

Retornos Privados da Escolaridade no Paraná

Juliana Kikuchi Van Zaist

Economista pela Universidade Federal do Paraná (UFPR), Brasil

Luciano Nakabashi

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFMG), Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR) e Pesquisador do CNPQ, Brasil

Márcio Antônio Salvato

Doutor em Economia pela Fundação Getúlio Vargas (EPGE-FGV/RJ) e Professor Adjunto do IBMEC Minas, Brasil

Resumo

Objetivo do presente estudo é o de estimar os retornos da escolaridade dos trabalhadores nos setores privados da economia paranaense através do método de Heckman. Ou seja, neste, realizamos uma análise do impacto da escolaridade no retorno 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, na produtividade do trabalho. Adicionalmente, procuramos identificar outros fatores que determinam a renda dos indivíduos no Paraná, além de se fazer uma análise comparativa dos resultados do presente estudo com os resultados de análises realizadas por outros autores para o Brasil e Paraná.

Palavras-chave: Retorno da Escolaridade, Método de Heckman, Economia Paranaense

Classificação JEL: D31, J31, R53

Abstract

The present study's goal is to estimate the returns of Paraná State private sectors labor schooling by means of Heckman method. In other words, we carry through an analysis of schooling effects on wage return in Paraná State, and evaluate which level of education (primary, secondary, or tertiary) is more important on income generation and, therefore, on labor productivity. Additionally, we attempt to identify other factors that determine Paraná States labor income, and we compare the results of the present analysis with other studies results for the Brazilian and Paraná economies carried out by other authors.

1. Introdução

Objetivo do presente estudo é o de estimar os retornos da escolaridade dos trabalhadores nos setores privados da economia paranaense. Ou seja, neste, realizamos uma análise do impacto da escolaridade no retorno 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, na produtividade do trabalho.¹ Adicionalmente, procuramos identificar outros fatores que determinam a renda dos indivíduos no Paraná, além de se fazer uma análise comparativa dos resultados do presente estudo com os resultados de análises realizadas por outros autores para o Brasil e Paraná.

Este artigo preenche uma lacuna na literatura para o caso específico do estado paranaense, pois os estudos voltados para o estado focam, em geral, em especificações mais simples da equação de salário de Heckman (1979). No presente estudo, exploramos uma maior diversidade de especificações da equação de salários, possibilitando certas conclusões adicionais como, por exemplo, a relevância da interação entre nível de escolaridade, experiência e raça na explicação do retorno salarial.

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.

Outro ponto importante é a comparação com o Brasil para ver se há alguma diferença na dinâmica dos retornos salariais entre essas duas unidades de análise. Se esse for o caso, as políticas econômicas voltadas para o investimento em educação nessas duas esferas deveriam ser diferenciadas.

Tendo esses objetivos em mente, num primeiro momento, realizamos uma discussão dos estudos microeconômicos que relacionam renda e escolaridade no Brasil e no Paraná. Depois, partimos para a análise empírica, onde se verifica o retorno em educação por nível de escolaridade através do método de Heckman (1979) para corrigir o chamado viés de seleção amostral, sendo que este é 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 consideravelmente distintos, ajudando a explicar as diferenças encontradas no presente estudo em relação a outros voltados para o mesmo objeto de análise.

* Recebido em abril de 2008, aprovado em junho de 2010. Luciano Nakabashi gostaria de agradecer o auxílio financeiro do CNPQ. Os autores também gostariam de agradecer os comentários realizados por Daniel Domingues dos Santos, Luiz Alberto Estevez, Adolfo Sachsida e Joilson Dias.

E-mail addresses: acg_jk@yahoo.com.br, luciano.nakabashi@ufpr.br and marcio.salvato@gmail.com

¹ Uma suposição que se faz aqui é que maiores salários refletem um maior nível de produtividade do trabalho.

Por fim, têm-se as considerações finais com a discussão dos principais resultados encontrados.

O principal resultado encontrado no presente estudo é que, de fato, existe uma diferença no retorno salarial quando se compara o Brasil e o Paraná. Os resultados indicam que, apesar de um retorno médio da escolaridade menor, o diferencial de retorno salarial entre o ensino superior e os outros níveis de ensino é mais elevado no Paraná em comparação com resultados apresentados por estudos que focam o Brasil. Sendo assim, uma relevante conclusão é que os investimentos no ensino superior devem ser prioritários no caso paranaense.

Além dessa introdução, apresentamos, na próxima seção, algumas evidências empíricas de estudos microeconômicos voltados para esse tema tanto para o Brasil quanto para o Paraná. Na terceira seção, apresentamos a metodologia e os dados utilizados na análise empírica e, finalmente, na quarta seção, apresentamos e discutimos os resultados das estimções econométricas.

2. Evidências Microeconômicas para o Brasil e Paraná

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 aqueles desenvolvidos por Becker (1962) e Mincer (1958, 1974), sendo que o trabalho de 1974 de Mincer foi seminal no que diz respeito à estimação dos retornos salariais.²

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 Rodríguez-Clare (1997). No entanto, Ferreira et alii (2004) mostraram que essa especificação também é apropriada em análises macroeconômicas.

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

$$wi = \ln Wi = \alpha + \beta Si + \delta Xi + ui \quad (1)$$

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 em 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.³

Para citar os resultados de alguns estudos empíricos, Sachsida et alii (2004) estimaram, com base nessa equação, o retorno salarial da educação controlando

² Alguns estudos que fazem uma relação entre capital humano e crescimento em nível macroeconômico são: Benhabib e Spiegel (1994, 2002); de Mankiw et alii (1992); Nakabashi e Salvato (2007); Dias e Dias (2007); Nakabashi e Figueiredo (2008); e Dias et alii (2009).

³ Um estudo que utiliza a especificação de Mincer para uma análise macroeconômica dos estados brasileiros é aquele realizado por Cangussu et alii (2010).

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 (1979) 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 Levison (1990), 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 de 2000, estimaram que o retorno da educação pelo método de Heckman (1979) é de 14,7%, para os homens, e de 18,8%, para as mulheres. Sampaio (2007), através dos microdados da PNAD 2004, utilizando o mesmo método encontrou um retorno bem mais baixo, de 4,6%.

É importante ressaltar que é preciso ter cuidado na comparação dos resultados dos diferentes estudos apresentados nessa seção visto a diferença na base de dados e metodologias empregadas em cada um deles. Considerando os resultados do presente estudo, uma comparação mais adequada destes com estimativas realizadas para o Brasil seria com os resultados apresentados por Sachsida et alii (2004) devido à semelhança na metodologia empregada.

3. Metodologia e Dados

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 oferta de trabalho 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).

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.

Desse modo, ao se usar uma equação de seleção que leva em consideração as variáveis que afetam a decisão de uma mulher entre trabalhar ou não é possível corrigir aquele “viés para cima”. Isto é exatamente o que foi proposto por Heckman (1979).

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

3.2. Base de dados

As estimações foram obtidas a partir dos microdados 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 et alii (2004),⁴ a saber:

- 1°) 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 fertilidade;⁵
- 2°) São incluídas apenas pessoas que não estejam estudando;⁶

⁴ Essa comparação mais próxima com o metodologia realizada por Sachsida et alii (2004) se deve para fins de comparação com os resultados para o Brasil e para o Paraná.

⁵ Os autores se baseiam em outros autores para restringir a amostra desta maneira, como Cameron e Heckman (2001), Heckman et alii (2000), Soares e Gonzaga (1999) e Garen (1984).

⁶ Esse filtro é baseado no estudo de Griliches (1977).

- 3º) A observação que não possui uma ou mais informações sobre as variáveis independentes é descartada da amostra;⁷
- 4º) Busca-se evitar que sejam incluídas na amostra pessoas que possuam um salário extremamente alto que possa enviesar 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 conclusões.⁸ Essa introdução é uma parte relevante do estudo visto a maior representatividade da amostra e a pequena utilização dos pesos em estudos empíricos que utilizam a PNAD.

4. Resultados da Análise Empírica do Impacto da Escolaridade nos Salários Paranaenses

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

$$\log w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 \exp + \beta_3 (\exp)^2 + \beta_4 \text{raça} + \beta_5 (S \times \text{raça}) + \beta_6 (S \times \exp) + \beta_7 (\exp \times \text{raça}) + \beta_8 (S \times \text{raça} \times \exp) + \beta_{11} (\text{formal}) + \beta_{12} (\text{ синд}) + \varepsilon \quad (2)$$

em que $\log w$ representa o logaritmo do salário/hora mensal; S a escolaridade; β_0 a constante; \exp os anos de experiência do trabalhador;⁹ *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; *синд* 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.

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 com menos de sete anos 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) não foi utilizada nesse estudo, pois vários estudos para o Brasil não consideram essa variável na análise empírica como, por

⁷ Os autores utilizaram o mesmo procedimento de Heckman et alii (2000) e Soares e Gonzaga (1999).

⁸ Os resultados sem os pesos estão disponíveis com os autores.

⁹ A experiência é calculada pela forma padrão: $\exp = \text{Idade} - \text{escolaridade} - 6$. O $n^\circ 6$ representa a idade que a criança começa a estudar.

exemplo, Kassouf (1994) e Loureiro e Carneiro (2001), o que dificulta a obtenção de conclusões a respeito. Adicionalmente, o uso de escolaridade da mãe é possível apenas nas PNADs de 1982, 1988 e 1996.¹⁰

4.1. Resultados do retorno da educação média dos trabalhadores

Antes de se iniciar a análise empírica, cabe 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 com menos de sete anos 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;¹¹ 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.

Adicionalmente, a comparação dos resultados de diversas especificações traz novos *insights* que não seriam possíveis utilizando somente uma delas. Ou seja, é importante comparar os resultados das diferentes especificações mesmo que as mais completas seja as mais adequadas, de acordo com os testes e critérios de seleção de modelos.

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 significativa.¹² Isto significa que a utilização do método de

¹⁰ Agradecemos aos comentários de um parecerista anônimo por essa observação.

¹¹ As palavras etnia, raça e cor são utilizadas como sinônimos no presente estudo.

¹² Alguns autores verificam a existência de viés de seleção amostral pelo *lambda*, de forma que se o mesmo for significativo haverá viés. *Rho* = coeficiente de correlação. *Lambda* = inverso da razão de

Heckman (1979) permite obter coeficientes mais confiáveis do que os obtidos por MQO.

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 podemos constatar pelos testes LR e através dos critérios de seleção de modelos – CIA e CIS – apresentados na Tabela 2. É importante ressaltar que o procedimento dos testes LR foi realizado de tal forma que cada um desses testes compara o modelo com menos variáveis (restrito) como aquele com uma variável a mais (irrestrito), e a hipótese nula é que a diferença da Soma dos Quadrados dos Resíduos dos dois modelos não é estatisticamente diferente de zero, ou seja, que a restrição é válida (coeficiente em questão estatisticamente igual a zero). Em todos os casos, os valores dos testes LR são extremamente elevados, indicando que a inclusão das variáveis de interação melhora bastante o poder de explicação dos modelos.

Voltando aos resultados apresentados na Tabela 1, nas três últimas colunas indicam que a escolaridade aumenta o salário mínimo que o indivíduo toma como base para participar do mercado de trabalho. Comportamento semelhante é apresentado pela variável experiência. Enquanto seu efeito sobre o salário de reserva é negativo nas duas primeiras especificações, seu efeito se torna positivo e significativo nas demais. Adicionalmente, seu efeito cresce a taxas decrescentes, ou seja, quanto maior a experiência de um indivíduo, maior o seu salário de reserva, mas este tende a crescer a taxas cada vez menores de acordo.

A *dummy* para raça nos indica, em quase todas as diferentes especificações, que o trabalhador branco tem um menor salário de reserva do que o não branco controlando para o nível educacional, experiência e pelas interações existentes entre as variáveis.

O fato de um trabalhador se encontrar no mercado de trabalho formal não se mostrou significativo. Assim, o que eleva o seu salário de reserva é o fato do trabalhador estar ou não associado a um sindicato. As variáveis casado (Csd) e filhos também apresentaram sinais positivos e significativos em todas as especificações. Assim, o fato do indivíduo estar casado e/ou possuir filhos aumentam seu salário de reserva. Esses resultados estão de acordo com outros estudos, como o de Silva e Kassouf (2000).

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.

Mill = variável inserida na equação de salários para corrigir o viés de seleção.

Tabela 1. Equação de seleção

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>S</i>	-0.018280 (0.000539)***	-0.024746 (0.000818)***	0.087233 (0.001817)***	0.084612 (0.001828)***	0.099478 (0.002250)***
<i>exp</i>	-0.032581 (-0.000830)***	-0.032882 (0.000831)***	0.058068 (0.001557)***	0.056325 (0.001564)***	0.059208 (0.001585)***
<i>exp</i> ²	0.000199 (0.000015)***	0.000202 (0.000015)***	-0.000985 (0.000023)***	-0.001014 (0.000023)***	-0.001009 (0.000023)***
Raça	0.036790 (0.004057)***	-0.021464 (0.006884)***	-0.000503 (0.006932)	-0.221387 (0.016107)***	-0.060021 (0.021462)***
<i>S</i> × Raça	-	0.010216 (0.000939)***	0.008076 (0.000948)***	0.017205 (0.001121)***	-0.006668 (0.002375)***
<i>S</i> × <i>exp</i>	-	-	-0.004217 (0.000061)***	-0.004345 (0.000062)***	-0.004955 (0.000082)***
<i>exp</i> × Raça	-	-	-	0.006299 (0.000413)***	-0.000853 (0.000633)
<i>S</i> × Raça × <i>exp</i>	-	-	-	-	0.000952 (0.000084)***
Formal	6.983795 (141.93)	7.095087 (203.54)	7.361143 (399.93)	7.366250 (406.28)	7.375031 (408.31)
Sind	0.372761 (0.009812)***	0.364403 (0.009825)***	0.357410 (0.009828)***	0.352486 (0.009844)***	0.354162 (0.009851)***
Csdo	0.423167 (0.004731)***	0.428848 (0.004747)***	0.422930 (0.004750)***	0.420643 (0.004747)***	0.423945 (0.004757)***
Filhos	0.418602 (0.005577)***	0.418007 (0.005580)***	0.426219 (0.005604)***	0.426412 (0.005607)***	0.422984 (0.005615)***
Constante	0.519032 (0.012157)***	0.555148 (0.012641)***	-0.975907 (0.025494)***	-0.873480 (0.026483)***	-0.964034 (0.027671)***
<i>Rho</i>	-0.093032 (0.003741)***	-0.094658 (0.003667)***	-0.074556 (0.003726)***	-0.069888 (0.003743)***	-0.071100 (0.003739)***
Teste razão	$H_0: rho = 0$	$H_0: rho = 0$	$H_0: rho = 0$	$H_0: rho = 0$	$H_0: rho = 0$
Máx.	$\chi^2(1) = 583.22$	$\chi^2(1) = 628.10$	$\chi^2(1) = 382.75$	$\chi^2(1) = 334.33$	$\chi^2(1) = 1346.45$
Verossim.	Prob > $\chi^2 = 0, 0000$	Prob > $\chi^2 = 0, 0000$	Prob > $\chi^2 = 0, 0000$	Prob > $\chi^2 = 0, 0000$	Prob > $\chi^2 = 0, 0000$
Amostra	2341a	2341a	2341a	2341a	2341a

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados 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^o de observações possui uma representatividade de 1.201.252 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. O teste LR é o teste da Razão de Verossimilhança para analisar se o modelo imediatamente posterior é mais adequado, ou seja, que a restrição imposta é limitante. CIA é o Critério de Informação de Akaike e CIS é o Critério de Informação de Schwarz.

Adicionalmente, Lam e Levison (1990), utilizando dados da PNAD/IBGE de 1985, estimaram um retorno de mais de 17%, enquanto que na análise feita por Sachsida et alii (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 (1979) é de 14,7% para os homens e de 18,8% para as mulheres. Sampaio (2007), através dos microdados da PNAD 2004, constatou que o retorno por MQO foi de 6,2%. Pelo método de Heckman (1979) 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 (exp^2) 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).

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 alii (2005), mas deve-se levar em conta que os mesmos controlam apenas para o nível de escolaridade dos indivíduos.

No entanto, como pode ser visto nos resultados apresentados nas demais colunas, 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 médio 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 indica que a experiência tem um maior impacto sobre os salários das pessoas brancas. Adicionalmente, nota-se que a inclusão desta 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 trabalhadores com menor experiência. Uma possível explicação é que o modelo apresenta erros de especificação, pois, como veremos na Tabela 3, o sinal desse coeficiente é positivo e significativo quando se separa o efeito da escolaridade sobre os salários em faixas de ensino. Adicionalmente, os critérios de seleção de modelo (CIS e CIA) indicam que as melhores especificações são aquelas apresentadas na Tabela 3. Já o sinal positivo e significativo da interação entre raça, escolaridade e experiência indica que

Tabela 2
Equação de salários

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>S</i>	0.1107443 (0.000170)***	0.0841230 (0.000276)***	0.1145778 (0.000569)***	0.1084041 (0.000580)***	0.1155200 (0.000758)***
<i>exp</i>	0.0257151 (0.000233)***	0.0264696 (0.000232)***	0.0511975 (0.000466)***	0.0467756 (0.000472)***	0.0486241 (0.000489)***
<i>exp</i> ²	-0.0001838 (0.000004)***	-0.0002010 (0.000004)***	-0.0005276 (0.000007)***	-0.0005307 (0.000007)***	-0.0005319 (0.000007)***
Raça	0.0770857 (0.001197)***	-0.1725755 (0.002366)***	-0.1554890 (0.002378)***	-0.4135841 (0.005373)***	-0.3428275 (0.007235)***
<i>S</i> × Raça	- (0.000298)***	0.0364009 (0.000298)***	0.0337230 (0.000301)***	0.0455057 (0.000372)***	0.0358508 (0.000760)***
<i>S</i> × <i>exp</i>	-	-	-0.0011999 (0.000020)***	-0.0012955 (0.000020)***	-0.0015974 (0.000029)***
<i>exp</i> × Raça	-	-	-	0.0074554 (0.000139)***	0.0048661 (0.000226)***
<i>S</i> × Raça × <i>exp</i>	-	-	-	-	0.0004118 (0.000028)***
Formal	0.0556950 (0.001904)***	0.0534756 (0.001870)***	0.0610443 (0.001873)***	0.0664490 (0.001877)***	0.0668461 (0.001877)***
Sind	0.1641513 (0.001283)***	0.1615091 (0.001273)***	0.1586972 (0.001271)***	0.1553451 (0.001271)***	0.1549593 (0.001271)***
Constante	-0.1329013 (0.003791)***	0.0341172 (0.003993)***	-0.3818163 (0.007877)***	-0.2242703 (0.008385)***	-0.2741861 (0.009077)***
<i>Lambda</i>	-0.0500236 (0.002015)***	-0.0505193 (0.001961)***	-0.0397023 (0.001986)***	-0.0371589 (0.001992)***	-0.0377997 (0.001990)***
LR χ^2 (2)		14988.16	8760.10	3137.99	349.92
Prob > 2		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
CIA	2173696	2158712	2149956	2146822	2146476
CIS	2173912	2158952	2150220	2147110	2146788
Amostra	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados 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^o 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 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; Casdo = 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 de até 7 anos (exclusive) e 0 caso contrário.

a interação entre experiência e escolaridade é mais relevante para os trabalhadores brancos.

As variáveis referentes ao trabalho formal e à associação a algum sindicato apresentam um efeito positivo e significativo sobre os rendimentos dos trabalhadores. Conforme esperado, indivíduos que trabalham no setor formal e/ou são associados a algum sindicato tendem a ter um retorno salarial superior em relação aos demais trabalhadores.

4.2. 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 partes. 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:

- S_1 = primeiros anos do fundamental (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;
- S_2 = últimos anos do 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;
- S_3 = 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
- S_4 = 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. Adicionalmente, no presente estudo, ao permitir uma variação na escolaridade dos indivíduos dentro de cada faixa, foi possível estimar o retorno de cada ano de escolaridade das diferentes faixas.

Ao analisar os resultados apresentados na Tabela 3, o primeiro fato 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.¹³

No que se refere aos resultados obtidos pelo método de Heckman (1979), 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.

Os resultados apresentados indicam, desse modo, que existem retornos crescentes por nível de escolaridade, o que está de acordo com os resultados apresentado por Monteiro et alii (2009). Este inova ao considerar o Modelo de Trostel (2004)

¹³ Nesta subseção do trabalho não apresentamos a tabela das equações de seleção porque os resultados, assim como as interpretações, são muito similares àqueles apresentados na Tabela 1.

apud Monteiro et alii (2009) que prevê retornos crescentes de escala a partir de determinado nível de educação. Os autores encontraram, para Brasil, retornos crescentes a partir de 4,8 anos de escolaridade.¹⁴

Quando incluímos 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. Em outras palavras, como a categoria de referência passou a ser não-brancos, sendo que estes possuem uma pior qualidade de ensino, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 2.

Além disso, quando se adicionam mais variáveis de interação – que melhora a especificação do modelo de acordo com os testes LR e com os critérios CIA e CIS – as três primeiras faixas de ensino perdem importância na determinação dos rendimentos de forma expressiva. A primeira faixa de ensino aparece até com o sinal negativo em duas das três últimas especificações.

A conclusão desses resultados 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 e expressivo sobre os salários para os indivíduos com elevado nível de educação, ou seja, para aqueles com ensino superior (completo ou incompleto). Isso não implica que as três primeiras faixas de ensino trazem um retorno muito baixo ou negativo, mas que este é proveniente das interações que a escolaridade possui com a raça e com a experiência.

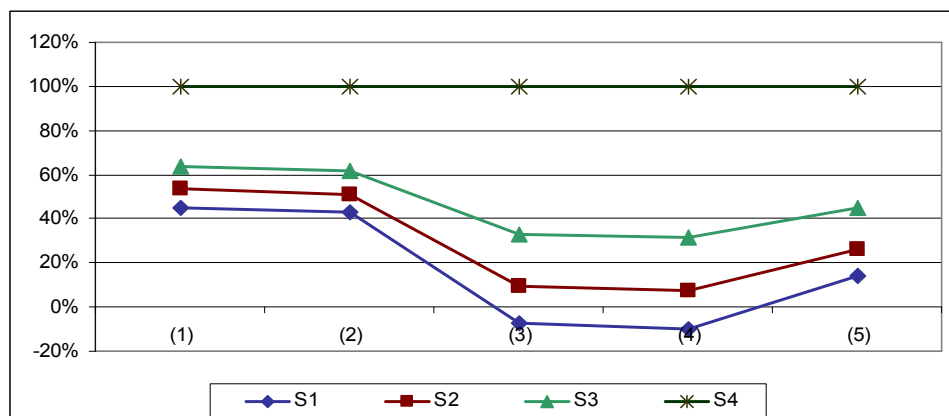
Essa diferença nos resultados, quando se compara com aqueles encontrados por Sachsida et alii (2004), ocorre, principalmente, pela diferença na unidade de análise (Brasil e Paraná), já que a especificação é a mesma quando se considera o modelo mais completo.

Outro ponto que vale a pena ressaltar é a queda relativa do retorno sobre o salário de cada uma das faixas de estudo. Enquanto o retorno de cada ano do ensino médio passou de 7,3% 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 8,0% (ver Tabela 3).¹⁵

Esses resultados ficam ainda mais evidentes na Figura 1, onde percebemos que o rendimento do ensino médio passa de pouco mais de 60% para pouco mais de 40% do retorno do ensino superior entre a primeira e última especificação. Para as demais faixas, a queda do retorno de cada ano de escolaridade em relação ao retorno de cada ano do ensino superior é ainda mais expressiva.

¹⁴ Cabe ressaltar que, no presente estudo, esse não foi o foco e, por isso, não estimamos em que nível de escolaridade os retornos salariais passam a ser crescentes.

¹⁵ Só para reforçar o argumento, não queremos dizer que ocorreu uma queda no retorno da escolaridade, mas que parte do efeito da escolaridade sobre o retorno salarial se dá via interação da escolaridade com as variáveis raça (ou cor) e experiência.



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

Fig. 1. Retorno de cada faixa de ensino em relação ao retorno de S4

Ao comparar os resultados do retorno salarial de cada faixa de estudo com outros estudos, chegamos a conclusões interessantes. Sachsida et alii (2004)¹⁶ verificaram que o retorno, pelo método de Heckman (1979), 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, esses retornos são de 4,4% e 8,4%, respectivamente.¹⁷

Adicionalmente, 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 anos \times 3,6% ao ano) e o dos trabalhadores que têm diploma universitário é de, aproximadamente, 40% (= 5 anos \times 8,0% ao ano).

Desse modo, os retornos salariais dos trabalhadores entre 1 e 11 anos de escolaridade são menores no presente estudo, enquanto que o retorno daqueles que concluíram pelo menos um ano do ensino superior é consideravelmente maior. Esse resultado é um pouco estranho visto o maior nível de desenvolvimento do Paraná em relação à média do Brasil (tanto em nível de escolaridade quanto em renda per capita, segundo dados do IBGE). Ou seja, pela maior escolaridade, seria de se esperar um menor retorno em todos os níveis.

Uma possibilidade de interpretação é que a maior escolaridade do Paraná em relação ao Brasil está dispersa, principalmente, nos três primeiros níveis de ensino (primeiros anos do fundamental, últimos anos do fundamental e ensino médio). Outra possibilidade é uma maior demanda por profissionais com ensino superior no estado.¹⁸

¹⁶ Última especificação.

¹⁷ $1,1\% \times 4 \text{ anos} = 4,4$ e $2,1\% \times 4 \text{ anos} = 8,4\%$.

¹⁸ Uma análise mais detalhada sobre os fatores de oferta e demanda sobre os níveis de escolaridade no Paraná fogem do escopo do presente estudo e fica como proposta para estudos futuros.

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) primeiros anos do fundamental = 9,8%;
- 2) últimos anos do fundamental = 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. Com a inclusão desses prêmios, os retornos seriam de:

- 1) primeiros anos do fundamental = 11,9%;
- 2) últimos anos do fundamental = 14,9%;
- 3) ensino médio = 16,4%; e
- 4) ensino superior = 32,8%.

Em outro estudo para o Brasil, Monteiro et alii (2009) encontram que a taxa de retorno da escolaridade de 4 anos para o Brasil é de 7,9%, no geral. Para os trabalhadores com ensino fundamental (8 anos de escolaridade), o retorno foi de 10,5%, no geral. O nível de ensino médio apresenta uma taxa de retorno de 18,1%, no geral, enquanto que para os trabalhadores com nível superior completo, ou seja, a partir de 16 anos de escolaridade, os ganhos elevam, em média, 41,5%.

Assim, os resultados do presente estudo estão mais próximos daqueles encontrados por Barbosa Filho e Pessôa (2006) quando estes consideram o prêmio salarial de cada ciclo de educação e por Monteiro et alii (2009). De qualquer forma, cabe ressaltar que, pela metodologia utilizada, a comparação dos resultados do presente estudo é mais adequada com os resultados apresentados por Sachsida et alii (2004).

Uma das conclusões do estudo realizado por Barbosa Filho e Pessôa (2006) e por Monteiro et alii (2009), que é a mesma da presente análise, é que os gestores de política econômica devem dar especial atenção aos investimentos realizados no nível superior de ensino.¹⁹ Porém, por questões sociais e de estímulos para que mais estudantes concluam o ensino superior, os dois primeiros níveis (fundamental e médio) são essenciais e não devem ser ignorados. Conclusões semelhantes são encontradas com os resultados apresentados no presente estudo.

Em relação à variável experiência, os resultados encontrados são semelhantes àqueles apresentados na Tabela 2. Ou seja, o impacto da experiência é positivo, mas cresce a taxas decrescentes. No entanto, o coeficiente da exp^2 não é significativo na terceira especificação é apenas marginalmente significativo nas duas últimas (seria ao nível de 12%).

¹⁹ Barbosa Filho e Pessôa (2006) 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)
S1	0.051627 (0.000612)***	0.044009 (0.000626)***	-0.004978 (0.000961)***	-0.006490 (0.000963)***	0.011221 (0.001106)***
S2	0.061765 (0.000334)***	0.052677 (0.000369)***	0.006308 (0.000782)***	0.004879 (0.000784)***	0.021277 (0.000932)***
S3	0.073497 (0.000228)***	0.063218 (0.000291)***	0.022011 (0.000677)***	0.020349 (0.000681)***	0.036130 (0.000836)***
S4	0.115136 (0.000192)***	0.102875 (0.000288)***	0.066264 (0.000616)***	0.064160 (0.000622)***	0.080331 (0.000796)***
exp	0.031606 (0.000231)***	0.031468 (0.000230)***	0.002538 (0.000489)***	0.001178 (0.000492)**	0.005068 (0.000506)***
exp ²	-0.000369 (0.000004)***	-0.000364 (0.000004)***	-0.000004 (0.000007)	-0.000011 (0.000007)	-0.000011 (0.000007)
Raça	0.066978 (0.001150)***	-0.049080 (0.002336)***	-0.051156 (0.002331)***	-0.161664 (0.005281)***	0.005527 (0.007125)
S × Raça	- (0.000298)***	0.016983 (0.000298)***	0.017312 (0.000297)***	0.022479 (0.000297)***	0.001257 (0.000749)*
S × exp	- (0.000022)***	- (0.000022)***	0.001488 (0.000022)***	0.001419 (0.000022)***	0.000758 (0.000030)***
exp × Raça	- (0.000136)***	- (0.000136)***	- (0.000136)***	0.003162 (0.000136)***	-0.002535 (0.000221)***
S × Raça × exp	- (0.000221)***	- (0.000221)***	- (0.000221)***	- (0.000221)***	0.000900 (0.000221)***
Formal	0.085023 (0.001804)***	0.082035 (0.001797)***	0.097032 (0.001829)***	0.098394 (0.001834)***	0.099419 (0.001833)***
Sind	0.154968 (0.001233)***	0.154373 (0.001231)***	0.156498 (0.001228)***	0.155090 (0.001229)***	0.154435 (0.001228)***
Constante	0.097499 (0.003791)***	0.161665 (0.003944)***	0.682650 (0.008923)***	0.738832 (0.009221)***	0.626281 (0.009861)***
Lambda	-0.047484 (0.001883)***	-0.048133 (0.001870)***	-0.033379 (0.001961)***	-0.033227 (0.001968)***	-0.034076 (0.001966)***
LR $\chi^2(2)$		3393.00	9338.96	804.89	1259.34
Prob > χ^2		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
CIA	2091057	2087668	2078333	2077532	2076276
CIS	2091345	2087980	2078669	2077892	2076660
Amostra	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados 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^o de observações possui uma representatividade de 1.201.252 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. Em relação as 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. O teste LR é o teste da Razão de Verossimilhança para analisar se o modelo imediatamente posterior é mais adequado, ou seja, que a restrição imposta é limitante. CIA é o Critério de Informação de Akaike e CIS é o Critério de Informação de Schwarz.

Os coeficientes da variável de interação entre educação e experiência são positivos e significativos em todas as especificações. 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. Outro possível efeito é que pessoas com maiores níveis de escolaridade têm maiores chances de conseguir cargos mais altos conforme sua experiência se eleva.

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 se torna negativa e significativa nas demais especificações, assim como na Tabela 2, exceto na última especificação onde a variável deixa de ser significativa.

Similarmente aos resultados encontrados na Tabela 2, a perda de significância da variável raça se deve à interação entre raça e escolaridade. Todos os coeficientes dessa variável são positivos e significativos, indicando que cada ano de escolaridade eleva mais o salário do trabalhador branco do que o do não-branco. Por fim, o sinal positivo e significativo da variável de interação entre escolaridade, raça e experiência 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 trabalhadores 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 ou que os trabalhadores brancos alcançam os cargos mais altos, mesmo se controlando para experiência e escolaridade.

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, os trabalhadores sindicalizados recebem um retorno adicional, em média, de 16%, controlando para as demais variáveis utilizadas. O sinal e a magnitude dos coeficientes são bastante robustos nas diferentes especificações.

Loureiro e Carneiro (2001), pelo procedimento de Heckman (1979), encontraram retornos consideravelmente maiores dos 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 referente à 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.

4.3. Resultados do retorno da educação por faixa em relação aos trabalhadores com os primeiros anos do fundamental

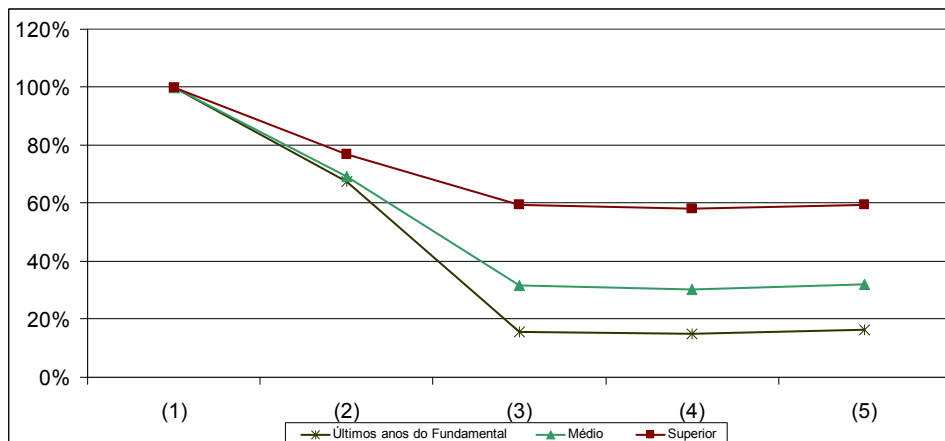
Para complementar a análise e testar a robustez dos resultados encontrados anteriormente, realizamos uma análise utilizando variáveis *dummies* para identificar as variações salariais de acordo com os diferentes níveis de estudo, tendo como base de comparação os indivíduos dos primeiros anos do fundamental.

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 ausência de variáveis que não são levadas em conta nessa especificação, ou seja, a escolaridade tem um impacto relevante através de suas interações com experiência e raça, como podemos ver nas equações subsequentes.

Quando consideramos especificações mais complexas e adequadas, de acordo com os testes LR e 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 consideravelmente. A exceção é o ensino superior que, apesar da redução, ainda continua tendo um impacto expressivo no retorno salarial em relação aos trabalhadores na faixa primeiros anos do fundamental em todas as especificações. Na Figura 2 podemos observar a queda do retorno de cada nível em relação à especificação inicial, ou seja, em comparação com aquela apresentada na segunda coluna da Tabela 4.

Na Figura 2, observamos que quando consideramos as interações entre escolaridade, raça e experiência, o diferencial salarial dos trabalhadores com ensino superior (completo ou incompleto) em relação àqueles que possuem apenas os primeiros anos do fundamental se reduz para cerca de 60% do diferencial da especificação inicial. Já para os trabalhadores com ensino médio (completo ou incompleto) e últimos anos do fundamental (completo ou incompleto), a redução em relação ao diferencial da especificação inicial se reduz para 30% e 15%, respectivamente. Esses resultados indicam que os efeitos das interações entre escolaridade, raça e experiência são mais relevantes para aqueles trabalhadores com os últimos anos do fundamental e ensino médio em relação àqueles com ensino superior.

Para deixar a argumentação acima mais clara, podemos usar alguns resultados apresentados na Tabela 4. Por exemplo, os coeficientes positivos e significativos da variável de interação entre escolaridade e raça indicam que a escolaridade dos homens brancos tem um impacto maior sobre seus respectivos retornos salariais em



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

Fig. 2. Relação do retorno salarial em relação à especificação inicial

relação ao retorno dos homens não-brancos devido, provavelmente, ao diferencial na qualidade de ensino entre os dois grupos. Adicionalmente, esse efeito é mais relevante para aqueles indivíduos que possuem entre 5 e 11 anos de estudo quando comparado com aqueles que possuem 12 ou mais anos de estudo, pois o diferencial de salários se reduz mais para o primeiro grupo (5 a 11 anos de escolaridade) com a introdução dessa variável de interação.

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 da escolaridade. Os resultados da Figura 2 também indicam que esse efeito é maior, sobretudo, para os trabalhadores entre 5 e 8 anos de escolaridade. Esse efeito se reduz para aqueles entre 9 e 11 anos de estudo e é ainda menor para os trabalhadores com 12 ou mais anos de estudo.

Já a introdução das variáveis de interação entre experiência e raça e experiência, raça e escolaridade não mudam a relação entre o retorno direto de cada nível de escolaridade dos trabalhadores, indicando que esses efeitos não são distintos para os trabalhadores com diferentes níveis de escolaridade. Os coeficientes positivos e significativos da variável de interação entre experiência e raça indicam que a experiência tem um efeito maior para os trabalhadores brancos, enquanto que o coeficiente positivo e significativo da variável de interação entre experiência, raça e escolaridade aponta que o efeito positivo de interação entre escolaridade e experiência é maior para os trabalhadores brancos.

Trabalhadores do mercado formal ganham, em média, 8,0% a mais do que aqueles do setor informal, enquanto que os sindicalizados tem uma remuneração, em média, 16,0% 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,

Tabela 4
Diferencial salarial por faixa de ensino

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Últimos anos	0.326444	0.220478	0.050896	0.048580	0.053263
do fundamental	(0.001590)***	(0.001738)***	(0.002024)***	(0.002025)***	(0.002068)***
Médio	0.601342	0.415648	0.191181	0.182571	0.192041
	(0.001505)***	(0.001971)***	(0.002410)***	(0.002426)***	(0.002572)***
Superior	1.565513	1.205763	0.931542	0.908451	0.930372
	(0.002361)***	(0.003423)***	(0.003803)***	(0.003880)***	(0.004356)***
exp	0.036318	0.034704	-0.003589	-0.004560	-0.005514
	(0.000236)***	(0.000234)***	(0.000336)***	(0.000337)***	(0.000348)***
exp ²	-0.000527	-0.000467	0.000081	0.000063	0.000087
	(0.000004)***	(0.000004)***	(0.000006)***	(0.000006)***	(0.000006)***
Raça	0.092433	-0.186215	-0.094596	-0.234848	-0.193424
	(0.001178)***	(0.002261)***	(0.002308)***	(0.005277)***	(0.006473)***
S × Raça	-	0.039815	0.024823	0.031257	0.025526
	-	(0.000277)***	(0.000290)***	(0.000362)***	(0.000632)***
S × exp	-	-	0.001841	0.001709	0.001625
	-	-	(0.000012)***	(0.000013)***	(0.000015)***
exp × Raça	-	-	-	0.004038	0.002427
	-	-	-	(0.000137)***	(0.000200)***
S × Raça × exp	-	-	-	-	0.000264
	-	-	-	-	(0.000024)***
Formal	0.083144	0.072446	0.073081	0.074872	0.076106
	(0.001838)***	(0.001806)***	(0.001810)***	(0.001815)***	(0.001821)***
Sind	0.164101	0.161644	0.164618	0.162737	0.162713
	(0.001269)***	(0.001256)***	(0.001241)***	(0.001242)***	(0.001242)***
Constante	0.313464	0.387934	0.775173	0.829953	0.842941
	(0.003484)***	(0.003480)***	(0.004294)***	(0.004657)***	(0.004816)***
<i>Lambda</i>	-0.062587	-0.064144	-0.056349	-0.055865	-0.055593
	(0.001912)***	(0.001863)***	(0.001899)***	(0.001906)***	(0.001917)***
LR $\chi^2(2)$		20496.14	26758.42	1187.07	146.92
Prob > χ^2		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
CIA	2146143	2125651	2098897	2097714	2097571
CIS	2146407	2125939	2099209	2098050	2097931
Amostra	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a	1923 ^a

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados 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^o de observações possui uma representatividade de 1.201.252 habitantes. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. Em relação as variáveis utilizadas, log *w* é o logaritmo do salário/hora mensal. Primeiros anos do fundamental correspondem a uma variável *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo concluiu pelo menos um ano dos primeiros anos do fundamental (1^a-4^a série) e 0 caso contrário; Últimos anos do fundamental correspondem a uma variável *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo concluiu pelo menos um ano dos últimos anos do 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 pelo menos um ano do ensino médio e 0 caso contrário; Superior corresponde a uma variável *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo concluiu pelo menos um ano do 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. O teste LR é o teste da Razão de Verossimilhança para analisar se o modelo imediatamente posterior é mais adequado, ou seja, que a restrição imposta é limitante. CIA é o Critério de Informação de Akaike e CIS é o Critério de Informação de Schwarz.

inclusive algumas que possuem a educação em sua composição, ou seja, para os efeitos indiretos da escolaridade sobre o salário – os trabalhadores com pelo menos um ano completo do ensino superior no Paraná tem, em média, um diferencial salarial de 90% em relação aos trabalhadores que possuem pelo menos um ano dos primeiros anos do fundamental.

Diante desses resultados, constata-se mais uma vez que o ensino superior é o que mais beneficia o indivíduo em termos de retorno salarial. Além disso, os resultados mostram que existe uma tendência crescente de salários 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. Em outras palavras, é preciso que ocorram investimentos em faixas anteriores de escolaridade – fundamental e médio – de modo a elevar o retorno e fornecer incentivos financeiros aqueles estudantes que tenham custos de oportunidade mais elevados.

5. 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 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 vital importância na determinação dos salários dos trabalhadores. Ao separar a escolaridade por faixa de estudo – que são os modelos mais adequado de acordo com os critérios de seleção de modelo, CIA e CIS – verificou-se que as faixas mais elevadas de estudo são aquelas que trazem o maior retorno.

Quando se adiciona mais variáveis de interação – o que melhora a especificação do modelo de acordo com o teste LR e com os critérios CIA e CIS – ocorre uma queda significativa nos três primeiros níveis de ensino. Assim, quando se controla para as várias interações existentes entre escolaridade, raça e experiência, o estudo só traz um retorno expressivo sobre os salários para os trabalhadores com elevado nível de educação, ou seja, para aqueles com ensino superior (completo ou incompleto).

Isso não implica que as três primeiras faixas de ensino são investimentos com baixo retorno e que, desse modo, não valem o investimento, pois uma parte do retorno é proveniente das interações que a educação tem com a raça e com a experiência. Outro ponto ainda mais trivial é a impossibilidade de se chegar ao ensino superior sem passar pelos demais níveis. Ou seja, deixar de lado o ensino de base seria um erro, uma vez que o menor retorno observado tem consequências

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 estudar 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 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, o que foi confirmado pelos resultados apresentados na Tabela 2. Além disso, ao se observar os resultados da Tabela 3, notamos que o retorno da escolaridade dos trabalhadores paranaenses é mais baixo para aqueles que têm um nível de escolaridade que se situa nos três primeiros níveis de ensino (primeiros anos do fundamental, últimos anos do fundamental e médio), enquanto que no ensino superior o retorno é mais elevado quando se compara com a média brasileira. Ou seja, a importância no investimento para melhorar e ampliar o ensino superior no Paraná é ainda mais importante do que no Brasil.

Referências bibliográficas

- Barbosa Filho, F. H. & Pessôa, S. (2006). Retorno da Educação no Brasil. In *Seminário de Política Econômica e Social da FGV*.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5):9-49.
- 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.
- 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). Disponível em: <http://www.frbsf.org/publications/economics/papers/2003/wp03-02bk.pdf>.
- Bils, M. & Klenow, P. J. (2000). Does schooling cause growth? *American Economic Review*, 90(5):1160-1183.
- Cameron, S. V. & Heckman, J. (2001). The dynamics of educational attainment for black, hispanic and white males. *Journal of Political Economy*, 109(3):455-99.
- Cangussu, R. C., Salvato, M. A., & Nakabashi, L. (2010). Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. *Estudos Econômicos*, a sair.
- 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.
- Dias, J., Dias, M. H. A., & Lima, F. F. (2009). Os efeitos da política educacional no crescimento econômico: Teoria e estimativas dinâmicas em painel de dados. *Revista de Economia*, 29(3):232-251.
- Ferreira, P. C., Issler, J. V., & Pessôa, S. (2004). Testing production functions used in empirical growth studies. *Economics Letters*, 88(1):29-35.

- Garen, J. (1984). The returns to schooling: A selectivity bias approach with a continuous choice variable. *Econometrica*, 52(5):1119–1218.
- Griliches, Z. (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, J., Tobias, J. L., & Vytlacil, E. (2000). Simple estimators for treatment parameters in a latent variable framework with an application to estimating the returns to schooling. NBER Working Paper 7950.
- Heckman, J. J. (1974). Shadow prices, market wages and labor supply. *Econometrica*, 42(4):679–694.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1):153–161.
- Kassouf, A. L. (1994). Wage rate estimation using Heckman procedure. *Revista de Econometria*, 14(1):89–107.
- Kilsztajn, S., Carmo, M. S. N., Sugahara, G. T. L., Lopes, E. S., & Petróhilos, S. S. (2005). Concentração e distribuição do rendimento por raça no Brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, 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., editors, *NBER Macroeconomics Manual*, pages 83–103. MIT Press, Cambridge.
- Lam, D. & Levison, D. (1990). Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 20(2):219–256.
- 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.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2):407–437.
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4):281–302.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earning*. Columbia University Press, New York.
- Monteiro, W. F., Dias, J., & Dias, M. H. A. (2009). Taxa de retorno da escolaridade nos estados brasileiros: Crescente ou decrescente? In *Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu. ANPEC.
- Nakabashi, L. & Figueiredo, L. (2008). Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento. *Economia Aplicada*, 12(1):151–171.
- Nakabashi, L. & Salvato, M. A. (2007). Human capital quality in the Brazilian states. *Revista EconomiA*, 8(2):211–229.
- 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. (2004). 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. Disponível em: <http://www.ecopar.ufpr.br>. Acesso em: 23 out 2007.
- 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.
- Trostel, P. (2004). Returns to scale in producing human capital from schooling. *Oxford University Press*, 56:461–484.