



Gestão & Regionalidade

ISSN: 1808-5792

revista.adm@uscs.edu.br

Universidade Municipal de São Caetano

do Sul

Brasil

Silveira, Glauber Flaviano; Fernandes Maciel Gomes, Marília; de Lima, João Eustáquio; Alves da  
Silva, José Maria

RETORNOS DA ESCOLARIDADE NO BRASIL E REGIÕES

Gestão & Regionalidade, vol. 31, núm. 91, enero-abril, 2015, pp. 17-32

Universidade Municipal de São Caetano do Sul

Sao Caetano do Sul, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=133438267003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

## RETORNOS DA ESCOLARIDADE NO BRASIL E REGIÕES

### RETURNS TO SCHOOLING IN BRAZIL AND REGIONS

#### **Glauber Flaviano Silveira**

Professor do Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais (CEFET) e da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC Minas)

Data de recebimento: 28-06-2013

Data de aceite: 30-09-2014

#### **Marília Fernandes Maciel Gomes**

Professora Associada da Universidade Federal de Viçosa (MG).

#### **João Eustáquio de Lima**

Professor Titular no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (MG).

#### **José Maria Alves da Silva**

Professor Associado da Universidade Federal de Viçosa (MG).

### **RESUMO**

Um dos determinantes do desenvolvimento econômico de uma nação é o capital humano, sendo que os retornos da escolaridade se apresentam como fator crucial. Verifica-se, na literatura nacional, a predominância de estudos que contemplam em sua unidade de análise o Brasil como um todo ou um estado, em específico. Nesse sentido, no presente trabalho buscou-se avaliar os retornos da escolaridade no Brasil e em suas regiões, bem como analisar de que modo o grau de instrução (fundamental, médio ou superior) afeta o retorno da escolaridade dos indivíduos quanto ao gênero. Os resultados evidenciaram que o retorno da escolaridade no Brasil é positivo, tanto para os homens quanto para as mulheres. Na análise em que foram destacadas as diferenças regionais, constatou-se a existência de heterogeneidade entre as regiões. Além disso, na análise por grau de instrução, verifica-se que os retornos da escolaridade são crescentes.

**Palavras-chave:** Crescimento econômico; retornos da escolaridade; modelo de Heckman.

### **ABSTRACT**

One of the determinants of economic development of a nation is human capital, considering that the returns to schooling are presented as a crucial factor. There is, in the national literature, the predominance of studies that address its unit of analysis in Brazil as a whole or a specific state. In this sense, the present study sought to evaluate the returns to schooling in Brazil and its regions, and to examine how the level of education (primary, secondary or higher) affects the return to schooling for male and female individuals. The results showed that the return to schooling in Brazil is positive, both for men and for women. In the analysis that were highlighted regional differences, there was the existence of heterogeneity between regions. In addition, in the analysis by education level, it appears that the returns to schooling are increasing.

**Keywords:** Economic growth; returns to schooling; Heckman model.

#### **Endereço dos autores:**

**Glauber Flaviano Silveira**  
glauber.economia@hotmail.com

**Marília Fernandes Maciel Gomes**  
mfmgomess@ufv.br

**João Eustáquio de Lima**  
jelima@ufv.br

**José Maria Alves da Silva**  
jmasilva@ufv.br

## 1. INTRODUÇÃO

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 por 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).

Por isso, os retornos da escolaridade têm recebido, cada vez mais, atenção por parte dos economistas. 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 estimativa da equação de Mincer pode apresentar um viés de seleção amostral, resultando assim em estimativas não confiáveis. Para corrigir esse tipo de erro, Heckman (1974) propôs um novo modelo, e, a partir disso, iniciaram-se estudos com a correção do viés de seleção.

Mincer (1981) ressalta ainda que, à medida que a acumulação de capital humano ocorre, haverá crescimento individual na renda e, com isso, melhoria nos indicadores sociais do país. Neste sentido, o retorno da escolaridade é visto como quanto a mais um indivíduo tende a ganhar, em um 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 a 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.

Todavia, o Brasil é constituído por cinco diferentes regiões, e aspectos relacionados com as diferenças regionais, sociais, culturais, institucionais e econômicas devem ser considerados. 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. 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, 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 têm-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) e Leal e Werlang (1991). 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 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (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.

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 por gênero. 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 as mulheres. Já no estudo Loureiro e Carneiro (2001), com dados da PNAD (1998), os retornos obtidos para os homens foram de 12,7% e para as mulheres, de 16,3%.

Portanto, percebe-se que existem diferenças entre os resultados obtidos pelos autores descritos anteriormente. 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 gênero.

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 por gênero. Ademais, como destaca Almeida (2001), os recursos governamentais são escassos e deve-se priorizar o investimento educacional em que exista maior potencial de alavancar o crescimento da economia.

Em adição, ressalta-se a relevância da adoção de um conjunto de variáveis de controle ou

características específicas das pessoas<sup>1</sup>, dado que se pode, dessa forma, gerar estimativas mais legítimas dos retornos da escolaridade. Zaist *et al.* (2010), por exemplo, com dados da PNAD (2005), incorporaram, dentre outras variáveis, a experiência e a raça, e observaram que essas 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 importante na geração de renda e de crescimento econômico, bem como verificar em que medida as variáveis de controle alteram os resultados estimados. Esses dados podem 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, consequentemente, alavancar o crescimento da economia.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Os estudos que tratam do retorno da escolaridade se baseiam 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

<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.

Heckman *et al.* (2003). A equação de salários, ou equação minceriana, pode ser especificada da seguinte maneira:

$$w_i = \ln W_i = \alpha + \beta S_{i+} \delta X_i + u_i$$

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  $u$  representa o distúrbio aleatório que contempla todas as forças não diretamente explicadas no modelo, mas que podem ter influência sobre os ganhos do indivíduo.

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, ou seja, o valor atual dos ganhos associados ao grau de escolaridade é função do salário anual dos indivíduos, da taxa de juros e do tempo. Portanto, o equilíbrio é caracterizado por escolhas de escolaridade heterogênea e requer que os indivíduos sejam indiferentes entre os níveis de escolaridade.

De acordo com Pons (2001), a força da modelagem minceriana resulta da sua hipótese de que os indivíduos 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, 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.

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

- os indivíduos com maiores escolaridades tendem a obter maiores salários anuais;
- a diferença de rendimentos entre indivíduos diferentes 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;
- 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.

## 2.1. O capital humano e o conhecimento

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 e do conhecimento 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.

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 no Brasil eram maiores que as encontradas nos Estados Unidos, e que no Brasil o retorno ficou entre 9,4 e 16,4% para as pessoas com mais de 18 anos. Já Dias e McDermott (2003) testaram o efeito de taxas de retornos crescentes para a escolaridade em vários países, com o objetivo de construir suas respectivas funções de capital humano e conhecimento. 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.

## 3. 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, consequentemente, que estão trabalhando apresenta a possibilidade da amostra estar viesada.

### 3.1. 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 se o salário ofertado seja superior ao salário de reserva.

Assim, segundo Sachsida *et al.* (2004), a não consideração desse fenômeno faz as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) serem 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 que o salário observado ser 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 estimativas. 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 essa escolha, admite-se que o indivíduo avale 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  $y^*$  como uma preferência não observável que define a probabilidade do indivíduo aceitar trabalhar, em que  $y_i^*$  é uma variável ordinal que determina que quanto maior o seu valor maior a probabilidade do indivíduo trabalhar, como pode ser verificado na equação a seguir:

$$y_i^* = \beta x_{ik} = \mu_i$$

em que  $x_i$  representa um conjunto de variáveis explicativas relacionadas ao indivíduo  $i$ , e  $\beta_i$  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.

Após a definição do indivíduo em participar do mercado de trabalho, o método de Heckman (1979) consiste em estimar a equação de salários – equação (1).

### 3.2. Modelo econométrico

A equação de seleção utilizada neste trabalho é uma expansão da equação (02), e esta se apresenta da seguinte forma:

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

em que  $i$  representa o indivíduo;  $y_i^*$ , a probabilidade do indivíduo aceitar trabalhar;  $S$ , a escolaridade dos homens;  $Sf$ , a escolaridade dos indivíduos quanto ao gênero feminino;  $\beta_0$ , a constante;  $\beta_1$ ...  $\beta_{13}$ , 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 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 com menos de 14 anos e 0, caso contrário;  $X$ , uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é do gênero feminino e 0, caso contrário;  $\epsilon$ , 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 . Ademais, realiza-se a inclusão da variável  $lnw_i$ , logaritmo do salário/hora mensal.

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, espera-se captar a grande heterogeneidade existente no mercado de trabalho brasileiro, quando se observam as diferentes regiões do país.

<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 seus estudos.

<sup>4</sup> Os indivíduos negros, amarelos, pardos e indígenas foram agrupados em não brancos. Tal agregação ocorreu porque todos os estudos semelhantes também realizaram-na de modo que o foco é permitir a comparação entre eles. A desagregação por raça fica como sugestão para trabalhos futuros.

<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).

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 uma relação 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.

### 3.3. Fonte de dados

Os dados utilizados foram provenientes da PNAD (2009) conforme o IBGE (2011). 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, foram utilizados os filtros relacionados a seguir<sup>5</sup>, totalizando uma amostra de 99.906 observações.

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

- 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, eliminaram-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 a amostra ser composta apenas por pessoas que possuíam um salário horário<sup>8</sup> entre R\$ 1,00 e R\$ 500,00<sup>9</sup>;
- 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>10</sup>.

## 4. RESULTADOS

Visando uma melhor compreensão da amostra e do modelo estimado, a análise se inicia com a apresentação do perfil da amostra. Em seguida, discutem-se os resultados dos retornos da escolaridade segundo nível no Brasil, posteriormente em nível das regiões brasileiras e, por fim, em grau de instrução.

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

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

<sup>8</sup> O salário horário é igual ao rendimento mensal dividido pelo número de horas trabalhadas por mês.

<sup>9</sup> Heckman *et al.* (2000), restringiram sua amostra a pessoas que recebem um salário horário entre U\$ 1,00 e U\$ 100,00.

<sup>10</sup> Em sintonia com Soares e Gonzaga (1999).

**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.

#### 4.1. Perfil da amostra

Por meio da análise das características da amostra (Tabela 1) foi possível constatar que a escolaridade média dos homens, a nível nacional, é 8,52 anos de estudo. A escolaridade média das mulheres é superior à dos homens no Brasil, em todas as regiões, em que 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 entrarem no mercado de trabalho, e a competição por emprego, por sua vez, levou as mulheres a valorizar mais os estudos, permanecendo por mais tempo na escola.

O número médio de anos de experiência não apresenta uma variação grande entre as regiões do país. Com relação à questão racial, observa-se que a população ocupada no Brasil é

dominantemente não branca (54,21%), percentual este que pode estar relacionado ao agrupamento das demais raças (preto, amarelo, pardo e indígena) em não branco. Os maiores percentuais de pessoas sindicalizadas no Brasil são observados nas regiões Sul e Sudeste. 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.

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 haja diferenças regionais marcantes. Desse modo, mostra-se a relevância em avaliar o retorno da escolaridade em nível das regiões brasileiras, não só em nível da unidade federativa.

#### 4.2. Retornos da escolaridade em nível de Brasil

A análise dos resultados se inicia com a estimativa 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

**Tabela 2** – 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
E2	-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.

Razão de máxima verossimilhança para a estatística *rho*<sup>11</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. Na Tabela 2 estão os resultados obtidos para a equação de salários minceriana, ajustada pelo método de Heckman (1979), expostos anteriormente.

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>12</sup>, que o retorno de cada ano de estudo corresponde a 11,06% para os homens e a 9,89% para as mulheres, 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 o mercado de trabalho requerer 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).

<sup>11</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.

<sup>12</sup> Neste caso, o efeito marginal mede o incremento real do aumento da escolaridade (S) no logaritmo do salário/hora mensal (*lnw*).

Percebe-se ainda que os coeficientes da variável experiência (E) foram positivos e significativos, enquanto os coeficientes da variável experiência ao quadrado ( $E^2$ ) 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 à agregação das demais raças em não branco.

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.

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. 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. Já a interação entre experiência e raça (ExR) 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 (SxRxE) 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 agrupa retornos positivos no salário dos indivíduos.

Contudo, apesar dos retornos da escolaridade observados para o Brasil serem positivos, há muito ainda com que se preocupar em relação à qualidade do ensino no país. 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 ocorrer em uma perspectiva polisêmica, 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.

#### 4.3. 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. A análise das regiões brasileiras foi feita a partir do uso de *dummies*, como exposto na metodologia.

Verifica-se que as *dummies* utilizadas (Tabela 2) 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.

**Tabela 3** – 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.

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, e as demais regiões possuem níveis de escolaridade média superior. Gujarati (2004) salienta que para a interpretação dos coeficientes obtidos para as variáveis *dummies*, em regressões semilogarítmicas, é prudente usar o sugerido por Halvorsen e Palmquist (1980)<sup>13</sup>. Com a adoção desse obtém-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, observa-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. As principais informações para as regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste estão apresentadas, de forma reduzida, na Tabela 3.

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 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 do país (9,12 anos).

Além disso, as regiões Nordeste e Centro-Oeste, para ambos os gêneros, 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 homens e

<sup>13</sup> Tal artifício consiste em tomar o antilogarítmico do coeficiente binário estimado, subtrair 1 do resultado e multiplicar a diferença por 100.

8,99 anos para mulheres) ser menor que a média do Sudeste (8,89 anos para homens e 9,22 anos para mulheres). Nesse 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. Os coeficientes da variável experiência ao quadrado ( $E^2$ ) são negativos e significativos, com exceção da região Sudeste, indicando que a elevação no salário devido a maior experiência ocorre a taxas decrescentes.

#### 4.4. 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<sup>14</sup>. A decomposição da educação nestes 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.

Na Tabela 4, 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.

Pelos resultados expostos, 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 fundamental e médio não necessitem de atenção, pelo contrário, é prudente estimular o estudo nestes níveis para que mais indivíduos possam chegar ao nível superior.

## 5. CONCLUSÕES

Em razão do 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 do Brasil ser um país de dimensões continentais, onde há diferenças regionais, sociais, culturais, institucionais e econômicas. 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.

<sup>14</sup> 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).

Tabela 4 – 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.

A partir da modelagem teórica utilizada neste trabalho para atender os objetivos propostos, 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 agrupa retornos positivos ao salário dos indivíduos. O retorno da escolaridade para os homens foi de 11,06% e para as mulheres 9,89%, ou seja, a partir do aumento da escolaridade de um dado indivíduo, dos homens, em um ano, há elevação média em seu salário no referido percentual.

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.

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 das mulheres os retornos foram de 11,64, 14,15, 11,39, 11,31 e 12,89% para as mesmas regiões. Portanto, observa-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 gêneros.

Outro ponto que merece destaque é que os resultados regionais, separados por gênero, indicaram que as mulheres possuem taxas de retorno da escolaridade menores que as dos homens, em todas as regiões.

Os resultados regionais ratificam a importância dos 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 por gêneros. 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 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.

Portanto, os retornos da escolaridade são crescentes, por nível de escolaridade, o que torna o papel do governo fundamental, uma vez que é o responsável pela maior oferta da educação nos níveis fundamental e médio. Ademais, há de se buscar a melhoria na qualidade do ensino oferecido, 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.

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*. Nova York: Columbia University Press, 1975. 268 p.

BRATSBERG, B.; TERRELL, D. School quality and returns to education of U.S. immigrants. *Economic Inquiry*, v. 40, n. 2, p. 177-198, 2002.

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.; 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.

## REFERÊNCIAS

DOURADO, L. F.; OLIVEIRA, J. F.; SANTOS, C. A. *A qualidade da educação: conceitos e definições*. Brasília: 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.

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.

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.

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

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

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.

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.

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.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO. *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.

## REFERÊNCIAS

PONS E., GONZALO, M. T. Returns to Schooling in Spain. How Reliable Are IV Estimates? *Working Papers*, n. 446, nov. 2001.

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

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.

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.

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

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*, 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.