

JULIANA K. VAN ZAIST¹
LUCIANO NAKABASHI²
MÁRCIO A. SALVATO³

RETORNO EM ESCOLARIDADE NO PARANÁ

RESUMO

A baixa qualidade do sistema educacional brasileiro é um dos obstáculos ao crescimento de sua economia. Uma das maneiras para se reverter tal situação é a melhoria na qualidade de ensino, a qual depende, devido à restrição orçamentária do governo, da correta identificação das prioridades no que se refere à aplicação dos recursos entre os diferentes níveis de ensino. Sendo assim, esse estudo tem o intuito de analisar qual o nível de ensino mais importante na geração de renda e crescimento econômico no Paraná utilizando os micro-dados da PNAD de 2005 e o método de HECKMAN (1979). Para tanto, foram identificados os retornos em escolaridade de acordo com cada nível escolar. A conclusão é de que o ensino superior é o que apresenta maior retorno. No entanto, isso não significa que os outros níveis de ensino não sejam de crucial importância na decisão da alocação dos gastos destinados à educação.

Palavras-chave: Retorno dos diferentes níveis de escolaridade; Método de HECKMAN, Investimentos no sistema educacional.

ABSTRACT

The Brazilian educational system low quality is considered as an obstacle for its economic growth. One way to overcome such situation is to improve the quality of education which, in turn, depends on the correct identification of the investment priorities on the different levels of education, due to government budgetary restriction. Therefore, the present study main goal is to analyze which one is the most important level of education on income generation and economic growth in Paraná State by means of 2005 PNAD micro data and HECKMAN procedure (1979). To accomplish this objective, the returns of different levels of education were estimated and the conclusion is that the undergraduate level is the one that brings the highest return. However, this does not imply that the other educational levels are not crucial in the policy makers' decision of educational resources allocation.

Key-words: Returns of different levels of education; HECKMAN Procedure; Educational system investment.

JEL Classification: C21; D31; I21; I28

¹ Economista pela UFPR

² Doutor em economia pelo CEDEPLAR/UFMG e professor adjunto do Departamento de Economia da UFPR.

³ Doutor em Economia pela EPGE-FGV/RJ e professor adjunto da PUC Minas e IBMEC Minas

1 INTRODUÇÃO

A educação, um dos principais componentes que determinam a quantidade de capital humano em uma economia, é objeto de análise e discussão, principalmente pela sua importância no desenvolvimento de uma nação.

Na literatura, a educação brasileira é descrita como sendo de fraco desempenho e de considerável atraso se comparada a um país de padrão de desenvolvimento semelhante. O que se observa é que o padrão médio do trabalhador brasileiro apresenta reduzida capacidade de realização de tarefas mais complexas e de tomada de decisões que necessitam de uma boa capacidade analítica, para comparativos internacionais. Ambas acabam limitando o crescimento econômico.

Diante disto, uma das apostas possíveis para reverter tal cenário é a melhoria no nível e na qualidade do ensino. No entanto, ainda há dúvidas quanto a prioridades e alocação dos recursos, ou seja, como os recursos são escassos, deve-se priorizar o investimento educacional nos níveis que tenham maior potencial de alavancar o crescimento econômico.

Tendo essa problemática como questão central no presente trabalho, realiza-se uma análise do impacto do capital humano na diferença salarial no estado paranaense e uma avaliação de qual nível de ensino (fundamental, médio ou superior) é mais importante na geração de renda e, portanto, no crescimento econômico. Adicionalmente, procuramos identificar outros fatores que determinam a renda dos indivíduos no Paraná, além de se fazer uma análise comparativa com os resultados de análises realizadas anteriormente para o Brasil e Paraná.

Sendo assim, num primeiro momento é feita uma discussão sobre a educação de uma forma geral, apresentando o conceito de capital humano, bem como a relação entre educação e crescimento econômico. Adicionalmente, faz-se uma discussão baseada em alguns estudos empíricos sobre os retornos gerados pela educação, tanto na esfera macro, quanto na microeconômica. Essa comparação é interessante, pois mostra que em estudos macroeconômicos, o retorno estimado de cada ano de estudo é maior, podendo representar, entre outros fatores, as externalidades existentes do capital humano.

Depois, parte-se para a análise empírica, onde se verifica o retorno em educação por nível através do método de HECKMAN (1979), que busca corrigir o chamado viés de seleção amostral, ocasionado pela estratégia de procura de emprego por parte do agente. Outro ponto que deve ser ressaltado é a consideração dos pesos da PNAD na estimação das equações de regressão. Os resultados, quando comparado com as estimações sem peso, são bastante

distintos, ajudando a explicar as diferenças encontradas no presente estudo em relação a outros voltados para o mesmo objeto de análise.

Por fim, têm-se as considerações finais com a discussão dos principais resultados encontrados. O principal resultado encontrado no presente estudo é o expressivo retorno salarial dos empregados que possuem nível superior (completo ou incompleto) no Paraná, o que está de acordo com os resultados encontrados por BARBOSA FILHO e PESSÔA (2006) para o Brasil. Assim, mesmo com a expansão do ensino superior a partir de meados da década de 90, há uma necessidade de maiores investimentos nesse nível de ensino.

2 EDUCAÇÃO: UM PANORAMA GERAL

2.1 TEORIA E EVIDÊNCIAS MACROECONÔMICAS

A introdução do capital humano em modelos formais de crescimento econômico começa a criar raízes no modelo desenvolvido por SOLOW (1956, 1957), com a visão de que o fator responsável pelo crescimento de longo prazo do produto per capita é o desenvolvimento tecnológico.

Posteriormente, em meados da década de 1980, surgiram modelos que ficaram conhecidos como modelos de crescimento endógeno. Essa teoria foi desenvolvida, inicialmente, por ROMER (1986, 1990) e LUCAS (1988).

Os modelos elaborados por ROMER (1986, 1990) pressupõem retornos decrescentes para o fator de produção capital físico, que é compensado pelo retorno positivo do capital humano. A principal razão para isso, segundo ROMER (1986, 1990), é o conhecimento desenvolvido pela atividade de pesquisa que tem características peculiares, ou seja, gera externalidades positivas para a sociedade. Desse modo, o acúmulo conjunto dos dois tipos de capital não trariam retornos decrescentes.

Essa idéia já tinha sido desenvolvida – mas não pelo emprego de modelos formais – por SCHULTZ (1962), para quem a inclusão da acumulação de capital humano seria um elemento chave na compreensão do crescimento econômico, no longo prazo, sendo ele a principal fonte desse processo. O modelo de LUCAS (1988) também aponta para a questão dos retornos externos, dizendo ser este o principal diferencial entre o investimento em capital físico e o investimento em capital humano⁴.

⁴ Cabe ressaltar, conforme BARROS e MENDONÇA (1997), que a magnitude dos efeitos externos ocasionados pela educação é pouco conhecida e de difícil mensuração, possuindo, portanto, uma dificuldade maior para que seja avaliada.

Um outro ponto enfatizado por LUCAS (1988) é a complementaridade entre os dois tipos de capital: físico e humano. A taxa de capital físico varia de acordo com o crescimento do capital humano, ou seja, a rentabilidade do investimento em capital físico irá depender do nível de capital humano.

Outra forma em que o capital humano impacta no processo de crescimento econômico é o seu papel no processo de difusão de tecnologia. NELSON e PHELPS (1966) desenvolveram um modelo onde o capital humano tem um papel decisivo no processo de difusão de tecnologia. Nesse modelo, os retornos dos gastos em capital humano são positivos se a tecnologia está em constante progresso.

A importância desse debate, acerca do capital humano, está na melhor compreensão do papel do mesmo como fator de produção, que é de extrema relevância no processo de geração de renda e crescimento econômico. No entanto, muitas dúvidas ainda permaneceram (e permanecem), estimulando vários pesquisadores a realizarem análises empíricas para testar as teorias do capital humano e crescimento econômico. Alguns exemplos são os estudos realizados por BARRO (1991), MANKIW, ROMER e WEIL (1992), LEVINE e RENELT (1992), BENHABIB E SPIEGEL (1994, 2002), PAPAGEORGIOU (2001), PRITCHETT (2001), entre outros.

Os resultados empíricos, em geral, indicam que o capital humano é um importante fator na explicação do nível de renda e/ou taxa de crescimento dos países, mas ainda não há consenso devido aos resultados empíricos de alguns estudos. Por exemplo, LEVINE e RENELT (1992), testando a robustez de inúmeras variáveis sobre o crescimento econômico, encontram que gastos públicos em educação e outras medidas de investimento em capital humano não são correlacionadas com o crescimento quando outras variáveis são incluídas na análise. PRITCHETT (2001) encontra até mesmo uma correlação negativa entre uma série de capital humano elaborada pelo autor e o crescimento econômico.

Outros estudos macroeconômicos encontram uma relação positiva entre as variáveis acima mencionadas como, por exemplo, BARRO (1991), MANKIW, ROMER e WEIL (1992), BENHABIB E SPIEGEL (1994, 2002) e PAPAGEORGIOU (2001). No entanto, as evidências de estudos microeconômicos são mais robustas no que diz respeito à importância do capital humano na determinação da renda dos indivíduos, da produtividade e, conseqüentemente, do crescimento (DOWRICK, 2003).

2.2 EVIDÊNCIAS MACROECONÔMICAS PARA O BRASIL

No caso dos estados brasileiros, os estudos empíricos geralmente encontram uma correlação positiva entre alguma *proxy* para capital humano e o nível e ou taxa de crescimento do produto. Por exemplo, os resultados encontrados por AZZONI ET AL. (1999) mostram que o nível da renda per capita dos estados brasileiros é positivamente correlacionado com o nível de capital humano.

Outros estudos que examinam o efeito do capital humano sobre o nível e/ou taxa de crescimento da renda per capita dos estados brasileiros são NAKABASHI e SALVATO (2007), PESSÔA (2006), FERREIRA (2000) e LAU ET AL. (1993).

Os resultados de LAU ET AL. (1993) indicam que, em média, um ano adicional de escola dos trabalhadores do Brasil tem um impacto positivo sobre a renda de 20%, aproximadamente. Portanto, a média dos anos de estudo dos trabalhadores brasileiros tem um papel fundamental na determinação do nível de renda dos estados.

A principal preocupação de FERREIRA (2000) é a mensuração da velocidade de convergência entre os estados. Porém, seus resultados mostram que o capital humano é um fator relevante na explicação da taxa de crescimento da renda nos estados brasileiros.

PESSÔA (2006) estima que uma elevação de cinco anos de escolaridade média para treze (média dos Estados Unidos) elevaria a renda per capita em cerca de 100% a 300%, considerando variações na taxa de retorno (10% e 14%) e também na qualidade da educação.

NAKABASHI e SALVATO (2007) encontram um retorno menor em relação aos outros estudos. Ao controlar pela qualidade e utilizando o método de efeitos aleatórios na estimação dos coeficientes, os autores encontraram que um ano adicional de estudo eleva o PIB dos estados brasileiros em 12%. Um dos motivos para esse menor retorno é que conforme aumenta o número de anos de estudo de uma região ou entre regiões, a qualidade também se eleva. Assim, quando se controla para a qualidade, o efeito é reduzido. O fato de se utilizar o método de efeitos aleatórios também reduz o retorno da educação ao controlar fatores que são específicos de cada estado e correlacionados com a *proxy* para capital humano.

No entanto, alguns estudos indicam que o capital humano pode não ser tão relevante sobre o nível e/ou crescimento da renda per capita. Os resultados da análise de PORTUGAL e SOUZA (1999), que se concentra nos estados da região sul, indicam que o impacto do capital humano sobre o crescimento econômico só é relevante para o Rio Grande do Sul. Em um estudo para os estados brasileiros, DIAS e DIAS (2007) mostram ainda que investimentos em educação podem ter efeitos negativos sobre a produtividade, pelo menos no curto prazo, devido a realocação de fatores do setor produtivo para o setor de acumulação do capital humano, podendo inibir maiores investimentos em educação.

2.3 EVIDÊNCIAS MICROECONÔMICAS PARA O BRASIL

Os estudos sobre capital humano e renda na esfera microeconômica estão, em sua grande maioria, relacionados ao mercado de trabalho. Os primeiros trabalhos a respeito foram os desenvolvidos por BECKER (1962, 1975) e MINCER (1958, 1974), sendo que o trabalho de 1974 de MINCER foi seminal no que diz respeito à estimação dos retornos salariais.

A equação minceriana foi desenvolvida para realização de análises que utilizam dados microeconômicos como, por exemplo, os estudos realizados por BILS e KLENOW (2000), HALL e JONES (1999) e KLENOW e RODRIGUEZ-CLARE (1997). No entanto, FERREIRA, ISSLER e PESSÔA (2003) mostraram que essa especificação também é apropriada em análises macroeconômicas.

Segundo GRILICHES (1977), a equação de salários é representada pela seguinte forma:

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

em que W é a renda ou salário; S representa n° de anos de escolaridade; β é retorno em escolaridade, representando a variação marginal da renda com relação à escolaridade; X é o conjunto de variáveis de controle que podem ter efeito sobre a renda; e u é o distúrbio aleatório que comporta todas as forças não diretamente explicadas no modelo, mas que possuem influência sobre os ganhos do indivíduo.

Para citar os resultados de alguns estudos empíricos, SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004) estimaram, com base nessa equação, o retorno salarial da educação controlando para diferentes fontes de viés que podem distorcer os resultados. Através dos diferentes métodos de estimação, os autores encontram evidências de que o retorno de um ano adicional de estudo fica entre 12,9% e 16%.

A educação como investimento ou, dito de outra forma, os retornos gerados pela educação também foram analisados por RESENDE e WYLLIE (2006). Seus estudos são voltados para o Brasil, tomando como base de dados a Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE, dados de 1996-1997). Os resultados das estimativas com base no procedimento de dois estágios de HECKMAN indicam que o retorno da escolaridade fica entre 15,9% e 17,4% para os homens e 12,6% e 13,5% para as mulheres. Os menores retornos são obtidos quando os autores introduzem uma variável para controlar a qualidade do ensino.

LOUREIRO e CARNEIRO (2001) fizeram estimativas do retorno salarial da educação utilizando os dados da PNAD de 1998. Os autores empregaram o procedimento de HECKMAN e separaram os trabalhadores em rurais e urbanos. O retorno estimado para o homem urbano foi de 18,58%, enquanto que para o homem rural foi de 11,35%. Para as mulheres, os valores encontrados foram 23,32% e 18,06%, respectivamente.

Em um estudo comparativo entre os rendimentos dos brasileiros e americanos, LAM e LEVINSON (1991), utilizando dados da PNAD/IBGE de 1985, estimaram um retorno de mais de 17%. Como seria de se esperar, o retorno estimado da educação no Brasil foi consideravelmente maior do que o dos Estados Unidos.

Para o estado do Paraná, ROCHA e CAMPOS (2006), a partir de dados do Censo Demográfico (2000), estimaram que o retorno da educação pelo método de HECKMAN é 14,7% para os homens e 18,8% para as mulheres. SAMPAIO (2007), através dos dados da PNAD 2004, utilizando o mesmo método, encontrou um retorno bem mais baixo: 4,6%.

3 ANÁLISE EMPÍRICA DO IMPACTO DA ESCOLARIDADE NO PARANÁ

3.1 METODOLOGIA

Tendo em vista que a análise dos retornos da educação gera a necessidade de ter como base de dados somente aqueles que possuem rendimento e, conseqüentemente, que estão trabalhando, isso traz a possibilidade de a amostra estar viesada.

A causa disto está na estratégia de demanda por emprego do agente, na qual, segundo HECKMAN (1974), o agente tem implícito um determinado salário de reserva que serve de parâmetro para o indivíduo aceitar ou não participar do mercado de trabalho (a participação se dará caso o salário ofertado seja superior ao salário de reserva).

Assim, a não consideração desse fenômeno faz com que as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sejam tendenciosas devido ao aparecimento do viés de seleção amostral, uma vez que se é analisado de forma idêntica grupos que usam regras diferentes de decisão.

Um exemplo clássico disto é o objeto de estudo de HECKMAN (1974), que se refere ao rendimento de um grupo de mulheres, as quais escolhem se vão ou não trabalhar, sendo que a opção por trabalhar faz delas participantes da amostra.

Se as mulheres fizessem essa escolha de forma aleatória, seria possível usar MQO para estimar algum modelo para salários. No entanto, essa suposta aleatoriedade é pouco provável, pois as mulheres a quem fossem oferecidos baixos salários, provavelmente optariam por não trabalhar, fazendo com que o salário observado seja viesado para cima.

Uma solução para esse problema, que é comum para esse tipo de amostra, pode ser encontrada se existirem variáveis que afetam significativamente as chances de observação (chance de estar trabalhando), mas não afetam o salário oferecido como, por exemplo, o número de filhos que a mulher possui.

Outro ponto que vale a pena destacar é a consideração dos pesos da PNAD nas estimações realizadas, expandindo a amostra – considerando cada indivíduo segundo sua representação da população –, o que dá maior confiabilidade aos resultados, pois essa consideração é equivalente a aumentar o tamanho da amostra.

3.1.1 O Método de HECKMAN

O método de HECKMAN (1979) consiste em estimar, primeiramente, através de um modelo Probit⁵, uma equação de participação no mercado de trabalho (equação de seleção). Segundo LOUREIRO e CARNEIRO (2001), essa equação irá dizer qual a probabilidade de um trabalhador vir a participar ou não do mercado de trabalho, levando-se em conta um conjunto de características pessoais e de seus familiares.

Diante disto, LOUREIRO e CARNEIRO (2001) afirmam que, no método de estimação Probit, a variável a ser explicada é, numa escolha dicotômica, trabalhar ou não trabalhar. Ao decidir por trabalhar ou não, supõe-se que seja avaliado, por parte do trabalhador, os ganhos e/ou perdas que o emprego pode oferecer. As variáveis que compreendem essa tomada de decisão não costumam ser diretamente observáveis para cada indivíduo i . Então, y_i^* pode ser definido como uma preferência latente que define a probabilidade de o indivíduo aceitar trabalhar, sendo que y_i^* é uma variável ordinal que determina que quanto maior o valor de y_i^* , maior a probabilidade de o indivíduo trabalhar. Na equação abaixo é apresentado y_i^* e as variáveis que o explicam:

$$(2) \quad y_i^* = \beta_i X_i + \mu_i$$

em que, X_i corresponde a um conjunto de variáveis explicativas relacionadas ao trabalhador i e β_i mede o efeito de uma mudança em X_i sobre y_i^* . Como não é possível observar y_i^* , usa-se uma variável *dummy* que representa se o indivíduo i está ou não trabalhando, em que $y_i = 1$, se a pessoa aceitou a trabalhar, e $y_i = 0$, caso contrário.

⁵ Modelo de escolha binária, isto é, a variável dependente é uma variável binária (*dummy*).

Tendo em vista que para se estimar a equação de salários somente são considerados os indivíduos que estão trabalhando, y_i^* deve assumir um valor superior a 0, tem-se, então, que $\mu_i > -\beta X_i$.

O segundo passo do método de HECKMAN (1979) consiste em estimar o rendimento de acordo com a seguinte equação:

$$(3) \quad W_i = \delta Z_i + \varepsilon_i$$

em que W é o logaritmo do salário; Z representa o vetor de características pessoais; δ o conjunto de parâmetros; e ε representa o vetor de erros aleatórios.

Sendo assim, o viés de seletividade amostral é ilustrado da seguinte forma:

$$(4) \quad E[W_i | Z_i, y_i = 1] = \delta Z_i + E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i]$$

e dado que:

$$(5) \quad E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] = \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \times \frac{f_{dp}(\beta X_i)}{f_{da}(\beta X_i)}$$

em que f_{dp} é a função densidade probabilidade e f_{da} a função de distribuição acumulada. Tem-se, então, que quando a $\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$, há viés de seletividade, uma vez que a esperança da perturbação será diferente de zero. Substituindo parte da equação (5) por Θ , obtém-se o seguinte:

$$(6) \quad E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] = \Theta \lambda$$

em que $\lambda = \frac{f_{dp}(\beta X_i / \sigma_u)}{f_{da}(\beta X_i / \sigma_u)}$.

HECKMAN (1974) observou que estimando os parâmetros β e μ_i na equação de seleção, era possível construir λ (conhecida como o inverso da razão de Mill), que passaria a entrar como variável explicativa na equação de salários, conforme a equação (7):

$$(7) \quad W_i = \delta Z_i + \lambda_i \Theta$$

Desta forma, corrige-se o viés gerado pela não aleatoriedade da amostra, a qual só pode conter pessoas que estejam trabalhando. No presente estudo, utilizou-se o software STATA 9.1, que já tem o procedimento embutido.

3.2 BASE DE DADOS

As estimações foram obtidas a partir dos micro-dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) para o Paraná, referentes ao ano de 2005. A seleção da amostra se deu com a utilização dos mesmos filtros utilizados por SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004), a saber:

1º) A amostra compreende somente homens entre 24 e 56 anos de idade, uma vez que suas decisões são menos complicadas com relação ao nível de escolaridade, por considerações de fertilidade⁶;

2º) São incluídas apenas pessoas que não estejam estudando⁷,

3º) A observação que não possui uma ou mais informações sobre as variáveis independentes é descartada da amostra⁸;

4º) Busca-se evitar que sejam incluídas na amostra pessoas que possuam um salário extremamente alto que possa viesar os resultados. Considera-se, portanto, apenas indivíduos que possuem um salário horário entre R\$ 1,00 e R\$ 500,00. Busca-se, também, evitar pessoas que não estejam trabalhando.

5º) Não foram considerados os indivíduos que trabalham nos setores públicos e agrícolas devido à dinâmica própria regida por eles (SOARES e GONZAGA, 1999).

Adicionalmente, é importante ressaltar que a análise empírica dos dados da PNAD foi feita através da aplicação dos pesos, ou seja, cada indivíduo da amostra representa um maior número de indivíduos de acordo com as suas características. Ao comparar com os resultados sem a aplicação dos pesos, as mudanças são significativas e alteram boa parte das conclusões⁹.

3.3 RESULTADOS ECONÔMICOS

⁶ Os autores se baseiam em outros autores para restringir a amostra desta maneira, como Cameron e HECKMAN (2001), HECKMAN et alli (2000), SOARES e GONZAGA (1999) e GAREN (1984).

⁷ Esse filtro é baseado no estudo de GRILICHES (1977).

⁸ Os autores utilizaram o mesmo procedimento de HECKMAN et alli (2000) e SOARES e GONZAGA (1999).

⁹ Os resultados sem os pesos estão disponíveis com os autores.

Utilizou-se aqui, com exceção da variável *Csdo* (Casado), a mesma forma da equação de salários utilizada por SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004), sendo uma expansão da equação minceriana, como pode ser visto a seguir:

$$(8) \quad \begin{aligned} \text{Log}w = & \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 \text{Exp} + \beta_3 (\text{Exp})^2 + \beta_4 \text{Raça} + \beta_5 (S \times \text{Raça}) + \beta_6 (S \times \text{Exp}) \\ & + \beta_7 (\text{Exp} \times \text{Raça}) + \beta_8 (S \times \text{Raça} \times \text{Exp}) + \beta_{11} (\text{Formal}) + \beta_{12} (\text{Sind}) + \varepsilon \end{aligned}$$

em que *Log w* representa o logaritmo do salário/hora mensal; *S* a escolaridade; β_0 a constante; *Exp* os anos de experiência do trabalhador¹⁰; *Raça* representa uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; *Formal* uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; *Sind* é Sindicato e representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário; e ε representa o resíduo da estimativa.

Entretanto, com a realização da regressão por faixa de anos de estudo, constatou-se que muitos dos coeficientes, tanto pelo método de HECKMAN quanto por MQO, apresentaram-se não significativos. Diante disto, verificou-se, através do Fator de Inflação da Variância, a existência de multicolinearidade prejudicando os resultados estimados. Contudo, ao se retirar as interações (S x Raça; S x Exp; Exp x Raça; e S x Raça x Exp), o problema acaba por ser amenizado; o que motivou o uso de diferentes especificações na análise empírica.

Com relação à equação de seleção, as variáveis utilizadas, além das variáveis da equação de salários, com exceção da variável *Log w*, foram: a variável *dummy Filhos* em que assume o valor 1 se o trabalhador possui filhos e 0 caso contrário e a variável *dummy Csdo* (Casado) em que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0 caso contrário.

A variável *SM* (escolaridade da mãe), diferentemente de SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004), não foi utilizada nesse estudo, pois, como foi mencionado pelos próprios autores, “os estudos conhecidos feitos para o Brasil para explicar a participação na força de trabalho não levam em consideração essa variável”, o que dificulta a obtenção de conclusões a respeito. Outro motivo refere-se ao fato de que a consideração de tal variável acabaria por restringir ainda mais a amostra, pois não há dados na PNAD sobre a escolaridade da mãe de todos os indivíduos.

¹⁰ A experiência é calculada pela forma padrão: $\text{Exp} = \text{Idade} - \text{escolaridade} - 6$
O n° 6 representa a idade que a criança começa a estudar.

3.3.1 Resultados do retorno da educação média dos trabalhadores

Antes de se iniciar a análise empírica, cabem algumas observações. Primeiramente, as variáveis utilizadas para se analisar os determinantes do salário de reserva - o salário mínimo que as pessoas estão dispostas a receber para trabalharem - são as mesmas empregadas para se estimar o retorno salarial. A diferença é que na análise do salário de reserva são incluídas as características pessoais e familiares do indivíduo que não afetam diretamente o retorno salarial. No presente estudo, essas variáveis são *Csdo* = Casado, representando uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0 caso contrário e Filhos, que representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos e 0 caso contrário.

Outro ponto que merece ser destacado é que, na análise empírica, foram utilizadas várias especificações diferentes para se testar o efeito das variáveis explicativas na renda dos indivíduos. Isso se deve ao fato da complexa inter-relação existente entre as variáveis explicativas e a variável explicada. Ou seja, a renda de um indivíduo não depende apenas, por exemplo: do seu nível de educação; da experiência adquirida; de sua etnia; se ele trabalha no setor formal ou informal e se ele é associado a um sindicato. A interação existente entre essas variáveis é extremamente relevante para se ter uma noção mais precisa sobre os efeitos destas na renda.

No entanto, a introdução das variáveis interativas causa o problema da multicolinearidade, dificultando a detecção de quais as variáveis explicativas que realmente são relevantes. Para contornar esse problema, foram feitas estimações com especificações sem as variáveis interativas, sendo que estas foram introduzidas gradualmente até se chegar ao modelo completo. Adicionalmente, foi feita a ortogonalização das variáveis explicativas relacionadas à variável experiência para minimizar os problemas da multicolinearidade no modelo completo, pois esta variável e suas interações apresentaram maior grau de correlação.

A utilização de diferentes formas funcionais para se testar a importância das variáveis explicativas sobre o retorno salarial também é importante para se verificar a robustez dos resultados, ou seja, para identificar as variáveis que permanecem com o mesmo sinal e significativas quando ocorrem mudanças na especificação do modelo a ser estimado.

Na Tabela 1, que mostra os resultados da equação de seleção, o teste de razão de máxima verossimilhança para a estatística *rho*, que verifica a existência de correlação entre a equação de salários e a equação de seleção, indica que existe viés de seleção amostral, em

todas as especificações, pois a mesma mostrou-se estatisticamente significativa¹¹. Isto significa que a utilização do método de HECKMAN permite obter coeficientes mais confiáveis do que os obtidos por MQO.

Tabela 1 – Equação de seleção

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(ORTHO)
S	-0.0256567 (0.0124984)**	-0.0306727 (0.0198283)	0,0794182 (0,0416076)*	0,0768563 (0,0418256)*	0,0960771 (0,0543361)*	0,0960771 (0,0543361)*
Exp	-0.0367686 (0.0193208)*	-0.0370231 (0.0193397)*	0,0523371 (0,0354714)	0,0507286 (0,0354200)	0,0544559 (0,0362209)	-0,0613424 (0,1017434)
Exp ²	0.0001592 (0,0003382)	0.0001622 (0,0003380)	-0,0010063 (0,0005147)*	-0,0010365 (0,0005172)**	-0,0010297 (0,0005163)**	-0,0073406 (0,0437463)
Raça	0.0146876 (0,0940863)	-0.0302728 (0,1625799)	-0,0075906 (0,1613014)	-0,2297298 (0,3851100)	-0,0219792 (0,4975550)	-0,0219792 (0,4975550)
S x Raça	- -	0.0081033 (0,0221954)	0,0057880 (0,0223479)	0,0149372 (0,0271651)	-0,0158228 (0,0558518)	-0,0158228 (0,0558518)
S x Exp	- -	- -	-0,0041554 (0,001419)***	-0,0042862 (0,00144)***	-0,0050728 (0,0020927)**	-0,3553147 (0,123745)***
Exp x Raça	- -	- -	- -	0,0063137 (0,0099898)	-0,0007098 (0,0149305)	0,0655547 (0,1215315)
S x Raça x Exp	- -	- -	- -	- -	0,0012301 (0,0020725)	0,0561935 (0,0946745)
Formal	8,8609160 (0,10134)***	9,4078690 (0,107697)***	8,3128030 (0,125704)***	8,1366680 (0,124495)***	8,1909230 (0,141157)***	8,1909230 (0,141157)***
Sind	0,3568766 (0,2363005)	0,3503334 (0,2364122)	0,3455185 (0,2374419)	0,3404273 (0,2377127)	0,3427231 (0,2375198)	0,3427231 (0,2375198)
Csdo	0,4642077 (0,142295)***	0,470685 (0,142831)***	0,4575985 (0,14325)***	0,4562605 (0,143646)***	0,461836 (0,143823)***	0,461836 (0,143823)***
Filhos	0,1725178 (0,1367029)	0,1705904 (0,1366807)	0,183663 (0,1370560)	0,1819194 (0,1373142)	0,1783072 (0,1369842)	0,1783072 (0,1369842)
Constante	0,6909566 (0,2800254)**	0,718045 (0,2951783)**	-0,7841535 (0,5795868)	-0,6834999 (0,5975198)	-0,8013315 (0,6338667)	-0,8531996 (0,4160309)**
Rho	-0,1255171 (0,0458019)**	-0,1272697 (0,0449987)**	-0,1051035 (0,0458046)**	-0,0993205 (0,0467764)**	-0,1022159 (0,0482848)**	-0,1022159 (0,0482848)**
Teste Razão Máx. Verossim.	H ₀ : rho = 0					
Chi ² (1) =	7.35	7.83	5.19	4.45	4.42	4.42
Prob > chi2 =	0.0067	0.0051	0.0227	0.0349	0.0355	0.0355
Amostra	2341 ^a					

FONTE: Elaboração própria a partir dos micro-dados da PNAD 2005

NOTAS: ***estatisticamente significativo ao nível de 1%; **estatisticamente significativo ao nível de 5%; * estatisticamente significativo ao nível de 10%; ^a esse n° de observações possui uma representatividade de 1.201.252 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. Em relação as variáveis utilizadas, S é a escolaridade; Exp representa os anos de experiência do trabalhador; Raça representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Formal representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário; Sind = Sindicato, que representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0 caso contrário; Csdo = Casado, representando uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo é casado e 0 caso contrário; Filhos representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo possui filhos e 0 caso contrário.

De acordo com os resultados apresentados na primeira coluna, a escolaridade tem um efeito negativo sobre o salário de reserva do indivíduo. Isso se deve, provavelmente, a má especificação do modelo, ou seja, omissão de variáveis relevantes na equação de seleção, como pode ser constatada pelos critérios de seleção de modelos – CIA e CIS – apresentados

¹¹ Alguns autores verificam a existência de vies de seleção amostral pelo lambda, de forma que se o mesmo for significativo haverá vies. *rho* = coeficiente de correlação. *Lambda* = inverso da razão de Mill = variável inserida na equação de salários para corrigir o vies de seleção.

na Tabela 2. Nas quatro últimas colunas, o resultado da educação sobre o salário de reserva é positivo e significativo, estando de acordo com os resultados de SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004). Desse modo, a escolaridade aumenta o salário mínimo que o indivíduo toma como base para participar do mercado de trabalho.

Uma variável de difícil interpretação é a experiência. Seu efeito sobre o salário de reserva parece ser negativo. Adicionalmente, quanto maior o nível educacional de uma pessoa, o impacto negativo da experiência sobre o salário de reserva se torna mais relevante.

O fato de um trabalhador se encontrar no mercado de trabalho formal eleva seu salário de reserva em relação aos trabalhadores que estão no mercado informal. Esse fato é esperado, visto que os trabalhadores do mercado formal estão, em média, mais preparados e qualificados do que aqueles do mercado informal, mesmo quando se controla para o nível educacional e para as demais variáveis apresentadas na equação de seleção.

A variável casado (Csd0) também apresentou sinal positivo. Assim, o fato do indivíduo estar casado aumenta seu salário de reserva. Esse resultado está de acordo com outros estudos, como o de SILVA e KASSOUF (2000).

No estudo de ROCHA e CAMPOS (2006), para homens e mulheres, essa variável mostrou que a condição de se estar casado aumenta a propensão de inserção no mercado de trabalho no caso dos homens, enquanto que, no caso das mulheres, a condição de casada é negativa. Os autores explicam que isto se deve à predominância dos homens no papel do sustento familiar, mesmo com o constante aumento do número de mulheres que são chefes de família, enquanto que as mulheres se tornam donas-de-casa e convivem com a expectativa de maternidade.

Com relação às variáveis Raça, Sind e Filhos, estas não foram significativas ao nível de 10%, o que significa que elas não afetam o salário de reserva dos trabalhadores quando se controla para os efeitos das demais variáveis apresentadas.

Sobre a equação de salários (Tabela 2) pode-se dizer que, da mesma forma que o observado na literatura, os coeficientes da variável escolaridade (S) foram positivos e significativos em todas as especificações. No entanto, o retorno de cada ano de estudo ficou entre 8,4% e 11,3%, abaixo do retorno encontrado em outros estudos empíricos para o Brasil.

Por exemplo, no estudo realizado por RESENDE e WYLLIE (2006), utilizando o mesmo procedimento econométrico e os dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV/IBGE), o retorno foi de, aproximadamente, 15% para homens. Adicionalmente, LAM e LEVINSON (1991), utilizando dados da PNAD/IBGE de 1985, estimaram um retorno de mais de 17%, enquanto que na análise feita por SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA

(2004), através de vários procedimentos econométricos distintos e também fazendo uso dos dados da PNAD/IBGE, para o período 1992-1999, o retorno ficou acima de 12,9%.

Considerando os estudos realizados para o caso paranaense, ROCHA e CAMPOS (2006), a partir de dados do Censo Demográfico de 2000, estimaram que o retorno da educação pelo método de HECKMAN é de 14,7% para os homens e de 18,8% para as mulheres. SAMPAIO (2007), através dos micro-dados da PNAD 2004, constatou que o retorno por MQO foi de 6,2%. Pelo método de HECKMAN o retorno encontrado foi de 4,6%. Assim, os resultados encontrados por SAMPAIO (2007) são uma exceção, com os retornos da educação ficando abaixo dos demais estudos, inclusive dos estimados no presente trabalho.

Os coeficientes da variável experiência (Exp) foram positivos e significativos, enquanto que os da experiência ao quadrado (Exp²) foram negativos e significativos em todas as especificações, o que indica que a experiência eleva o salário, mas a taxas decrescentes. Esses resultados e as magnitudes dos coeficientes são semelhantes aos encontrados por RESENDE e WYLLIE (2006) e SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004).

Tabela 2 – Equação de salários

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(ORTHO)
S	0.1075328 (0.00454)***	0.0836014 (0.0067676)***	0.1098982 (0.0145017)***	0.1037636 (0.0149569)***	0.1128218 (0.0173099)***	0.1128218 (0.0173099)***
Exp	0.0255157 (0.0053392)***	0.026193 (0.005367)***	0.0475511 (0.0114619)***	0.0431601 (0.0117235)***	0.045501 (0.0118725)***	0.233059 (0.030327)***
Exp ²	-0.0001896 (0.0000977)*	-0.0002051 (0.0000986)**	-0.0004874 (0.0001684)***	-0.0004908 (0.0001685)***	-0.0004921 (0.0001686)***	-0.0285753 (0.0128462)**
Raça	0.080478 (0.025909)***	-0.1440254 (0.0519573)***	-0.1292235 (0.0524225)**	-0.3867048 (0.1283031)***	-0.2963912 (0.1542516)*	-0.2963912 (0.1542516)*
S x Raça	-	0.0327343 (0.007272)***	0.0304114 (0.0073345)***	0.0421657 (0.0096101)***	0.0298499 (0.0166453)*	0.0298499 (0.0166453)*
S x Exp	-	-	-0.0010363 (0.0005127)**	-0.0011328 (0.0005122)**	-0.0015168 (0.0006609)**	-0.0859813 (0.0450722)*
Exp x Raça	-	-	-	0.0074384 (0.0032498)**	0.0041344 (0.0047098)	0.08162 (0.0390601)**
S x Raça x Exp	-	-	-	-	0.000525 (0.0006355)	0.0239844 (0.029031)
Formal	0.0646435 (0.0364741)*	0.0626059 (0.0360818)*	0.0709947 (0.0369841)*	0.0768073 (0.0368424)**	0.0768371 (0.0369543)**	0.0768371 (0.0369543)**
Sind	0.1689681 (0.0281914)***	0.1665761 (0.0279123)***	0.1641925 (0.0278893)***	0.1608476 (0.027802)***	0.1603497 (0.0277978)***	0.1603497 (0.0277978)***
Constante	-0.1268036 (0.091078)	0.0233718 (0.0942777)	-0.33749 (0.1918912)*	-0.1810613 (0.2079444)	-0.2440522 (0.2127028)	0.3953568 (0.1427344)*
Lambda	-0.0664231 (0.0242311)**	-0.0669347 (0.0236445)**	-0.0551687 (0.0240568)**	-0.0520478 (0.024517)**	-0.0535573 (0.0253066)**	-0.0535573 (0.0253066)**
CIA	2145859	2133361	2125533	2122306	2121719	2121719
CIS	2145962	2133477	2125659	2122444	2121868	2121868
Amostra	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a

FONTE: Elaboração própria a partir dos micro-dados da PNAD 2005

NOTAS: ***estatisticamente significativo ao nível de 1%; **estatisticamente significativo ao nível de 5%; * estatisticamente significativo ao nível de 10%; ^a esse nº de observações possui uma representatividade de 987.848 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. Em relação às variáveis utilizadas, Log w é o logaritmo do salário/hora mensal; S é a escolaridade; Exp representa os anos de experiência do trabalhador; Raça representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; Formal representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Sind = Sindicato, que representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário.

Na segunda coluna da Tabela 2, o coeficiente da variável raça apresenta um sinal positivo, além de ser estatisticamente diferente de zero. Isso implica que os trabalhadores brancos ganham mais do que os não-brancos, mesmo quando se controla para o nível educacional e a experiência do indivíduo. Esse resultado é semelhante ao encontrado por KILSZTAJN ET AL. (2005), mas deve-se levar em conta que os mesmos controlam apenas para o nível de escolaridade dos indivíduos.

No entanto, de acordo com os resultados apresentados nas demais colunas, isso se deve à interação entre raça e escolaridade, cujos coeficientes são positivos e significativos, indicando que cada ano de escolaridade eleva mais o salário do trabalhador branco em relação ao não-branco. Esse efeito se deve, provavelmente, ao diferencial de qualidade no ensino das duas classes citadas. Controlando para esse efeito de interação, os trabalhadores brancos ganham menos do que os não-brancos.

A interação entre raça e experiência também tem papel semelhante. O seu sinal positivo e significativo nas duas últimas equações, quando se controla para o problema da multicolinearidade, indica que a experiência tem um maior impacto sobre os salários das pessoas brancas. Adicionalmente, nota-se que a inclusão dessa torna o coeficiente da variável Raça ainda maior, em valores absolutos.

Considerando o efeito de interação entre escolaridade e experiência, pode-se notar que o impacto da educação sobre o salário é maior para aqueles com menor experiência. Uma possível explicação seria a maior importância dada à educação formal atualmente em relação ao passado, quando a experiência era mais importante no aprendizado do trabalhador. Outra explicação é que o modelo apresenta erros de especificação, pois como veremos na Tabela 3, o sinal desse coeficiente é positivo e significativo e os critérios de seleção de modelo CIS e CIA indicam que as melhores especificações são aquelas apresentadas na Tabela 3.

As variáveis referentes ao trabalho formal e à associação a algum sindicato apresentam um efeito positivo sobre os rendimentos do agente. Conforme esperado, indivíduos que trabalham no setor formal e/ou são associados a algum sindicato tendem a ter um retorno salarial superior ao dos indivíduos que estão em situações contrárias.

3.1.2 Resultados do retorno da educação por faixa de anos de estudo

No intuito de se ter uma melhor idéia sobre o impacto de cada faixa de estudo sobre o salário dos indivíduos, a variável escolaridade (S) foi dividida em 4 variáveis. Cada uma compreende uma faixa de anos de estudo que representa um dentre os níveis de instrução abaixo, de modo que a escolaridade dos indivíduos que compõem a amostra é inserida na faixa correspondente ao seu nível, enquanto todas as outras faixas são iguais a zero:

- S1 = primário (1-4 anos de estudo), ou seja, ela varia de 1 a 4 para os trabalhadores que têm esse nível de escolaridade e é igual a 0, caso contrário;
- S2 = ensino fundamental (5-8 anos de estudo), ou seja, ela varia de 5 a 8 para os indivíduos que possuem um nível de escolaridade de 5 a 8 anos, sendo igual a 0, caso contrário;
- S3 = ensino médio (9-11 anos de estudo), ou seja, ela varia de 9 a 11 para os indivíduos que concluíram do primeiro ao último ano do ensino médio e é igual a 0, caso contrário; e
- S4 = ensino superior (12 anos ou mais de estudo), sendo maior ou igual a 12 para os indivíduos que concluíram, pelo menos, um ano do ensino superior e é igual a 0, caso contrário.

Essa separação da educação em diferentes faixas é extremamente relevante ao permitir a análise dos diferentes retornos salariais dos trabalhadores com diferentes níveis de educação formal. Uma separação semelhante foi feita por SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004). No entanto, para cada faixa, os autores utilizaram uma variável *dummy*. Dessa forma, eles estimaram o retorno de cada faixa. No presente estudo, ao permitir uma variação na escolaridade dos indivíduos dentro de cada faixa, foi possível estimar o retorno de cada ano das diferentes faixas.

Ao analisar os resultados da Tabela 3, o primeiro resultado que vale a pena destacar é a queda nos valores dos critérios de seleção de modelo – CIA e CIS – em relação aos valores encontrados nas especificações apresentadas na Tabela 2. Isso indica que é mais adequado se estimar as equações de regressão separando a educação por faixas de ensino.

No que se refere aos resultados obtidos por HECKMAN na primeira especificação, verifica-se que um ano a mais de estudo gera, em média, um retorno de 5,3% para os indivíduos que estão na primeira faixa, de 6,2% para os que estão na segunda, de 7,2% para os que possuem ensino médio e de 11,2% para os que concluíram pelo menos um ano do ensino superior. Assim, como todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero, pode-se concluir que o retorno do estudo aumenta de acordo com os níveis educacionais mais elevados alcançados pelos trabalhadores.

No entanto, quando se inclui a variável de interação entre escolaridade e raça, o efeito de cada ano de estudo sobre o rendimento do indivíduo se reduz independentemente do seu nível de escolaridade. Como mencionado anteriormente, esse efeito se deve ao diferencial de

qualidade do ensino entre as duas etnias, que era capturado apenas pela variável nível de escolaridade na primeira especificação.

Além disso, quando se adiciona mais variáveis de interação – que melhora a especificação do modelo de acordo com os critérios CIA e CIS – as duas primeiras faixas de ensino perdem significância na determinação dos rendimentos nas três últimas especificações, enquanto que a faixa do ensino médio é significativa apenas na última. A conclusão é ainda mais forte que a anterior: quando se controla para as várias interações existentes entre escolaridade, raça e experiência, o estudo só traz um retorno positivo sobre os salários para os indivíduos com elevado nível de educação, ou seja, para aqueles com ensino médio e, sobretudo, ensino superior (completo ou incompleto). Isso não implica que as duas primeiras faixas de ensino não trazem nenhum retorno, mas que este é proveniente das interações que a educação tem com a raça e com a experiência.

Essa diferença nos resultados quando se compara com aqueles encontrados por SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004) se deve pela diferença na unidade de análise (Brasil e Paraná) e, principalmente, pela consideração dos pesos de cada indivíduo na estimação das equações de regressão. As mesmas equações foram estimadas sem a utilização dos pesos e os resultados encontrados foram bastante distintos, inclusive em relação à melhor especificação do modelo¹².

Outro ponto que vale a pena ressaltar é a queda do retorno sobre o salário de cada uma das faixas de estudo. Enquanto que o retorno de cada ano do ensino médio passou de 7,2% para 3,6% (apenas metade), quando se compara a primeira e última especificação, o retorno de cada ano do ensino superior passou de 11,2% para 7,9% (ver Tabela 3). Desse modo, o retorno da educação é menor do que o estimado em outros estudos, principalmente pela especificação utilizada.

Ao comparar os resultados do retorno salarial de cada faixa de estudo, os resultados são interessantes. SACHSIDA, LOUREIRO e MENDONÇA (2004) verificaram que o retorno, pelo método de HECKMAN, de 4 anos completos de estudo no Brasil é de 12,8%, enquanto que para 8 anos completos é de 14,2%. No presente estudo, ambas as faixas de estudo não foram significativas. No estudo dos autores acima mencionados, para 12 anos completos o retorno é de 14,7% e para 16 anos completos é de 14,8%. Tendo em vista que eles consideraram o retorno de cada faixa completa, ao comparar com os resultados do presente estudo, o retorno das pessoas que concluíram o ensino médio é de quase 11% (= 3

¹² Os resultados estão disponíveis com os autores.

anos x 3,6% ao ano) e o dos trabalhadores que têm diploma universitário é de, aproximadamente, 40% (= 5 anos x 7,9% ao ano).

Desse modo, o retorno salarial para os trabalhadores que terminaram o segundo grau é menor no presente estudo, enquanto que o retorno daqueles que concluíram o ensino superior é consideravelmente maior.

BARBOSA FILHO e PESSÔA (2006) também realizaram um estudo do retorno da educação para o Brasil. Os dados por eles utilizados são da PNAD, do Censo Demográfico de 2000, da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) e do INEP. Os retornos identificados para um ano a mais de estudo em 2004, considerando 30 anos de experiência, foram os seguintes: 1) primário = 9,8%; 2) ensino fundamental (ou ginásio) = 14,8%; 3) ensino médio = 13,9%; e 4) ensino superior = 13,8%. Para analisar qual o nível que traz mais benefícios os autores consideram, ainda, o prêmio salarial resultante de cada ciclo de educação que se completa, a saber: 1) primário = 11,9%; 2) ensino fundamental = 14,9%; 3) ensino médio = 16,4%; e 4) ensino superior = 32,8%. Assim, os resultados do presente estudo estão mais próximos daqueles encontrados por BARBOSA FILHO e PESSÔA (2006) quando estes consideram o prêmio salarial de ciclo de educação.

Assim, uma das conclusões do estudo realizado por BARBOSA FILHO e PESSÔA (2006), que é a mesma da presente análise, é que se deve focar nos investimentos a serem realizados no nível superior de ensino¹³. Porém, por questões sociais e de estímulos para que mais estudantes concluam o ensino superior, os dois primeiros níveis (fundamental e médio) são fundamentais e não devem ser ignorados.

¹³ Os autores também estudaram acerca do retorno da pré-escola que, da mesma forma que o superior, gera grandes benefícios e deve, portanto, também ser foco dos investimentos.

Tabela 3 – Equação de salários por faixa de anos de estudo

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(ORTHO)
S1	0,0526185 (0.0135543)***	0,0462701 (0.0138275)***	-0,0053289 (0,0236522)	-0,0068819 (0,0239267)	0,0128846 (0,0250416)	0,0128846 (0,0250416)
S2	0,0617031 (0.0076597)***	0,0541222 (0.0083577)***	0,0053021 (0,0195203)	0,0038362 (0,0197201)	0,0221391 (0,0207647)	0,0221391 (0,0207647)
S3	0,0722584 (0.0052615)***	0,0636817 (0.0065103)***	0,0203018 (0,0168682)	0,0185938 (0,0171192)	0,0362142 (0.0183322)***	0,0362142 (0.0183322)***
S4	0,1120505 (0.0049394)***	0,1018205 (0.0067022)***	0,0632587 (0.0152855)***	0,0610956 (0.0156379)***	0,0791556 (0.0171072)***	0,0791556 (0.0171072)***
Exp	0,0309342 (0.0055289)***	0,030819 (0.0055414)***	0,0003395 (0,0119387)	-0,0010578 (0,0121368)	0,0032601 (0,0121018)	0,0470849 (0,0344646)
Exp ²	-0,0003622 (0.0001035)***	-0,0003581 (0.0001039)***	0,0000214 (0,0001697)	0,0000144 (0,0001695)	0,000015 (0,0001702)	-0,0414904 (0.0131855)***
Raça	0,07078 (0.0248027)***	-0,0261021 (0,0499774)	-0,0281945 (0,0497008)	-0,1422772 (0,1173663)	0,0326682 (0,1476239)	0,0326682 (0,1476239)
S x Raça	- -	0,0141772 (0.0067114)**	0,0145043 (0.0066851)***	0,0198396 (0.0085269)**	-0,0039244 (0,0155319)	-0,0039244 (0,0155319)
S x Exp	- -	- -	0,0015672 (0.0005829)***	0,0014951 (0.0005816)**	0,0007576 (0,0006554)	0,1346837 (0.0511943)***
Exp x Raça	- -	- -	- -	0,0032645 (0,0030397)	-0,0031165 (0,0045997)	0,0230513 (0,0374163)
S x Raça x Exp	- -	- -	- -	- -	0,0010076 (0,0005805)*	0,0460289 (0,0265200)*
Formal	0,0920329 (0.0354504)***	0,0894205 (0.0354435)**	0,1035587 (0.0364637)***	0,1051074 (0.0364319)***	0,1053659 (0.0364738)***	0,1053659 (0.0364738)***
Sind	0,1603679 (0.0271134)***	0,1598628 (0.0270349)***	0,1621273 (0.0268934)***	0,1606715 (0.026856)***	0,159925 (0.0268519)***	0,159925 (0.0268519)***
Constante	0,0912074 (0.0877443)***	0,1448442 (0,0906246)	0,6951521 (0.2131915)***	0,7528986 (0.2249645)***	0,6283181 (0.2260665)***	0,890182 (0.1562446)***
Lambda	-0,0645601 (0.0216329)**	-0,0652745 (0.0215735)**	-0,0523834 (0.0232158)**	-0,0520285 (0.0235229)**	-0,0542878 (0.0237089)**	-0,0542878 (0.0237089)**
CIA	2068000	2065573	2055920	2055044	2053351	2053351
CIS	2068138	2065722	2056081	2055216	2053535	2053535
Amostra	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a

FONTE: Elaboração própria a partir dos micro-dados da PNAD 2005

NOTAS: ***estatisticamente significativo ao nível de 1%; **estatisticamente significativo ao nível de 5%; * estatisticamente

significativo ao nível de 10%; ^a esse n° de observações possui uma representatividade de 987.848 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. Em relação às variáveis utilizadas, Log w é o logaritmo do salário/hora mensal; S1= 1-4 anos de estudo; S2 = 5-8 anos de estudo; S3 = 9-11 anos de estudo; S4 = 12 anos ou mais de estudo; Exp representa os anos de experiência do trabalhador; Raça representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; Formal representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Sind = Sindicato, que representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário.

Em relação à variável experiência, os resultados encontrados nas duas primeiras especificações são semelhantes aos da Tabela 2. No entanto, quando se introduz as variáveis de interação entre experiência e educação; experiência e raça; e experiência, raça e educação; o efeito direto da experiência sobre o retorno salarial desaparece ou se torna, até mesmo, negativo e significativo, quando se controla para o problema da multicolinearidade na

especificação completa (última coluna da Tabela 3). Isso se explica pelo valor positivo e significativo das variáveis de interação entre experiência e educação e experiência, educação e raça.

Os coeficientes da variável de interação entre educação e experiência são positivos e significativos em todas as especificações quando se controla para o problema da multicolinearidade entre as variáveis relacionadas à experiência. Esse resultado é o oposto ao encontrado na Tabela 2 e faz mais sentido econômico, pois indica que quanto mais experiente é o trabalhador ele aproveita, em média, mais o capital humano acumulado no sentido de elevar a produtividade do seu trabalho e, conseqüentemente, seu rendimento. De um modo geral, as pessoas mais experientes ocupam cargos mais elevados e de maior complexidade que exigem maior capacidade analítica na resolução de problemas. Daí a importância do capital humano nesse tipo de trabalho e o sinal positivo do coeficiente de interação entre essas variáveis.

O coeficiente da variável raça se apresenta positivo e significativo na primeira especificação, indicando que homens brancos ganham mais do que não brancos mesmo quando se controla para o nível de escolaridade e a experiência dos indivíduos. No entanto, a variável perde significância com a inclusão das variáveis de interação.

Similarmente aos resultados encontrados na Tabela 2, a perda de significância da variável raça se deve à interação entre raça e escolaridade, pelo menos nas três especificações seguintes, onde os coeficientes são positivos e significativos, indicando que cada ano de escolaridade eleva mais o salário do trabalhador branco do que o do não-branco. Entretanto, essa variável também perde significância com a introdução da variável de interação entre escolaridade, raça e experiência. Isso indica que além dos indivíduos mais experientes tomarem um maior benefício da educação, em termos de retornos salariais, esse efeito é mais pronunciado para os indivíduos brancos.

Essa análise nos mostra a importância de se utilizar a especificação econométrica que seja a mais próxima possível do processo gerador de dados, ou seja, da realidade. Enquanto a conclusão na primeira especificação indica que os trabalhadores brancos ganham mais; através da última é possível constatar que os trabalhadores mais experientes aproveitam mais seus respectivos níveis educacionais e que há ainda um ganho adicional quando se trata de trabalhadores brancos. Isso é um indício de que o diferencial de salários entre brancos e não-brancos é relevante para cargos mais altos.

Finalmente, como nos resultados apresentados na Tabela 2, as variáveis referentes ao trabalho formal e à associação a algum sindicato apresentam um efeito positivo sobre os

rendimentos do agente. Enquanto os trabalhadores do setor formal ganham, em média, 10% mais do que os trabalhadores do setor informal; média um pouco maior do que os resultados encontrados na Tabela 2; os trabalhadores sindicalizados recebem um prêmio, em média, de 16%, controlando para as demais variáveis utilizadas nas estimações. Tanto o sinal quanto a magnitude dos coeficientes são bastante robustos nas diferentes especificações.

LOUREIRO e CARNEIRO (2001), pelo procedimento de HECKMAN, encontraram retornos consideravelmente maiores para os trabalhadores do setor formal em relação aos do setor informal: 38,1% para trabalhadores do sexo masculino. Isso se deve, pelo menos em parte, à não inclusão da variável associação a algum sindicato. Como muitos trabalhadores do setor formal são associados a sindicatos, existe uma correlação alta e positiva entre as duas variáveis. Desse modo, a não inclusão de uma delas provoca o viés no coeficiente da outra variável de forma a elevar o seu efeito.

Para complementar a análise e testar a robustez dos resultados encontrados anteriormente, uma análise utilizando variáveis *dummies* foi realizada para identificar as variações salariais de acordo com os diferentes níveis de estudo, tendo como base de comparação os indivíduos que não possuem o primário completo (indivíduos com menos de 4 anos de estudo).

Os resultados da primeira especificação, que são apresentados na segunda coluna da Tabela 4, indicam que o ensino superior é, de fato, a faixa que fornece um grande salto em termos de ganhos salariais.

No entanto, uma boa parte desse diferencial se deve a variáveis que não são levadas em conta nessa especificação. Quando se consideram especificações mais complexas e adequadas, de acordo com os critérios de seleção de modelo – CIA e CIS – apresentados na Tabela 4, os efeitos de cada faixa educacional sobre o retorno salarial se reduzem (segunda especificação) até se tornarem nulos, nas três especificações seguintes, mesmo quando se considera o problema da multicolinearidade. A exceção é o ensino superior, que continua a ter um impacto positivo e significativo, embora consideravelmente menor em relação à primeira especificação (Tabela 4).

Como ressaltado anteriormente, esses resultados não indicam que as três primeiras faixas de ensino não trazem retorno algum, mas que ao se controlar para as diferentes interações que a educação tem com a raça e com a experiência, o efeito é nulo, ou seja, a educação impacta os retornos salariais pelas diferentes interações que ela tem com as duas variáveis acima mencionadas.

Tabela 4 – Prêmio salarial

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(ORTHO)
Primário	0,2024168 (0.0354659)***	0,1523017 (0.0367321)***	-0,056142 (0.0505736)	-0,057906 (0.0509082)	-0,0544691 (0.050957)	-0,0544691 (0.050957)
Fundamental	0,4765385 (0.0450434)***	0,353698 (0.0512069)***	-0,0234452 (0.0805412)	-0,0281988 (0.0808788)	-0,0206718 (0.081983)	-0,0206718 (0.081983)
Médio	0,743583 (0.0458791)***	0,5555582 (0.0580583)***	0,0925815 (0.0941186)	0,0805575 (0.0953291)	0,0921923 (0.0979846)	0,0921923 (0.0979846)
Superior	1,661008 (0.0698215)***	1,333854 (0.0979592)***	0,7769109 (0.1357573)***	0,7486193 (0.1391468)***	0,7698404 (0.1458919)***	0,7698404 (0.1458919)***
Exp	0,0323073 (0.0056251)***	0,03178 (0.0056301)***	-0,0097604 (0.0087718)	-0,0109487 (0.0088929)	-0,0113571 (0.0090297)	0,0179275 (0.025667)
Exp ²	-0,0004165 (0.0001044)***	-0,0003928 (0.0001051)***	0,0001515 (0.000139)	0,000134 (0.0001392)	0,0001479 (0.0001456)	-0,0413844 (0.0132517)***
Raça	0,089784 (0.0253425)***	-0,1317766 (0.050651)***	-0,0772721 (0.0497884)	-0,2304777 (0.1174318)*	-0,2014691 (0.1405577)	-0,2014691 (0.1405577)
S x Raça	-	0,0318899 (0.0069097)***	0,0228454 (0.0067598)***	0,029882 (0.0085659)***	0,0259003 (0.0145751)*	0,0259003 (0.0145751)*
S x Exp	-	-	0,0021349 (0.0003738)***	0,0019979 (0.0003786)***	0,0019269 (0.0004081)***	0,1888925 (0.0382285)***
Exp x Raça	-	-	-	0,0044092 (0.0030443)	0,0032917 (0.0043157)	0,0507168 (0.0368672)
S x Raça x Exp	-	-	-	-	0,0001813 (0.0005481)	0,0082814 (0.02504)
Formal	0,083355 (0.03548)**	0,0760401 (0.0351842)**	0,0862445 (0.0359062)**	0,0884643 (0.0358331)**	0,0883552 (0.0359634)**	0,0883552 (0.0359634)**
Sind	0,1680208 (0.0277773)***	0,1664 (0.0275157)***	0,1710689 (0.027213)***	0,1690329 (0.0271654)***	0,1689568 (0.0271697)***	0,1689568 (0.0271697)***
Constante	0,181502 (0.0847133)**	0,2737882 (0.0859418)***	0,8680096 (0.127047)***	0,9304261 (0.1375258)***	0,9345766 (0.1385808)***	1,129195 (0.0898824)***
Lambda	-0,0773017 (0.0218801)**	-0,0798176 (0.0215312)**	-0,0670076 (0.0231234)**	-0,0661624 (0.0233973)**	-0,0672623 (0.0236997)**	-0,0672623 (0.0236997)**
CIA	2113303	2100556	2077437	2076023	2075942	2075942
CIS	2113441	2100706	2077598	2076196	2076126	2076126
Amostra	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a

FONTE: Elaboração própria a partir dos micro-dados da PNAD 2005

NOTAS: ***estatisticamente significativo ao nível de 1%; **estatisticamente significativo ao nível de 5%; * estatisticamente significativo ao nível de 10%; ^a esse n° de observações possui uma representatividade de 987.848 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. Em relação às variáveis utilizadas, Log w é o logaritmo do salário/hora mensal; Primário corresponde a uma variável *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo concluiu o primário (1^a-4^a série) e 0 caso contrário; Fundamental corresponde a uma variável *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo concluiu o ensino fundamental (5^a-8^a série) e 0 caso contrário; Médio corresponde a uma variável *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo concluiu o ensino médio e 0 caso contrário; Superior corresponde a uma variável *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo concluiu o ensino superior e 0 caso contrário; Exp representa os anos de experiência do trabalhador; Raça representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador é branco e 0 caso contrário; Formal representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o trabalhador pertence ao setor formal e 0 caso contrário; Sind = Sindicato, que representa uma variável *dummy* em que assume o valor 1 se o indivíduo é associado a algum sindicato e 0 caso contrário.

Assim como nos resultados apresentados na Tabela 3, a educação dos homens brancos tem um impacto maior sobre o retorno salarial em relação ao retorno dos homens não-brancos devido, provavelmente, ao diferencial na qualidade de ensino entre os dois grupos. Além disso, o retorno da educação é maior quanto mais experiência tem o indivíduo, o que reflete, em média, que cargos de trabalho mais elevados exigem maior capacidade de resolução de problemas, elevando o retorno dos anos de estudo.

Trabalhadores do mercado formal ganham, em média, 8,8% a mais do que aqueles do setor informal, enquanto que os sindicalizados têm uma remuneração, em média, 16,9% maior do que os não sindicalizados, controlando para todas as variáveis explicitadas na Tabela 4.

Não é demais ressaltar que – mesmo controlando para uma série de variáveis, inclusive algumas que possuem a educação em sua composição – o ensino superior no Paraná paga um prêmio salarial 77% superior em relação aos trabalhadores que não possuem o primário completo. A obtenção desse resultado ainda não controla para o tipo de formação que o trabalhador tem, ou seja, compara apenas o salário médio dos trabalhadores que possuem ensino superior. Essa observação é relevante porque em um estudo da FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS é possível observar a existência de um grande diferencial de retorno salarial entre os profissionais que possuem diploma de terceiro grau em cursos distintos.

Diante desses resultados, constata-se mais uma vez que o ensino superior é o que mais beneficia o indivíduo, além de mostrar que a tendência dos salários é crescente conforme aumenta a escolaridade.

Desse modo, apesar da importância dos investimentos no ensino fundamental e médio, não se pode deixar de investir no ensino superior. O maior retorno ainda é proveniente desse nível de ensino. No entanto, para que mais indivíduos alcancem esse nível de ensino é fundamental que eles se sintam incentivados a continuar os estudos ao invés de irem trabalhar, ou seja, é preciso que ocorram investimentos em faixas de estudo anteriores de modo a elevar o retorno e fornecer incentivos financeiros para os estudantes com custos de oportunidades mais elevados.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou identificar qual nível de ensino é o mais importante na geração de renda e crescimento econômico no estado do Paraná. As estimações das equações utilizadas para alcançar tal objetivo se deu a partir da estimação da equação de rendimentos de MINCER (1974) com o método desenvolvido por HECKMAN (1979) para controlar para o viés de seleção amostral. Adicionalmente, utilizou-se os pesos da PNAD para dar uma maior confiabilidade nas estimativas, já que a consideração de tais pesos equivale a aumentar o tamanho da amostra.

Constatou-se que a variável nível de educação é de extrema relevância na determinação dos salários dos trabalhadores, assim como em outros estudos realizados para o caso brasileiro. Os resultados da análise empírica mostraram que um ano a mais de estudo gera, em média, um retorno de quase 11,28% ao se controlar para todas as variáveis e suas interações consideradas no presente estudo.

No entanto, ao separar por faixa de estudo – modelo mais adequado de acordo com os critérios de seleção de modelo, CIA e CIS – verificou-se que quanto as faixas mais elevadas de estudo são as que trazem o maior retorno. Ao se controlar apenas para as variáveis educação, experiência e raça, estimou-se um retorno salarial para cada ano de estudo de 5,26% para a faixa de 1 a 4 anos de estudo, 6,17% para a faixa de 5 a 8 anos de estudo, 7,22% para o ensino médio e 11,2% para cada ano do ensino superior.

Adicionalmente, quando se adiciona mais variáveis de interação – que melhora a especificação do modelo de acordo com os critérios CIA e CIS – as duas primeiras faixas de ensino perdem significância na determinação dos rendimentos. Assim, a conclusão é ainda mais forte que a anterior: quando se controla para as várias interações existentes entre escolaridade, raça e experiência, o estudo só traz um retorno positivo sobre os salários para os indivíduos com elevado nível de educação, ou seja, para aqueles com ensino médio e, sobretudo, ensino superior (completo ou incompleto). Isso não implica que as duas primeiras faixas de ensino não trazem nenhum retorno, mas que este é proveniente das interações que a educação tem com a raça e com a experiência.

Desse modo, seria um erro, tanto por parte do governo, em seu papel de buscar melhoras no que se refere ao padrão de vida da população, quanto por parte do próprio indivíduo, em prol de seu benefício, deixar de investir nas faixas mais elevadas de ensino, sobretudo no superior.

No entanto, deixar de lado o ensino de base também seria um erro, uma vez que o menor retorno observado tem conseqüências no que se refere ao estímulo ao estudo. Isto

implica que pessoas de baixa renda tendem a continuar nesta faixa, já que há um custo elevado de se estar estudando até que se obtenha maiores retornos. Nesse caso, o papel do governo torna-se de extrema importância, tanto na ampliação da oferta do ensino público e melhoria de sua qualidade, quanto no desenvolvimento de estratégias e/ou políticas sociais visando tornar a opção pelo estudo uma escolha atrativa.

Outro resultado relevante é a queda do retorno salarial de cada uma das faixas de estudo quando se inclui as variáveis de interação. Enquanto que o retorno de cada ano do ensino médio passou de 7,2% para 3,6% (apenas metade) o retorno de cada ano do ensino superior passou de 11,2% para 7,9%. Desse modo, o retorno da educação é menor do que o estimado em outros estudos, pela especificação utilizada e também por se utilizar os pesos da PNAD. Outro ponto é a diferença na unidade de análise. Como o Paraná é um dos estados mais desenvolvidos do Brasil, inclusive no que tange ao nível de escolaridade dos trabalhadores, seria de se esperar um retorno mais baixo da educação no referido estado. No entanto, é necessária uma análise mais aprofundada sobre esse ponto para saber se esse efeito é relevante.

Sobre a variável raça, o seu coeficiente é positivo e significativo, o que implica que os trabalhadores brancos ganham mais do que os não-brancos, quando se controla para o nível educacional e a experiência do indivíduo. Entretanto, esse resultado se deve à interação entre raça e escolaridade, cujos coeficientes são positivos e significativos, indicando que cada ano de escolaridade eleva mais o salário do trabalhador branco em relação ao não-branco. Esse efeito se deve, provavelmente, ao diferencial de qualidade no ensino das duas classes citadas. Controlando para esse efeito de interação, os trabalhadores brancos ganham menos do que os não-brancos.

Considerando os resultados da especificação onde o nível de educação dos trabalhadores é separado por nível, estima-se que os coeficientes da variável de interação entre educação e experiência são positivos e significativos. Assim, as pessoas mais experientes ocupam, em geral, cargos mais elevados e de maior complexidade que exigem maior capacidade analítica na resolução de problemas, aumentando o retorno da educação. Os resultados dessa especificação ainda indicam que além dos indivíduos mais experientes tomarem um maior benefício da educação, em termos de retornos salariais, esse efeito é mais pronunciado para os indivíduos brancos.

Finalmente, os resultados indicam que as variáveis referentes ao trabalho formal e à associação a algum sindicato apresentam um efeito positivo e significativo sobre os rendimentos do agente.

REFERÊNCIAS

- AZZONI, C. R., MENEZES-FILHO, N., MENEZES, T., SILVEIRA NETO, R. (1999) **Geography and regional convergence of income in Brazilian states: 1981-1996**. Vienna, Austria: European Regional Science Association, 1999. 23p. (ERSA conference papers; 99pa196)
- BARBOSA FILHO, Fernando H; PESSÔA, Samuel. A. **Retorno da Educação no Brasil**. Seminário de Política Econômica e Social da FGV, 2006.
- BARROS, Ricardo P; MENDONÇA, Rosane. **Investimentos em educação e desenvolvimento econômico**. Rio de Janeiro, 1997. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td0525.pdf>> Acesso em: 18 jul 2007.
- BENHABIB, J., SPIEGEL, M. M. (2002). **Human capital and technology diffusion**. New York, NY Federal Reserve Bank of San Francisco, 2002. (Working paper; 2003-02).
- BENHABIB, J., SPIEGEL, M. M. (1994) **The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data**. *Journal of Monetary Economics*, 34 (2): 143-173.
- BILS, M.; KLENOW, P.J. (2000). **Does Schooling Cause Growth?** *American Economic Review* 90 (5): 1160-1183.
- DIAS, J., DIAS, M. H. A. (2007). **Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica**. *Estudos Econômicos*, 37 (4): 701-743.
- DOWRICK, S. (2003). **Ideas and education: level or growth effects?** Cambridge, MA: *National Bureau of Economic Research*, 30p. (Working paper, 9709)
- FERREIRA, A. H. (2000). **Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects**. *Applied Economics*, 32 (4): 479-489.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. A. (2003). **Testing Production Functions Used in Empirical Growth Studies**. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, *Ensaio Econômico*, 507, 28p.
- GRILICHES, Zvi. (1977). **Estimating the returns to schooling: Some econometrics problems**. *Econometrica*, 45 (1): 1-22.
- HALL, R. E.; JONES, C. I. (1999). **Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?** *Quarterly Journal of Economics*, 114: 83-116.
- HECKMAN, James J. (1974). **Shadow prices, market wages and labor supply**. *Econometrica*, 42 (4): 679-694.
- _____. (1979) **Sample selection bias as a specification error**. *Econometrica*, 47 (1): 153-161.

- KILSZTAJN, S.; CARMO, M.S.N.; SUGAHARA, G.T.L.; LOPES, E.S.; PETROHILOS, S.S. (2005). **Concentração e Distribuição do Rendimento por Raça no Brasil**. *Revista de Economia Conpempotânea*, 9 (2): 367-384
- KLENOW, P.J.; RODRÍGUEZ-CLARE, A. (1997) **The Neoclassical revival in growth economics: has it gone too far?** In BERNANKE, B.S.; ROTEMBERG, J.J., eds. NBER macroeconomics annual 1997. Cambridge, MA; MIT press, pp. 83-103.
- LAM, D.; LEVISON, D. (1990). **Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*: 219-256.
- LEVINE, R.; RENELT, D. 1992. **A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions**. *American Economic Review*, 82 (4): 942-963.
- LOUREIRO, P.R.A.; CARNEIRO, F.G. (2001). **Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano no Brasil**. *Economia Aplicada*, 5 (3): 519-545.
- NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. (2007). **Human capital quality in the Brazilian states**. *Economia - Revista Da Anpec*, 8 (2): 211-229.
- NELSON, R. R., PHELPS, E. S. (1966). **Investment in humans, technological diffusion, and economic growth**. *American Economic Review*, 56 (2): 69-75.
- PAPAGEORGIOU, C. (2001). **Distinguishing between the effects of primary and post-primary education on economic growth**. Baton Rouge: Louisiana State University.
- PESSÔA, S.A. (2006) **Perspectivas de crescimento no longo prazo para o Brasil: questões em aberto**. *Ensaio Econômicos*, n.609, p. 1-16.
- PORTUGAL, M.S., SOUZA, N.J. (1999). **Fatores de crescimento da região sul, 1960/1995**. *Economia Aplicada*, 3 (4): 577-613.
- PRITCHETT, L. (2001). **Where has all the education gone?** *The World Bank Economic Review*, 15 (3): 367-391.
- RESENDE, M.; WYLLIE R. (2006). **Retornos para educação no Brasil: Evidências empíricas adicionais**. *Economia Aplicada*, 10 (3): 349-365.
- ROCHA, M.A.A.; CAMPOS, M.F.S.S. (2006) **Diferenciais de salários no Paraná: uma análise a partir do Censo 2000**. *Economia & Tecnologia*, 7: 93-106.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.R.A; MENDONÇA, M.J.C. **Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil**. *Revista Brasileira de Economia*, 58 (2): 249-265.
- SAMPAIO, A.V. (2007). **Retorno de Escolaridade no Brasil e no Paraná em 2004**. V Ecopar, 2007. Disponível em: < <http://www.ecopar.ufpr.br> > Acesso em: 23 out 2007.
- SCHULTZ, T.W. (1961). **Investment in human capital**. *The American Economic Review*, 51 (1): 1-17.
- SCHULTZ, T.W. (1962). **Reflections on investment in man**. *Journal of Political Economy*, 70 (5): 1-8.

SILVA, N.D.V.; KASSOUF, A.L. (2000). **Mercados de trabalho formal e informal: Uma análise da discriminação e da segmentação.** *Nova Economia*, 10 (1):41-77.

SOARES, R.R.; GONZAGA, G. (1999). **Determinação de Salários no Brasil: Dualidade ou não-dualidade no retorno à educação.** *Revista de Econometria*, 19 (2), 377-404.

SOLOW, R.M. (1956). **A contribution to the theory of economic growth.** *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1): 65-94.9

SOLOW, R.M. (1957). **Technical change and the aggregate production function.** *Review of Economics and Statistics*, 39 (3): 312-320.