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Edu	^(*) -0,010		^(*) 0,052		^(*) -0,008		^(*) 0,093	
Edu2		0,022		^(*) 0,218		^(*) 0,165		^(*) 0,501
Edu3		-0,039		^(*) 0,318		0,050		^(*) 0,772
Edu4		-0,122		^(*) 0,352		0,003		^(*) 1,104
Edu5		-0,058		^(*) 0,439		0,008		^(*) 1,249
Edu6		^(*) -0,217		0,377		0,047		^(*) 1,324
Exp	^(*) 0,022	^(*) 0,022	^(*) 0,065	^(*) 0,062	^(*) 0,019	^(*) 0,018	^(*) 0,084	^(*) 0,086
Exp ²	^(*) -0,001	^(*) -0,001	^(*) -0,001	^(*) -0,001	^(*) -0,001	^(*) -0,001	^(*) -0,002	^(*) -0,002
Sexo	^(*) 0,477	^(*) 0,484	^(*) 0,491	^(*) 0,492	0,590	^(*) 0,598	^(*) 0,614	^(*) 0,626
Raça	^(*) -0,153	^(*) -0,153	0,003	^(*) -0,243	^(*) -0,061	^(*) -0,074	-0,019	^(*) -0,489
Edu×Raça			-0,003	^(*) 0,035			-0,009	^(*) 0,037
Edu×Exp			^(*) -0,002	^(*) -0,002			^(*) -0,004	^(*) -0,004
Exp×Raça			-0,002	^(*) 0,003			-0,001	^(*) 0,009
Edu×Exp×Raça			-0,001	-0,002			0,000	0,000
Chefe	^(*) 0,218	^(*) 0,217	^(*) 0,200	^(*) 0,199	^(*) 0,341	^(*) 0,337	^(*) 0,304	^(*) 0,301
Cônjuge	^(*) -0,738	^(*) -0,734	^(*) -0,764	^(*) -0,769	-0,001	-0,016	-0,041	-0,061
Filho	^(*) -0,379	^(*) -0,381	^(*) -0,385	^(*) -0,390	-0,113	-0,112	-0,124	-0,115
Metropolitana	0,037	0,033	^(*) 0,052	^(*) 0,051	^(*) 0,103	^(*) 0,098	^(*) 0,111	^(*) 0,108
Urbana	^(*) 0,511	^(*) 0,518	^(*) 0,500	^(*) 0,511	^(*) 0,340	^(*) 0,343	^(*) 0,340	^(*) 0,357
Intercepto	-0,131	-0,154	^(*) -0,874	^(*) -0,859	^(*) -0,217	^(*) -0,279	^(*) -1,396	^(*) -1,604
Razão Máx. Ver. H ₀ : (rho=0)								
Chi ² (1)	127,36	155,96	136,65	119,18	424,24	297,49	414,23	188,23
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,0000	0,000	0,000	0,000
Amostra	9.527	9.527	9.527	9.527	10.379	10.379	10.379	10.379

FONTE: PNAD

NOTA: Elaboração das autoras.

(*) Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

TABELA 3 - EQUAÇÃO DE SALÁRIOS - PARANÁ - 1995 E 2009

VARIÁVEL	1995				2009			
	Sem Interação		Com Interação		Sem Interação		Com Interação	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Edu	^(*) 0,115		0,126		^(*) 0,077		0,103	
Edu2		^(*) 0,160		0,064		^(*) 0,148		^(*) 0,106
Edu3		^(*) 0,322		^(*) 0,132		^(*) 0,243		^(*) 0,180
Edu4		^(*) 0,602		^(*) 0,260		^(*) 0,360		^(*) 0,241
Edu5		^(*) 1,085		^(*) 0,590		^(*) 0,576		^(*) 0,367
Edu6		^(*) 1,783		^(*) 1,095		^(*) 1,195		^(*) 0,835
Exp	^(*) 0,047	^(*) 0,040	^(*) 0,069	^(*) 0,036	^(*) 0,024	^(*) 0,021	^(*) 0,061	^(*) 0,025
Exp ²	^(*) -0,001	^(*) -0,001	^(*) -0,001	^(*) -0,001	^(*) 0,000	^(*) 0,000	^(*) -0,001	^(*) -0,001
Sexo	^(*) 0,453	^(*) 0,447	^(*) 0,466	^(*) 0,445	^(*) 0,433	^(*) 0,422	^(*) 0,445	^(*) 0,411
Raça	0,032	0,041	^(*) -0,215	^(*) -0,359	^(*) 0,055	^(*) 0,057	^(*) -0,581	^(*) -0,665
Edu×Raça			^(*) 0,034	^(*) 0,064			^(*) 0,059	^(*) 0,070
Edu×Exp			^(*) -0,002	^(*) 0,001			^(*) -0,002	0,000
Exp×Raça			0,005	0,010			^(*) 0,014	^(*) 0,017
Edu×Exp×Raça			0,000	-0,002			^(*) -0,001	^(*) -0,001
Chefe	^(*) 0,0289	^(*) 0,296	^(*) 0,268	^(*) 0,279	^(*) 0,289	^(*) 0,277	^(*) 0,260	^(*) 0,264
Cônjuge	0,026	0,012	0,003	0,016	^(*) 0,174	^(*) 0,173	^(*) 0,152	^(*) 0,166
Filho	-0,076	-0,077	-0,082	^(*) -0,079	0,002	0,006	-0,003	0,008
Carteira	^(*) 0,159	^(*) 0,181	^(*) 0,157	^(*) 0,179	^(*) 0,142	^(*) 0,142	^(*) 0,140	^(*) 0,139
Sindicato	^(*) 0,238	^(*) 0,224	^(*) 0,233	^(*) 0,224	^(*) 0,147	^(*) 0,154	^(*) 0,139	^(*) 0,145
Metropolitana	^(*) 0,337	^(*) 0,341	^(*) 0,345	^(*) 0,342	^(*) 0,188	^(*) 0,191	^(*) 0,190	^(*) 0,189
Urbana	^(*) 0,429	^(*) 0,457	^(*) 0,427	^(*) 0,440	^(*) 0,232	^(*) 0,259	^(*) 0,242	^(*) 0,243
Intercepto	0,023	^(*) 0,302	-0,173	^(*) 0,543	^(*) 0,833	^(*) 1,105	^(*) 0,450	^(*) 1,271
$\hat{\lambda}$	^(*) 0,508	^(*) 0,517	^(*) 0,507	^(*) 0,490	^(*) 0,541	^(*) 0,493	^(*) 0,526	^(*) 0,454
CIA	7830661	7799574	7779275	7737554	1.13e+07	1.12e+07	1.11e+07	1.10e+7
CIS	7830847	7799817	7779519	7737855	1.13e+07	1.12e+07	1.11e+07	1.10e+7

FONTE: PNAD

NOTAS: Elaboração das autoras.

Os rendimentos de 1995 foram corrigidos pelo deflator do mesmo ano = 0,3930, para setembro de 2009.

(*) Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

As estimativas para o impacto da educação na probabilidade de participação no mercado de trabalho inicialmente foram negativas, no caso do modelo (1), ou não foram estatisticamente significativas, no modelo (2), mas tornaram-se positivas e significativas, conforme o esperado, com a inclusão das interações, nos modelos (3) e (4), notadamente em 1995. Ademais, destaca-se que as estimativas das equações de salários com as interações apresentaram um melhor ajuste, na tabela 3, conforme os critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC). Esses resultados, dos modelos (3) e (4), sugerem que a probabilidade de participar do mercado de trabalho aumenta com os anos de estudos.

As estimativas para a variável raça indicam que os brancos têm uma maior probabilidade de participar do mercado de trabalho do que os não brancos. Para o ano de 2009, as variáveis filho e cônjuge não foram estatisticamente significativas, no nível de 5% de significância. Já a variável chefe foi significativa tanto para o ano de 2009 como para o ano de 1995, apresentando, nesses anos, um sinal positivo, o que aponta o papel relevante desse indivíduo no sustento da família, aumentando sua probabilidade de participar do mercado de trabalho.

As variáveis experiência, região metropolitana e urbana também foram significativas ao nível de 5% e apresentaram sinais positivos, o que retrata seus impactos no salário de reserva dos indivíduos.

Para a equação de salários (tabela 3), pode-se dizer que, da mesma forma que o observado na literatura empírica, os coeficientes estimados para a variável escolaridade foram positivos e estatisticamente significativos ao nível de 5%. O retorno de cada ano de estudo no modelo (1) foi igual a 13,4% no ano de 1995 e 8,0% no ano de 2009, similar ao retorno encontrado em outros estudos empíricos para o Brasil e até para o Estado do Paraná.¹

Zaist, Nakabashi e Salvato (2008), a partir dos dados da PNAD de 2004, para o Estado do Paraná, encontraram um retorno de 10,75%. Ainda em estudo realizado para o Estado do Paraná, Rocha e Campos (2007), utilizando os dados do Censo de 2000 do IBGE, estimaram um retorno de 14,75% para os homens e de 18,81% para as mulheres.

Ao decompor a variável educação por nível educacional, tanto para o ano de 1995 como para o ano de 2009, verificou-se que os coeficientes estimados para cada faixa educacional foram estatisticamente significativos ao nível de 5%, e, em geral, apresentaram uma redução de 1995 para 2009.

Fato que continua a persistir é o maior retorno gerado pelos níveis mais altos de ensino, o que confirma o postulado da teoria do capital humano, sendo o maior retorno obtido pelo nível superior. Para o ano de 2009, a equação (4) sugere, em relação aos indivíduos que estão na primeira faixa, em média, um retorno a mais de 11,2% para os indivíduos que estão no nível 2 (primário incompleto); 19,7% para os que estão no nível 3 (primário completo ou fundamental incompleto); 27,3% para o nível 4 (fundamental completo ou ensino médio incompleto); 44,3% para os que estão no nível 5 (ensino médio completo ou superior incompleto); e, para os indivíduos que possuem o superior completo ou mais, um retorno de 130,4%.

Assim, como todos os coeficientes foram estatisticamente significativos, pode-se concluir que o retorno do estudo aumenta de acordo com a elevação dos níveis de escolaridade. Essa separação da educação em diferentes faixas é extremamente relevante por permitir a análise dos retornos salariais em cada nível de educação formal.

Com isso, pode-se observar uma redução da desigualdade salarial em função dos menores prêmios salariais aos níveis educacionais mais elevados (5 e 6) e maiores aos níveis 2, 3 e 4. Conforme a equação (4), verifica-se que ocorreu uma queda na amplitude dos diferenciais de salários entre os níveis educacionais. Enquanto em 1995 o indivíduo no nível educacional 2 possuía um diferencial de 6,6%, em 2009 esse diferencial aumenta para 11,2%; por outro lado, no nível educacional 6 ocorre o inverso, pois esse percentual reduziu-se de 198,9% para 130,4%. Portanto, a amplitude entre esses diferenciais baixou de 192,3% para 119,2%. Além disso, em relação

¹ Os valores em percentual são obtidos tomando o antilogaritmo do coeficiente estimado, subtraindo 1 e multiplicando a diferença por 100: $(e^{\hat{\beta}} - 1) \times 100$.

à categoria de referência, os analfabetos ou com menos de 1 ano de escolaridade, observa-se também diminuição do diferencial para o nível educacional 6.

Ressalta-se também o aumento dos prêmios salariais aos níveis 2, 3 e 4, com indivíduos até o fundamental completo mas que ainda não concluíram o segundo grau. Uma possível explicação para este fato seria uma menor oferta de mão de obra em função do adiamento da entrada no mercado de trabalho dos mais jovens, que optam por continuar na escola e aumentar seu investimento em capital humano, dedicando-se apenas ao ensino formal.

Conforme Barros, Foguel e Ulyssea (2006), há duas formas com que a escolaridade pode influenciar na desigualdade de remuneração: através da desigualdade educacional da força de trabalho e dos diferenciais de remuneração para cada nível educacional. Para os autores, a queda tanto da desigualdade educacional no País, quanto dos diferenciais de remuneração tem contribuído para a queda da desigualdade de remuneração.

Para Cardoso (2008, p.572), a expansão do sistema educacional brasileiro nas últimas décadas reduziu o "[...] valor das credenciais educacionais de todos os segmentos". Ele destaca que a inserção dos jovens no mercado de trabalho ficou mais difícil, pois suas expectativas de carreira foram postergadas.

Segundo Ramos (2007), são vários os fatores que, na dinâmica do mercado de trabalho e na sua interação com desigualdades e estratificações sociais preexistentes, podem levar a diferenças de rendimentos entre as pessoas, tais como educação, segmentação e discriminação. Ademais, ao decompor a desigualdade dos rendimentos dos indivíduos, entre 1995 e 2005, o autor verifica que a educação seria responsável por cerca de 30% até 40% da desigualdade na distribuição dos rendimentos no mercado de trabalho. Fato que revela a importância de uma maior homogeneidade da oferta de educação entre os indivíduos.

Conforme o esperado, a experiência também tem um impacto positivo nos salários, que tiveram redução de 1995 para 2009, contribuindo com a diminuição dos diferenciais de salários. Além disso, de acordo com a equação (4), os anos de experiência para os quais o salário esperado é máximo foram iguais a 23,61 anos, em 1995, e a 23,8 anos, em 2009, ou seja, mantiveram-se quase estáveis.

Os resultados sugerem que os homens sofrem apenas uma pequena redução em seu diferencial positivo de salários, que foi igual a 50,8%, em 2009, conforme a equação (4).

A equação (1), para o ano de 2009, mostra que os indivíduos brancos têm um retorno salarial de 5,6% a mais em relação aos indivíduos não brancos. Este valor situa-se bem abaixo do valor obtido por Rocha e Campos (2009), que encontraram um retorno salarial de 16,4% para os brancos e de 4,4% para os não brancos, uma diferença de mais de 10%. No estudo de Zaist, Nakabashi e Salvato (2008), essa diferença foi, em média, de 8,3%.

Ademais, com a inclusão das interações, esse diferencial fica negativo. Este fato pode ser explicado pela interação entre as variáveis raça e educação, que

é positiva nas equações (3) e (4), nos dois anos estudados, sugerindo a existência de desigualdade educacional entre as raças. Note-se que o coeficiente estimado para raça e educação aumenta no período, aprofundando essa disparidade. A interação entre raça e experiência também indica que os brancos são mais bem remunerados ao longo do tempo no mercado de trabalho.

Em relação à condição na família, a variável chefe foi significativa e positiva. As variáveis filho e cônjuge não foram significativas em 1995, mas a variável cônjuge tornou-se significativa em 2009. Os resultados para 2009, de acordo com a equação (4), mostram que o papel do indivíduo chefe no sustento da família é importante e possui um diferencial de salário de 33,5% em relação ao salário dos membros em outra condição na família.

As variáveis referentes ao trabalho formal e à associação a algum sindicato, que também apresentaram um efeito positivo sobre os salários dos indivíduos, identificam que, em 2009, os trabalhadores do setor formal ganham, em média, 14,9% mais do que os trabalhadores do setor informal, e que os trabalhadores sindicalizados recebem um prêmio, em média, de 15,6%.

Finalmente, para a região metropolitana e urbana, também de acordo com a equação (4), os retornos foram positivos e significativos, apontando que os indivíduos da zona urbana ganham 27,5% a mais do que os indivíduos da zona rural, e que o fato de estarem na região urbana metropolitana aumenta esse prêmio em 20,8% em relação à região urbana não metropolitana.

Em geral, as variáveis que explicam os diferenciais de salários apresentaram uma queda em seus retornos, de 1995 para 2005, o que contribui para a queda da desigualdade salarial entre os indivíduos que obtêm sua renda do trabalho. Da mesma maneira, a variável educação apontou ainda diminuição em seus retornos salariais, o que revela o impacto do aumento da oferta de educação das últimas décadas.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou identificar o comportamento dos retornos salariais em escolaridade para o Estado do Paraná do início da estabilização econômica, em 1995, para o final da década de 2000, em 2009. As estimações se deram a partir da utilização da equação de salários, seguindo Mincer (1974) e o método desenvolvido por Heckman (1979) para controlar o viés de seleção identificado na amostra.

Uma das características do processo histórico brasileiro é a formação tardia e estratificada de seu sistema educacional. Diante disso, constatou-se, assim como em outros estudos já realizados, que a variável educação ainda é de grande relevância na determinação dos diferenciais de salários dos indivíduos.

O trabalho permitiu observar, também, um alto retorno salarial em escolaridade, cerca de 10,8% para cada ano adicional de estudo em 2009. Por outro lado, em 1995 esse retorno foi de 13,4%, o qual, comparado com o de 2009, representa

uma queda, sugerindo a contribuição da expansão da oferta de educação para a diminuição das desigualdades salariais.

Embora ainda se verifiquem retornos de educação elevados, ao separar a variável educação por nível de anos de estudo, observou-se também redução dos diferenciais de salários nos níveis educacionais superiores. Ademais, constatou-se aumento dos indivíduos das faixas educacionais mais elevadas, de 1995 para 2009. Desse modo, foi possível observar, no Paraná, tanto uma menor dispersão dos salários, em função da queda dos retornos em escolaridade, quanto redução da heterogeneidade educacional da força de trabalho. Com isso, a educação deve ser entendida como um investimento de longo prazo, devendo fazer parte de uma política contínua como instrumento de redução das desigualdades sociais.

A demanda por educação está fortemente relacionada ao nível e à complexidade da tecnologia sobretudo em relação à velocidade com que ela muda. Assim, como no contexto da globalização a tecnologia e os equipamentos se transformam rapidamente, somente quem tem mais qualificação consegue apreender as inovações em um ritmo adequado. Neste sentido, o aumento na oferta de indivíduos mais qualificados teria impacto direto nos seus retornos individuais e, igualmente, no crescimento e desenvolvimento econômico.

REFERÊNCIAS

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **The Journal of Political Economy**, Chicago, USA: UCHICAGO, v.70, n.5, p.9-49, 1962.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A. Educação e crescimento: o que a evidência empírica e teórica mostra? **Economia**, Brasília: UNB, v.11, n.2, p.265-303, maio/ago., 2010.

BARRO, R. J.; LEE, J-W. **Educational attainment Dataset**. Disponível em: <<http://www.barrolee.com>>. Acesso em: 30 jan. 2012.

BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. Nota técnica: sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. p.15-85.

CASTRO, J. A. Educação e desigualdade na educação brasileira. **Educação e Sociedade**, Campinas: CEDES, v.30, n.108, p.673-697, out. 2009.

CARDOSO, A. M. Transições da escola para o trabalho no Brasil: persistência da desigualdade e frustrações de expectativas. **DADOS - Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro: IUPERJ, v.51, n.3, p.569-616, 2008.

FERREIRA, F. H. G. **Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional**. Rio de Janeiro: PUC, 2000. (Texto para discussão, n.415).

- FRATER, T. G. A. **Jamaica's higher education commitment under the gats**: A Case study of the shaping of policy. 2002. Thesis (Ph.D.) - University of Toronto, 2008. p.106-112.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5.ed. New Jersey: Pearson Education, 2002.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, Chicago, USA: UCHICAGO, v.47, p.153-162, 1979.
- KASSOUF, A. L. Wage Rate Estimation Using Heckman Procedure. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro: SBE, v.41, n.1, p.89-107, jan./mar. 1994.
- KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto: USP, v.2, 1998.
- LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro: IPEA, v.20, n.2, p.219-256, ago. 1990.
- LOUREIRO, P. R. A.; GALRÃO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto: USP, v.5, n.3, p.519-545, jul./set. 2001.
- MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. **The Journal of Political Economy**, Chicago, USA: UCHICAGO, v.66, n.4, p.281-302, 1958.
- MINCER, J. The Human Capital Earnings Function. In: ____. **Schooling, experience and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research, 1974. cap. 5, p.83-93.
- RAMOS, L. Desigualdade de Rendimento do Trabalho, de 1995 a 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: IPEA, 2007. cap. 24, p.267-283.
- RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para a Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo: USP, v.10, n.3, p.349-365, jul./set. 2006.
- ROCHA, M. A.; CAMPOS, M. F. S. Desigualdades Salariais no Mercado de Trabalho Urbano no Paraná: uma aplicação da metodologia de Heckman. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba: Iparde, n.112, p.47-71, jan./jun. 2007.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retornos em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro: FGV, v.58, n.2, p.249-265, 2004.
- SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **American Economic Review**, Nash-ville, Tenn., US: American Economic Association, v.51, n.1, p.1-17, 1961.
- SCHULTZ, T. W. **O capital humano**: investimentos em educação e pesquisa. Rio de Janeiro: Zahar, 1971.
- ZAIST, J. V.; NAKABASHI, L; SALVATO, M. Retorno em escolaridade no Paraná. **Economia e Tecnologia**: Texto para discussão, Curitiba: UFPR, 2008. Disponível em: <http://www.boletimdeconjuntura.ufpr.br/textos_discussao.html>. Acesso em: 30 jan. 2012.

