

GLAUBER FLAVIANO SILVEIRA

## **RETORNOS DA ESCOLARIDADE NO BRASIL E REGIÕES**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2011

GLAUBER FLAVIANO SILVEIRA

## RETORNOS DA ESCOLARIDADE NO BRASIL E REGIÕES

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 9 de junho de 2011.

---

Prof<sup>ª</sup> Viviani Silva Lírio

---

Prof<sup>ª</sup> Patrícia Lopes Rosado

---

Prof. João Eustáquio de Lima  
(Coorientador)

---

Prof<sup>ª</sup> Marília Fernandes Maciel Gomes  
(Orientadora)

*Aos meus pais, por serem o alicerce da minha vida.*

*Ao meu irmão.*

*À Priscila, pela imensurável compreensão e pelo apoio constante nessa caminhada.*

*... e nunca considerem seu estudo como uma obrigação, mas sim como uma oportunidade invejável de aprender, sobre a influência libertadora da beleza no domínio do espírito para seu prazer pessoal e para o proveito da comunidade à qual pertencerá o seu trabalho futuro.*

Albert Einstein

## **AGRADECIMENTOS**

À Deus, força maior da nossa existência.

À Universidade Federal de Viçosa (UFV) e ao Departamento de Economia Rural (DER), pela oportunidade de aprendizado e aperfeiçoamento profissional.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro, imprescindível para a realização do curso.

À professora e orientadora Marília Fernandes Maciel Gomes, por todo o apoio recebido ao longo do meu curso, pela dedicada orientação, pelas valiosas críticas e sugestões, e pela extrema cordialidade.

Aos professores, coorientadores, João Eustáquio de Lima e José Maria Alves da Silva, pelo apoio e sugestões enriquecedoras para a elaboração desta dissertação.

As professoras Patrícia Lopes Rosado e Viviani Silva Lírio, pelos comentários e pelas sugestões.

Aos meus pais e meu irmão, por me ensinarem a superar os desafios, pelo amor intenso, por confiarem em mim e pela eterna torcida.

À Priscila, por todo amor, carinho e pelo apoio que soube me dar em todos os momentos da minha vida acadêmica.

Aos amigos, em especial aos que estiveram sempre presentes na hora de estudar, de desenvolver os artigos das disciplinas cursadas, e de curtir momentos de descontração em Viçosa, como o Vinícius, pela companhia e amizade.

A todos que, de alguma forma, contribuíram na elaboração deste trabalho.

## **BIOGRAFIA**

GLAUBER FLAVIANO SILVEIRA, filho de Bento Luiz Silveira e Izabel Amélia e Silva, nasceu em Belo Horizonte-MG, em 31 de julho de 1983.

Em fevereiro de 2002, ingressou no curso de Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC-MG), concluindo-o em julho de 2006.

Em março de 2007, iniciou curso de Pós-Graduação *Lato Sensu* em Economia Empresarial no Instituto de Educação Continuada da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (IEC, PUC-MG), concluindo-o em dezembro do mesmo ano.

Em agosto de 2009, iniciou o Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu*, em nível de Mestrado, em Economia Aplicada na Universidade Federal de Viçosa, defendendo a dissertação em 9 de junho de 2011.

## SUMÁRIO

	<b>Página</b>
LISTA DE TABELAS .....	viii
RESUMO .....	x
ABSTRACT.....	xii
1. INTRODUÇÃO .....	1
1.1. Considerações iniciais.....	1
1.2. O problema e sua importância .....	3
1.3. Hipótese .....	6
1.4. Objetivos .....	6
1.5. Estrutura do trabalho.....	6
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	7
3. REFERENCIAL TEÓRICO .....	12
3.1. O modelo de compensação de diferenças de Mincer.....	12
3.2. Equação de rendimentos de Mincer .....	14
4. METODOLOGIA .....	17
4.1. Método de Heckman .....	17
4.2. Modelo econométrico .....	20
4.3. Fonte de dados .....	22

5. RESULTADOS .....	23
5.1. Perfil da amostra .....	23
5.2. Retornos da escolaridade em nível de Brasil .....	25
5.3. Retornos da escolaridade por região .....	30
5.4. Retornos da escolaridade por grau de instrução .....	33
6. CONCLUSÕES .....	39
REFERÊNCIAS.....	42
ANEXOS .....	47
ANEXO A.....	48

## LISTA DE TABELAS

	<b>Página</b>
1 – Perfil da amostra, Brasil e regiões, 2009 .....	24
2 – Estimativas da equação de seleção em nível Brasil e regiões.....	26
3 – Estimativas da equação de salários em nível Brasil e regiões .....	28
4 – Resumo das estimativas da equação de salário em nível das regiões .....	31
5 – Estimativas da equação de salários por grau de instrução .....	35
6 – Comparação de resultados obtidos em diferentes estudos, em percentual .....	37
A1 – Estimativas da equação de seleção, na região Norte.....	48
A2 – Estimativas da equação de salários, na região Norte .....	48
A3 – Estimativas da equação de seleção, na região Nordeste .....	49
A4 – Estimativas da equação de salários, na região Nordeste.....	49
A5 – Estimativas da equação de seleção, na região Sudeste .....	50
A6 – Estimativas da equação de salários, na região Sudeste.....	50
A7 – Estimativas da equação de seleção, na região Sul .....	51
A8 – Estimativas da equação de salários, na região Sul.....	51
A9 – Estimativas da equação de seleção, na região Centro-Oeste .....	52

A10 – Estimativas da equação de salários, na região Centro-Oeste.....	52
A11 – Estimativas da equação de seleção por grau de instrução.....	53
A12 – Estimativas da equação de salários por grau de instrução .....	54

## RESUMO

SILVEIRA, Glauber Flaviano, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, junho de 2011.  
**Retornos da escolaridade no Brasil e regiões.** Orientadora: Marília Fernandes Maciel Gomes. Coorientadores: João Eustáquio de Lima e José Maria Alves da Silva.

Um dos determinantes do desenvolvimento econômico de uma nação é o capital humano, sendo a educação um fator crucial na composição deste processo. Dada a relevância do tema, grande número de trabalhos presentes na literatura tem centrado a atenção na determinação dos retornos da escolaridade. Verifica-se, entretanto, na literatura nacional, a predominância de estudos que contemplam em sua unidade de análise o Brasil como um todo ou um Estado (Paraná), em específico. Todavia, vale ressaltar que o Brasil constitui-se de cinco diferentes regiões, e que aspectos relacionados com as diferenças regionais, sociais, culturais, institucionais e econômicas devem ser considerados, principalmente quando se deseja obter maior acerto quanto às medidas implementadas. Neste sentido, no presente trabalho buscou-se avaliar os retornos da escolaridade no Brasil e em suas regiões, em 2009, bem como analisar de que modo o grau de instrução (fundamental, médio ou superior) afeta o retorno da escolaridade dos indivíduos do sexo masculino e feminino. A modelagem teórica utilizada para atender os objetivos propostos foi a equação de salários de Mincer (1958, 1974). Adicionalmente, utilizou-se o método de Heckman (1974, 1979), pois ele possibilita, por meio de um modelo de seleção amostral (Probit), a correção do viés de seleção das informações dos salários, e utilizam-se as variáveis escolaridade dos

homens e das mulheres, experiência e *dummies* para identificar se o indivíduo é branco, sindicalizado, casado e se possui filhos. Os resultados evidenciaram que o retorno da escolaridade no Brasil é positivo, tanto para os homens quanto para as mulheres, o que sinaliza que a educação agrega retornos positivos ao salário. O retorno da escolaridade para os homens foi de 11,06% e para as mulheres de 9,89%, no período de análise. A variável experiência apresentou comportamento semelhante ao observado para a variável escolaridade, ou seja, ela foi positiva e significativa, o que evidencia que maior experiência leva ao aumento de salário, mas a taxas decrescentes, uma vez que o coeficiente da variável experiência ao quadrado foi negativo. A variável raça indicou que os trabalhadores brancos não ganham mais do que os não brancos, enquanto a variável sindicato indicou que os indivíduos que são associados a algum sindicato tendem a ter um retorno salarial maior em relação aos indivíduos não sindicalizados. Na análise em que foram destacadas as diferenças regionais, constatou-se a existência de heterogeneidade entre as regiões, sendo a região Norte a que apresentou o menor retorno da escolaridade e a região Centro-Oeste, o maior retorno. Além disso, os resultados regionais, quando se tem a influência do sexo, indicaram que os indivíduos do sexo feminino possuem taxas de retorno da escolaridade menores que as verificadas para os homens. Por fim, na análise por grau de instrução, verifica-se que os retornos da escolaridade são crescentes e o que o ensino superior é o que traz maior retorno salarial. Enquanto os primeiros quatro anos do ensino fundamental trazem um retorno de 6,35% (6,91%) para os homens (mulheres), o nível superior promove um retorno de 11,24% para os homens e 10,14% para as mulheres. A partir destes resultados, é possível sugerir aos formuladores de políticas públicas e às instituições privadas que especial atenção deve ser dada aos investimentos realizados no nível superior de ensino, de modo que a opção por aumentar o grau de instrução seja uma escolha mais atrativa para a população. Entretanto, isso não implica dizer que os níveis fundamentais e médios não necessitem de atenção, pelo contrário, é prudente investir nestes níveis para que mais indivíduos possam chegar ao nível superior. Com isto, haveria tendência de elevação da produtividade do trabalhador brasileiro e, conseqüentemente, aumento no crescimento da economia.

## ABSTRACT

SILVEIRA, Glauber Flaviano, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, June, 2011.  
**Return to schooling in Brazil and regions.** Adviser: Marília Fernandes Maciel Gomes. Co-advisers: João Eustáquio de Lima and José Maria Alves da Silva.

One of the determinants of economic development of a nation is human capital, being education a crucial factor in the composition of this process. Given the relevance of the issue, a large number of papers in the literature has focused attention on determining the returns to schooling. There is, however, in the national literature, the predominance of studies that address its unit of analysis in Brazil as a whole or a specific state (Parana). However, it is noteworthy that Brazil is made up of five different regions, and that issues related to regional, social, cultural, institutional and economic differences should be considered, especially when you want to achieve greater accuracy of the implemented measures. In this sense, the present study sought to evaluate the returns to schooling in Brazil and its regions in 2009, and to examine how the level of education (primary, secondary or higher) affects the return to schooling for male and female individuals. The theoretical model used to meet the proposed objectives was the Mincer (1958, 1974) wage equation. Additionally, we used the method of Heckman (1974, 1979) because it allows, through a sample selection model (Probit), correction of selection bias of the wage information, and also used as variables men and women education, experience, and dummies to identify whether the individual is white, unionized, married and has children. The results showed that the return to schooling in

Brazil is positive, both for men and for women, which indicates that education brings positive returns to the salary. The return to schooling for men was 11.06% and for women 9.89% in the period of analysis. The variable experience showed a pattern similar to that observed for the education variable, that is, it was positive and significant, which shows that greater experience leads to increased wages, but at decreasing rates, since the coefficient of the squared experience variable was negative. The race variable indicated that white workers do not earn more than non-whites, while the variable union indicated that individuals who are associated with a union tend to have a higher wage return in relation to those that are not. In the analysis that were highlighted regional differences, there was the existence of heterogeneity between regions, and that the North region had the lowest return to schooling and the Midwest, the highest return. In addition, the regional results, when it has the effect of gender indicated that females have rates of return to education lower than those found for men. Finally, in the analysis by education level, it appears that the returns to schooling are increasing and that higher education brings greater salary return. While the first four years of elementary school bring a return of 6.35% (6.91%) for men (women), higher education promotes a return of 11.24% for men and 10.14% for women. From these results, it is possible to suggest to public policy makers and to private institutions that special attention should be given to investments in higher education, so that the option to increase the level of education turns into a more attractive choice for population. However, this does not imply that the primary and secondary levels do not require attention, rather, it is prudent to invest at these levels so that more individuals can reach the higher level. With this, there would be a tendency of increase in the productivity of Brazilian workers and consequently of increase in the economy's growth.

## 1. INTRODUÇÃO

### 1.1. Considerações iniciais

Entre os determinantes do crescimento econômico costumam ser destacados os fatores primários de produção, a terra, o capital e o trabalho (CASTILHO, 2003). Contudo, é cada vez mais reconhecida a importância do chamado capital humano, por apresentar um caráter multiplicador. O conceito de capital humano reporta à ideia de que os indivíduos optam pelo quanto gastar em educação, treinamento e aperfeiçoamento, levando em consideração os custos desse investimento, de um lado, e os benefícios, em termos de ascensão social, de outro (MORETTO, 1997; VASCONCELLOS, 2004). Trata-se, portanto, de um modelo em que o indivíduo decide investir em capital humano, tendo em vista o custo e o benefício de cada ano a mais de escolaridade (SACHSIDA *et al.*, 2004).

Segundo Langoni (1974), a educação é um fator crucial no desenvolvimento econômico dos países, uma vez que o crescimento do nível educacional médio da população tende a levar não só ao aumento da renda *per capita*, como também à melhor distribuição da renda nacional.

Por isso, os retornos da escolaridade têm recebido, cada vez mais, a atenção por parte dos economistas, como destaca Card (2001), e são relativamente recentes na economia. O início dessa discussão remete aos trabalhos de Mincer (1958, 1974) e de Becker (1962, 1975), que definiram um método com o intuito de estimar o retorno do

investimento em capital humano. No entanto, a estimação da equação de Mincer pode apresentar um viés de seleção amostral, resultando assim em estimativas não confiáveis. Para corrigir este tipo de erro, Heckman (1974) propôs um novo modelo e iniciaram-se, a partir daí, estudos com a correção do viés de seleção. No Brasil, o estudo de Kassouf (1998) foi o pioneiro, e trabalhos posteriores foram realizados por Loureiro e Carneiro (2001), Sachsida *et al.* (2004) e Resende e Wyllie (2006).

Mincer (1981), ressalta ainda que à medida que a acumulação de capital humano ocorre, haverá crescimento individual na renda e, com isto, melhora nos indicadores sociais do país. Neste sentido, o retorno da escolaridade é visto como quanto a mais um indivíduo tende a ganhar, num dado espaço de tempo, com a obtenção de um ano a mais de escolaridade. De acordo com Monteiro *et al.* (2009), os retornos da escolaridade podem ser decrescentes ou crescentes. Os retornos decrescentes indicam que a elevação no nível de escolaridade está relacionada à menor taxa de acréscimo nos ganhos de renda. Já os retornos crescentes indicam maior taxa de acréscimo nos ganhos de renda, enquanto os retornos constantes, por sua vez, pressupõem elevações constantes nos ganhos de renda.

Psacharopoulos e Patrinos (2004), ao analisarem os retornos da escolaridade em vários países, constataram que esses tendem a diferir-se muito entre as nações e indicaram, ainda, que mais pesquisas sobre os benefícios sociais da educação são necessárias, principalmente para os países em desenvolvimento. Hall e Jones (1999), por sua vez, investigaram as razões pelas quais a produção por trabalhador pode variar muito entre os países e concluíram que isso se deve a diferenças institucionais e políticas inerentes a cada nação. Entretanto, Bils e Klenow (2000) e Venniker (2001), utilizando o modelo minceriano calibrado para quantificar a intensidade do efeito da escolaridade sobre o crescimento econômico de países selecionados, concluíram que o canal da escolaridade para o crescimento é fraco para explicar mais de um terço da relação observada entre escolaridade e crescimento.

No Brasil, um estudo realizado por Sachsida *et al.* (2004), com dados referentes ao ano de 1996, mostra, a partir do modelo minceriano, que as taxas dos retornos da escolaridade passaram de 12,79% para indivíduos com quatro anos de estudo para 14,84%, para indivíduos com 16 anos de estudo, indicando a existência de retornos crescentes da escolaridade.

Em geral, estudos como os citados têm por base a função minceriana, que relaciona o logaritmo dos rendimentos dos indivíduos com os seus respectivos anos de escolaridade e de experiência de trabalho. Esta abordagem é uma das mais utilizadas na literatura, entretanto não é a única. O conceito da Taxa Interna de Retorno (TIR) é outra abordagem usualmente adotada, e segundo os autores adeptos desta linha ela é mais apropriada para refletir o retorno da escolaridade do que os coeficientes mincerianos, que deveriam ser abordados como sendo os preços marginais da educação. O artigo de referência inicial desta linha é Langoni (1974), que realizou seu trabalho com base no censo de 1970, enquanto os estudos mais recentes foram realizados por Holanda-Filho e Pessoa (2008) e Moura (2008).

Moura (2008), por exemplo, estimou os retornos da escolaridade em nível de Brasil e utilizou dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), no período de 1992 a 2004. Os resultados obtidos mostraram que a ascensão ao ensino fundamental eleva o retorno em 6,24%, a ascensão ao ensino secundário aumenta 10,25% e, por fim, a ascensão em nível superior eleva em 13,48%. Percebe-se, portanto, que os resultados obtidos pelo uso da TIR confirmam as constatações dos estudos que utilizaram a equação de Mincer, de que os retornos da escolaridade tendem a ser crescentes.

Em face do apresentado, julga-se relevante ampliar o conhecimento acerca dos retornos da escolaridade no Brasil e em suas regiões, com vistas à melhor compreensão dos efeitos dos diferentes níveis de ensino sobre esses retornos, tendo como base o modelo minceriano.

## **1.2. O problema e sua importância**

A educação é um dos mais importantes componentes na determinação da qualidade do capital humano, por isso diversos pesquisadores têm centrado a atenção na avaliação dos retornos da escolaridade. Na literatura nacional, a predominância de estudos que contemplam em sua unidade de análise o Brasil como um todo ou um Estado (Paraná), em específico. Todavia, vale ressaltar que o Brasil constitui-se de cinco diferentes regiões, e que aspectos relacionados com as diferenças regionais, sociais, culturais, institucionais e econômicas devem ser considerados, principalmente

quando se deseja obter maior acerto quanto às medidas implementadas, como salientam Dias e Dias (2007).

No Brasil, de acordo com os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2011), o número médio de anos de estudo das pessoas que possuem 10 anos ou mais de idade nas regiões Norte e Nordeste é menor do que o verificado nas demais regiões do país, refletindo as diferenças regionais. Na região Nordeste a média, em 2009, foi de 6,02 anos de estudos, enquanto na região Sudeste esse número foi quase 30% maior (7,81 anos). Outro aspecto destacado por Vieira *et al.* (2008), que demonstra as diferenças regionais, é a observação do Produto Interno Bruto *per capita* e da taxa de analfabetismo da população de cada região do País. Em 2007, o PIB *per capita* da região Nordeste (R\$562,00/mês) correspondeu a 35% do PIB *per capita* da região Sudeste (R\$1.606,00/mês) e o total de pessoas analfabetas no Nordeste, em 2009, chegou a quase 17%, enquanto no Sudeste essa taxa foi de 5,2% (IBGE, 2011).

Diante deste contexto, busca-se, neste trabalho, ampliar o conhecimento acerca da avaliação do retorno da escolaridade no País, uma vez que se pretende avaliar esses retornos tanto em termos da unidade federativa quanto de suas regiões, em face das especificidades presentes em cada uma delas.

Adicionalmente, este estudo também avança ao determinar qual o grau de instrução (fundamental, médio ou superior) é mais importante na geração de renda e de crescimento econômico do País e de suas regiões, dado que em diversos trabalhos tem-se buscado verificar se os retornos da escolaridade no Brasil são crescentes com relação ao grau de instrução, como os estudos realizados por Psacharopoulos (1987), Leal e Werlang (1991) e Holanda-Filho e Pessôa (2008). Psacharopoulos (1987), ao analisar os retornos da escolaridade, com base no censo de 1980, observou que esses se mostravam crescentes por nível de escolaridade, com taxa de retorno média estimada de 15%. Leal e Werlang (1991), por sua vez, ao analisarem o período de 1986 a 1989 com dados da PNAD, encontraram retornos decrescentes ao comparar os quatro primeiros anos do ensino fundamental com os quatro últimos anos. O retorno da escolaridade foi de 16% para os quatro primeiros anos e de 8,4% para os quatro últimos. Já Holanda-Filho e Pessôa (2008), com dados da PNAD, do Censo Demográfico de 2000, da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) e do INEP, obtiveram um retorno da escolaridade crescente, passando de 26,8% para indivíduos com oito anos de estudos completos para 32,8% no caso de indivíduos com 16 anos de estudos.

Outro aspecto que merece destaque é o fato de a maior parte dos estudos brasileiros sobre o retorno da escolaridade ser realizada sem a diferenciação do sexo. Exceções são os estudos de Sedlacek e Santos (1991), Kassouf (1994) e Loureiro e Carneiro (2001).

Estudos, como os citados, indicam a existência de diferenças significativas no retorno da escolaridade alcançado por homens e mulheres. Kassouf (1994), por exemplo, que utilizou como fonte de dados a Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição de 1989, obteve um retorno de 7,2% para os homens e 8,5% para os indivíduos do sexo feminino. Já no estudo Loureiro e Carneiro (2001), com dados da PNAD de 1998, os retornos obtidos para os indivíduos do sexo masculino foram de 12,7% e para as mulheres, de 16,3%.

Portanto, percebe-se que existem diferenças entre os resultados obtidos pelos autores até aqui descritos. Ora tem-se maior retorno para os homens, ora para as mulheres. Dada essa falta de definição, é relevante a análise dos retornos da escolaridade com a diferenciação do sexo.

Verifica-se, assim, que os retornos da escolaridade tendem a diferir quando se considera o grau de instrução do indivíduo e quando também se inclui a diferenciação do sexo. Ademais, como destaca Almeida (2001), os recursos governamentais são escassos e deve-se priorizar o investimento educacional onde exista maior potencial de alavancar o crescimento da economia.

Além do mais, a adoção de um conjunto de variáveis de controle ou características específicas das pessoas<sup>1</sup> pode gerar estimativas mais legítimas dos retornos da escolaridade. Zaist *et al.* (2010), por exemplo, com dados da PNAD de 2005, incorporam, dentre outras variáveis, a experiência e a raça e observaram que estas variáveis possuem efeito positivo sobre a escolaridade do indivíduo. Nesse sentido, é sensato verificar como as estimativas do retorno da escolaridade são alteradas ao se considerar a incorporação das características específicas das pessoas no modelo.

Portanto, este estudo contribui ao avaliar os retornos da escolaridade dos homens e das mulheres no Brasil e em suas regiões a partir de uma função de capital humano, com vistas a determinar que grau de instrução (fundamental, médio ou superior) é mais

---

<sup>1</sup> Segundo Sachsida *et al.* (2004), estas são variáveis que podem ter influência sobre a decisão do nível de escolaridade de um indivíduo. Neste trabalho as variáveis de controle ou características específicas das pessoas serão as variáveis comumente adotadas na literatura, a saber: experiência, raça, sindicato, estado civil e filhos.

importante na geração de renda e de crescimento econômico, bem como verificar em que medida as variáveis de controle alteram os resultados estimados. De acordo com Barros *et al.* (2000, 2002), esses dados podem vir a contribuir para que os formuladores de políticas públicas e as instituições privadas concentrem seus esforços onde exista maior potencial de elevar os retornos da escolaridade e, conseqüentemente, alavancar o crescimento da economia.

### **1.3. Hipótese**

A hipótese principal deste estudo é que os investimentos em capital humano, por meio da educação no Brasil, apresentam retornos diferenciados por região, sexo e grau de instrução.

### **1.4. Objetivos**

O objetivo geral proposto neste trabalho foi avaliar os retornos da escolaridade no Brasil e em suas regiões, em 2009.

Os objetivos específicos constituíram-se em:

- a) estimar o retorno da escolaridade por grau de instrução (fundamental, médio ou superior); e
- b) avaliar o efeito de características específicas das pessoas sobre a relação renda-escolaridade.

### **1.5. Estrutura do trabalho**

Este trabalho está organizado em mais quatro seções, além da introdução. A segunda seção apresenta o referencial teórico e a seção seguinte trata da metodologia de análise. Posteriormente, tem-se a discussão dos resultados encontrados e, em seguida, são descritas as considerações finais, ressaltando as principais conclusões.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Estudos sobre os retornos da escolaridade foram iniciados por Mincer (1958, 1974), com a finalidade de mostrar como as taxas de retornos sociais e privadas interferem no crescimento da economia. Segundo o autor, a contribuição do capital humano para o crescimento econômico é mais elevado quanto maior for a existência de capital físico. Assim, é apresentada uma equação-padrão para salários reais, da qual deriva os ganhos adicionais advindos da escolaridade e experiência.

Psacharopoulos (1987) realizou uma síntese dos estudos que buscaram aplicar a equação de Mincer no intuito de medir as taxas de retornos da escolaridade em vários países. Como resultado comum, os trabalhos para diversos países demonstraram que os retornos da escolaridade diferem consideravelmente entre nações.

No caso específico do Brasil, Behrman e Birdsall (1983), a partir dos dados do censo demográfico de 1970, estimaram o retorno da escolaridade via equação de Mincer, modificada para considerar a qualidade da educação. Deste modo, a qualidade foi definida conforme a situação geográfica do domicílio e em função da alocação de recursos públicos destinados à educação, expressa pela qualificação do professor. O retorno da escolaridade variou entre 11,1 e 20,5%.

Lam e Levison (1990) compararam o retorno da educação entre homens brasileiros e norte-americanos, usando o modelo de capital humano, com dados de 1985, e verificaram que o retorno de educação eleva conforme a idade aumenta, isto é, os retornos são crescentes. Além disso, observaram que as taxas de retorno para o Brasil

eram maiores que as encontradas para os Estados Unidos, e que no Brasil o retorno ficou entre 9,4 e 16,4% para as pessoas com mais de 18 anos. Já Leal e Werlang (1991) estimaram os retornos em educação no Brasil de 1986 a 1989, a partir dos dados da PNAD, e observaram que os retornos são decrescentes, quando avaliaram o ensino fundamental. Para os quatro primeiros anos do ensino fundamental, a taxa observada foi de 16% e para os quatro últimos, de 8,4%.

No estudo realizado por Sedlacek e Santos (1991) sobre a participação da mulher no mercado de trabalho, com dados da PNAD e do IBGE de 1983 a 1988, os coeficientes obtidos, através do controle para a renda dos maridos e equações de probit para as áreas metropolitanas do Rio Janeiro, de São Paulo e do Recife, foram negativos para o nível mais baixo de escolaridade (exceto no Rio de Janeiro) e positivos para os indivíduos com mais de oito anos de estudo.

Lam e Schoeni (1993) estimaram taxas marginais de retorno por nível de escolaridade para o Brasil, em 1982. Os autores incorporaram à equação de retornos variáveis relativas à estrutura e às características das famílias dos indivíduos variáveis como escolaridade dos pais e da esposa, situação do domicílio e raça. Os retornos obtidos foram crescentes e as estimativas para as equações sem (com) as variáveis familiares, por anos de estudo, são: um ano: 23,4% (18,2%); oito anos: 140% (98%); e 15 anos: 246% (168%).

Utilizando o método de Heckman em dois estágios com o emprego da razão de Mills para evitar erros de especificação (heteroscedasticidade tratada com matriz de White) e os dados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição de 1989, Kassouf (1994) obteve um retorno de 8,5% para os indivíduos do sexo feminino e de 7,2% para os do sexo masculino.

Birdsall e Behrman (1996) realizaram um estudo com o intuito de verificar a qualidade da educação e o efeito de fatores específicos incorporados à equação de rendimentos. A qualidade é avaliada pela escolaridade dos professores, e outros controles são feitos com dados de homens em grupos de idade distintos para os levantamentos do Censo Demográfico de 1970 e 1980. Os retornos estimados foram de 17,4 a 29,6% para os homens de 25 a 45 anos e de 15,4 a 41,8% para os homens de 15 a 35 anos de idade.

Novo estudo realizado por Kassouf (1998), com dados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição de 1989, indicou que os retornos da educação para os homens do setor

formal (informal) foram de 19,1% (6,2%) e no caso das mulheres de 21,9% (14,5%). Nesse estudo utilizou-se, no primeiro estágio, o procedimento de Heckman multinomial, tendo em vista a perspectiva de estratégias distintas para os ocupados no setor formal, informal e os não ocupados, e foram realizadas ainda estimativas por gêneros, controladas por raças e regiões do País.

Soares e Gonzaga (1999) fizeram um estudo utilizando a determinação endógena dos setores duais por meio do modelo *switching-regression*, proposto por Dickens e Lang (1985). Foram realizados quatro tipos de estimações, a saber: modelos do tipo dual, primário e secundário; competitivo; e unissetor ou não linear. Os resultados obtidos foram de 23% para o dual primário e 11,8% para o dual secundário. A estimação pelo modelo competitivo gerou retorno de 15,4%. Por fim, para o modelo não linear, o retorno variou de -0,31 até 84,4%.

Menezes-Filho *et al.* (2000) analisaram a evolução da distribuição dos salários no Brasil nas décadas de 1980 e 1990 por meio da formulação de MaCurdy e Mroz (1991), aplicada para repetidas *cross-section*. Foram estimados os retornos para educação lineares com os dados grupados da amostra para quantis de renda e níveis educacionais, buscando evidência empírica para as motivações da desigualdade salarial no Brasil. Os resultados indicaram que a diferença nos retornos da escolaridade entre os grupos de mais de 11 anos de estudo e aqueles que possuem de 9 a 11 anos de estudo varia entre 7,5 e 9,6%.

Uma análise dos retornos da escolaridade nos setores rural e urbano no Brasil foi realizada por Loureiro e Carneiro (2001). Os autores, com dados da PNAD de 1998, propuseram a decomposição de causas por meio de Blinder-Oaxara (equações distintas para cada valor dos atributos incidentes), combinada ao procedimento de dois estágios de Heckman, e realizaram a estimação por raça, gênero e situação do domicílio. Os retornos obtidos no meio urbano foram de 16,8% para os homens, 20,9% para as mulheres, 11,4% para os indivíduos brancos e 14,7% para os pardos. No meio rural os retornos foram de 12,7, 16,3, 12,5 e 11,6%, para estas categorias.

Uma avaliação dos retornos do grau de instrução para um período mais longo foi realizada por Blom *et al.* (2001), com os dados da PNAD, para o período 1982 a 1998. Os resultados apontaram para a convexidade dos retornos, isto é, tornaram-se crescentes. Segundo os autores, enquanto as taxas médias de retornos caíram para o primário em

26%, ginásio em 35%, secundário em 8%, o terciário aumentou em 24%. Houve, portanto, uma mudança estrutural nas taxas de retorno obtidas no período analisado.

Dias e McDermott (2003) testaram o efeito de taxas de retornos crescentes para a escolaridade para vários países, com o objetivo de construir suas respectivas funções de capital humano. Utilizando dados do *World Values Survey* (WVS) para o Brasil, foi estimada uma *spline-function* com *threshold effect*, e os autores constataram que os retornos crescentes de escala estiveram presentes a partir do término do ensino fundamental. Com isso, a taxa média de retorno estimada para o Brasil aumentaria em 31% com o acesso à educação de nível superior, e ainda o retorno seria positivo a partir de 4,5 anos de escolaridade.

Sachsida *et al.* (2004) realizariam uma análise do retorno da escolaridade em nível de Brasil. Os autores usaram procedimentos em *cross-section* e dados empilhados da PNAD de 1992 a 1999 e estimaram quatro modelos com conjuntos de explicativas distintos: MQO, Heckman, Garen e Pseudopainel. Os resultados para o procedimento de Heckman indicaram que as estimativas variam de 12,9%, em *cross-section*, até 14,7%, para o caso de dados empilhados.

Resende e Wyllie (2006) realizaram uma revisão dos trabalhos anteriores e inovaram ao utilizar uma base de dados diferenciada, a Pesquisa Sobre Padrão de Vida, além de estimarem a forma não linear. Os resultados mostraram que as taxas de retornos corrigidas para o sexo masculino e o feminino foram de 12,6 e 15,9%, respectivamente, e que os retornos foram decrescentes.

Já a influência racial no rendimento foi analisada por Sampaio (2007), a partir dos dados da PNAD de 2004, em nível de Brasil e do estado do Paraná. Com uso de três métodos econométricos distintos, o autor verificou que a escolaridade média no Brasil foi de 8,26 anos e que a raça branca recebia mais que as raças indígenas, preta e parda.

Monteiro *et al.* (2009), trabalhando com a PNAD de 2003 a 2007 para o Brasil e seus estados, verificaram que no país os retornos crescentes ocorreram a partir de 4,8 anos de estudo e que o retorno da escolaridade foi de 15,85% para os homens e 5,72% para as mulheres, em 2007.

Zaist *et al.* (2010) estimaram os retornos da escolaridade dos trabalhadores nos setores privados da economia paranaense por meio do método de Heckman, utilizando para tanto dados da PNAD de 2005. Os resultados indicam que o retorno da educação varia entre 1,6 e 10,05%. Ademais, os autores incorporaram a experiência e a raça e

observaram que estas variáveis possuem efeito positivo sobre a escolaridade do indivíduo.

Em resumo, verifica-se que a maior parte dos estudos sobre o retorno da escolaridade foi realizada para o Brasil e que nem todos fizeram a diferenciação do sexo e consideraram a questão do viés de seleção. Diante deste contexto, pretende-se ampliar o conhecimento acerca da avaliação do retorno da escolaridade nas regiões brasileiras, considerando a diferenças entre os sexos e as potencialidades de viés de seleção através da equação de salários de Mincer (1958) e do método de Heckman (1979).

### 3. REFERENCIAL TEÓRICO

Os estudos que tratam do retorno da escolaridade baseiam-se no modelo de Mincer, que é empregado quando se deseja estimar uma função de retornos da escolaridade, da qualidade da escolaridade e, ainda, quando se almeja mensurar o choque da experiência de trabalho sobre as diferenças salariais entre indivíduos, como destaca Heckman *et al.* (2003). Griliches (1977) mostrou que a equação de salários, ou equação minceriana, pode ser especificada da seguinte maneira:

$$w_i = \ln W_i = \alpha + \beta S_i + \delta X_i + u_i \quad (1)$$

em que  $i$  representa o indivíduo;  $W$ , a renda ou salário;  $S$ , uma medida de escolaridade tomada, em geral, em número de anos de escolaridade ou graus completos;  $\beta$ , o retorno da escolaridade, representando a variação marginal da renda com relação à escolaridade;  $X$ , o conjunto de variáveis de controle que podem ter efeito sobre a renda; e  $u$ , o distúrbio aleatório que contempla todas as forças não diretamente explicadas no modelo, mas que podem ter influência sobre os ganhos do indivíduo.

#### 3.1. O modelo de compensação de diferenças de Mincer

Mincer (1958) explicou como as pessoas tendem a ter diferentes rendimentos ao longo da vida a partir dos diferentes níveis de escolaridade, com base no princípio da compensação de diferenças. Nesse modelo, é pressuposto que todos os indivíduos

possuem capacidades idênticas *ex-ante*, o que implica que eles precisam de um diferencial compensador para se manterem por mais tempo na escola, pois a formação acadêmica leva tempo, e cada ano adicional desta adia os seus ganhos em mais um ano. Também, os indivíduos que se dedicam mais à educação necessitam vislumbrar maiores retornos ao sair, uma vez que possuem maior conhecimento para a realização de uma dada atividade. Desse modo, se os indivíduos com quantidades diferentes de treinamento forem compensados pelos custos de formação, sob a pressuposição de que esses custos serão constantes ao longo de sua vida, será possível estimar a extensão compensatória necessária para que esse indivíduo tenha incentivo para obter um ano a mais de educação.

O tamanho do diferencial de compensação é determinado ao equiparar o valor presente de fluxos de receitas líquidas de custos associados com os diferentes níveis de investimento, como apresentado, respectivamente, nas equações descritas a seguir:

$$V_n = a_n \sum_{t=n+1}^l \left( \frac{1}{1+r} \right)^t \quad (2)$$

$$V_n = a_n \int_n^l e^{-rt} dt = \frac{a_n}{r} (e^{-rn} - e^{-rl}) \quad (3)$$

em que  $V_n$  é o valor presente dos ganhos associados em nível de escolaridade  $n$ ;  $l$ , a duração da vida ativa, para todas as pessoas;  $a_n$ , o salário anual dos indivíduos, com  $n$  anos de formação;  $r$ , a taxa de juros determinada externamente;  $t$ , o tempo, em anos;  $d$ , a diferença na quantidade de rendimentos, em anos; e  $e$ , a base dos logaritmos naturais. A equação (2) indica, de forma discreta, que o valor atual dos ganhos associados em nível de escolaridade é função do salário anual dos indivíduos, da taxa de juros e do tempo. Já a equação (3) demonstra a mesma relação, porém na forma contínua. Portanto, o equilíbrio é caracterizado por escolhas de escolaridade heterogênea e requer que os indivíduos sejam indiferentes entre os níveis de escolaridade.

De outro modo, tem-se que o valor presente dos ganhos de vida para um dado indivíduo com  $n-d$  anos de escola é:

$$V_{n-d} = \frac{a_{n-d}}{r} (e^{-r(n-d)} - e^{-rl}) \quad (4)$$

Assim sendo, a razão ( $k_{n,n-d}$ ) de ganhos anuais de pessoas diferentes por  $d$  anos de formação é encontrada quando  $V_n = V_{n-d}$ , e pode ser escrita como:

$$k_{n,n-d} = \frac{a_n}{a_{n-d}} = \frac{e^{-r(n-d)} - e^{-rl}}{e^{-rn} - e^{-rl}} = \frac{e^{r(l+d-n)} - 1}{e^{r(l-n)} - 1} \quad (5)$$

De acordo com Mincer (1958), esse modelo mostra que, dada uma mesma quantidade ( $d$ ), as diferenças nos ganhos anuais, correspondentes aos vários níveis de formação, não ocorrem por meio de uma constante aditiva, mas sim por um fator multiplicativo. Esta conclusão continua a ser importante e praticamente inalterada quando, além do custo do adiamento de renda, as despesas de formação são consideradas. Ou seja, o elemento de custo adicional, naturalmente, amplia as diferenças de compensação em ganhos, em particular no ensino superior, mas o resultado não se altera.

Ademais, ao definir a taxa interna de retorno da escolaridade como a taxa de desconto que iguala os fluxos de receitas de vida para as escolhas de diferentes níveis de educação, tem-se que a taxa interna de retorno é igual à taxa de juros. Por isso, o coeficiente de anos de estudo em uma regressão de Mincer produz uma estimativa da taxa interna de retorno e, ainda, reflete o aumento percentual das receitas de vida associada com um ano de escola, quando  $t$  é elevado.

### 3.2. Equação de rendimentos de Mincer

Mincer (1974) forneceu uma teoria relativamente nova e apresentou evidências empíricas sobre o processo de acumulação de capital humano. De acordo com o autor, o salário observado é o retorno aos serviços do trabalhador, incluindo o retorno de seus investimentos anteriores à sua formação menos o valor atual de suas aquisições de conhecimento.

O poder da modelagem minceriana, de acordo com Hall (1975), provém da sua suposição de que os trabalhadores investem em capital humano, tendo em vista a maximização do valor presente dos ganhos durante o seu horizonte de vida esperado. O salário bruto começa com um baixo nível, que representa o retorno ao trabalho bruto e à educação formal, e sobe ao longo da vida com o acúmulo de capital que o trabalhador vai adquirindo. O salário líquido, por sua vez, sobe mais rapidamente porque é a

diferença entre o retorno ao trabalho e o crescimento do fluxo de investimentos. Em outras palavras, tem-se que a teoria da formação dos salários de Mincer é uma aplicação da clássica teoria econômica, em que o indivíduo busca maximizar a sua satisfação em virtude de uma restrição orçamentária.

O trabalho desenvolvido por Mincer (1974) foi baseado em um modelo de identidade de contabilidade e concentra-se na dinâmica do ciclo de vida dos ganhos e na relação entre os ganhos observados, os ganhos potenciais e o investimento em capital humano, tanto em termos de educação formal como de investimento no trabalho. Desse modo, se  $V_n$  é o valor presente (no início da escola) dos rendimentos totais obtidos pelo indivíduo ao longo de sua vida, de modo semelhante à equação (3);  $q$ , o período de trabalho;  $a_n$ , o salário anual de um indivíduo, com  $n$  anos de formação;  $r$ , a taxa em que os ganhos futuros serão descontados;  $t$ , o tempo em anos;  $d$ , a diferença na quantidade de rendimentos em anos, em termos contínuos, tem-se:

$$V_n = a_n \int_n^{q+n} e^{-rt} dt = \frac{a_n}{r} (1 - e^{-rq}) e^{-rn} \quad (6)$$

De modo semelhante, o valor presente dos rendimentos vitalícios (obtidos ao longo da vida) de um dado indivíduo com  $n-d$  anos de escola é:

$$V_{n-d} = a_{n-d} \int_{n-d}^{q+n-d} e^{-rt} dt = \frac{a_{n-d}}{r} (1 - e^{-rq}) e^{-r(n-d)} \quad (7)$$

Portanto, a razão entre os rendimentos anuais após  $n$  anos e os rendimentos após  $n-d$  anos de escola ( $k_{n,n-d}$ ) é encontrado quando  $V_n = V_{n-d}$ :

$$k_{n,n-d} = \frac{a_n}{a_{n-d}} = \frac{(1 - e^{-rq}) e^{-r(n-d)}}{(1 - e^{-rq}) e^{-rn}} = \frac{e^{-r(n-d)}}{e^{-rn}} = e^{rd} \quad (8)$$

A partir da definição de  $k_{n,0} = \frac{a_n}{a_0} = k_n = e^{rn}$ , em termos logarítmicos, tem-se que:

$$\ln a_n = \ln a_0 + rn \quad (9)$$

Essa última equação exibe a conclusão básica de que elevações percentuais nos rendimentos são estritamente proporcionais às diferenças absolutas de escolaridade, com a taxa de retorno sendo o coeficiente de proporcionalidade. Ou seja, a equação (9) mostra que o logaritmo dos rendimentos é uma função estritamente linear do tempo gasto na escola.

Diante deste fato, Mincer (1958, 1974) expôs que esse modelo produz uma série de implicações interessantes. O autor destacou alguns pontos:

a) os indivíduos com maiores escolaridades tendem a obter maiores salários anuais;

b) a diferença de rendimentos entre indivíduos diferentes por  $d$  anos de formação é maior, quanto maior a taxa na qual o rendimento futuro é descontado, ou seja, quanto maior o sacrifício envolvido no ato de prorrogação de renda; e

c) a relação de ganhos dos indivíduos com níveis de educação diferentes por um número fixo de anos é relativamente constante entre os diferentes níveis de escolaridade, isto é, esta diferença não é dependente do período de trabalho ( $q$ ).

## 4. METODOLOGIA

O modelo utilizado neste trabalho, para atender os objetivos propostos de promover uma análise dos retornos da educação, é o de seletividade amostral (Probit) de Heckman (1974, 1979). O fato de a análise dos retornos da escolaridade requerer como base somente as pessoas que possuem rendimento e, conseqüentemente, que estão trabalhando apresenta a possibilidade de a amostra estar viesada.

### 4.1. Método de Heckman

A possibilidade do viés de seleção está relacionada à estratégia de demanda por emprego do indivíduo, na qual o indivíduo tem implícito um determinado salário de reserva, que serve de parâmetro para ele aceitar ou não participar do mercado de trabalho, ou seja, a participação se dará caso o salário ofertado seja superior ao salário de reserva.

Assim, segundo Sachsida *et al.* (2004), a não consideração desse fenômeno faz com que as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sejam tendenciosas e inconsistentes, devido ao aparecimento do viés de seleção amostral.

Um exemplo disto é o estudo realizado por Heckman (1974), que analisou o rendimento de certo grupo de mulheres que decidem trabalhar ou não, levando em consideração questões relacionadas ao fato de possuírem filhos. Neste caso, as mulheres a quem fossem oferecidos baixos salários provavelmente optariam por não trabalhar,

fazendo com que o salário observado fosse viesado para cima. Este fato implica que a escolha de trabalhar deixou de ser aleatória, de modo que não é mais pertinente o uso do MQO para as estimações. A correção deste viés parte da adoção de um método que leve em conta as variáveis que afetam a decisão deste grupo de mulheres sobre trabalhar ou não.

Desse modo, para analisar os retornos da educação, apenas indivíduos que possuam rendimento devem ser considerados. Contudo, a escolha não descarta a hipótese de que a amostra esteja viesada. Em função disso, Heckman (1974, 1979) assinala que a estratégia de demanda por emprego implica que o indivíduo concorde ou não em participar do mercado de trabalho<sup>2</sup>, levando em consideração um conjunto de características pessoais e de seus familiares, ou seja, ele só aceitará trabalhar por um salário acima do custo de oportunidade (salário de reserva). Assim, a variável inicial a ser explicada é a escolha de trabalhar ou não trabalhar (uma escolha dicotômica). Ao fazer esta escolha, admite-se que o indivíduo avalie os ganhos ou as perdas que o emprego pode oferecer. Ademais, as variáveis responsáveis por essa tomada de decisão não costumam ser diretamente observáveis para cada indivíduo  $i$ . Então, é possível definir  $y_i^*$  como uma preferência não observável que define a probabilidade de o indivíduo aceitar trabalhar, em que  $y_i^*$  é uma variável ordinal que determina que quanto maior o seu valor maior a probabilidade de o indivíduo trabalhar, como pode ser verificado na equação a seguir:

$$y_i^* = \beta_i x_{ik} + \mu_i \quad (10)$$

em que  $x_i$  representa um conjunto de variáveis explicativas relacionadas ao indivíduo  $i$  e  $\beta_i$  e mede o efeito de uma mudança em  $x_i$  sobre  $y_i^*$ . Como não é possível observar  $y_i^*$ , uma variável *dummy* é utilizada, em que 1 representa o indivíduo  $i$  que aceitou trabalhar e 0, caso contrário.

Ademais, de acordo com Monteiro *et al.* (2009), a variável não observável e os seus efeitos marginais não têm significado cardinal, só ordinal, pois a variável determina que quanto mais elevado for o valor de  $y_i^*$ , maior será a probabilidade de o indivíduo optar por trabalhar.

---

<sup>2</sup> Para maiores detalhes sobre a probabilidade de um trabalhador vir a participar ou não do mercado de trabalho consultar Loureiro e Carneiro (2001).

Após a definição do indivíduo em participar do mercado de trabalho, o método de Heckman (1979) consiste em estimar a equação de salários ou equação minceriana – equação (1), em que o viés de seletividade amostral pode ser descrito conforme as seguintes relações:

$$E[W_i | Z_i y_i = 1] = \delta Z_i + E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] \quad (11)$$

dado que

$$E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] = \frac{cov(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \times \frac{\Phi(\beta x_i)}{\emptyset(\beta x_i)} \quad (12)$$

em que  $\Phi$  é a função de densidade normal de probabilidade e  $\emptyset$ , a função de distribuição normal acumulada. Assim, quando  $cov(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$  percebe-se o viés de seleção, em virtude de a esperança da perturbação ser diferente de zero. Substituindo parte da equação (12) por  $\psi$ , obtém-se a seguinte expressão:

$$E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] = \psi \lambda \quad (13)$$

em que

$$\lambda = \frac{\Phi(\beta x_i)}{\emptyset(\beta x_i)} \quad (14)$$

Heckman (1974) verificou que ao estimar os parâmetros  $\beta$  e  $\mu_i$  na equação de seleção era possível construir  $\lambda$  (conhecida como o inverso da razão de Mill), que representa uma variável explicativa na equação de salários e tem como finalidade a simplificação da equação, conforme as equações a seguir:

$$W_i = \delta Z_i + \frac{\Phi(\beta x_i)}{\emptyset(\beta x_i)} \psi \quad (15)$$

ou ainda

$$W_i = \delta Z_i + \lambda \psi \quad (16)$$

Por fim, tem-se que os salários dependem das características pessoais dos indivíduos ( $Z_i$ ), do conjunto de parâmetros ( $\delta$ ), da razão entre a covariância da média

salarial e fatores aleatórios e o desvio dessa média, ( $\emptyset$ ), dada a preferência não observável ( $y_i$ ) desse agente em trabalhar, além das características da distribuição comportamental dessas variáveis ( $\lambda$ ) e do ambiente em que estão inseridas. Desta forma, corrige-se o viés provocado pela não aleatoriedade da amostra.

## 4.2. Modelo econométrico

A equação de seleção utilizada neste trabalho é uma expansão da equação (10), e esta se apresenta da seguinte forma:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 S f_i + \beta_3 E_i + \beta_4 E_i^2 + \beta_5 R_i + \beta_6 T_i + \beta_7 (S_i \times R_i) + \beta_8 (S_i \times E_i) + \beta_9 (E_i \times R_i) + \beta_{10} (S_i \times R_i \times E_i) + \beta_{11} C + \beta_{12} F + \beta_{13} X + \epsilon_i \quad (17)$$

em que  $i$  representa o indivíduo;  $y_i^*$ , a probabilidade de o indivíduo aceitar trabalhar;  $S$ , a escolaridade dos homens;  $Sf$ , a escolaridade dos indivíduos do sexo feminino;  $\beta_0$ , a constante;  $\beta_1 \dots \beta_{13}$ , os coeficientes do modelo;  $E$ , os anos de experiência do indivíduo<sup>3</sup>;  $R$ , uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário<sup>4</sup>;  $T$ , uma variável *dummy* que adota o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário;  $C$ , uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário;  $F$ , uma variável *dummy* que adota o valor 1 se o indivíduo possui filhos com menos de 14 anos e 0, caso contrário;  $X$ , uma variável *dummy* que adota o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário; e  $\epsilon$ , o erro aleatório da estimativa.

Com relação à equação de salários, as variáveis utilizadas são as mesmas usadas na equação de seleção, com exceção das variáveis casado (C) e filhos (F) e  $y_i^*$ . Ademais, realiza-se a inclusão da variável  $\ln w_i$ , logaritmo do salário/hora mensal. Deste modo, tem-se que:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 S f_i + \beta_3 E_i + \beta_4 E_i^2 + \beta_5 R_i + \beta_6 T_i + \beta_7 (S_i \times R_i) + \beta_8 (S_i \times E_i) + \beta_9 (E_i \times R_i) + \beta_{10} (S_i \times R_i \times E_i) + \beta_{11} X + \epsilon_i \quad (18)$$

<sup>3</sup> Seguindo a literatura, a variável foi calculada da seguinte forma:  $Exp = Idade - Escolaridade - 5$ , em que o número 5 se refere à idade em que o indivíduo inicia os seus estudos.

<sup>4</sup> Tem-se, assim, que os indivíduos pretos, amarelos, pardos e indígenas foram agrupados em não brancos.

A análise das regiões brasileiras foi feita a partir do uso de *dummies*, em que a região Sudeste foi adotada como referência, por ser a região brasileira que apresenta maior crescimento econômico, como indica os dados do IBGE (2011). Com isso, esperava-se captar a grande heterogeneidade existente no mercado de trabalho brasileiro, quando se observam as diferentes regiões do País.

Por sua vez, a análise do grau de instrução é realizada a partir da divisão da variável escolaridade dos homens e mulheres em quatro componentes, em que o subscrito 4 indica que os indivíduos têm entre um e quatro anos de estudo; o subscrito 8, que as pessoas possuem entre cinco e oito anos de estudos, ou seja, estão na segunda metade do ensino fundamental; o subscrito 11, que os indivíduos cursam o ensino médio (9 a 11 anos de estudo), e o subscrito 16, que as pessoas já iniciaram a graduação (12 anos ou mais de estudo). Esta divisão da escolaridade é relevante, pois permitir a análise dos diferentes retornos salariais dos trabalhadores com diferentes níveis de educação.

Neste trabalho foram utilizados o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o método de Heckman com a finalidade de testar o efeito das variáveis explicativas na renda dos indivíduos. A estimativa a partir do método de Heckman faz-se necessária, devido ao viés de seleção amostral.

A existência de correlação entre a equação de salários e a equação de seleção é verificada pelo teste de Razão Máxima Verossimilhança (TRMV) para a estatística *rho*. Espera-se que este teste indique que a utilização do método de Heckman (1979) confere coeficientes mais confiáveis do que o MQO.

Quanto às variáveis do modelo, espera-se um efeito positivo e significativo para todas. O aumento da escolaridade de um indivíduo ou sua experiência eleva a remuneração mínima requerida para participar do mercado de trabalho. Cada ano de escolaridade a mais de um indivíduo branco tende a aumentar mais o seu salário em relação ao não branco, devido às diferentes oportunidades no mercado de trabalho, que são dadas considerando a raça (CAMPANTE *et al.*, 2004). Por fim, o fato de um trabalhador ser sindicalizado, estar casado ou possuir filhos eleva a probabilidade do mesmo de participar do mercado de trabalho. Em se tratando das *dummies* para as regiões brasileiras e do grau de instrução, espera-se que apresentem coeficientes positivos e significativos, dado que a região de referência é o Sudeste – região que possui os melhores indicadores econômicos do País (IBGE, 2011).

### 4.3. Fonte de dados

Os dados utilizados foram provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (IBGE, 2010). Essa pesquisa tem como objetivo a produção de informações básicas para o estudo do desenvolvimento socioeconômico brasileiro, sendo realizada anualmente com a finalidade de investigar, de forma permanente, inúmeros aspectos da economia do País.

As últimas informações disponíveis, relativas ao Brasil e às suas regiões, são da PNAD de 2009, e por representarem o momento atual da economia brasileira foram utilizadas como dados. Uma etapa importante para a correta estimativa dos retornos em escolaridade consiste na seleção da amostra, pois nem todas as observações podem ser usadas. Deste modo, os seguintes filtros foram realizados<sup>5</sup> e obteve-se uma amostra de 99.906 observações.

a) a amostra compreendeu somente indivíduos entre 24 e 56 anos de idade e que não estavam estudando<sup>6</sup>, uma vez que suas decisões sobre o nível de escolaridade, normalmente, já tinham sido tomadas;

b) para tornar a amostra mais próxima da realidade, eliminou-se as observações que não acrescentavam informações adicionais às variáveis independentes<sup>7</sup>;

c) os indivíduos que possuíam um salário extremamente alto não foram incluídos na amostra, dado que estes poderiam viesar os resultados. Tratamento similar foi dado àqueles que não estivessem trabalhando. Portanto, esse filtro fez com que a amostra fosse composta apenas por pessoas que possuíam um salário horário entre R\$ 1,00 e R\$ 500,00<sup>8</sup>; e

d) as pessoas ocupadas no setor público e no setor agrícola não foram consideradas, devido à dinâmica própria que rege o emprego nestes setores da economia<sup>9</sup>.

---

<sup>5</sup> A seleção da amostra se dará com a utilização de filtros similares aos utilizados por Sachsida *et al.* (2004) e Zaist *et al.* (2010).

<sup>6</sup> Ver Bratsberg e Terrell (2002), Heckman *et al.* (2000) e Garen (1984).

<sup>7</sup> Seguindo o proposto por Heckman *et al.* (2000) e Soares e Gonzaga (1999).

<sup>8</sup> Heckman *et al.* (2000) restringiram sua amostra a pessoas que recebem um salário horário entre US\$ 1,00 e US\$ 100,00.

<sup>9</sup> Em sintonia com Soares e Gonzaga (1999).

## 5. RESULTADOS

A análise inicia-se com a apresentação do perfil da amostra, pois o objetivo foi realizar um estudo preliminar das variáveis do modelo para melhor compreensão da amostra e do modelo estimado. Em seguida, discutem-se os resultados dos retornos da escolaridade em nível de Brasil, posteriormente em nível das regiões brasileiras e, por fim, em grau de instrução.

### 5.1. Perfil da amostra

Por meio da análise das características da amostra (Tabela 1) foi possível constatar que a renda média dos indivíduos participantes da PNAD de 2009, das regiões Norte (R\$ 1.799) e Nordeste (R\$ 1.733), é inferior à média nacional (R\$ 2.274). Tais resultados refletem a má distribuição de renda entre as regiões do país. Segundo o IBGE (2011), as regiões Norte e Nordeste possuem um PIB *per capita* menor do que o observado nas demais regiões brasileiras, refletindo as diferenças regionais. A menor renda observada no período em análise foi na região Nordeste e a maior na região Sul (R\$ 2.697).

Quanto à variável escolaridade média dos homens, observa-se que a média nacional é de 8,52 anos de estudo, tendo a maior média sido verificada na região Sudeste, 8,89 anos, e a menor na região Norte, 8,05 anos de estudo. A escolaridade média das mulheres é superior à dos homens no Brasil e em todas as regiões e pode-se

perceber que a diferença entre a maior (Sudeste - 9,22 anos) e a menor (Nordeste - 8,7 anos) escolaridade média das mulheres é de 6%, enquanto para os homens essa diferença foi de 10,4%, indicando que as mulheres, além de possuírem escolaridade média maior que a verificada para os homens, também possuem um desvio-padrão menor. Segundo Silva e Kassouf (2000), a escolaridade da mulher tende a ser maior do que a verificada para os homens em virtude de os homens, especialmente no final do ensino fundamental e médio, sentirem uma maior pressão para entrar no mercado de trabalho, e a competição por emprego, por sua vez, levou o sexo feminino a valorizar mais os estudos, permanecendo por mais tempo na escola. Além disso, verifica-se que somente as regiões Sul e Sudeste possuem escolaridade média, tanto para os homens quanto para as mulheres, superior à observada para o Brasil, em 2009, sinalizando que o período médio de educação não chegou a corresponder sequer ao ensino fundamental completo. A análise deste estudo realizado para o Brasil é coerente com o estudo de Sampaio (2007), em que o autor constatou, a partir de dados provenientes da PNAD de 2004, que a escolaridade média dos homens no Brasil foi de 8,26 anos.

Tabela 1 – Perfil da amostra, Brasil e regiões, 2009

Variável	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Amostra (pessoas ocupadas)	99.906	11.350	27.283	32.514	17.359	11.400
Renda média (R\$/mês)	2.274	1.799	1.733	2.561	2.697	2.528
Escolaridade média dos homens (anos)	8,52	8,05	8,09	8,89	8,83	8,42
Escolaridade média das mulheres (anos)	8,99	8,74	8,70	9,22	9,12	8,99
Experiência média (anos)	22,44	22,14	22,46	22,52	22,71	22,03
% homens	55,16	57,41	55,57	55,04	54,32	53,57
% pessoas brancas	45,79	23,83	27,54	53,51	77,85	40,46
% pessoas sindicalizadas	14,60	9,78	14,47	15,74	17,41	12,17
% pessoas casadas	51,77	40,80	49,38	56,30	55,71	49,51
% pessoas com filhos	28,96	31,69	29,69	26,93	29,21	29,90

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD de 2009.

O número médio de anos de experiência não apresenta uma variação grande entre as regiões do País, como pode ser verificado na Tabela 1. Constata-se também que o percentual de homens participantes da amostra, 55,16%, é maior que o de mulheres, 44,84%, em 2009, apesar de haver mais mulheres do que homens no país.

Com relação à questão racial, tem-se, segundo a amostra, que a população ocupada no Brasil é predominantemente não branca (54,21%), percentual este que pode estar relacionado ao agrupamento das demais raças (preto, amarelo, pardo e indígena) em não branco. Ademais, o maior percentual de pessoas brancas é verificado na região Sul, 77,85%, enquanto no Norte esse total ficou em 22,83%, o menor.

Os maiores percentuais de pessoas sindicalizadas no Brasil são observados nas regiões Sul e Sudeste, com, respectivamente, 17,41 e 15,74% das pessoas associadas a algum sindicato.

Quanto ao total de pessoas casadas e com filhos menores de 14 anos, observa-se que o total de pessoas nessa situação no Brasil é de 51,77 e 28,96%, respectivamente. Quando se observam as regiões do País, verifica-se que a variável filhos é a que apresenta menor variabilidade.

A partir da análise descritiva das variáveis, percebe-se que a maior parte da amostra é composta por homens, pessoas não brancas, não sindicalizadas, casadas e sem filhos, em nível de Brasil, e ainda que há diferenças regionais marcantes. Deste modo, tem-se a relevância de avaliar o retorno da escolaridade em nível das regiões brasileiras, não só em nível da unidade federativa.

## **5.2. Retornos da escolaridade em nível de Brasil**

A análise dos resultados inicia-se com a estimação dos retornos da escolaridade a partir do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, em seguida, pelo método de Heckman (1979), que possibilita a correção do viés de seleção das informações dos salários. Entretanto, o teste de razão de máxima verossimilhança para a estatística  $\rho$ <sup>10</sup>, que verifica a existência de correlação entre a equação de seleção e de salários, indica a existência de um viés de seleção amostral. Este fato significa que a utilização do método de Heckman (1979) possibilita alcançar coeficientes consistentes, enquanto os retornos obtidos por MQO são inconsistentes.

De acordo com os resultados apresentados pelo método de seleção de Heckman (Tabela 2), pode-se observar que a escolaridade aumenta a probabilidade de o homem estar na força de trabalho, dado que o coeficiente da variável escolaridade (S) foi

---

<sup>10</sup> Diferentemente de alguns trabalhos que utilizam o  $\lambda$  para verificar se existe viés de seleção amostral, este trabalho usa o  $\rho$  (coeficiente de correlação), ou seja, busca-se verificar a existência de correlação serial entre a equação de salários e a equação de seleção.

positivo e significativo. Já para as mulheres este comportamento não é verificado, dado que o coeficiente da variável escolaridade da mulher (Sf) é negativo e não significativo.

Tabela 2 – Estimativas da equação de seleção em nível Brasil e regiões

Variável	Heckman Seleção		Efeito Marginal
S	0,066582	(0,006065)***	0,032800
Sf	-0,002038	(0,002620)	0,030761
E	0,067278	(0,004617)***	0,009050
E <sup>2</sup>	-0,000979	(0,000068)***	-
R	0,096194	(0,073681)	0,092443
T	0,006302	(0,015839)	0,006302
SxR	0,008168	(0,006886)	0,000244
SxE	-0,001501	(0,000223)***	-0,001672
ExR	-0,000074	(0,002336)	0,003268
SxRxE	-0,000375	(0,000249)	-0,000375
C	0,121133	(0,011967)***	0,121133
F	-0,027297	(0,013125)**	-0,027297
X	-0,329664	(0,023495)***	-
Dnorte	-0,040318	(0,018524)**	-
Dnordeste	-0,094781	(0,014026)***	-
Dsul	-0,041448	(0,016416)**	-
Dco	0,013947	(0,018693)	-
Cons	0,116449	(0,078987)	-
rho	-0,124437	(0,023880)***	-
TRMV	H <sub>0</sub> = rho = 0	X <sup>2</sup> = 18,71	Prob > X <sup>2</sup> = 0,0000

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\*estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\*estatisticamente significativo em nível de 5%; \*estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

A variável experiência (E) apresenta comportamento semelhante ao observado para a variável escolaridade dos homens, ou seja, possui efeito positivo e significativo. Deste modo, se o indivíduo tiver experiência no trabalho proposto, isto irá refletir positivamente na sua probabilidade de participar do mercado de trabalho. Além disso, o seu efeito cresce a taxas decrescentes, dado que o coeficiente dessa variável ao quadrado (E<sup>2</sup>) é negativo.

Verifica-se um efeito positivo para as *dummies* casado (C), raça (R) e sindicato (T), porém somente a variável casado (C) apresenta coeficiente significativo. Assim, o fato de um indivíduo estar casado, ser da raça branca ou ser sindicalizado eleva a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho. A variável filhos (F),

apesar de ser significativa, não apresenta sinal esperado. Logo, o fato de um indivíduo possuir filhos diminui a probabilidade do mesmo de participar do mercado de trabalho.

Na Tabela 3 estão os resultados obtidos para a equação de salários a partir do método de Heckman (1979). Sobre os retornos da escolaridade (S), como pode ser constatado na equação de seleção, percebe-se que esta variável é positiva e significativa, de modo que o estudo tende a elevar o retorno salarial dos indivíduos. A análise do retorno da escolaridade permite inferir, a partir do cálculo do efeito marginal<sup>11</sup>, que o retorno de cada ano de estudo corresponde a 11,06% para os homens e a 9,89% para as mulheres<sup>12</sup>, isto é, com a elevação da escolaridade do homem ou da mulher em um ano, há um aumento médio em seu salário no referido percentual. Ambos os resultados estão de acordo com esperado, ou seja, o retorno da escolaridade verificado para os homens é superior ao obtido pelas mulheres. Esse resultado é coerente, dado que as mulheres possuem escolaridade média maior, como observado no perfil da amostra, e, além disso, o crescimento da economia na última década, sustentado pelo aumento da competitividade, fez com que o mercado de trabalho requeresse mão de obra cada vez mais especializada, com maior formação acadêmica, e as mulheres, neste mesmo período, ampliaram a participação no mercado de trabalho e ainda apresentaram maior escolaridade média (MONTEIRO *et al.*, 2009).

Esses resultados estão coerentes com os observados em outros estudos realizados para o Brasil<sup>13</sup>. Por exemplo, na análise feita por Resende e Wyllie (2006), com dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV/IBGE) de 1996 e 1997, o retorno obtido foi de 16,1% para os homens e de 14,0% para as mulheres. No estudo de Monteiro *et al.* (2009), que trabalharam com a PNAD, o retorno da escolaridade para o Brasil foi de 15,85% para os homens e de 5,72% para as mulheres, em 2007. Também de acordo com Silva e Kassouf (2000), o menor retorno obtido para as mulheres em relação aos retornos da escolaridade alcançados pelos homens é atribuído às diferenças de interação ocupacional, isto é, a inserção ocupacional e o tratamento desigual de homens e mulheres no mercado de trabalho estão intimamente relacionados - os homens

---

<sup>11</sup> Neste caso, o efeito marginal mede o incremento real do aumento da escolaridade (S) no logaritmo do salário/hora mensal ( $\ln w$ ).

<sup>12</sup> O retorno da escolaridade das mulheres (6,45%) é igual ao retorno da escolaridade do homem (0,066582) adicionado o valor da *dummy Sf* (0,002038), multiplicado por 100.

<sup>13</sup> Em virtude da utilização de filtros similares aos usados por Sachsida *et al.* (2004) e Zaist *et al.* (2010), este trabalho fica mais diretamente comparável com esses estudos, apesar de diferenças presentes na especificação do modelo.

ocupam, com maior frequência, melhores posições na distribuição de rendimentos do que as mulheres.

Tabela 3 – Estimativas da equação de salários em nível Brasil e regiões

Variável	Heckman Salários		Efeito Marginal
S	0,134176	(0,003144)***	0,110619
Sf	-0,011762	(0,001304)***	0,098857
E	0,037043	(0,002356)***	0,015957
E <sup>2</sup>	-0,000181	(0,000034)***	-
R	-0,552054	(0,038028)***	0,140415
T	0,065610	(0,007430)***	0,065610
SR	0,060791	(0,003527)***	0,043682
SE	-0,001941	(0,000116)***	-0,002290
ER	0,014276	(0,001207)***	0,007780
SRE	-0,000763	(0,000126)***	-0,000763
X	0,244523	(0,012401)***	-
Dnorte	-0,166285	(0,009143)***	-
Dnordeste	-0,278452	(0,006958)***	-
Dsul	0,026721	(0,007794)***	-
Dco	0,012024	(0,008926)	-
Cons	0,644273	(0,041838)***	-

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\*estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\*estatisticamente significativo em nível de 5%; \*estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Percebe-se, ainda na Tabela 3, que os coeficientes da variável experiência (E) foram positivos e significativos, enquanto os coeficientes da variável experiência ao quadrado (E<sup>2</sup>) foram negativos e significativos, o que indica que a experiência aumenta o salário, mas a taxas decrescentes. Estes resultados e as suas magnitudes são semelhantes aos encontrados na literatura, tal como ocorreu com o retorno da escolaridade.

A variável raça (R) apresenta sinal negativo e significativo, o que indica que os trabalhadores brancos não ganham mais do que os não brancos. Este resultado diverge do que normalmente se observa na literatura, resultado este que pode estar associado a agregação das demais raças em não branco. Sampaio (2007), por exemplo, analisou a

influência racial no rendimento a partir dos dados da PNAD de 2004, e observou que as raças indígenas, a preta e a parda recebiam, em média, 23,9, 23 e 26,4% a menos que a raça branca, já a raça amarela recebia 22,9% a mais que a raça branca.

Em se tratando da variável sindicato (T), verifica-se, conforme esperado, que indivíduos que são associados a algum sindicato tendem a ter um retorno salarial 6,56% maior que os não sindicalizados e que os coeficientes desta variável foram positivos e significativos. De acordo com IBGE (2011), no Brasil aproximadamente 17,7% da população brasileira está associada a algum sindicato, percentual que pode estar ligado ao fato de o sindicato ter poder de ajudar nas negociações entre a categoria do profissional e os empregadores, atuando nas transações salariais ou oferecendo benefícios aos sindicalizados, como assistência jurídica, médica e odontológica.

Por fim, a interação entre escolaridade e raça (SxR), cujos coeficientes são positivos e significativos, indica que cada ano de escolaridade eleva mais o salário do indivíduo branco em relação ao do não branco, tendo esse aumento sido de 4,37% em 2009. Quando se considera o efeito de interação entre escolaridade e experiência (SxE), percebe-se que o impacto da educação sobre o salário é maior para aqueles trabalhadores com menor experiência, dado que seu coeficiente é negativo e significativo, e o efeito marginal observado para essa interação é de -0,23%. Já a interação entre experiência e raça (ExR) apresenta efeito marginal de 0,78%, ou seja, seu efeito é positivo e significativo, o que indica que a experiência tem maior impacto sobre os salários das pessoas brancas. Por fim, o sinal negativo e significativo da interação entre escolaridade, raça e experiência (SxRxEx) indica que os indivíduos mais experientes não possuem maior benefício da educação, em termos de retornos salariais, e que esse efeito é menos pronunciado para os indivíduos brancos. Vale ressaltar ainda que todos os sinais são idênticos aos encontrados por Sachsida *et al.* (2004).

Em resumo, os resultados permitem inferir que o retorno da escolaridade no Brasil é positivo e significativo, tanto para os homens quanto para as mulheres. Isso indica que a partir do aumento da escolaridade há elevação no salário mínimo que o indivíduo toma como base para participar do mercado de trabalho, ou seja, o estudo agrega retornos positivos no salário dos indivíduos.

Contudo, apesar de os retornos da escolaridade observados para o Brasil serem positivos, há muito ainda com que se preocupar em relação à qualidade do ensino no país, dado que segundo a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento

Econômico – OCDE (2011), através do Programa Internacional de Avaliação de Alunos – PISA, o Brasil ocupa o 53<sup>o</sup> lugar em leitura e ciências e o 57<sup>o</sup> em matemática.

O PISA é um programa internacional de avaliação comparada, cuja principal finalidade é produzir indicadores sobre a efetividade dos sistemas educacionais. O programa avalia estudantes de 65 países a cada três anos; o último resultado brasileiro foi alarmante, uma vez que quase metade dos estudantes que fizeram a prova não atingiu o nível básico de leitura, tendo apenas 23% chegado ao nível considerado adequado. Além disso, o Brasil fica atrás de países latino-americanos menos desenvolvidos, como Uruguai e Chile, e abaixo da média dos países da OCDE.

Neste sentido, de acordo com Dourado *et al.* (2007), refletir sobre a qualidade da educação é uma tarefa extremamente desafiadora e necessária, dada a relevância e a complexidade do tema. A análise da qualidade da educação deve-se dar em uma perspectiva polissêmica, uma vez que essa categoria traz implícitas múltiplas significações, ou seja, a expressão qualidade em educação admite uma variedade de interpretações, dependendo da concepção que se tem sobre o que esses sistemas devem proporcionar à sociedade.

### **5.3. Retornos da escolaridade por região**

A análise dos retornos da escolaridade para as regiões brasileiras é pertinente, em face das especificidades presentes em cada região, como diferenças regionais, sociais, culturais, institucionais e econômicas.

As Tabelas 2 e 3 foram construídas com a inclusão de *dummies* que representam as regiões brasileiras, por isso é sobre elas que se deve voltar à análise. Portanto, verifica-se que as *dummies* utilizadas para representar as regiões brasileiras na equação de salários de Heckman foram significativas, com exceção da *dummy* da região Centro-Oeste, o que indica que existe heterogeneidade entre elas, ou seja, existem diferenças significativas nos retornos da escolaridade quando as diferentes regiões do País são consideradas.

Os sinais observados indicam que as regiões Norte e Nordeste têm salário/hora mensal menor que o observado para a região de referência, o Sudeste<sup>14</sup>, e as demais regiões possuem níveis de escolaridade média superior. Gujarati (2004) salienta que

---

<sup>14</sup> A escolha da região Sudeste como região de referência deveu-se ao fato de ter sido a região brasileira que apresentou maior crescimento econômico, como indica os dados do IBGE (2011).

para a interpretação dos coeficientes obtidos para as variáveis *dummies*, em regressões semilogarítmicas, é prudente usar o artifício sugerido por Halvorsen e Palmquist (1980)<sup>15</sup>. Com a adoção desse artifício obtêm-se as seguintes variações: -15,32, -24,30, 2,71 e 1,21% para as regiões Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste, respectivamente. Em outros termos, tem-se que a região Nordeste, por exemplo, deve possuir um salário/hora mensal 24,30% menor que o observado para a região Sudeste.

No intuito de ter uma ideia mais clara sobre os retornos da escolaridade, foram estimados os coeficientes de cada região<sup>16</sup>. As principais informações para as regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste estão apresentadas, de forma reduzida, na Tabela 4.

Tabela 4 – Resumo das estimativas da equação de salário em nível das regiões

Variável	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
S	0,119793***	0,145776***	0,129798***	0,131959***	0,145535***
Sf	-0,003363	-0,004286*	-0,015897***	-0,018849***	-0,016668***
E	0,039537***	0,042523***	0,031079***	0,049093***	0,048947***
E2	-0,000253**	-0,000253***	-0,000085	-0,000398***	-0,000343***
R	-0,476493***	-0,793783***	-0,576226***	-0,467339***	-0,538002***
T	0,049967*	0,051113***	0,069524***	0,085943***	0,076579***
SR	0,057214***	0,081706***	0,063034***	0,062848***	0,059716***
SE	-0,001661***	-0,002280***	-0,001779***	-0,002106***	-0,002241***
ER	0,011741***	0,020739***	0,014199***	0,013287***	0,010167***
SRE	-0,000804*	-0,001291***	-0,000707***	-0,000864**	-0,000335
X	0,168303***	0,165461***	0,290936***	0,251855***	0,255664***
Cons	0,539063***	0,244090***	0,726698***	0,410824***	0,460989***

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\*estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\*estatisticamente significativo em nível de 5%; \*estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Verifica-se que em todas as regiões o retorno da escolaridade das mulheres foi inferior ao retorno obtido pelos homens. Esse resultado é coerente, dado que as mulheres possuem escolaridade média maior, como observado no perfil da amostra. A

<sup>15</sup> Tal artifício consiste em tomar o antilogaritmo do coeficiente binário estimado, subtrair 1 do resultado e multiplicar a diferença por 100.

<sup>16</sup> Estas estimativas encontram-se nas Tabelas A1 a A10, contidas no apêndice deste trabalho.

região Norte é a que possui o menor retorno da escolaridade dos homens, ou seja, a partir do aumento da escolaridade de um dado indivíduo em um ano há uma elevação média em seu salário de 11,98%. Por sua vez, o maior retorno para os homens é observado na região Nordeste, que possui retorno estimado em 14,58%. No caso das mulheres, o menor retorno da escolaridade é verificado na região Sul, que possui retorno estimado em 11,31%. Esse resultado é coerente com o esperado, uma vez que a região Sul possui uma das maiores escolaridades média do País (9,12 anos). O maior retorno é observado na região Nordeste, com 14,15%.

Além disso, as regiões Nordeste e Centro-Oeste, para ambos os sexos, são as únicas que obtiveram retorno da escolaridade superior ao da média nacional e maior do que o verificado para a região Sudeste. Este fato ocorre devido à média dos anos de estudo no Nordeste (8,09 anos para os homens e 8,70 anos para indivíduos do sexo feminino) e Centro-Oeste (8,42 anos para indivíduos do sexo masculino e 8,99 anos para as mulheres) ser menor que a média do Sudeste (8,89 anos para os homens e 9,22 anos para as mulheres). Neste sentido, Rigotti (2001) salienta que o País tem caminhado velozmente em direção à universalização do acesso à escola, com vistas a reduzir as disparidades entre as regiões.

Verifica-se ainda que os coeficientes da variável experiência (E) são positivos e significativos para todas as regiões, tal como observado para a variável escolaridade. Isto implica que o fato de um indivíduo possuir experiência em um dado trabalho reflete de forma positiva no seu retorno salarial, e o maior impacto é verificado na região Sul (4,91%), enquanto o menor ocorre no Sudeste, 3,11%. Os coeficientes da variável experiência ao quadrado (E<sup>2</sup>) são negativos e significativos, com exceção da região Sudeste, indicando que a elevação no salário devido à maior experiência ocorre a taxas decrescentes. Os resultados deste estudo foram pouco inferiores aos obtidos por Monteiro *et al.* (2009), que utilizaram dados da PNAD de 2007 para todos os estados do País e verificaram que a experiência média encontrada foi de 4,81%. Os autores ainda destacaram que a experiência foi mais relevante para os homens do que para as mulheres.

Quanto à variável raça (R), esta apresenta sinal negativo e significativo para todas as regiões, o que indica que os indivíduos brancos não possuem renda superior à dos não brancos. Segundo Heringer (2002), há diferenças significativas no rendimento obtido pelos indivíduos brancos e não brancos, inclusive entre as regiões do País,

comportamento este também observado no presente trabalho. O autor ressalta ainda que os indivíduos não brancos têm feito progresso na conquista de profissões de maior prestígio social, que lhe proporcionem maiores rendimentos.

A variável sindicato (T), de modo semelhante às variáveis escolaridade e experiência, apresenta coeficiente positivo e significativo na análise das regiões brasileiras, comportamento este semelhante ao observado no estudo realizado por *Sachsida et al.* (2004). A região Norte é a que possui o menor percentual de pessoas sindicalizadas (5%), enquanto o maior percentual é verificado na região Sul (8,59%).

A interação entre escolaridade e raça (SxR) e experiência e raça (ExR), cujos coeficientes são positivos e significativos em todas as regiões, indica que um ano a mais de escolaridade de um indivíduo branco tende a elevar mais o seu salário em relação ao do não branco e que a experiência tem maior impacto sobre os salários das pessoas brancas.

Considerando o efeito da interação entre escolaridade e experiência (SxE), pode-se notar que o impacto da educação sobre o salário é maior para aqueles trabalhadores com menor experiência, pois os sinais para essa variável foram negativos e significativos em todas as regiões.

Por fim, verifica-se que o sinal negativo e significativo da interação entre escolaridade, raça e experiência (SxRxEx) nas regiões brasileiras, exceto no Centro-Oeste, indica que os indivíduos mais experientes e brancos não possuem maior benefício no retorno da escolaridade.

#### **5.4. Retornos da escolaridade por grau de instrução**

Com vistas a determinar qual o grau de instrução (fundamental, médio ou superior) é mais importante na geração de renda e de crescimento econômico do País e das regiões, as variáveis de escolaridade dos homens e das mulheres foram decompostas em quatro componentes, como apresentado a seguir:

a) S4 (S4-f) é uma *dummy* que assume valores entre um e quatro se o homens (mulheres) possuírem entre um e quatro anos de estudo (primeira metade do ensino fundamental) e 0, caso contrário;

b) S8 (S8-f) é uma *dummy* que assume valores entre cinco e oito se o homens (mulheres) possuírem entre cinco e oito anos de estudo (segunda metade do ensino fundamental) e 0, caso contrário;

c) S11 (S11-f) é uma *dummy* que assume valores entre 9 e 11 se o homens (mulheres) possuírem o ensino médio (ter entre 9 e 11 anos de estudo) e 0, caso contrário; e

d) S16 (S16-f) é uma *dummy* que assume valores superiores a 12 se o homens (mulheres) já iniciaram o ensino superior (possui 12 ou mais anos de estudo) e 0, caso contrário.

A decomposição da educação em quatro componentes diferentes torna-se relevante, pois ela permite a análise dos diferentes retornos da escolaridade dos indivíduos com diferentes níveis de educação. Ademais, verifica-se diminuição nos valores dos testes CIA (*Akaike Information Criterion*) e CIS (*Schwarz Information Criterion*) com a separação escolaridade em quatro partes, o que indica que esta separação representa melhor a realidade dos retornos da escolaridade no Brasil.

O teste de razão de máxima verossimilhança indica, como ocorrido anteriormente na análise do Brasil e das regiões, que existe correlação entre a equação de seleção e de salários. Este fato indica que o método de Heckman Salário (1979) permite a obtenção de coeficientes seguros e que nos resultados obtidos por MQO são inconsistentes.

A partir desta subseção do trabalho, não serão comentados os resultados para o método de Heckman Seleção, porque os resultados, assim como as suas interpretações, são muito similares os óbitos com a equação de salários de Heckman (1979) e com os resultados apresentados em nível Brasil.

Na Tabela 5, verifica-se, na equação de salários de Heckman (1979), que as variáveis que captam o retorno da escolaridade por faixa de anos de estudos de homens e mulheres são significativas e possuem sinal esperado, com exceção da variável das mulheres que possuem entre um e quatro anos de estudo (S4f). Logo, um ano a mais de estudo gera, em média, um retorno de 6,35% para os homens que possuem entre um e quatro anos de estudo; 6,53%, para os que estão nos quatro últimos anos do ensino fundamental; 7,43%, para os que possuem ensino médio; e de 11,24% para os que concluíram pelo menos um ano do ensino superior. Para as mulheres o retorno da escolaridade estimado é de 6,91%, para os primeiros quatro anos do ensino

fundamental; 5,86% para as que possuem entre cinco e oito anos de estudo; 6,22% para os que concluíram o ensino médio; e 10,14% para os que possuem ensino superior. Ou seja, os retornos da escolaridade verificados para os homens, com exceção daqueles que possuem entre um e quatro anos de estudo, são superiores aos obtidos pelas mulheres<sup>17</sup>.

Tabela 5 – Estimativas da equação de salários por grau de instrução

Variável	Heckman Salários		Efeito Marginal
S4	0,050634	(0,005863)***	0,063545
S4f	0,005570	(0,006715)	0,069115
S8	0,052353	(0,004351)***	0,065264
S8f	-0,006677	(0,003186)**	0,058587
S11	0,061401	(0,003745)***	0,074312
S11f	-0,012068	(0,001983)***	0,062243
S16	0,099504	(0,003484)***	0,112414
S16f	-0,011047	(0,001674)***	0,101368
E	-0,000716	(0,002498)	0,013339
E2	0,000238	(0,000035)***	-
R	-0,161809	(0,038324)***	0,134023
T	0,061476	(0,007332)***	-
SR	0,023321	(0,003565)***	0,008516
SE	0,000161	(0,000128)	0,000848
ER	0,005480	(0,001207)***	0,001788
SRE	-0,000135	(0,000126)	0,000114
X	0,231721	(0,019926)***	-
Dnorte	-0,160038	(0,009028)***	-
Dnordeste	-0,278592	(0,006882)***	-
Dsul	0,025337	(0,007692)***	-
Dco	0,006183	(0,008808)	-

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\*estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\*estatisticamente significativo em nível de 5%; \*estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Em relação à variável experiência (E), percebe-se que esta tem efeito negativo, o que indica que o fato de indivíduo possuir experiência no trabalho proposto não irá

<sup>17</sup> Nas Tabelas A11 e A12, contidas no apêndice deste trabalho, encontram-se as estimativas dos coeficientes pelo modelo de MQO, Heckman Seleção e Heckman Salários, tendo como referência os quatro primeiros anos do ensino fundamental.

refletir no seu retorno salarial, porém, nesta modelagem, tal variável não foi significativa. A variável experiência ao quadrado ( $E^2$ ), apesar de ser significativa, apresenta sinal positivo, o que mostra que a experiência aumenta o salário a taxas crescentes, resultado que não se encontra em conformidade com o esperado.

A variável raça (R) evidencia que os trabalhadores brancos não ganham mais do que os não brancos, dado que o coeficiente estimado foi negativo e significativo. Já para a variável sindicato (T), os coeficientes são positivos e significativos, indicando que os indivíduos associados a algum sindicato tendem a possuir um retorno salarial 6,15% mais elevado em relação aos indivíduos não sindicalizados.

As interações entre escolaridade e raça (SxR), escolaridade e experiência (SxE) e experiência e raça (ExR), cujos coeficientes são de 0,85, 0,08 e 0,18%, respectivamente, indicam que cada ano de escolaridade eleva mais o salário do indivíduo branco em relação ao do não branco, que o impacto da educação sobre o salário é maior para aqueles trabalhadores com maior experiência e que a experiência tem maior impacto sobre os salários das pessoas brancas. Por fim, o sinal negativo da interação entre escolaridade, raça e experiência (SxRxEx) indica que os indivíduos mais experientes e brancos não possuem maior benefício da educação. Vale ressaltar que as variáveis escolaridade e experiência (SxE) e escolaridade, raça e experiência (SxRxEx) não foram significativas.

Esses resultados ratificam a importância de realizar estudos que tratam do retorno da escolaridade não só em nível de Brasil, mas sim de forma desagregada por regiões, estados e municípios. Além disso, percebe-se que os resultados apresentados confirmam a hipótese deste trabalho, de que os investimentos em capital humano, através da educação no Brasil, apresentam retornos diferenciados por região, sexo e grau de instrução. Verifica-se, ainda, que os retornos da escolaridade aumentam com a elevação do nível de escolaridade do indivíduo, isto é, existem retornos crescentes por nível de escolaridade.

Com vistas a facilitar a comparação entre os resultados deste trabalho e os obtidos pelos autores citados, construiu-se a Tabela 6, em que se apresenta o retorno da escolaridade de cada grau de instrução (fundamental, médio e superior) em termos percentuais para os homens<sup>18</sup>. Como pode ser constatado, todos os estudos mostram que os retornos da escolaridade são crescentes, com exceção do trabalho de Sachida *et al.*

---

<sup>18</sup> Não será possível a comparação dos retornos da escolaridade para as mulheres, em virtude de a maior parte dos trabalhos só estimar os retornos para os indivíduos do sexo masculino.

(2004), em que o retorno da escolaridade anual obtido para o ensino médio é superior ao retorno verificado para o ensino superior.

Tabela 6 – Comparação de resultados obtidos em diferentes estudos, em percentual

<b>Grau de Instrução</b>	<b>Presente Estudo</b>	<b>Sachsida <i>et al.</i> (2004)</b>	<b>Holanda-Filho e Pessoa (2008)</b>	<b>Monteiro <i>et al.</i> (2009)</b>	<b>Zaistet <i>al.</i> (2010)</b>
Fundamental	6,44	3,39	3,35	2,30	1,63
Médio	7,43	4,90	5,47	6,03	3,60
Superior	11,24	3,70	8,20	10,38	10,05

Fonte: elaboração do autor.

Neste estudo, o retorno da escolaridade para um homem do nível fundamental é de 6,44% a cada ano, o que implica que um indivíduo do sexo masculino, que conclui o ensino fundamental, tem uma elevação média no seu salário de 51,52% (6,44% \* 8 anos do ensino fundamental) em relação a um indivíduo que não tenha tal grau de instrução. O ensino médio promove elevação média de 22,29% (7,43% \* 3 anos do ensino médio) e o ensino superior de 44,96% (11,24% \* 4 anos do ensino superior).

Sachsida *et al.* (2004) relataram que o retorno dos indivíduos que possuem oito anos de estudo completos no Brasil é de 27,1%, para os que têm ensino médio o retorno é de 11%, enquanto para 16 anos completos, os que possuem nível superior, é de 14,8%. Já no estudo realizado por Holanda-Filho e Pessoa (2008), com dados da PNAD, do Censo Demográfico de 2000, da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) e do INEP, os retornos da escolaridade passam de 26,8% para indivíduos com oito anos de estudos completos para 32,8% no caso de indivíduos com 16 anos de estudos completos. Monteiro *et al.* (2009), ao trabalharem com o modelo de Trostel (2004), verificam que no Brasil os retornos crescentes ocorrem a partir de 4,8 anos de estudo. Por fim, o retorno para o nível superior obtido neste estudo foi muito próximo do encontrado por Zaist *et al.* (2010).

Verifica-se que o retorno da escolaridade obtido no presente estudo, para cada grau de instrução, é superior ao verificado nos demais trabalhos. Contudo, os coeficientes obtidos para todas as variáveis neste estudo não são diretamente comparáveis com os oriundos de outros estudos, apesar da similaridade que se verifica. Este fato se deve a complexa inter-relação existente entre a variável explicada e as variáveis explicativas que cada estudo considera e, também, a existência de produtos cruzados em todos os modelos, que, normalmente, possuem diferentes especificações.

Pelos resultados descritos, conclui-se que o nível superior proporciona o maior diferencial de rendimento, de modo que os formuladores de políticas públicas e as instituições privadas devem dar especial atenção aos investimentos realizados neste nível. Contudo, isso não implica dizer que os níveis fundamentais e médios não necessitem de atenção, pelo contrário, é prudente investir nestes níveis para que mais indivíduos possam chegar ao nível superior. Ademais, segundo Barros *et al.* (2000), o maior retorno da escolaridade no nível superior pode tornar a mão de obra brasileira mais qualificada para o mercado de trabalho e, conseqüentemente, promover elevação no crescimento da economia.

## 6. CONCLUSÕES

Em razão de o capital humano constituir-se em um dos determinantes do desenvolvimento econômico de uma nação e a educação um fator crucial na composição deste processo, buscou-se neste trabalho estimar o retorno da escolaridade no Brasil e em suas regiões. Tal proposição justifica-se pelo fato de o Brasil ser um país de dimensões continentais, onde há diferenças regionais, sociais, culturais, institucionais e econômicas e devido à ocorrência na literatura nacional da predominância de estudos que contemplam em sua unidade de análise o Brasil como um todo ou um Estado (Paraná), em específico. Adicionalmente, procurou-se analisar de que modo o grau de instrução (fundamental, médio ou superior) afetou o retorno da escolaridade dos homens e das mulheres, em 2009.

A modelagem teórica utilizada neste trabalho para atender os objetivos propostos foi a equação de salários de Mincer (1958, 1974), dado que os trabalhadores investem em capital humano, tendo em vista a maximização do valor presente dos ganhos durante o seu horizonte de vida esperado. Adicionalmente, utilizou-se o método de Heckman (1974, 1979), pois ele possibilita a correção do viés de seleção das informações dos salários, uma vez que existe a necessidade de se ter como base de dados somente aqueles indivíduos que estão trabalhando e possuem rendimento.

Constatou-se que o retorno da escolaridade no Brasil, na equação salários de Heckman, é positivo e significativo tanto para os homens quanto para as mulheres. Este fato implica que a educação agrega retornos positivos ao salário dos indivíduos, dado

que essa variável é de vital importância na determinação dos salários dos trabalhadores. O retorno da escolaridade para os homens foi de 11,06% e para as mulheres de 9,89%, ou seja, a partir do aumento da escolaridade de um dado indivíduo do sexo masculino em um ano, há elevação média em seu salário no referido percentual. Contudo, apesar de os retornos da escolaridade observados para o Brasil serem positivos, há muito ainda com que se preocupar em relação à qualidade do ensino em um país que ocupa o 53<sup>o</sup> lugar em leitura e ciências e o 57<sup>o</sup> em matemática no Programa Internacional de Avaliação de Alunos (PISA- OCDE), que é realizado a cada três anos e conta com dados de 65 países.

A experiência foi outra variável que se mostrou correlacionada positivamente com o salário, ou seja, maior experiência leva ao aumento de salário, mas a taxas decrescentes. A variável raça (R) indica que os trabalhadores brancos não ganham mais do que os não brancos (constituído aqui por todos os indivíduos pretos, amarelos, pardos e indígenas). Já a variável sindicato (T) indica que os indivíduos que são associados a algum sindicato tendem a ter um retorno salarial maior em relação aos demais indivíduos não sindicalizados e que este fato pode estar associado ao papel desempenhado pelos sindicatos nas negociações referentes aos acordos salariais.

A interação entre escolaridade e raça (SxR) evidenciou que cada ano de escolaridade eleva mais o salário do indivíduo branco em relação ao do não branco. Ao considerar o efeito de interação entre escolaridade e experiência (SxE), percebeu-se que o impacto da educação sobre o salário é maior para aqueles trabalhadores com menor experiência. Já a interação entre experiência e raça (ExR) indicou que a experiência tem maior impacto sobre os salários das pessoas brancas. Por fim, a interação entre escolaridade, raça e experiência (SxRxEx) mostrou que os indivíduos mais experientes não possuem maior benefício da educação, em termos de retornos salariais, e que esse efeito é menos pronunciado para os indivíduos brancos.

Na análise em que se destacam as diferenças regionais, foi observado que as *dummies* utilizadas para representar as regiões brasileiras na equação de salários de Heckman foram significativas, com exceção da *dummy* da região Centro-Oeste, indicando que existe heterogeneidade entre elas.

O retorno da escolaridade, de homens e mulheres, para as regiões brasileiras apresentaram sinal positivo e significativo. Os retornos obtidos para os homens foram de 11,98% na região Norte, 14,58% no Nordeste, 12,98% no Sudeste, 13,2% no Sul e

14,55% no Centro-Oeste. No caso dos indivíduos do sexo feminino os retornos foram de 11,64, 14,15, 11,39, 11,31 e 12,89% para as mesmas regiões. Portanto, tem-se que as regiões Nordeste e Centro-Oeste são as únicas que obtiveram um retorno da escolaridade superior ao da média nacional, para ambos os sexos.

Outro ponto que merece destaque é que os resultados regionais, separados por sexo, indicaram que os indivíduos do sexo feminino possuem taxas de retorno da escolaridade menores que as dos homens, em todas as regiões. Este dado está em conformidade com o esperado, uma vez que a escolaridade média das mulheres é superior à dos homens, em todas as regiões do País.

Os resultados regionais ratificam a importância de os estudos que tratam do retorno da escolaridade serem realizados não só em nível de Brasil, mas sim de forma desagregada por regiões e, se possível, com a separação de sexos. Logo, a extensão natural deste trabalho é a investigação desagregada por estado ou município, levando-se em consideração outro importante aspecto, a qualidade da educação brasileira.

Verificou-se, ainda, a partir da última etapa de análise dos resultados, em que se deu a separação da escolaridade por grau de instrução, que o ensino superior é o que traz maior retorno salarial. Enquanto os primeiros quatro anos do ensino fundamental trazem um retorno de 6,35% (6,91%) para os homens (mulheres), o nível superior promove um retorno de 11,24% para os homens e 10,14% para as mulheres. Este acontecimento não implica que o ensino fundamental e médio sejam irrelevantes, pelo contrário, atenta para o fato de que deixar de lado estes níveis de ensino seria um erro, uma vez que o menor retorno observado tem consequências no que se refere ao estímulo ao estudo e é impossível se chegar ao ensino superior sem passar pelos demais níveis. Constatou-se, assim, que os retornos da escolaridade são crescentes por nível de escolaridade.

Em virtude de o Brasil apresentar retornos da escolaridade crescentes, o papel do governo torna-se fundamental, uma vez que é ele o responsável pela maior oferta da educação nos níveis fundamentais e médios. Ademais, há de se buscar a melhoria na qualidade do ensino ofertado, a partir do desenvolvimento de políticas sociais que tornem a opção pelo estudo uma escolha mais atrativa e que, no longo prazo, eleve a produtividade do trabalhador brasileiro, o que tende a promover a elevação no crescimento da economia.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, I. C. Gastos com educação no período de 1994 a 1999. *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, v. 82, n. 200/201/202, p. 137-198, 2001.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. D.; QUINTAES, G. *Determinantes do desempenho educacional no Brasil*. Rio de Janeiro-RJ: IPEA, 2000 (Texto para discussão, 834).
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. *Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil*. Rio de Janeiro-RJ: IPEA, 2002 (Texto para discussão, 857).
- BECKER, G. S. Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.
- BECKER, G. S. *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. New York: Ed. Columbia University Press, 1975. 268 p.
- BEHRMAN, J.; BIRDSALL, N. The quality of schooling: Quantity alone is misleading. *American Economic Review*, v. 73, n. 5, p. 928-946, 1983.
- BIRDSALL, N.; BEHRMAN, J. The quality of schooling and labor market outcomes. In: SABIT, R. H. (Ed.) *Opportunities foregone*. Washington-DC: IDB, 1996.
- BLOM, A.; HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. Education, earnings, and inequality in Brazil, 1982-1998: Implications for education policy. *Peabody Journal of Education*, v. 76, n. 3, p. 180-221, 2001.
- BILS, M.; KLENOW, P. J. Does schooling cause growth? *American Economic Review*, v. 90, n. 5, p. 1160-1183, 2000.

- BRATSBERG, B.; TERRELL, D. School quality and returns to education of U.S. immigrants. *Economic Inquiry*, v. 40, n. 2, p. 177-198, 2002.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: Aspectos regionais. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 185-210, 2004.
- CARD, D. Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, v. 69, n. 5, p.1127-1160, 2001.
- CASTILHO, M. L. *Educação e crescimento econômico no Brasil*. 2003. 117 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG, 2003.
- DIAS, J.; DIAS, M. H. A. Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 4, p. 701-743, 2007.
- DIAS, J.; McDERMOTT, J. Aggregate threshold effects and the importance of human capital in economic development. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 25., 2003. Porto Seguro-BA. *Anais...* Porto Seguro-BA: SBE, 2003.
- DICKENS, W. T.; LANG, K. A test of dual labor market theory. *American Economic Association*, v. 75, n. 4, p. 792-805, 1985.
- DOURADO, L. F.; OLIVEIRA, J. F.; SANTOS, C. A. A qualidade da educação: conceitos e definições. Brasília-DF: INEP, 2007 (Textos para discussão, 65).
- GAREN, J. The returns to schooling: A selectivity bias approach with a continuous choice variable. *Econometrica*, v. 52, n. 5, p.1199-1218, 1984.
- GRILICHES, Z. Estimating the returns to schooling: Some econometrics problems. *Econometrica*, v. 45, n. 1, p. 1-22, 1977.
- GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. São Paulo-SP: Ed. Campus, 2004. 819 p.
- HALVORSEN, R.; PALMQUIST, R. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, v. 70, n. 3, p. 474-475, 1980.
- HALL, R. E. Review: Schooling, experience, and earnings. *The Journal of Political Economy*, v. 83, n. 2, p.444-446, 1975.
- HALL, R. E.; JONES, C. I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 1, p. 83-116, 1999.
- HECKMAN, J. Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, v. 42, n. 4, p. 679-694, 1974.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HECKMAN, J.; TOBIAS, J. L.; VYTLACIL, E. *Simple estimators for treatment parameters in a latent variable framework with an application to estimating the returns to schooling*. NBER Working Paper, 7950, 2000.

HECKMAN, J.; LOCHNER, L.; TODD, P. *Fifty years of Mincer earnings regressions*. National Bureau of Economic Research –NBER. Working Paper 9732, 2003. 73 p.

HERINGER, R. Desigualdades raciais no Brasil: síntese de indicadores e desafios no campo das políticas públicas. *Caderno de Saúde Pública*, v. 18, n. 1, p. 57-65, 2002.

HOLANDA-FILHO, F.; PESSÔA, S. Retorno da educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 38, n. 1, p. 97-125, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro-RJ, 2011.

KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the Heckman procedure. *Revista de Econometria*, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 243-269, 1998.

LANGONI, C. *As causas do crescimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro-RJ: APEC, 1974.

LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 2, p. 219-256, 1990.

LAM, D.; SCHOENI, R. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, v. 101, n. 4, p. 710-740, 1993.

LEAL, C.; WERLANG, S. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 3, p. 559-574, 1991.

LOUREIRO, P. R. A.; CARNEIRO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 3, p. 519-545, 2001.

MaCURDY, T.; MROZ, T. *Estimating macro effects from repeated cross-sections*. University of Stanford, 1991 (Mimeo.).

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A evolução da distribuição dos salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90. In: *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro-RJ: IPEA, 2000.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. *The Journal of Political Economy*, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

MINCER, J. *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research: Columbia University Press, New York, 1974.

MINCER, J. *Human capital and growth*. National Bureau of Economic Research: Columbia University Press, New York, 1981.

MONTEIRO, W. F.; DIAS, J.; DIAS, M. Taxa de retorno da escolaridade nos estados brasileiros: Crescente ou decrescente? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009. Foz do Iguaçu-PR. *Anais...* Foz do Iguaçu-PR: ANPEC, 2009 (CD ROM).

MORETTO, C. F. O capital humano e a ciência econômica: algumas considerações. *Teoria e Evidência Econômica*, v. 5, n. 9, p. 65-78, 1997.

MOURA, R. Testando as hipóteses do modelo de Mincer para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n.4, p. 407-449, 2008.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO – OCDE. 2011. *Programa Internacional de Avaliação de Alunos (PISA)*. Disponível em: <[http://www.pisa.oecd.org/document/61/0,3746,en\\_32252351\\_32235731\\_46567613\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.pisa.oecd.org/document/61/0,3746,en_32252351_32235731_46567613_1_1_1_1,00.html)> Acesso em: 10 jan. 2011.

PSACHAROPOULOS, G. *Earnings and education in Brazil: Evidence from the 1980 Census*. The World Bank, EDT Discussion Paper Series, v. 90, 1987.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Returns to investment in education: a further update. *Education Economics*, v. 12, n. 2, p. 111-134, 2004.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: Evidências empíricas adicionais. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 3, p. 349-365, 2006.

RIGOTTI, J. I. R. A transição da escolaridade no Brasil e as desigualdades regionais. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 18, n. 1/2, p. 59-73, 2001.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.; MENDONÇA, M. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n.2, p. 249-265, 2004.

SAMPAIO, A. V. Retorno de escolaridade no Brasil e no Paraná em 2004. In: ENCONTRO DE ECONOMIA PARANAENSE – ECOPAR, 5., 2007. Curitiba-PR. *Anais...* Curitiba-PR, 2007.

SEDLACEK, G. L.; SANTOS, E. C. A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração de renda familiar. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 3, p. 449-470, 1991.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. Mercados de trabalho formal e informal: Uma análise da discriminação e da segmentação. *Nova Economia*, v. 10, n. 1, p. 41-7, 2000.

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

TROSTEL, P. Returns to scale in producing human capital from schooling. *Oxford Economic Papers*, v. 56, n. 3, p. 461-484, 2004.

VASCONCELLOS, Lígia. Economia da educação. In: BIDERMAN, C.; ARVATE, P. (Org.) *Economia do setor público no Brasil*. 1. ed. Rio de Janeiro-RJ: Elsevier-Campus, 2004. p. 402-418.

VENNIKER, R. *Social returns to education: A survey of recent literature on human capital externalities*. CPB, Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, 2001.

VIEIRA, C. R.; ALBERT, C. E.; BAGOLIN, I. P. Crescimento e desenvolvimento econômico no Brasil: Uma análise comparativa entre o PIB *per capita* e os níveis educacionais. *Revista Científica de Administração, Contabilidade e Economia*, Porto Alegre-RS, v. 19, n. 1, p. 28-50. 2008.

ZAIST, J. K. V.; NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. Retornos privados da escolaridade no Paraná. *Revista Economia*, v. 11, n. 1, p. 175-198, 2010.

## **ANEXOS**

## ANEXO A

Tabela A1 – Estimativas da equação de seleção, na região Norte

Variável	MQO		Heckman Seleção	
S	0,121129	(0,008535)***	0,059351	(0,016518)***
Sf	-0,003495	(0,004055)	-0,008871	(0,007852)
E	0,041153	(0,006910)***	0,068068	(0,013477)***
E <sup>2</sup>	-0,000275	(0,000102)***	-0,000923	(0,000201)***
R	-0,478952	(0,127369)***	-0,135575	(0,242783)
T	0,048906	(0,026492)*	-0,061423	(0,053761)
SxR	0,057933	(0,011917)***	0,032875	(0,023053)
SxE	-0,001687	(0,000316)***	-0,001053	(0,000616)*
ExR	0,011870	(0,004091)***	0,006325	(0,007947)
SxRxExE	-0,000831	(0,000434)*	-0,001213	(0,000865)
C	-	-	0,070367	(0,038285)*
F	-	-	0,047928	(0,036764)
X	0,161148	(0,036165)***	-0,291032	(0,068552)***
Cons	0,497159	(0,114418)***	0,034024	(0,220601)
rho	-0,090205	(0,089556)***	-	-
TRMV	H <sub>0</sub> = rho = 0	X <sup>2</sup> = 0,65	Prob > X <sup>2</sup> = 0,418500	

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A2 – Estimativas da equação de salários, na região Norte

Variável	Heckman Salários	
S	0,119793	(0,008641)***
Sf	-0,003363	(0,004059)
E	0,039537	(0,007098)***
E <sup>2</sup>	-0,000253	(0,000104)**
R	-0,476493	(0,127429)***
T	0,049967	(0,026521)*
SR	0,057214	(0,011943)***
SE	-0,001661	(0,000317)***
ER	0,011741	(0,004094)***
SRE	-0,000804	(0,000435)*
X	0,168303	(0,036869)***
Cons	0,539063	(0,121834)***

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A3 – Estimativas da equação de seleção, na região Nordeste

Variável	MQO		Heckman Seleção	
S	0,146797	(0,005777)***	0,085135	(0,010460)***
Sf	-0,004115	(0,002586)	0,004569	(0,004678)
E	0,043446	(0,004665)***	0,072928	(0,008441)***
E <sup>2</sup>	-0,000266	(0,000069)***	-0,001015	(0,000127)***
R	-0,794063	(0,081763)***	-0,071871	(0,143858)
T	0,050749	(0,015163)***	-0,037745	(0,028637)
SxR	0,081843	(0,007583)***	0,014861	(0,013672)
SxE	-0,002303	(0,000213)***	-0,001908	(0,000383)***
ExR	0,020778	(0,002604)***	0,004025	(0,004629)
SxRxExE	-0,001296	(0,000271)***	-0,000465	(0,000500)
C	-	-	0,106113	(0,022029)***
F	-	-	0,019718	(0,024861)
X	0,159184	(0,023160)***	-0,429282	(0,039444)***
Cons	0,219862	(0,077270)***	-0,129635	(0,138306)
rho	-0,045441	(0,074323)***	-	-
TRMV	H <sub>0</sub> = rho = 0	X <sup>2</sup> = 0,25	Prob > X <sup>2</sup> = 0,615400	

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A4 – Estimativas da equação de salários, na região Nordeste

Variável	Heckman Salários	
S	0,145776	(0,006014)***
Sf	-0,004286	(0,002601)*
E	0,042523	(0,004904)***
E <sup>2</sup>	-0,000253	(0,000072)***
R	-0,793783	(0,081762)***
T	0,051113	(0,015174)***
SR	0,081706	(0,007587)***
SE	-0,002280	(0,000217)***
ER	0,020739	(0,002605)***
SRE	-0,001291	(0,000272)***
X	0,165461	(0,025337)***
Cons	0,244090	(0,086856)***

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A5 – Estimativas da equação de seleção, na região Sudeste

Variável	MQO		Heckman Seleção	
S	0,131972	(0,005734)***	0,057317	(0,011814)***
Sf	-0,015750	(0,002236)***	-0,001390	(0,004810)
E	0,033446	(0,004041)***	0,060221	(0,008558)***
E <sup>2</sup>	-0,000120	(0,000057)**	-0,000921	(0,000122)***
R	-0,571020	(0,067302)***	0,109971	(0,139001)
T	0,071057	(0,012159)***	0,040095	(0,027917)
SxR	0,063038	(0,006205)***	0,001994	(0,012840)
SxE	-0,001836	(0,000212)***	-0,001516	(0,000432)***
ExR	0,014222	(0,002127)***	0,000719	(0,004371)
SxRxE	-0,000715	(0,000220)***	-0,000133	(0,000457)
C	-	-	0,163234	(0,021646)***
F	-	-	-0,080460	(0,024555)***
X	0,279452	(0,021648)***	-0,271802	(0,045171)***
Cons	0,663711	(0,072783)***	0,264260	(0,151042)*
rho	-0,163529	(0,037971)***	-	-
TRMV	H <sub>0</sub> = rho = 0	X <sup>2</sup> = 12,42	Prob > X <sup>2</sup> = 0,000400	

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A6 – Estimativas da equação de salários, na região Sudeste

Variável	Heckman Salários	
S	0,129798	(0,005771)***
Sf	-0,015897	(0,002242)***
E	0,031079	(0,004088)***
E <sup>2</sup>	-0,000085	(0,000057)
R	-0,576226	(0,067482)***
T	0,069524	(0,012198)***
SR	0,063034	(0,006220)***
SE	-0,001779	(0,000212)***
ER	0,014199	(0,002133)***
SRE	-0,000707	(0,000221)***
X	0,290936	(0,021869)***
Cons	0,726698	(0,074436)***

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A7 – Estimativas da equação de seleção, na região Sul

Variável	MQO		Heckman Seleção	
S	0,124687	(0,009952)***	0,063853	(0,020340)***
Sf	-0,018932	(0,003037)***	-0,012447	(0,006717)*
E	0,037182	(0,005668)***	0,068205	(0,011779)***
E <sup>2</sup>	-0,000200	(0,000075)***	-0,001003	(0,000159)***
R	-0,486635	(0,103258)***	-0,234693	(0,208140)
T	0,078294	(0,015543)***	-0,006811	(0,034424)
SxR	0,058379	(0,010080)***	0,048889	(0,020599)**
SxE	-0,002019	(0,000367)***	-0,001030	(0,000739)
ExR	0,012711	(0,003284)***	0,008682	(0,006408)
SxRxE	-0,000609	(0,000366)*	-0,001304	(0,000734)*
C	-	-	-0,157342	(0,025221)***
F	-	-	0,019159	(0,027668)
X	0,319207	(0,029357)***	-0,143650	(0,061938)**
Cons	0,723317	(0,114478)***	0,037618	(0,233929)
rho	0,787006	(0,015080)***	-	-
TRMV	H <sub>0</sub> = rho = 0	X <sup>2</sup> = 136,25	Prob > X <sup>2</sup> = 0,000000	

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A8 – Estimativas da equação de salários, na região Sul

Variável	Heckman Salários	
S	0,131959	(0,010643)***
Sf	-0,018849	(0,003264)***
E	0,049093	(0,006083)***
E <sup>2</sup>	-0,000398	(0,000081)***
R	-0,467339	(0,110348)***
T	0,085943	(0,016769)***
SR	0,062848	(0,010781)***
SE	-0,002106	(0,000392)***
ER	0,013287	(0,003501)***
SRE	-0,000864	(0,000391)**
X	0,251855	(0,031521)***
Cons	0,410824	(0,122679)***

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A9 – Estimativas da equação de seleção, na região Centro-Oeste

Variável	MQO		Heckman Seleção	
S	0,147439	(0,008882)***	0,065411	(0,017695)***
Sf	-0,017107	(0,003858)***	-0,019860	(0,008013)**
E	0,051204	(0,006865)***	0,072995	(0,013909)***
E <sup>2</sup>	-0,000375	(0,000100)***	-0,001065	(0,000206)***
R	-0,533859	(0,112129)***	0,100292	(0,220226)
T	0,078736	(0,024008)***	0,077056	(0,053239)
SxR	0,059871	(0,010197)***	0,006223	(0,019894)
SxE	-0,002288	(0,000331)***	-0,001587	(0,000656)**
ExR	0,010043	(0,003581)	-0,003727	(0,007010)
SxRxExE	-0,000330	(0,000370)***	0,000347	(0,000734)
C	-	-	0,092266	(0,037025)**
F	-	-	-0,050801	(0,038593)
X	0,248132	(0,035914)***	-0,223009	(0,072222)***
Cons	0,405250	(0,116952)***	0,108711	(0,233194)
rho	-0,127019	(0,077690)***	-	-
TRMV	H <sub>0</sub> = rho = 0	X <sup>2</sup> = 1,74	Prob > X <sup>2</sup> = 0,187700	

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\*estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A10 – Estimativas da equação de salários, na região Centro-Oeste

Variável	Heckman Salários	
S	0,145535	(0,008967)***
Sf	-0,016668	(0,003872)***
E	0,048947	(0,007011)***
E <sup>2</sup>	-0,000343	(0,000102)***
R	-0,538002	(0,112275)***
T	0,076579	(0,024075)***
SR	0,059716	(0,010208)***
SE	-0,002241	(0,000333)***
ER	0,010167	(0,003586)***
SRE	-0,000335	(0,000371)
X	0,255664	(0,036251)***
Cons	0,460989	(0,121966)***

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A11 – Estimativas da equação de seleção por grau de instrução

Variável	MQO		Heckman Seleção	
S8	0,016518	(0,002059)***	0,022158	(0,004227)***
S8f	-0,008973	(0,002146)***	0,002209	(0,004241)
S11	0,030705	(0,001848)***	0,025164	(0,003673)***
S11f	-0,013621	(0,001277)***	-0,001037	(0,002531)
S16	0,071824	(0,001888)***	0,029129	(0,003856)***
S16f	-0,012014	(0,001239)***	-0,004602	(0,002722)*
E	-0,015261	(0,001861)***	0,043953	(0,003734)***
E2	0,000384	(0,000030)***	-0,000714	(0,000061)***
R	-0,261826	(0,037063)***	-0,097338	(0,073929)
T	0,064429	(0,007317)***	0,010842	(0,015847)
SR	0,035780	(0,003378)***	0,029852	(0,006801)***
SE	0,001140	(0,000081)***	-0,000190	(0,000160)
ER	0,009128	(0,001157)***	0,005975	(0,002307)*
SRE	-0,000630	(0,000118)***	-0,001114	(0,000241)***
C	-	-	0,133599	(0,011935)***
F	-	-	-0,036159	(0,013068)***
X	0,239094	(0,010995)***	-0,333625	(0,021033)***
Dnorte	-0,165028	(0,009006)***	-0,041684	(0,018526)**
Dnordeste	-0,286224	(0,006839)***	-0,097852	(0,014038)***
Dsul	0,023207	(0,007677)***	-0,043415	(0,016420)***
Dco	0,004670	(0,008794)	0,013346	(0,018690)
Cons	1,796499	(0,026871)***	0,611681	(0,053207)***
rho	-0,151886	(0,022410)***	-	-
TRMV	$H_0 = \rho = 0$	$X^2 = 31,19$	Prob > $X^2 = 0,000000$	

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.

Tabela A12 – Estimativas da equação de salários por grau de instrução

Variável	Heckman Salários	
S8	0,015739	(0,002067)***
S8f	-0,009270	(0,002152)***
S11	0,029824	(0,001857)***
S11f	-0,013755	(0,001280)***
S16	0,070931	(0,001897)***
S16f	-0,012124	(0,001242)***
E	-0,016957	(0,001883)***
E2	0,000411	(0,000030)***
R	-0,257936	(0,037154)***
T	0,063775	(0,007336)***
SR	0,034594	(0,003390)***
SE	0,001146	(0,000082)***
ER	0,008872	(0,001160)***
SRE	-0,000582	(0,000118)***
X	0,252605	(0,011202)***
Dnorte	-0,162975	(0,009033)***
Dnordeste	-0,282484	(0,006879)***
Dsul	0,024739	(0,007700)***
Dco	0,004413	(0,008816)
Cons	1,843551	(0,027822)***

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo em nível de 1%; \*\* estatisticamente significativo em nível de 5%; \* estatisticamente significativo em nível de 10%; valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão; Em relação às variáveis utilizadas, S é a escolaridade dos homens; Sf, a escolaridade das mulheres; E, os anos de experiência dos indivíduos; R, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é branco e 0, caso contrário; T, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0, caso contrário; C, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0, caso contrário; F, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos de até 14 anos e 0, caso contrário; e X, uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0, caso contrário.