



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 06, n. 1, pp. 37-56, 2012

<http://www.revistaaber.org.br>

RETORNO EM ESCOLARIDADE: UM ESTUDO PARA A REGIÃO METROPOLITANA DE PORTO ALEGRE

Paulo de Andrade Jacinto

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Professor Adjunto da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul
E-mail: paulo.jacinto@puccrs.br

Luciana Bandeira Rodeghiero

Mestre em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul
E-mail: lucianabandeirar@gmail.com

RESUMO: Tem sido evidenciado que o número de trabalhadores com ensino médio e nível superior vem aumentando nos últimos anos. Esse fato vem permitindo uma série de estudos sobre oferta e demanda por trabalho para analisar os reais impactos no mercado de trabalho. É nesse contexto que se insere o presente estudo, cujo objetivo é verificar empiricamente o retorno à escolaridade para a região metropolitana de Porto Alegre usando diferentes metodologias. A primeira investiga a existência de viés de variável omitida causado pela ausência de uma variável que possa medir a habilidade do indivíduo (GRILICHES, 1977). A segunda utiliza o procedimento de Heckman (1979) com intuito de corrigir o viés de seleção. A terceira faz uso da metodologia de Garen (1984) que permite tratar o grau de escolaridade como sendo uma escolha racional do agente. Para o tratamento empírico utilizou-se a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) referente ao ano de 2007. Foram identificados os retornos a escolaridade de acordo com os anos de escolaridade e com cada nível escolar. Pelos resultados ficou evidente a importância da variável educação na determinação dos rendimentos dos trabalhadores, sendo o ensino superior o que apresentou maior retorno.

Palavras-Chave: Retorno da escolaridade; Viés de seleção; Variável instrumental.

Classificação JEL: C21; D31; J31; R53.

ABSTRACT: It's been shown that the number of workers with high school and higher education has increased in recent years. This fact allows researchers to do a great number of studies on supply and demand for labor in order to analyze the real impacts on the labor market. In this context, this research aims to verify empirically the returns on schooling for the metropolitan region of Porto Alegre using different methods. The first one investigates the existence of omitted variable bias caused by the absence of a variable that can measure an individual's ability (Griliches, 1977). The second one uses the procedure of Heckman (1979) in order to correct selection bias. The third one uses the methodology presented by Garen (1984) that allows treating schooling as a rational choice of the agent. This paper uses data from Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) for the year 2007. It was shown that returns on schooling are given according to the years of study, and each school level. From the results it was evident the importance of the variable education as a determinant of the workers' income, and higher education had the highest return.

Keywords: Returns of education; Sample selection; Instrumental variables.

JEL Code: C21; D31; J31; R53.

1. Introdução

A educação considerada como um dos principais componentes que determinam a quantidade de capital humano em uma economia será objeto de análise nesse estudo. Inúmeras pesquisas nos últimos anos demonstram que o sucesso no mercado de trabalho está diretamente relacionado com o nível de escolaridade e que o capital humano é fundamental para o desenvolvimento de um país. Nesse sentido, o Brasil quando comparado com outros países que se encontram em desenvolvimento apresenta uma educação de fraco desempenho. Quando essa análise é realizada para as unidades da federação, verifica-se que a coisa é ainda mais grave. O exemplo é o estado de Alagoas, segundo as informações do IBGE, possui um dos mais baixos níveis de escolaridade e se encontra entre os estados com menor desenvolvimento do Brasil.

Atentos a esse papel desempenhado pela educação, é crescente o número de pesquisadores voltados para analisar a qualidade da educação no Brasil ou para identificar os determinantes do desempenho educacional, em que o principal intuito é subsidiar a formulação de políticas educacionais. Nos últimos anos, observa-se que importantes progressos têm sido feitos na tarefa de estimar os efeitos da educação sobre os rendimentos individuais, seja aperfeiçoando a base de dados, seja melhorando os métodos econométricos utilizados.

Os retornos da educação normalmente são estimados através de uma equação de rendimentos, em que tanto as características individuais produtivas quanto as não produtivas são incorporadas como variáveis explicativas. A variável escolaridade por sua vez tem sido mensurada ora como variável contínua, ora como variável *dummy*. É explícita as diferenças de uma forma em relação à outra. Enquanto na primeira busca-se conhecer a taxa de retorno média, a segunda permite conhecer a taxa de retorno para cada ano de escolaridade. Embora alguns trabalhos tenham empregado o método de regressão clássico de mínimos quadrados ordinários para estimar a equação de rendimentos, sucessivos estudos têm mostrado a existência de problemas de viés oriundos de variáveis omitidas ou mesmo de endogeneidade da variável educação.

A partir dessas considerações, o presente trabalho busca investigar o retorno à escolaridade para a Região Metropolitana de Porto Alegre. A escolha dessa região se deve em grande medida por duas razões que estão intrinsecamente ligadas. A primeira é preencher uma lacuna na literatura sobre o tema no Rio Grande do Sul que conta com poucos estudos sobre esse tema. A segunda, é que o estudo de Chaves (2002) para a região metropolitana de Porto Alegre, utilizando dados da PED-RMPA para o ano de 2000, não empregou nenhum procedimento para controle de viés e, muito menos, explorou a diversidade de especificações da equação de salários para diferentes formas de mensurar escolaridade. A estratégia usada neste trabalho é elaborar uma análise comparativa entre cada resultado obtido através dos métodos empregados para correção de viés específico com a equação de Mincer estimada por MQO, identificando as melhores formas de estimar a taxa de retorno da educação.

Além dessa breve introdução, o estudo está dividido em quatro seções. A próxima seção faz uma breve síntese dos principais estudos sobre equação de rendimentos para o Brasil. Na seção seguinte, apresenta-se a metodologia utilizada, descrevendo algumas das formas empregadas para a correção de viés na equação de rendimentos e a base de dados utilizada. A seção quatro apresenta os resultados e, por fim, a última seção faz as considerações finais.

2. Equação de rendimentos: uma síntese das principais evidências para o Brasil

A equação de rendimentos amplamente utilizada nos estudos sobre capital humano segundo Griliches (1977) pode ser representada da seguinte maneira:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde W representa renda ou salário, S é o número de anos de escolaridade, β_1 é o retorno em escolaridade, indicando a variação marginal da renda em relação a escolaridade, X é um conjunto de variáveis de controle que podem ter algum efeito sobre a renda e ε é um distúrbio aleatório.

Inúmeros estudos no Brasil têm utilizado essa equação de rendimentos. Ueda e Hoffmann (2002) estudaram a influência das condições socioeconômicas da família e das habilidades individuais sobre a determinação da renda do trabalho para o Brasil usando os dados da PNAD de 1996. Considerando as variáveis associadas às condições socioeconômicas das famílias, a taxa de retorno da educação encontrada para o Brasil foi de 9,8%.

Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) investigaram o retorno em escolaridade para o Brasil baseados nos dados da PNAD para o período de 1992 a 1999 e de forma isolada para o ano de 1996. Foram comparados os resultados dos métodos de Mincer, Heckman, Garen e efeitos fixos para os indivíduos que tem quatro, oito, doze e dezesseis anos completos de estudo. As taxas de retorno à educação obtidas nesse estudo foram, em média, 16,52% para quatro anos, 17,87% para oito anos, 19,26% para doze anos e 20,20% para dezesseis anos.

Resende e Wyllie (2006) investigaram os retornos gerados pela educação para o Brasil. A partir de informações da Pesquisa sobre Padrão de Vida para os anos de 1996-1997 e utilizando o procedimento de Heckman, os resultados mostraram que o retorno a escolaridade estaria entre 15,9 e 17,4% para os homens e 13,5% para as mulheres.

Entre os estudos realizados para estados da federação, Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2010) buscaram identificar o nível de estudo com maior retorno no estado do Paraná. Os dados usados foram da PNAD de 2005 e com o uso conjunto da equação de rendimentos de Mincer do procedimento de Heckman para controlar o viés de seleção amostral, estimaram que a taxa de retorno de um ano a mais de escolaridade, gera em média um retorno de 11%. E quando separados os anos de estudo por faixas de estudo, observou-se que as faixas mais elevadas de estudo são as que trazem maiores retornos. Ao controlar apenas as variáveis educação, experiência e raça, o retorno salarial para a faixa de 1 a 4 anos de estudo é em média 5,16%, para a faixa de 5 a 8 anos de estudo é de 6,17%, para o ensino médio é de 7,35% e para o ensino superior de 11,51%.

Para as Regiões metropolitanas, Chaves (2002) estimou a equação de rendimentos para a região metropolitana de Porto Alegre usando os dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED-RMPA) para o ano de 2000. Os resultados para a equação de Mincer e algumas versões expandidas delas geraram uma taxa de retorno que varia de 10,88 a 13,88%. Em termos de nível de ensino, os resultados indicaram que os indivíduos que possuem ensino superior têm um rendimento 2,2 vezes maior do que os que têm apenas o ensino médio. Em relação ao ensino fundamental essa diferença corresponde 4,1 vezes maior.

3. Metodologia

Nessa seção será descrito os modelos utilizados na análise da equação de rendimentos para a Região Metropolitana de Porto Alegre. Inicia-se com a equação de rendimentos proposta por Jacob Mincer (1974) e em seguida é apresentado os modelos que dela derivam buscando corrigir possíveis problemas de viés de variáveis omitidas, erros de medida e da endogeneidade da variável educação. Na sequência, é apresentada a fonte de dados utilizada nesse estudo e uma breve análise das estatísticas descritivas da amostra a ser empregada na análise de regressão.

3.1. Equação de rendimento de Mincer (1974)

A equação de rendimentos proposta por Jacob Mincer (1974) para calcular os retornos à escolaridade leva em consideração a influência que tem a educação nos salários dos indivíduos e o impacto sobre os ganhos através do aprendizado que lhe é transmitido pela experiência no trabalho. Desse modo à equação é descrita como:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 \exp_i + \beta_3 \exp_i^2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

em que $\ln Y_i$ é o logaritmo da renda obtida de S_i anos de estudos, \exp_i são os anos de experiências desse indivíduo e ε_i é o termo aleatório. Essa equação permite de forma simplificada ter uma idéia

dos impactos que a educação e a experiência têm sobre os rendimentos dos indivíduos. Esse impacto é mensurado na forma dos anos adicionais de educação e experiência expressos nos coeficientes $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 > 0$. A variável experiência ao quadrado indica os aumentos nos rendimentos ocasionados pelo acúmulo de experiência e na literatura se verifica que estão sujeitos a retornos decrescentes. Por isso o coeficiente tende a apresentar um sinal negativo, isto é $\beta_3 < 0$.

A variável anos de escolaridade tem sido incorporada no modelo ora na forma de anos contínuos de escolaridade, ora na forma discreta com uso de variáveis *dummies* para cada ano completo. Para a variável experiência é comum acrescentar uma *proxy*. Normalmente, utiliza-se o resultado gerado do cálculo: $exp = idade - S - 6$. Essa forma assume, implicitamente, a hipótese de que o indivíduo começa a trabalhar após concluir seus anos de estudo. Na equação, o 6 representa a idade em que o indivíduo começa a estudar e o S os anos de escolaridade.

O método freqüentemente empregado para estimar a equação de rendimentos de Mincer é o modelo de regressão clássica dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Uma importante hipótese desse modelo é a de que os erros não sejam correlacionados com as variáveis explicativas, $E[\varepsilon_i | x_i] = 0$. A validade dessa hipótese é o principal problema, tendo em vista que a existência dessa correlação implica em que os coeficientes estimados serão inconsistentes e não convergirão em probabilidade para os parâmetros populacionais. Trata-se de um problema de endogeneidade da educação, no caso da equação de rendimentos. Outro problema comum à estimação dessa equação é o viés gerado pela omissão de variáveis que podem afetar a renda do indivíduo. A seguir serão apresentados os demais modelos que são utilizados para estimar a equação (2) que buscam corrigir esses problemas e gerar estimadores consistentes.

3.2. Métodos para lidar com o problema da endogeneidade na equação de rendimentos: estimação por variáveis instrumentais

Na literatura sobre o tema, o procedimento mais empregado para corrigir o problema de endogeneidade na equação de rendimentos é o de variáveis instrumentais. Como mencionado acima, a endogeneidade da variável educação gera um viés nas estimações de MQO devido à correlação entre os resíduos e as variáveis explicativas do modelo. Por isso, na correção busca-se utilizar variáveis exógenas para aproximar os experimentos aleatórios, ou seja, procura-se um instrumento que não seja correlacionado com o erro e que seja altamente correlacionado com a variável instrumentalizada.

O “viés de habilidade” é um comum ocorrer na equação de rendimentos. A ideia é que esse viés ocorre pela omissão de variáveis relevantes ao modelo expresso na equação (2) que possa representar a habilidade, a capacidade de adaptação a mudanças, a criatividade, o talento do indivíduo, etc. O problema gerado pela omissão dessa variável está relacionado às dificuldades de mensurá-la. Uma forma de corrigir o viés foi proposta por Garen (1984) com o uso de uma equação intermediária para escolaridade:

$$S = \alpha + \beta_1 Raça + \beta_2 Filhos + \beta_3 Csdo + \beta_4 SM + \eta \quad (3)$$

onde S representa os anos de escolaridade, raça é uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo é branco e valor zero caso contrário, filhos é uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo tem filhos e valor zero caso contrário, Csdo é uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo é casado, SM representa a escolaridade da mãe e η representa um distúrbio aleatório.

No segundo momento a equação de rendimentos seria estimada da seguinte forma:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp_i^2 + \beta_5 \hat{\eta}_i + \beta_6 (\hat{\eta}_i \times S_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

onde $\hat{\eta}_i$ é o resíduo estimado da equação de escolaridade, $\beta_5 = Cov(\varepsilon, \eta) / Var(\eta)$ e $\beta_6 = Cov(\beta_1, \eta) / Var(\eta)$. Na estimação da equação (4) recomenda-se usar mínimos quadrados generalizados para melhorar a eficiência.

Vale mencionar que na equação (3) foram incluídas variáveis que não foram utilizadas na especificação proposta por Garen (1984), mas que de certa forma, podem ter alguma influência na decisão sobre escolaridade. Por isso, na equação de escolaridade (equação (3)) foi inserida a variável binária para estado civil que assume 1 se o indivíduo é casado e valor zero caso contrário. Com relação à equação de rendimentos, além da especificação básica, será estimada uma equação de rendimentos em que inclui uma variável binária para gênero que assume 1 se homem e valor zero caso contrário, uma variável binária para setor formal que assume 1 se o trabalhador possui carteira assinada e valor zero caso contrário, uma variável binária que assume 1 se o indivíduo trabalha no setor público e zero caso contrário e uma variável binária que assume 1 se o trabalhador é filiado a um sindicato e zero caso contrário.

3.3. Procedimento de Heckman

O procedimento de Heckman (1979) consiste na estimação de duas equações. A equação de participação de mercado ou equação de seleção e na equação de rendimentos, propriamente dita. Num primeiro momento, estima-se a equação de participação no mercado de trabalho. Trata-se de uma equação que informa qual a probabilidade de um trabalhador participar do mercado de trabalho considerando um conjunto de características pessoais e dos seus familiares. Nesse modelo, a variável dependente é a escolha dicotômica: trabalhar ou não trabalhar. Nessa decisão, supõe-se que o indivíduo avalie os ganhos e/ou perdas que o emprego pode oferecer. As variáveis que compreendem essa tomada de decisão não são diretamente observáveis para cada indivíduo i . Então, pode-se definir y_i^* como uma preferência (não-observável) latente como:

$$y_i^* = \beta_i X_i + \mu_i \quad (5)$$

em que X_i representa um conjunto de variáveis explicativas relacionadas ao trabalhador i . Para a decisão de trabalhar emprega-se uma variável *dummy*, y , que assume valor $y = 1$ se a pessoa aceitou a trabalhar, e $y = 0$ se não aceitou a trabalhar. O β_i mede o efeito de uma mudança em X_i sobre a variável latente y_i^* . Em termos de interpretação a variável latente e , os efeitos marginais têm apenas um significado ordinal e não cardinal. Dessa forma o sinal do parâmetro β_i determina a direção desse efeito, e ele tende ser maior quanto maior for o β_i . Quanto maior for o valor y_i^* , maior será a probabilidade do indivíduo trabalhar.

No segundo momento, o procedimento de Heckman (1979) consiste em estimar a seguinte equação de rendimento:

$$w_i = \delta Z_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

em que w_i é o logaritmo do salário, Z_i representa um vetor de características pessoais, δ é um conjunto de parâmetros e ε_i é um vetor de erros aleatórios que assume as hipóteses estatísticas usuais. Como na equação de salários somente são considerados os indivíduos que estão trabalhando, a amostra é não aleatória, gerando um viés de seletividade amostral.

Esse viés pode ser ilustrado da seguinte forma:

$$E[w_i | Z_i, y_i = 1] = \delta Z_i + E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] \quad (7)$$

e, dado que

$$E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] = \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} E\left[\frac{\mu_i}{\sigma_\mu} \middle| \frac{\mu_i}{\sigma_\mu} - \frac{-\beta X_i}{\sigma_\mu} \right] = \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \frac{\phi(\beta X_i)}{\Phi(\beta X_i)} \quad (8)$$

se, assim, que quando a $\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$ existe o viés de seletividade, já que a esperança da perturbação será diferente de zero.

Substituindo uma parte da equação (8) por Θ temos:

$$E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] = \Theta \lambda \quad (9)$$

em que $\lambda = \frac{\phi(\beta X_i / \sigma_\mu)}{\Phi(\beta X_i / \sigma_\mu)}$.

Heckman (1974) mostrou que ao estimar os parâmetros β e μ_i seria possível construir a variável λ , também conhecida como inverso da razão de Mills, a qual poderia entrar como variável explicativa na equação de rendimentos da seguinte forma:

$$W_i = \delta Z_i + \lambda \Theta \quad (10)$$

E, dessa forma, corrigindo o viés gerado pela não aleatoriedade da amostra.

3.4. Base de dados

A amostra utilizada nesse trabalho provém dos microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) para a Região Metropolitana de Porto Alegre, referente ao ano de 2007. Para selecionar a amostra utilizada para estimar a equação de rendimentos, alguns filtros foram empregados. A amostra corresponde ao setor urbano e apenas aos homens de 25 e 55 anos de idade. O segundo filtro procurou evitar a inclusão de pessoas que tenham um salário extremamente alto e possam viesar os resultados e que não estejam trabalhando. O terceiro filtro foi empregado para garantir que sejam incluídas apenas as pessoas que não estejam estudando¹. Um quarto filtro foi empregado para considerar apenas o rendimento proveniente do trabalho, desconsiderando aqueles oriundos das atividades do não trabalho, como por exemplo, pensões, aposentadorias, abonos, doações, e os juros de aplicações financeiras. Por fim, o último filtro foi aplicado de forma a não considerar os indivíduos que trabalham nos setores públicos.

Vale mencionar que nessa análise empírica considerou-se a aplicação dos pesos disponíveis na PNAD. Nesse sentido, cada indivíduo representa um maior número de pessoas de acordo com as suas características. Esse procedimento é importante por conta de que ao fazer a comparação dos resultados com a aplicação de pesos expandindo a amostra pode haver mudanças significativas e, além disso, boa parte dos estudos sobre equação de rendimentos não utilizam essa expansão para aumentar a representatividade.

3.5. Análise descritiva

Antes de iniciar a apresentação dos resultados da análise de regressão para equação de Mincer é importante descrever algumas características da amostra utilizada nesse estudo. Como foi mencionado anteriormente, serão utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para a região metropolitana de Porto Alegre para o ano de 2007. Considerou-se apenas o rendimento proveniente do trabalho, desconsiderando aqueles com origem em atividades do não-trabalho tais como, aluguéis, pensões, aposentadoria, abonos, doações e juros de aplicações financeiras. A renda do não-trabalho no presente estudo pode ser considerada como uma *proxy* para riqueza segundo Salvato e Silva (2007) e, por isso, pode ser empregada como um instrumento para a escolaridade quando formos tratar do problema de endogeneidade.

¹ Ver Griliches (1977).

A Tabela 1 apresenta a média e o desvio padrão da escolaridade para a região metropolitana de Porto Alegre no ano de 2007 levando em conta a participação ou não do indivíduo no mercado de trabalho, sexo e cor. Em geral, nota-se que a média de anos de estudo para os indivíduos que participam do mercado de trabalho é superior em mais de 1 ano de estudo quando comparada com as pessoas que não participam do mercado de trabalho. A média de escolaridade para as mulheres e para os indivíduos de cor branca é maior do que homens e pessoas não brancas. Esses resultados não são uma surpresa, tendo em vista os inúmeros estudos realizados no Brasil que mostram esse fato no mercado de trabalho.

A Figura 1 apresenta a evolução da remuneração média recebida pelas pessoas que participam do mercado de trabalho considerando as faixas de escolaridade e a idade. Observa-se que quanto maior a faixa de escolaridade da pessoa mais rápido aumenta o salário com o passar dos anos. O trabalhador que possui ensino fundamental, o rendimento médio permanece em torno de R\$ 717,03, sem sofrer alterações significativas com o passar dos anos. Para as pessoas que possuem ensino médio, o rendimento médio varia entre R\$ 700,16 a R\$ 1.616,81, ou seja, pode duplicar ao longo dos anos. Como esperado, o trabalhador que possui ensino superior possui um rendimento médio que vai de R\$ 1.112,38 podendo chegar a mais de duas vezes este valor. O rendimento médio máximo para uma pessoa que possui ensino superior é de R\$ 3.380,00.

Uma comparação entre o rendimento médio das pessoas que possuem ensino fundamental e aquelas com ensino superior ilustra a importância do investimento em anos de estudos. Nota-se que a diferença do rendimento médio é expressiva, tendo em vista que com ensino fundamental a pessoa recebe um rendimento médio de R\$ 717,03, o qual permanece quase que constante com o passar dos anos. No ensino superior, este valor pode ser quatro vezes maior. À medida que a pessoa passa a ter ensino fundamental, essa diferença diminui pela metade, ou seja, pessoas com ensino superior podem ganhar com passar do tempo duas vezes mais do que aqueles que possuem apenas o ensino médio com o passar dos anos.

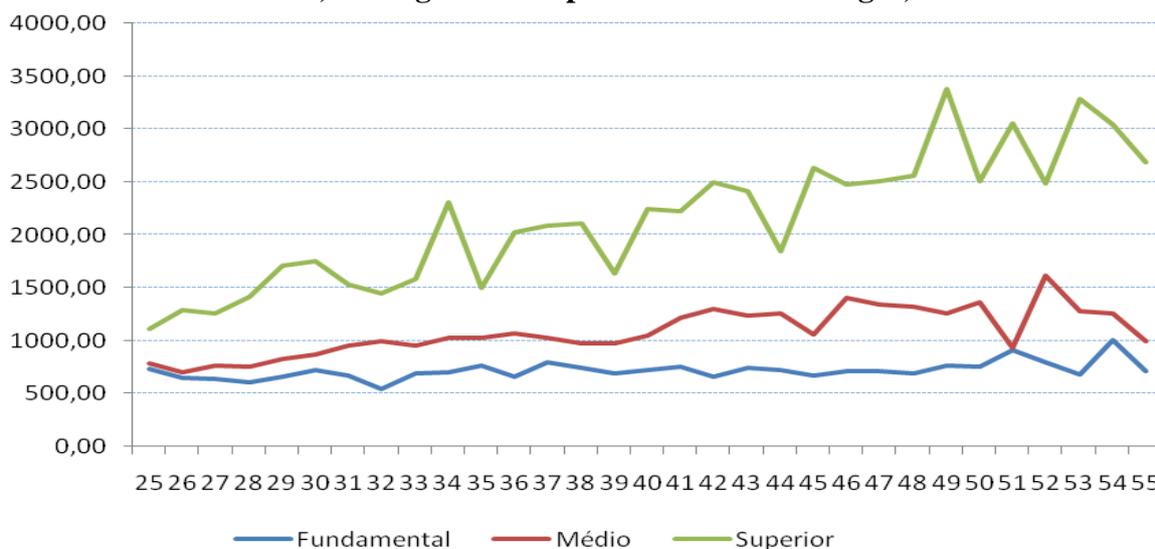
Tabela 1 - Estatísticas descritivas para educação segundo as características na amostra

Características dos indivíduos	Educação (em anos)	
	Média	Desvio padrão
Participa do mercado de trabalho		
Todos os indivíduos	9,19	3,56
Homens	8,73	3,49
Mulheres	9,85	3,56
Branco	9,45	3,55
Não-branco	8,06	3,37
Não participa do mercado de trabalho		
Todos os indivíduos	8,06	3,68
Homens	7,12	3,41
Mulheres	8,68	3,71
Branco	8,31	3,81
Não-branco	7,22	3,05

Fonte: PNAD-2007 (2010). Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 apresenta o rendimento médio sem realizar qualquer controle pela idade. Nota-se que quanto maior o nível de escolaridade dos indivíduos maior será o seu rendimento médio. Por esses números, verifica-se que o rendimento médio do indivíduo com ensino superior é em média 88,64% maior que o indivíduo com ensino médio e quando comparado com o ensino fundamental esse valor atinge 164,13%. A diferença do rendimento médio de uma pessoa com ensino médio em relação a uma com ensino fundamental é de 40,02% favorável ao ensino médio.

Figura 1: Rendimento Médio do trabalhador de acordo com o aumento da idade levando em conta a escolaridade, na Região Metropolitana de Porto Alegre, no ano de 2007



Fonte: PNAD-2007 (2010). Elaborado pelos autores.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas para rendimento, segundo faixa de escolaridade, para a Região Metropolitana de Porto Alegre, no ano de 2007

Faixa de escolaridade	Rendimento	
	Média	Desvio-padrão
Fundamental	707,79	414,47
Médio	991,05	696,28
Superior	1.869,50	1.377,55

Fonte: PNAD-2007 (2010). Elaborado pelos autores.

O rendimento médio de acordo com as características do indivíduo por raça pode ser visto na Tabela 3. Em geral, o rendimento médio de todos os indivíduos é de R\$ 1.029,36. Nota-se que para as pessoas de raça branca, esse rendimento atinge R\$ 1.095,78. É um valor superior ao observado para aquelas pessoas que se autodefinem não-brancos.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas para rendimento médio, segundo as características do indivíduo por raça, para a Região Metropolitana de Porto Alegre, no ano de 2007

Característica do indivíduo	Rendimento	
	Média	Desvio padrão
Todos os indivíduos	1.029,36	885,95
Branco	1.095,78	943,09
Não-branco	746,74	491,55

Fonte: PNAD-2007 (2010). Elaborado pelos autores.

Em geral, a análise descritiva sugere que as pessoas com maior nível de escolaridade tendem a ter um rendimento médio superior àqueles com menor nível de escolaridade. Além disso, os indivíduos que participam do mercado do trabalho possuem, em média, maior número de anos de estudos em relação àqueles que não participam.

4. Retornos à educação: resultados empíricos

4.1. Resultados da equação de Mincer com uso de variáveis instrumentais

O uso do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) para estimar a equação minceriana pode gerar viés nos coeficientes estimados, devido a variáveis omitidas que podem afetar a renda do indivíduo e da endogeneidade da educação. Sendo assim, a equação minceriana foi estimada utilizando variáveis instrumentais como forma de tentar corrigir o problema de endogeneidade. A Tabela 4 apresenta os resultados da equação de rendimentos proposta por Mincer estimada pelo método de variáveis instrumentais. A variável dependente é o salário-hora, calculado pela soma da renda gerada pelo trabalho principal dividida pelo número de horas trabalhadas.

A Tabela 4 apresenta os resultados da estimação da equação de Mincer com o uso de variáveis instrumentais. Em geral, observa-se que o sinal dos coeficientes da variável educação foi positivo e estatisticamente significativo em todas as especificações, como era esperado. O retorno médio para cada ano de estudo variou de 9,72% a 16,99%. Essa taxa de retorno está próxima a encontrada em outros estudos para o Brasil. Por exemplo, Lam e Levinson (1990), utilizando os dados da PNAD de 1985 estimaram uma taxa de retorno de mais de 17%. Com dados da PNAD de 1992-1999 e utilizando vários procedimentos econométricos, Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) encontraram uma taxa de retorno superior a 12,9%. Mais recentemente, com dados da Pesquisa de Padrão de Vida (PPV), Resende e Wyllie (2006) estimaram uma taxa de retorno de aproximadamente 15%. Estudos mais regionalizados como o de Sampaio (2008) que estimou a taxa de retorno para o Paraná usando a PNAD de 2004 chegou a uma taxa de retorno de 4,6%.

Para os coeficientes estimados, a variável experiência apresentou o sinal positivo e foi significativo estatisticamente. Para a experiência ao quadrado, o sinal encontrado foi negativo e significativo. Esse resultado foi encontrado em todas as especificações. Isso mostra que a experiência deve elevar o salário do indivíduo, porém a taxas decrescentes.

Na segunda coluna da Tabela 4 o coeficiente estimado para a variável raça está de acordo com o esperado e é estatisticamente significativo. Esse resultado sugere que os indivíduos de cor branca recebem mais do que os não-brancos, mesmo controlando o nível de educação e experiência dos trabalhadores. Esse resultado não chega a ser uma surpresa e tem sido observado nos inúmeros estudos realizados para o Brasil.

Nas demais colunas esse resultado de raça é combinado com experiência por meio de uma *dummy* de interação entre raça e experiência. Os coeficientes estimados são negativos e significativos estatisticamente. Os resultados, nesse caso, mostram que a interação entre essas duas variáveis contribui para reduzir a diferença do rendimento obtida pelos indivíduos pelo fato de serem brancos. Ao considerar o efeito da interação entre escolaridade, raça e experiência com o uso de uma *dummy* de interação entre essas variáveis, nota-se que o impacto sobre a taxa de retorno aumenta, já que o sinal é positivo e é estatisticamente significativo. Ou seja, é um resultado que contribui para aumentar o retorno à educação daqueles indivíduos que são brancos e que possuem mais experiência.

O efeito da interação entre escolaridade e experiência mostra que o coeficiente estimado possui sinal negativo e é apenas significativo para os resultados da coluna 5. Este sugere que o impacto da educação sobre salário é maior para aqueles trabalhadores cuja experiência é menor. Por esse resultado temos a impressão de que atualmente estaríamos dando maior importância para à educação formal se comparado com alguns anos atrás, quando se valorizava muito a experiência. Entretanto, outra possível explicação para esse resultado pode estar associada a erros de especificação.

Por fim, para o coeficiente estimado da variável que corresponde ao trabalho formal e o trabalhador estar filiado a um sindicato, o sinal é positivo e é estatisticamente significativo, sugerindo um efeito positivo sobre o rendimento do indivíduo. Como tem sido mostrado na literatura espera-se que o trabalhador que possui carteira assinada e que é filiado a um sindicato da categoria tende a ter um retorno salarial superior aos que não se encontram nessa situação.

Tabela 4 - Resultados para a equação de Mincer utilizando Variáveis Instrumentais

Variáveis	1	2	3	4	5
Educação	0.132*** (0.00330)	0.0984*** (0.00363)	0.0955*** (0.0108)	0.0928*** (0.0113)	0.157*** (0.0111)
Experiência	0.0378*** (0.000890)	0.0296*** (0.000936)	0.0264*** (0.00861)	0.0261*** (0.00868)	0.0776*** (0.00853)
Experiência2	-0.0003*** (7.07e-06)	-0.0003*** (6.85e-06)	-0.0003*** (0.000106)	-0.0002** (0.000110)	-0.0008*** (0.000108)
Raça	-	0.191*** (0.00454)	0.190*** (0.00232)	0.235*** (0.0115)	0.0192* (0.0113)
Educ x Exp	-	-	0.000164 (0.000403)	0.000267 (0.000424)	-0.00350*** (0.000415)
Exp x raça	-	-	-	-0.00194*** (0.000419)	-0.00461*** (0.000422)
Educ x raça x exp	-	-	-	-	0.00170*** (1.78e-05)
Formal	-	0.142*** (0.00174)	0.142*** (0.00163)	0.142*** (0.00165)	0.141*** (0.00164)
Sindicato	-	0.162*** (0.00231)	0.161*** (0.00127)	0.161*** (0.00125)	0.163*** (0.00124)
Constante	2.384*** (0.0441)	2.510*** (0.0431)	2.554*** (0.149)	2.552*** (0.149)	1.842*** (0.147)
N	906366	906366	906366	906366	906366
R2	0.274	0.321	0.321	0.321	0.331
Teste Wald	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Wu-Hausman	[0.0000]	[0.1394]	[0.0001]	[0.0001]	[0.0825]
Durbin (score)	[0.0000]	[0.1394]	[0.0001]	[0.0001]	[0.0825]
Amostra	2.616	2.616	2.616	2.616	2.616

Fonte: Microdados da PNAD 2007. Elaborado pelos autores.

Em relação às variáveis utilizadas, Log w é o logaritmo do salário/hora mensal; Educação corresponde aos anos de estudos; Raça representa uma variável dummy em que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; Formal representa uma variável dummy em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Sindicato representa uma variável dummy em que assume valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário. Wu-Hausman e Durbin (score) é um teste para verificar se a variável educação é endógena. A hipótese nula corresponde a educação ser uma variável exógena. Para esse teste é apresentado o valor p.

* estatisticamente significativo ao nível de 1%; ** estatisticamente significativo ao nível de 5%; *** estatisticamente significativo ao nível de 10%; a esse número de observações possui uma representatividade de 906.366 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão.

Na Tabela 4 ainda é possível ver os resultados gerados para o teste de endogeneidade da variável educação. O teste de Wu-Hausman e o de Durbin (score) é um teste para verificar se a variável educação é de fato considerada endógena. A hipótese nula corresponde a educação ser considerada como uma variável exógena. Os resultados indicam que a variável educação no modelo é endógena, reforçando assim que o método empregado para corrigir o viés de endogeneidade está correto.

4.2. Resultados da equação de Mincer com a correção do viés de habilidade

Na Tabela 5 são apresentados os resultados da estimação da equação de Mincer, utilizando a proposta de Garen através do emprego de uma variável (Teta) para corrigir o viés de habilidade. Observa-se que o sinal dos coeficientes estimados para o retorno a escolaridade é positivo e significativo para todas as especificações. A taxa de retorno calculada mostra que o retorno varia

entre 11,73% e 25,23%. É um intervalo de variação superior ao observado quando controlamos a endogeneidade da variável educação.

Os coeficientes estimados da variável experiência e experiência ao quadrado estão de acordo com o esperado e são estatisticamente significativos para todas as especificações. O mesmo ocorre para a variável raça que mostra um coeficiente com sinal positivo, reforçando o resultado apresentado anteriormente. A *dummy* de interação entre raça e experiência apresenta um sinal negativo e significativo. Esse resultado indica, novamente, uma maior importância para a educação formal em relação a experiência do trabalhador.

Tabela 5 - Resultados para a equação de Mincer utilizando a correção de viés de habilidade proposta por Garen

Variáveis	1	2	3	4	5
Educação	0.225*** (0.000845)	0.154*** (0.00172)	0.112*** (0.00187)	0.111*** (0.00187)	0.112*** (0.00187)
Experiência	0.0463*** (0.0002)	0.0429*** (0.0002)	0.0107*** (0.0006)	0.0115*** (0.0006)	0.0153*** (0.0006)
Experiência ²	-0.0006*** (5.72e-06)	-0.0006*** (5.62e-06)	-0.0002*** (8.47e-06)	-0.0002*** (8.48e-06)	-0.0002*** (8.46e-06)
Teta	-0.178*** (0.000905)	-0.114*** (0.00173)	-0.126*** (0.00174)	-0.126*** (0.00174)	-0.121*** (0.00173)
Teta x Educação	0.00730*** (4.59e-05)	0.00787*** (4.41e-05)	0.00950*** (5.15e-05)	0.00954*** (5.16e-05)	0.00912*** (5.18e-05)
Educ x Exp	-	-	0.00167*** (2.85e-05)	0.00172*** (2.86e-05)	0.000533*** (3.25e-05)
Raça	-	0.116*** (0.00260)	0.120*** (0.00260)	0.164*** (0.00382)	0.0456*** (0.00414)
Exp x raça	-	-	-	-0.00189*** (0.000126)	-0.00561*** (0.000137)
Educ x raça x exp	-	-	-	-	0.00132*** (1.82e-05)
Formal	-	0.161*** (0.00158)	0.168*** (0.00158)	0.168*** (0.00158)	0.170*** (0.00158)
Sindicato	-	0.162*** (0.00119)	0.159*** (0.00119)	0.160*** (0.00119)	0.161*** (0.00119)
Constante	1.482*** (0.00815)	1.858*** (0.0138)	2.390*** (0.0164)	2.370*** (0.0164)	2.455*** (0.0163)
N	906366	906366	906366	906366	906366
Teste F	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
R ²	0.322	0.352	0.354	0.354	0.358
Amostra	2616	2616	2616	2616	2616

Fonte: Microdados da PNAD 2007.. Elaborado pelos autores.

Em relação às variáveis utilizadas, Log w é o logaritmo do salário/hora mensal; Educação corresponde aos anos de estudos; Raça representa uma variável dummy em que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; Formal representa uma variável dummy em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Sindicato representa uma variável dummy em que assume valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário. Wu-Hausman e Durbin (score) é um teste para verificar se a variável educação é endógena. A hipótese nula corresponde à educação ser uma variável exógena. Para esse teste é apresentado o valor p.

* estatisticamente significativo ao nível de 1%; ** estatisticamente significativo ao nível de 5%; *** estatisticamente significativo ao nível de 10%; a esse número de observações possui uma representatividade de 906.366 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão.

Para o efeito da interação entre escolaridade, raça e experiência com o uso de uma *dummy* de interação entre essas variáveis, nota-se que o impacto sobre a taxa de retorno aumenta, já que o sinal

é positivo e é estatisticamente significativo. Ou seja, é um resultado que contribui para aumentar o retorno à educação daqueles indivíduos que são brancos e que possuem mais experiência.

Conforme esperado, o valor encontrado para o impacto da educação sobre o rendimento do trabalhador gaúcho para o ano de 2007 é de 25,23%, ou seja, um ano a mais de escolaridade ocasiona um incremento de 25,23% sobre a renda do trabalhador.

Na segunda coluna foram inseridas as variáveis: raça, formal e sindicato que apresentaram os coeficientes estimados positivos e significativos. A variável raça indica que o trabalhador branco recebe um salário maior que o não-branco. A variável formal mostra que o trabalhador que pertence ao setor formal (com carteira assinada) recebe salário superior ao trabalhador do setor não-formal (sem carteira assinada). E, a variável sindicato mostra que os trabalhadores sindicalizados auferem maiores salários em relação aos trabalhadores não-sindicalizados.

Na terceira coluna é mostrado o resultado da relação entre escolaridade e experiência, que apresenta sinal positivo e significativo. Sendo assim, pode-se dizer que o impacto da educação sobre o salário é maior para os trabalhadores que tem mais experiência.

Na relação entre experiência e raça, o sinal apresentado é negativo e significativo, indicando que a experiência tem um maior impacto sobre o salário das pessoas não-brancas. Enquanto, na quinta coluna quando relacionada às variáveis: escolaridade, raça e experiência, o sinal é positivo e significativo, mostrando que a relação entre experiência e escolaridade é mais valiosa para os trabalhadores brancos.

Os coeficientes estimados da variável que corresponde ao trabalho formal e o trabalhador estar filiado um sindicato, apresentam sinal positivo e são estatisticamente significativos, sugerindo um efeito positivo sobre o rendimento do indivíduo. Tal fato reforça os resultados apresentados anteriormente.

O efeito da variável Teta responsável para mensurar o viés de habilidade sobre rendimentos mostra um sinal negativo e é estatisticamente significativo em todas as especificações. É um resultado que sugere que a taxa de retorno é superestimada se não for considerada a correção do viés de habilidade. Contudo, ao gerar uma variável *dummy* de interação entre Teta e escolaridade, os resultados encontrados mostram um coeficiente com sinal positivo e significativo. Este indica que o retorno a escolaridade deveria ser maior quando considerado de maneira conjunta a escolaridade e a correção do viés de habilidade.

4.3. Resultados da equação de Mincer com a correção do viés seletividade

Dentre os possíveis problemas que podem ocorrer na análise de regressão ao estimar a equação de Mincer, está o associado com o problema de seletividade amostral. É um problema gerado pelo fato da estimação da equação de rendimentos levar em conta apenas os indivíduos que estão no mercado de trabalho, isto é, não considera as pessoas que não se encontram trabalhando e auferindo renda. Para resolver esse problema recomenda-se utilizar o procedimento de Heckman (1974).

A Tabela 6 apresenta os resultados para a equação de seleção para diferentes especificações. Antes de fazer uma análise mais geral acerca dos resultados apresentados pelas variáveis, é importante verificar o resultado obtido pelo teste da Razão da Verossimilhança (LR) para a estatística *rho*, que verifica a existência de correlação entre a equação de salários e a equação de seleção, indicando a existência de viés de seleção amostral. Nota-se pelo resultado do teste LR a hipótese nula, de não existir viés de seleção é rejeitada para todas as especificações. Por esse resultado, na estimação da equação de rendimentos é recomendável o uso do procedimento de Heckman (1974), que permitirá obter coeficientes mais confiáveis em relação aos obtidos por mínimos quadrados ordinários.

Os resultados obtidos para o coeficiente estimado da educação mostram que a escolaridade tem um efeito positivo sobre o salário reserva dos indivíduos para todas as especificações. Isso sugere que a escolaridade aumenta o salário mínimo que os indivíduos consideram como base para participar do mercado de trabalho. Um comportamento semelhante é observado pela variável experiência ao quadrado que indica que o salário reserva cresce a taxas decrescentes com a experiência. Ou seja,

quanto maior for a experiência do trabalhador, maior será o seu salário, porém, este tenderá a aumentar a taxas cada vez menores com o aumento da experiência.

As variáveis *dummy* para homem casado e filhos apresentaram os coeficientes com sinal positivo e significativo estatisticamente. Dessa forma, o trabalhador estar casado, e ou ter filhos, contribui para aumentar o seu salário reserva. Já as *dummies* de interação entre educação e experiência, e experiência e raça mostram que os sinais são negativos e significativos. É um resultado que indica que o uso dessas interações contribui em reduzir o salário reserva do trabalhador. Por sua vez, a *dummy* de interação entre escolaridade, raça e experiência mostra que o salário reserva deveria aumentar quando esta estiver presente, tendo em vista o sinal positivo.

Tabela 6 - Resultados para a equação de seleção de Heckman

Variáveis	1	2	3	4	5
Educação	0.0560*** (0.00103)	0.0645*** (0.00100)	0.102*** (0.00344)	0.0979*** (0.00346)	0.0922*** (0.00347)
Experiência	-0.0343*** (0.00145)	-0.0300*** (0.00142)	0.00188 (0.00285)	0.00596** (0.00286)	0.00403 (0.00287)
Experiência2	0.000563*** (2.69e-05)	0.000522*** (2.66e-05)	0.000122*** (3.97e-05)	0.000169*** (4.00e-05)	0.000246*** (4.01e-05)
Raça	-	0.00518 (0.00686)	0.00345 (0.00687)	0.232*** (0.0195)	0.101*** (0.0216)
Casado	0.213*** (0.00812)	0.175*** (0.00796)	0.180*** (0.00800)	0.181*** (0.00800)	0.179*** (0.00802)
Filhos	0.240*** (0.00658)	0.223*** (0.00638)	0.226*** (0.00639)	0.234*** (0.00642)	0.228*** (0.00646)
Educ x Exp	-	-	-0.00157*** (0.000124)	-0.00142*** (0.000125)	-0.00250*** (0.000149)
Exp x raça	-	-	-	-0.00914*** (0.000739)	-0.0139*** (0.000757)
Educ x raça x exp	-	-	-	-	0.00157*** (8.94e-05)
Constante	1.698*** (0.0220)	1.554*** (0.0222)	1.036*** (0.0493)	0.898*** (0.0503)	1.105*** (0.0503)
Rho	0.6487*** [0.0000]	0.7434*** [0.0000]	0.7380*** [0.0000]	0.7375*** [0.0000]	0.7303*** [0.0000]
N	931383	931383	931383	931383	931383
Teste LR	2769.18	5280.34	4908.52	4919.42	4696.46
H0: rho = 0	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

Fonte: Microdados da PNAD 2007. Elaborado pelos autores.

Em relação às variáveis utilizadas, Log w é o logaritmo do salário/hora mensal; Educação corresponde aos anos de estudos; Raça representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; Formal representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Sindicato representa uma variável *dummy* em que assume valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário.

* estatisticamente significativo ao nível de 1%; ** estatisticamente significativo ao nível de 5%; *** estatisticamente significativo ao nível de 10%; a esse número de observações possui uma representatividade de 931.383 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão.

A Tabela 7 apresenta os resultados para a equação de salários de Heckman (1974). Nota-se que os coeficientes da variável educação são positivos e significativos estatisticamente. Após controlar pelo viés de seleção, a taxa média de retorno passa a variar entre 10,96% e 14,79%. Esse

intervalo é inferior ao apresentado pelo método de variáveis instrumentais e pelo procedimento de Garen (1984).

Os coeficientes estimados para a variável experiência e experiência ao quadrado estão de acordo com o esperado e são significativos em todas as especificações. Na variável raça os resultados mostram que o homem branco tem rendimento mais elevado do que os não brancos. Além disso, o trabalhador ter carteira assinada (mercado formal) traz vantagem na forma de um rendimento maior comparado com os que não estão no mercado formal. O mesmo podendo ser observado para aqueles trabalhadores que são filiados a um sindicato, o que contribui para aumentar o rendimento.

Tabela 7 - Resultados para a equação de salários de Heckman

Variáveis	1	2	3	4	5
Educação	0.112*** (0.000193)	0.104*** (0.000192)	0.138*** (0.000601)	0.138*** (0.000606)	0.137*** (0.000603)
Experiência	0.0311*** (0.000284)	0.0294*** (0.000279)	0.0582*** (0.000563)	0.0586*** (0.000568)	0.0609*** (0.000565)
Experiência ²	-0.0003*** (5.60e-06)	-0.0003*** (5.50e-06)	-0.0006*** (8.22e-06)	-0.0006*** (8.24e-06)	-0.0006*** (8.20e-06)
Raça	-	0.183*** (0.00147)	0.181*** (0.00146)	0.200*** (0.00384)	0.0423*** (0.00415)
Formal	-	0.157*** (0.00141)	0.155*** (0.00141)	0.155*** (0.00141)	0.159*** (0.00141)
Sindicato	-	0.156*** (0.00125)	0.159*** (0.00124)	0.159*** (0.00125)	0.160*** (0.00124)
Educ x Exp	-	-	-0.00139*** (2.37e-05)	-0.00138*** (2.39e-05)	-0.00276*** (2.78e-05)
Exp x raça	-	-	-	-0.00078*** (0.000153)	-0.00577*** (0.000161)
Educ x raça x exp	-	-	-	-	0.00174*** (1.82e-05)
Constante	2.661*** (0.00403)	2.429*** (0.00418)	1.957*** (0.00904)	1.948*** (0.00925)	2.088*** (0.00932)
Lambda	0.3617*** (0.0024)	0.4066*** (0.0017)	0.4026*** (0.0018)	0.4024*** (0.0018)	0.3961*** (0.0018)
N	931383	931383	931383	931383	931383
Teste LR	-	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
BIC	1686557	1635874	1632423	1632268	1623168
SIC	1686709	1636062	1632635	1632503	1623427
Amostra	2682	2682	2682	2682	2682

Fonte: Microdados da PNAD 2007. Elaborado pelos autores.

Em relação às variáveis utilizadas, Log w é o logaritmo do salário/hora mensal; Educação corresponde aos anos de estudos; Raça representa uma variável dummy em que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; Formal representa uma variável dummy em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Sindicato representa uma variável dummy em que assume valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário. O teste da Razão da Verossimilhança (LR) é um teste utilizado para analisar se o modelo imediatamente posterior é o mais adequado, ou seja, se é o melhor modelo. BIC é o critério de informação de Schwarz e o AIC é o critério de informação de Akaike. Eles também são utilizados para fazer a comparação entre modelos.

* estatisticamente significativo ao nível de 1%; ** estatisticamente significativo ao nível de 5%; *** estatisticamente significativo ao nível de 10%; a esse número de observações possui uma representatividade de 931.383 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão.

A interação entre a educação e experiência apresenta um sinal negativo, mas é estatisticamente significativa. Este resultado reflete uma maior importância para a educação formal em relação à experiência. Já a interação entre experiência e raça mostra que o resultado contribui para reduzir o rendimento maior obtido pelos brancos em relação aos não-brancos. Por fim, o resultado da interação entre escolaridade, raça e experiência, no qual sugere que para os trabalhadores brancos e com experiência é possível obter uma taxa de retorno mais elevada.

O coeficiente estimado da variável lambda (ou inverso da razão de Mills) foi significativo e positivo para todas as especificações. Por esse resultado, temos que se o procedimento de Heckman não fosse empregado, os coeficientes da equação de salários estariam sendo subestimados, ou seja, ao utilizar esse procedimento garante-se que todos os coeficientes estimados sejam maiores do que os estimados sem o uso do procedimento de Heckman.

Com relação à especificação dos modelos, os critérios BIC e SIC indicam que as melhores especificações encontram-se na coluna 5, em que se incorpora todas as variáveis explicativas, isto é, o modelo de Mincer expandido.

A Tabela 8 faz um sumário das taxas de retorno obtidas para os vários métodos utilizados na estimação da equação de rendimentos considerando a correção para o viés de endogeneidade, habilidade e de seleção. Nota-se que a maior taxa de retorno é obtida quando se emprega o procedimento de Garen que corrige o viés de habilidade. Por sua vez, a menor taxa de retorno é observada para o método de variáveis instrumentais.

Tabela 8 - Sumário dos resultados obtidos para os diversos métodos utilizados para estimar a equação de rendimentos.

Método	Taxa de retorno	
	Menor valor	Maior valor
Variáveis instrumentais	9,72%	16,94%
Procedimento de Garen – viés de habilidade	11,73%	25,33%
Procedimento de Heckman – viés de seleção	10,96%	14,74%

Fonte: Microdados da PNAD 2007. Elaborado pelos autores.

Apesar das evidências mostrarem que existe diferença entre os retornos à educação dependendo do método empregado na estimação, é importante considerar que a direção do viés em todos os resultados sempre foi a mesma. Ou seja, ao não considerar a correção, as taxas de retornos sempre estarão sendo subestimadas.

4.4. Retornos à educação por faixa de escolaridade

Os resultados descritos acima consideram a variável escolaridade como anos de estudos. Para ter uma ideia melhor do impacto de cada faixa de estudo sobre o rendimento dos indivíduos, a variável educação foi dividido em 4 faixas, semelhante ao estudo de Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2007), sendo que cada uma representa uma faixa de estudo. Cada faixa representa os níveis de instrução descritos a seguir, ao passo que todas as demais faixas são iguais a zero.

S1 = composta pelos primeiros anos do ensino fundamental (1-4 anos de estudo). Varia de 1 a 4 para os indivíduos que possuem esse nível de escolaridade e é igual a 0, caso contrário;

S2 = composta pelos últimos anos do ensino fundamental (5-8 anos de estudo) e varia de 5 a 8 conforme o nível de escolaridade dos indivíduos, sendo igual a 0, caso contrário;

S3 = representa o ensino médio (9-11 anos de estudo) e varia de 9 a 11 anos para os indivíduos que concluíram do primeiro ao último ano do ensino médio e é igual a 0, caso contrário;

S4 = representa o ensino superior (12 anos ou mais de estudo), sendo maior ou igual a 12 para os indivíduos que terminaram pelo menos um ano de ensino superior e é igual a 0, caso contrário.

Essa divisão por faixa de anos de estudo, permite analisar os retornos salariais para diferentes níveis de instrução dos trabalhadores, e deixando variar a escolaridade dos indivíduos dentro de cada faixa pode-se estimar o retorno de cada ano de escolaridade dentro das diferentes faixas. Essa análise é realizada apenas para o procedimento de Heckman considerando os mesmos controles empregados na Tabela 7 (Tabela 9).

Tabela 9 - Resultados para a equação de salários de Heckman usando faixa de escolaridade

Variáveis	1	2	3	4	5
S1	0.0688*** (0.000880)	0.0546*** (0.000858)	0.0135*** (0.00119)	0.0131*** (0.00119)	0.0230*** (0.00120)
S2	0.0699*** (0.000439)	0.0571*** (0.000431)	0.0160*** (0.000927)	0.0157*** (0.000931)	0.0242*** (0.000938)
S3	0.0814*** (0.000290)	0.0711*** (0.000286)	0.0339*** (0.000797)	0.0336*** (0.000801)	0.0400*** (0.000805)
S4	0.110*** (0.000243)	0.102*** (0.000240)	0.0684*** (0.000714)	0.0680*** (0.000718)	0.0727*** (0.000720)
Experiência	0.0405*** (0.000284)	0.0396*** (0.000278)	0.0136*** (0.000591)	0.0138*** (0.000595)	0.0179*** (0.000597)
Experiência2	-0.00055*** (5.63e-06)	-0.00056*** (5.51e-06)	-0.00025*** (8.28e-06)	-0.00025*** (8.30e-06)	-0.00025*** (8.28e-06)
Raça	-	0.181*** (0.00142)	0.183*** (0.00142)	0.196*** (0.00373)	0.0924*** (0.00407)
Formal	-	0.174*** (0.00139)	0.179*** (0.00139)	0.179*** (0.00139)	0.180*** (0.00139)
Sindicato	-	0.163*** (0.00122)	0.162*** (0.00122)	0.162*** (0.00122)	0.162*** (0.00122)
Educ x Exp	-	-	0.00134*** (2.69e-05)	0.00136*** (2.71e-05)	0.00027*** (3.19e-05)
Exp x raça	-	-	-	-0.00057*** (0.000149)	-0.00387*** (0.000158)
Educ x raça x exp	-	-	-	-	0.00115*** (1.81e-05)
Constante	2.818*** (0.00433)	2.595*** (0.00441)	3.078*** (0.0106)	3.071*** (0.0108)	3.091*** (0.0108)
Lambda	0.3006*** (0.0036)	0.3673*** (0.0022)	0.3695*** (0.0022)	0.3692*** (0.0022)	0.3663*** (0.0022)
N	931383	931383	931383	931383	931383
Teste LR		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
BIC	1647890	1589168	1586652	1586569	1582550
SIC	1648101	1589427	1586933	1586874	1582879
Amostra	2682	2682	2682	2682	2682

Fonte: Microdados da PNAD 2007. Elaborado pelos autores..

Notas: *** estatisticamente significativo ao nível de 1%; ** estatisticamente significativo ao nível de 5%; * estatisticamente significativo ao nível de 10%; a esse número de observações possui uma representatividade de 1.518.590 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. Em relação às variáveis utilizadas, Log w é o logaritmo do salário/hora mensal; Educação corresponde aos anos de estudos; Raça representa uma variável dummy em que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; Formal representa uma variável dummy em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Sindicato representa uma variável dummy em que assume valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário.

Os resultados para a equação de rendimentos obtidos pelo procedimento de Heckman (1979), Tabela 9, sugerem que um ano a mais de estudo contribui, em média, para um retorno de 7,12% para os indivíduos que se encontram na primeira faixa, de 7,24% para os que estão na segunda faixa, 8,48%

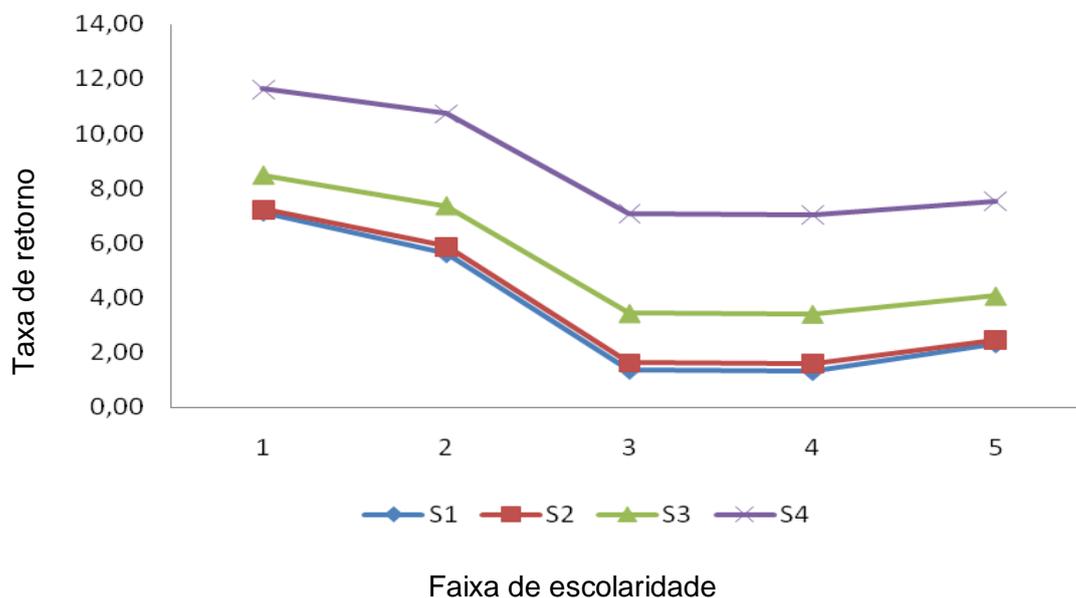
para os que possuem ensino médio, e de 11,62% para os que concluíram pelo menos um ano do ensino superior. Isso indica que os trabalhadores obtêm um retorno maior à escolaridade na medida em que passa para níveis mais elevados de ensino.

A semelhança do que foi apresentado na Tabela 7, à medida que a equação de Mincer é expandida, com a inclusão dos controles, as três primeiras faixas de ensino perdem importância na determinação dos rendimentos de forma expressiva. Essa queda pode ser visualizada na Figura 2 em que apresenta o comportamento para as taxas de retorno de todas as faixas. No eixo horizontal, o número 1 representa o resultado para a versão tradicional da equação de Mincer, considerando apenas o impacto da educação e experiência sobre os salários. A partir do número 2, outras especificações são consideradas ao incluir características dos indivíduos.

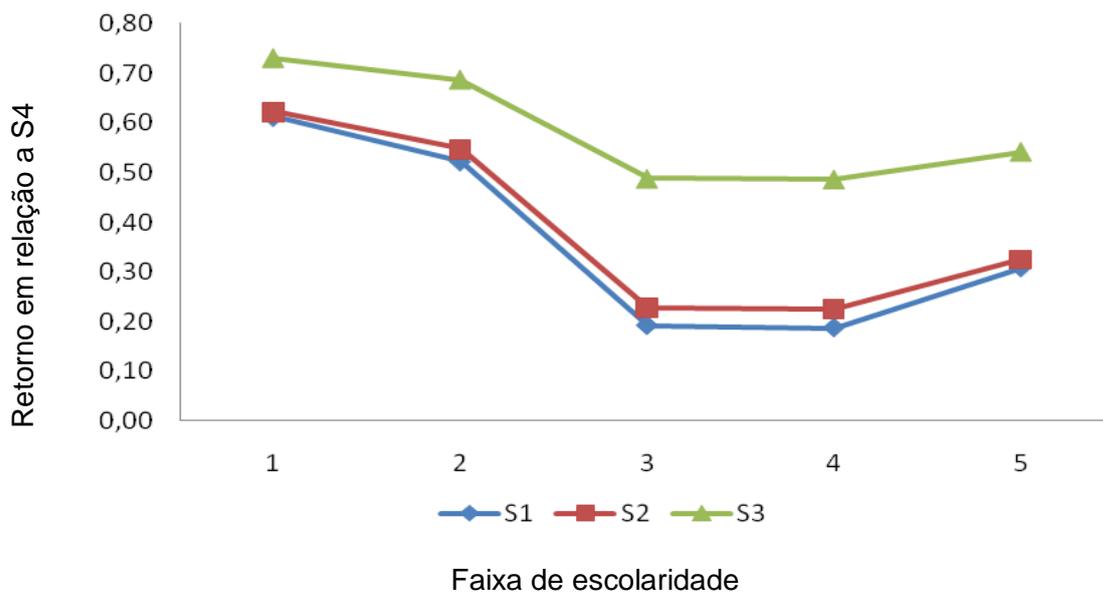
Um aspecto interessante desses resultados é quando se observa os resultados gerados para a interação entre escolaridade, raça e experiência. Ao se controlar por essa interação, o estudo traz um retorno positivo e expressivo para os rendimentos dos trabalhadores com elevado nível de educação, ou melhor, para aqueles indivíduos com nível superior completo ou incompleto. É um resultado que ocorre por conta dos baixos retornos à educação para as primeiras faixas de escolaridade.

A Figura 3 mostra a taxa de retorno para cada faixa de escolaridade em relação ao retorno de S4. Nota-se que o retorno dos quatro primeiros anos do ensino fundamental, S1, passa de pouco mais de 60% para pouco mais de 30% em relação ao ensino superior entre a primeira e a quinta especificação. O mesmo comportamento pode ser observado para os quatro últimos anos do ensino fundamental, S2. Para o ensino médio, S3, o rendimento médio passa de pouco mais de 73% para pouco mais de 50% do retorno do ensino superior entre a primeira e a quinta especificação.

Figura 2 - Taxa de retorno para cada faixa de escolaridade



Fonte: Microdados da PNAD 2007. Elaborado pelos autores.

Figura 3 - Retorno para cada faixa de escolaridade em relação ao retorno de S4

Fonte: Microdados da PNAD 2007. Elaborado pelos autores.

A Tabela 10 faz um sumário dos principais estudos sobre retorno salarial que empregaram faixa de ensino. Como pode ser visto, os resultados obtidos no presente estudo não diferem muito dos estudos realizados por Salchida, Loureiro e Mendonça (2004), Barbosa Filho e Pessôa (2006) que estudaram retorno à escolaridade para o Brasil. Para o estudo de Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2007) que estimaram os retornos à educação para o estado do Paraná, os retornos ficaram próximos apenas para as faixas de ensino médio e superior incompleto e completo.

Tabela 10 - Sumário dos estudos que utilizaram faixa de ensino para estimar retorno a escolaridade.

Estudos	Faixa de ensino			
	S1	S2	S3	s4
Salshida, Loureiro e Mendonça (2004)	12,80%	14,20%	14,70%	14,80%
Barbosa Filho e Pessôa (2006)	11,90%	14,90%	16,40%	32,80%
Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2007) ¹	4,40%	8,40%	11,00%	40,00%
Neste Estudo ¹	9,28%	9,36%	12,24%	37,70%

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: O cálculo do retorno à escolaridade para Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2009) foi obtido multiplicando o retorno apresentado pela última especificação vezes o número de anos para cada faixa de ensino. O mesmo procedimento foi realizado para calcular o retorno Neste Estudo.

Em geral, os resultados apresentados mostram que o ensino superior tem sido o que mais beneficia os trabalhadores em termos de rendimento salarial. Dessa forma, se torna fundamental estimular os indivíduos que estão terminando o ensino médio para darem continuidade aos estudos ao invés de irem trabalhar.

5. Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo estudar os retornos da educação para a Região Metropolitana de Porto Alegre, no ano de 2007. Na literatura sobre o tema, inúmeros métodos têm sido utilizados para determinar qual a taxa de retorno real para o investimento em educação. Com o intuito de explorar os resultados gerados por essas metodologias, estimou-se, inicialmente, a equação de

rendimentos proposta por Jacob Mincer (1974) e algumas extensões dela utilizando o método de variáveis instrumentais para corrigir o viés de endogeneidade, o procedimento de Garen para corrigir o viés de habilidade e o procedimento de Heckman para corrigir o viés de seleção.

Em geral, ficou evidente a importância da variável educação na determinação de rendimentos dos trabalhadores. Os resultados da análise empírica utilizando variáveis instrumentais mostraram que um ano a mais de estudo gera, em média, uma taxa de retorno de aproximadamente 17% ao controlar todas as variáveis e suas interações consideradas no presente trabalho (considerou-se o resultado da especificação da quinta coluna). Essa taxa de retorno está próxima as taxas encontradas nos estudos realizados para o Brasil, como os de Lam e Levinson (1991) e Resende e Wyllie (2006) que encontraram uma taxa de 17% e 15% respectivamente.

Ao estimar a equação de rendimentos utilizando o procedimento proposto por Garen (1984) para corrigir o viés de habilidade, mostrou que para um ano a mais de estudo, em média, a taxa de retorno é de 11,85% ao se controlar para todas as variáveis e suas interações. A comparação desse resultado com outro estudo é difícil por conta de que apenas o estudo de Sachsida, Loureiro e Mendonça empregaram esse procedimento, porém, ao invés de empregar anos de estudo utilizou-se faixa de ensino.

Os resultados para a equação de Mincer com o uso do procedimento de Heckman empregado para corrigir o viés de seleção mostram que para cada ano a mais de estudo, em média, é de 14,68%. Esse resultado é menor se comparado ao resultado obtido por Loureiro e Carneiro (2001) que obteve 18,58% para o trabalhador urbano, mas próximo ao encontrado por Rocha e Campos (2006) que a partir de dados do Censo de 2000 encontraram uma taxa de retorno de 14,7% para os trabalhadores paranaenses. Recentemente, o estudo de Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2007) encontraram uma taxa de retorno de 11%, percentual inferior ao apresentado nesse estudo.

Ao estender a estimação da equação de rendimentos para faixa de ensino, fundamental, ensino médio e superior, mostrou-se que as faixas mais elevadas de ensino são aquelas que apresentam a maior taxa de retorno. Considerando apenas a especificação tradicional da equação de Mincer, estimou-se a taxa de retorno de 7,12% para os primeiros quatro anos de estudo, 7,24% para a faixa de 5 a 8 anos de estudo, 8,48% para o ensino médio e 11,68% para o ensino superior. Porém os modelos com variáveis adicionais e de interação permitem um melhor ajuste segundo o teste LR e os critérios de informação BIC e SIC. Contudo, essas especificações mostram uma queda significativa nas taxas de retorno, presentes nas três faixas de ensino, trazendo um retorno expressivo apenas para os rendimentos dos trabalhadores que possuem ensino superior.

Em resumo, verifica-se que independente dos métodos empregados, as taxas de retorno à escolaridade são elevadas na Região Metropolitana de Porto Alegre, mostrando que o investimento em educação não deve parar quando completado o ensino fundamental ou médio. Afinal, o maior retorno salarial acontece ao atingir o nível superior e o mercado de trabalho necessita de trabalhadores com diferentes níveis educacionais.

Referências

- Barbosa Filho, F. H.; Pessôa, S. Retorno da educação no Brasil. In *Seminário de Política Econômica e Social da FGV*, Rio de Janeiro, 2006.
- Chaves, A. L. Determinação dos rendimentos na Região Metropolitana de Porto Alegre: uma verificação empírica da Teoria do Capital Humano. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 23, Número Especial, p. 399-420, 2002.
- Garen, J. The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable. *Econometrica*, vol. 52, n. 5, p. 1199-1218, 1984.

- Griliches, Z. Estimating the returns to schooling: some econometrics problems. *Econometrica*, v. 45, n. 1, p. 1119-1218, 1977.
- Heckman, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, vol. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- Heckman, J. Shadow prices, market wages and labor supply. *Econometrica*, v. 41, n. 4, p. 679-694, 1974.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro, 2007.
- Lam, D.; Levison, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: estados unidos e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 219-256, 1990.
- Loureiro, P. R. A.; Carneiro, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 5, p. 519-545, 2001.
- Mincer, J. *Schooling, experience and earning*. Columbia University Press, New York, 1974.
- Resende, M.; Wyllie, R. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 349-365, 2006.
- Rocha, M. A. A.; Campos, M. F. S. S. Diferenciais de salários no Paraná: uma análise a partir do Censo 2000. *Economia & Tecnologia*, Curitiba, v. 7, p. 93-106, 2006.
- Sachsida, A.; Loureiro, P. R. A.; Mendonça, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 249-265, Rio de Janeiro, 2004.
- Salvato, M. A.; Silva, D. G. O impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte. In: Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, V, Recife, 2007. *Anais...* Recife, ABER, 2007.
- Sampaio, A. V. Retorno da educação no Brasil em 1995 e 2005. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo, v. 7, n. 4, p. 371-401, 2008.
- Ueda, E. M.; Hoffmann, R. Estimando o retorno da educação no Brasil. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 6, n. 2, p. 209-238, 2002.
- Van Zaist, J. K.V.; Nakabashi, L.; Salvato, M. A. Retornos privados de educação individual no Paraná. *Revista EconomiA*, Campinas, 2010.