

O Perfil dos Jovens Trabalhadores Paranaenses: uma análise de regressão quantílica do efeito da qualidade da educação sobre os salários

Túlio Moreno Sávio¹
Rodrigo Gomes Marques Silvestre²
Marcos Rocha³
Armando Vaz Sampaio⁴
Maurício Vaz Lobo Bittencourt⁵

Resumo: Este estudo trata de investigar a relação entre o efeito da educação sobre os rendimentos dos jovens trabalhadores no estado do Paraná, através do uso da variável proficiência como uma tentativa de lidar com a heterogeneidade na qualidade da educação. Utiliza-se o método das regressões quantílicas e o método de dois estágios de Heckman, além do tradicional uso do método de mínimos quadrados ordinários. A utilização dos dados do Censo populacional e do Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB) proporcionou o uso da variável proficiência, cuja inserção reduz significativamente o papel da experiência na explicação dos salários. Entre os resultados alcançados, é mostrado que qualquer forma exógena de renda tem o efeito elevar o salário de reserva dos jovens trabalhadores paranaenses, reduzindo sua inserção no mercado de trabalho.

Palavras-Chave: Mercado de Trabalho, Diferenciais de Salário, Análise educacional.

Abstract: This study investigates the influence of the education effect over the earnings of young workers in Parana state, through the use of a proficiency variable to deal with the quality heterogeneity in the education. The paper employs not only the traditional ordinary least squares model, but also the quantile regressions technique and the Heckman's two-stage model in the analysis. The use of microdata from the Population Census and the Basic Educational Evaluation System (SAEB) turn possible the inclusion of a proficiency variable, which turn out to reduce significantly the role of experience on wage differential explanation. Among several results, it is shown that any exogenous source of income seems to increase the reserve wages for the young workers in Parana, reducing their insertion in the job market.

Key-words: Labor Market, Wage Differentials, Analysis of Education.

Área V - População e Mercado de Trabalho Paranaense

¹ Mestrando em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná e bolsista CAPES. Endereço eletrônico: tulio.savio@gmail.com

² Mestrando em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná e Consultor Econômico no Instituto Brasileiro da Qualidade e Produtividade. Endereço eletrônico: silvestre@ibqp.org.br

³ Mestrando em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná e bolsista do CNPq. Endereço eletrônico: sir.mrocha@gmail.com

⁴ Doutor em Ciências (Economia Aplicada) pela Universidade de São Paulo e Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná. Endereço eletrônico: avsampaio@ufpr.br

⁵ Doutor pela The Ohio State University e Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná. Endereço eletrônico: mbittencourt@ufpr.br

1 - Introdução

As diversas esferas do Governo nacional têm demonstrado crescente preocupação com o impacto da educação sobre o desempenho dos trabalhadores no mercado de trabalho. Para que essa atenção se materialize em políticas públicas concretas, com resultados eficazes, é necessário que as especificidades da população brasileira sejam conhecidas. Em função disso, o presente estudo se propõe a investigar uma parcela da população que possui grandes obstáculos no ingresso e posterior desempenho no mercado de trabalho, os jovens trabalhadores. O Estado brasileiro escolhido para investigação é o Paraná.

Qual o efeito da qualidade da educação das escolas dos municípios paranaenses sobre o retorno salarial dos jovens trabalhadores no mercado de trabalho? Para responder a essa pergunta, duas extensões são feitas sobre a abordagem tradicional de estimação de equações salários: a primeira é a inclusão de uma variável que capte, na média, os diferenciais de qualidade da educação fornecida pelos municípios paranaenses, utilizando as informações contidas no Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB). A segunda extensão é com relação à ferramenta: são utilizadas regressões quantílicas e a metodologia de dois estágios de Heckman no lugar de se usar apenas a tradicional análise por Mínimos Quadrados Ordinários.

O presente trabalho trata inicialmente do arcabouço teórico que sustenta a existência do efeito da educação sobre os rendimentos dos indivíduos e introduz uma tentativa de lidar com a heterogeneidade na qualidade da educação por meio da inclusão de uma variável que incorpore esse efeito: a variável de proficiência de alunos de cada município. Além desta introdução, na seção dois é feita uma breve discussão da literatura que trata do tema. Na seção três são utilizadas as informações do Censo Populacional do ano de 2000 para traçar o perfil socioeconômico dos jovens trabalhadores e os micro-dados do Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB) para conhecer as características da qualidade da educação. Com base nesse perfil, na seção quatro o modelo econométrico é estimado e são apresentados os resultados comparando-os a outros na literatura sobre qualidade da educação. Por fim a última seção apresenta as considerações finais e aponta os próximos passos da pesquisa.

2 - Revisão da Literatura

Acesso igual à educação está entre os direitos humanos básicos reconhecido no mundo inteiro. Entretanto, a oportunidade de acesso oferecida aos diversos grupos populacionais, seja entre países, raças ou nível pessoal de renda, permanecem muito desiguais. Se as habilidades de pessoas são normalmente distribuídas, então uma distribuição viesada de oportunidades de educação representa grandes perdas de bem-estar. Assim como a terra e a maquinaria, uma distribuição eqüitativa de capital humano (alfabetização básica) constitui uma condição prévia para o desenvolvimento da produtividade individual e da habilidade de se sobrepor a pobreza. Além disso, uma distribuição eqüitativa de oportunidades é preferível a uma redistribuição de ativos existentes ou rendas: isto acontece é porque educação constrói ativos novos e melhora bem-estar social por seu efeito de transbordamento. Assegurar acesso às oportunidades educacionais por atender ambos os lados de oferta e demanda é um ganho político para obter apoio em países industriais e em desenvolvimento. Para tal esforço, é necessário um indicador que pode ser calculado facilmente e pode ser monitorado com o passar do tempo (THOMAS, WANG e FAN, 2001).

Vários indicadores têm sido utilizados nas análises para medir diferentes aspectos da educação. Esses indicadores incluem, entre outros, a taxa de matrícula, a obtenção educacional, a qualidade por contribuição de recursos e qualidade por pontos em teste cognitivos. Na avaliação da forma como se dá a distribuição da educação, é comum o uso de desvio-padrão dos anos de escolaridade, bem como o índice de Gini, Azariadis e Drazen (1990) consideram a inclusão da taxa de alfabetização dos adultos como uma *proxy* para o capital humano. Especificamente, esta taxa mede a proporção da população com habilidades de ler e escrever, representando apenas uma parcela do estoque de capital humano total. A relação de matrículas, que mede o número de estudantes matriculados relativo à população total do grupo etário, foi amplamente utilizada na literatura, e.g. Mankiw et al (1992). Porém, um potencial problema derivado do uso dessa variável *proxy* é de que a taxa de matrícula é uma variável fluxo, enquanto o capital humano é uma variável estoque.

Dado que o capital humano representa um conceito estoque, a obtenção da educação que incorpora o montante total da população alfabetizada parece ser uma

especificação ajustável. Muitos trabalhos já tornaram tradicional especificar a média de escolaridade como uma *proxy* para o estoque de capital humano (ver, por exemplo, Barro (1997) e Krueger e Lindahl (2000)). Entretanto, de acordo com Lim e Tang (2006), a utilização da média dos anos de escolaridade ignora a literatura microeconômica sobre os diferenciais de salários que mostra evidências de retornos decrescentes para a escolaridade. Hall e Jones (1999) ponderaram a média dos anos de escolaridade em níveis, por taxas específicas em nível de retorno. Essas especificações, entretanto, tem em comum ignorar as diferenças existentes na qualidade da educação. Para Lim e Tang (2006), *“accounting for education quality is important in measuring human capital when cross-country data are used. This is because one year of education in Bangladesh is unlikely to generate the same amount of human capital as that in Switzerland for the same person”*.

Um dos desafios no entendimento do impacto da diferença na qualidade da escola sobre o capital humano tem sido saber como medir a qualidade. Muitas das discussões sobre a qualidade têm identificado as habilidades cognitivas pessoais como uma importante dimensão a ser considerada. A questão é se a construção de uma *proxy* para a qualidade escolar se mostra correlacionada com resultados econômicos, que incluem o desempenho individual no mercado de trabalho e, em última instância, a habilidade da economia para crescer.

Para Hanushek (2005), o crescimento econômico determina o progresso que ocorrerá no padrão global de vida da sociedade. Além do mais, a educação de cada indivíduo tem a possibilidade de fazer novas melhorias. Especificamente, uma sociedade mais educada pode elevar a taxa de inovação; pode tornar cada indivíduo mais produtivo através da capacidade das firmas em introduzir novos métodos de produção; e pode conduzir à mais rápida introdução de novas tecnologias. O autor desenvolve uma medida consistente de qualidade da força de trabalho baseado nas informações sobre as diferenças internacionais dos conhecimentos em ciências e matemática. O modelo estatístico básico relaciona a taxa de crescimento anual do PIB per capita (g_c), a medida de qualidade da força de trabalho (T_c), o nível de renda inicial (Y^0), a variável quantidade escolar (S_c) e um vetor que compõe outras variáveis de controle (Z_c , incluindo em diferentes especificações a taxa de crescimento da população, medidas políticas, abertura da economia, etc). Desse modo, a equação de análise é definida pelo autor como:

$$g_c = \alpha_0 + \eta T_c + \alpha_1 Y_c^0 + \alpha_2 S_c + Z_c \phi + v_c \quad (1)$$

Os resultados encontrados pela estimação da equação (1) sugerem que as estimações entre países com informações sobre os testes explicam uma porção substancial da variação no crescimento econômico. Mais importante, a qualidade da força de trabalho (T_c), medida pelas pontuações em matemática e ciências, é extremamente importante tanto em termos estatísticos como em magnitude. Uma variação de um desvio padrão sobre os resultados dos testes está relacionada à diferença de 1% nas taxas anuais de crescimento do PIB per capita. Hanushek e Kimko (2000) concluíram que o efeito da quantidade escolar é fortemente reduzido pela inclusão da qualidade, mas, adicionando outros fatores potencialmente relacionados ao crescimento (incluindo aspectos do comércio internacional, investimento público e privado e instabilidade política), o efeito da qualidade da força de trabalho permanece inalterado. Assim, a relação entre as habilidades em ciências e matemática da população de um país são fortemente correlacionados com a produtividade e o crescimento, quando investigados de maneira sistemática entre os países.

3 - Base de dados e Metodologia

Com relação à seleção dos dados para o perfil socioeconômico dos jovens trabalhadores paranaenses, a fonte de dados utilizada é o Censo Populacional do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do ano de 2000. Desta amostra, as seguintes filtragens foram realizadas para a investigação:

a. foram considerados como jovens trabalhadores aqueles indivíduos que em 2000 tinham entre 18 e 27 anos; esse corte foi realizado de maneira a incluir apenas as pessoas que possuíam tempo suficiente para concluir o ensino médio⁶. Para estudar o mecanismo salarial são considerados os indivíduos que se

⁶ Tentar delimitar o que significa ser jovem por meio de um intervalo etário é sempre uma tarefa inglória, pois a “juventude é uma construção histórica, social e cultural, com fronteiras institucionais e jurídicas móveis através do tempo e do espaço” (SOARES, CARVALHO & KIPNIS, 2004, p.2). Tendo isso em conta, a escolha para o presente artigo não difere significativamente de outras obras da literatura, o IBGE considera o intervalo entre 15 e 24 anos, os já citados trabalhos de Soares et al. (2004) utilizam 18 a 25 anos.

encontravam empregados no momento em que Censo foi realizado ⁷; a fonte de informação sobre os rendimentos considera o salário pago por hora trabalhada exclusivamente proveniente do trabalho principal.

b. Como o objetivo do trabalho é avaliar como os resultados de qualidade de educação de cada município impactam sobre os retornos salariais à escolaridade, foram mantidos na amostra apenas aqueles indivíduos que trabalham na cidade onde nasceram. A intuição é isolar o efeito do atual desempenho médio do município através de uma variável *proxy* da qualidade do ensino, a *proficiência*.

Para incorporar a heterogeneidade da qualidade na educação, a base de dados usada para construir a variável de proficiência municipal é o Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB), levantada para o ano de 2001. Foi utilizada a nota da prova de matemática da quarta série e oitava série do ensino fundamental, e o terceiro ano do ensino médio. Essa escolha é feita com base na hipótese que o ensino da matemática é realizado exclusivamente na escola, o que não ocorre, por exemplo, com o ensino da língua nativa do país, que é complementado pela interação social e familiar do aluno fora do ambiente escolar. A proficiência dos alunos foi agregada por município no intuito de descrever a heterogeneidade pertinente ao Estado do Paraná e sua influência sobre os alunos formados em suas escolas. A proficiência de cada município é calculada como a média ponderada entre as notas dos três níveis escolares encontrados no SAEB. Os municípios utilizados foram aqueles para os quais as notas no SAEB estavam disponíveis.⁸

A estratégia de estudo dos retornos de escolaridade dos jovens para o Paraná é o de estimação da equação de Mincer, estendida para incorporar a proficiência dos alunos dos municípios paranaenses. A equação de Mincer relaciona o logaritmo dos rendimentos por hora aos anos de escolaridade, de experiência e de experiência ao quadrado. A adição da variável proficiência na equação minceriana ajuda a resolver o problema de potencial má especificação da mesma⁹, quando se utilizam apenas os anos de escolaridade formal do indivíduo como proxy da qualificação.

⁷ Exceto pela estimação das equações salário pela metodologia de Heckman, onde são incorporados indivíduos com renda zero na amostra.

⁸ A variável PROFIC construída para as estimações – derivada da proficiência do SAEB – é a variável original dividida pela nota máxima atribuível, 500.

⁹ A proficiência foi inserida como termo de interação dos anos de escolaridade, seguindo a hipótese de que a qualidade das escolaridades potencializa os resultados da educação formal.

Em muitos estudos, os economistas também usam esta equação como base quando examinam outros determinantes dos rendimentos, tais como condições de trabalho, formação de sindicatos, filiação industrial, sexo, raça, etc. A função-salário minceriana tradicional capta o perfil salário-idade na seguinte forma:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 s^2 + \beta_3 x + \beta_4 x^2 + \mu \quad (2)$$

onde:

y é a taxa de salário do trabalhador;

s é o número de anos de estudo;

s^2 é o número de anos de estudo ao quadrado;

x é o número de anos de experiência no mercado de trabalho;

x^2 é o termo experiência ao quadrado;

O termo β_1 é o coeficiente de escolaridade, que mensura a taxa de retorno à educação. Os coeficientes β_3 e β_4 , respectivamente designando a experiência e a experiência ao quadrado, mensuram a importância do treinamento no trabalho e do estoque de capital humano do trabalhador na determinação de seus rendimentos. Mincer (1974) usou a idade de cada trabalhador para montar uma variável *proxy* da experiência. A construção da variável *proxy* toma por hipótese que os trabalhadores entram na força de trabalho logo depois de completar sua educação e que $s + 6$ é a idade de conclusão da formação educacional¹⁰. Seja x a experiência; tem-se que:

$$x = idade - s - 6 \quad (3)$$

Os rendimentos decrescentes obtidos por cada ano de escolaridade adicional são captados na equação de salários pelo coeficiente do termo quadrático da educação (s^2), que se espera que seja negativo na estimação. Para a variável experiência ao quadrado (x^2), espera-se que seu sinal seja negativo – como para a variável educação – como forma de refletir a existência dos rendimentos

¹⁰ É suposto que seis anos é a idade em que o indivíduo começa a estudar.

decrecentes; ou seja, o sinal negativo aponta que, para níveis maiores de experiência, haverá um retorno proporcionalmente inferior da taxa de rendimentos¹¹

A estimação simples pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de uma equação de regressão como (2) foi questionada por Heckman (1979), que argumenta que a utilização de MQO na função rendimento determina viés de seleção amostral, resultado, neste caso, do uso de amostras selecionadas de forma não-aleatória para se estimar relações comportamentais¹².

No caso da estimação de equações de salário em geral, o procedimento usual é regredir o salário em função apenas de variáveis explicativas dos indivíduos empregados, ignorando-se os desempregados e os inativos. Esse grupo não possui um emprego remunerado. Para o modelo de Heckman (1979), a não-ocupação é resultada do fato de o salário depender não apenas da oferta de trabalho oferecida pelo mercado e o salário contratado, mas também do salário de reserva implícito do agente. O salário de reserva é um salário que o agente estabelece como condição para se inserir no mercado de trabalho, abaixo do qual ele não aceita se ocupar. Pode ser considerado como o custo de oportunidade deste agente, que é levado em consideração na sua decisão de trabalhar ou não: se seu custo de oportunidade é maior do que o salário oferecido, o agente pode escolher não trabalhar. A desconsideração dessa estratégia dos trabalhadores é o que determina o surgimento do viés de seleção amostral, pois grupos que utilizam regras distintas de decisão de ocupação são analisados da mesma forma.

Para contornar este problema Heckman (1979) sugere, primeiro, a estimação dos coeficientes de um modelo probit, onde a variável dependente é um se o indivíduo é ocupado e zero se o indivíduo não é ocupado (no caso do trabalho de Heckman citado, os indivíduos estudados foram as mulheres casadas). A variável lambda (inverso da razão de Mills) é calculada baseada nos parâmetros estimados no modelo probit. Esta variável lambda servirá para corrigir o problema de inconsistência da amostra e, então, parâmetros consistentes poderão ser estimados para a equação de salários.

¹¹ Para detalhes, consultar Mincer (1974), Becker (1957) e a explicação didática de Ehrenberg e Smith (2000).

¹² Segundo o autor, na prática, o viés de seleção amostral pode surgir por duas razões: i) a auto-seleção dos indivíduos ou dos dados que são investigados; ii) as decisões quanto à seleção amostral tomadas por pesquisadores, que opera da mesma forma que uma auto-seleção.

Além da correção de Heckman para a OLS convencional, foi utilizada a técnica de regressões quantílicas. A técnica semiparamétrica de regressões quantílicas tem despertado atenção de numerosos pesquisadores e servido de instrumental para diversas constatações empíricas. As regressões quantílicas foram introduzidas na literatura especializada por Koenker e Basset (1978). De acordo com Buchinsky (1998), tais modelos têm várias características úteis que favorecem sua utilização, tais como as seguintes:

a) os modelos podem ser usados para caracterizar a distribuição condicional inteira de uma variável dependente, dado um conjunto de variáveis explicativas;

b) o modelo de regressão quantílica tem uma representação de programação linear que torna as estimações fáceis;

c) a função objetivo da regressão quantílica é uma soma ponderada dos desvios absolutos;

d) quando o termo erro aleatório tem uma distribuição não normal, os estimadores das regressões quantílicas podem ser mais eficientes do que os obtidos pelo OLS convencional;

e) as diferentes soluções nos distintos quantis podem ser interpretados como diferenças na resposta da variável dependente a mudanças nos regressores ao longo dos vários pontos da distribuição condicional da variável dependente.

Assim, diversamente dos coeficientes OLS convencionais, as regressões quantílicas capturam as mudanças na distribuição e em seu formato. Como é salientado por Oliveira e Rios-Neto (2006):

Verificando diferentes regressões quantílicas é possível explorar diferentes partes da distribuição condicional. Na relação entre salários e escolaridade, por exemplo, a um dado nível de escolaridade, há uma distribuição (condicional) de salários, presumivelmente refletindo habilidade e outras qualificações para o mercado de trabalho não observadas. Em geral, não há razão para exigir que a taxa de retorno a um ano adicional de escolaridade seja o mesmo em todos os pontos da distribuição de qualificação condicional na escolaridade, e a regressão quantílica capta essas diferenças.

De acordo com a metodologia proposta inicialmente por Koenker e Basset (1978), assume-se que y_i , ($i = 1, \dots, n$), é uma amostra de observações do logaritmo dos rendimentos, e que X_i é um $K \times 1$ vetor que é constituído por variáveis como

educação, experiência, e diversas outras variáveis de controle. O modelo de regressão quantílica pode, então, ser definido como se segue:

$$y_i = X_i' \beta_\theta + u_{\theta i} \quad (4)$$

$$Q_\theta(y_i : X_i) = X_i' \beta_\theta, \theta \in (0,1) \quad (5)$$

onde $Q_\theta(y_i : X_i)$ representa o θ quantil do log do salário horário condicional dado o vetor de regressores. A regressão quantílica θ pode ser definida como a solução do seguinte problema:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left[\sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1-\theta) |y_i - x_i' \beta_\theta| \right] = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(u_{\theta i}) \quad (6)$$

onde $\rho_\theta(\cdot)$ é conhecido como função *check* que, por sua vez, é definida como:

$$\rho_\theta(\cdot) = \begin{cases} \theta u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} \geq 0 \\ (\theta - 1) u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} < 0 \end{cases}$$

A interpretação dos coeficientes estimados pela equação quantílica, como observa Justo (2005), é feita através da derivada parcial do quantil condicional com respeito a cada regressor específico. Alternativamente, pode-se dizer que isso é uma mudança marginal no θ -ésimo quantil condicional devido a uma mudança no regressor.

4 - Resultados Estatísticos e Discussão

A Tabela 1 mostra os resultados de uma regressão OLS convencional da equação salário minceriana básica; a Tabela 2 exhibe os resultados da estimação fazendo-se da escolaridade um termo interação com a variável proficiência municipal. Os resultados mostram que a inclusão da proficiência torna significativamente mais tênue o retorno por escolaridade para a variável experiência, sugerindo uma possível superestimação dessa variável no modelo original. Por isso, os experimentos

seguintes foram feitos utilizando-se *escolaridadexproficiência*¹³ como *proxy* da qualificação profissional dos jovens, e não apenas anos de escolaridade como é comum.

A Tabela 3 traz os resultados da equação minceriana estendida usando-se a técnica das regressões quantílicas para os quantis 10, 25, 75 e 90. Os resultados mostram que os retornos para escolaridade para os jovens é bem maior para os pontos superiores da distribuição: aqueles que ganham os salários mais altos tem anos adicionais de escolaridade ou proficiência mais valorizados do que aqueles situados na faixa inferior da distribuição. Da mesma forma, os retornos para experiência são maiores para os quantis superiores, em especial o 75 e o 90. Na equação de salários de Heckman exibida na Tabela 4, o comportamento das variáveis é parecido: a interação da proficiência reduz a explicação da experiência nos retornos salariais dos jovens. A equação de salários de Heckman corrige em pequenos percentuais os coeficientes obtidos pela OLS sendo, portanto, apenas relatada no apêndice. Maior interesse é oferecido pela equação probit de seleção da metodologia de dois estágios, que mensura a propensão do jovem a se inserir no mercado de trabalho, como será analisado mais adiante.

As equações-salários mostram que o atributo de carteira assinada permanece um importante fator de aumento dos salários em relação ao setor informal, *ceteris paribus*: esse resultado aparece de forma similar para todos os quantis. O acréscimo marginal de rendimento para indivíduos brancos, com relação aos de outras cores, cresce positivamente com os quantis, assim como casados com relação à não-casados (sendo que para estes últimos a relação de crescimento ao longo dos quantis é ainda mais aguda). Ter carteira assinada, tudo o mais constante, é um atributo positivo decrescente ao longo dos quantis.

A equação de seleção, incluída na Tabela 4, explica quais os determinantes da inserção dos indivíduos estudados no mercado de trabalho paranaense, e mensura a importância dessas variáveis. Além disso, dessas equações de seleção *probit* é originado um parâmetro *lambda*, que a metodologia desenvolvida por

¹³ Como o objetivo do trabalho não é especificamente a estimação do retorno por escolaridade a cada ano marginal, e sim a análise do comportamento das variáveis da equação salário quando adicionada uma variável de qualidade escolar, a variável *escolaridadexproficiência* não tem uma interpretação numérica relevante aqui, sendo apenas uma indicação da relação positiva e significativa da proficiência municipal das escolas e anos de escolaridade dos indivíduos do município, além de corrigir um possível erro de especificação decorrente da estimação da equação de mincer utilizando-se apenas a escolaridade formal.

Heckman (1979) utiliza para corrigir o viés de seleção amostral. A equação de salários estimada, devidamente corrigida, apresenta as variáveis que influenciam nos diferenciais de rendimentos auferidos no mercado de trabalho paranaense.

Na estimação das equações de seleção¹⁴ foram incluídas algumas variáveis adicionais que descrevem importantes fatores de decisão de oferta de trabalho dos indivíduos, como a variável “Recebimento de Aluguel”. Além destas, há as variáveis que descrevem recebimento de rendas exógenas ao mercado de trabalho, denominadas rendas I, II e III.¹⁵ Estas variáveis procuram mensurar como a renda recebida de forma exógena ao mercado de trabalho influencia a decisão de inserção no mercado de trabalho. A tendência é de que recebimento de renda exógena aprecie o salário de reserva dos trabalhadores e, portanto, reduza sua propensão a ocupação no mercado de trabalho.

Os resultados na equação de seleção para as variáveis que representam os rendimentos auferidos de forma exógena ao trabalho, tais como recebimentos de aluguéis, pensões, etc, mostraram-se negativos e significativos na propensão dos indivíduos participarem do mercado de trabalho, como é esperado. A equação considera os recebimentos de aluguel, Renda I, Renda II e Renda III.

Por fim, é interessante notar que a condição de chefe de família aparece como o principal determinante de ocupação. A rationale desse resultado é bastante intuitiva: as tarefas e responsabilidades a que essa posição submete os indivíduos tornam premente a necessidade de empregar-se para prover o sustento dos familiares. Levando-se em consideração que essa amostra contempla apenas indivíduos jovens, a situação de chefe de família nesse contexto é ainda mais crucial na busca pela inserção no mercado de trabalho: há depreciação do salário de reserva desses jovens e aumento de propensão à busca de emprego.

¹⁴ Em todos os casos estudados neste trabalho, *rho* se mostrou estatisticamente significativo, resultado que comprova o viés de seleção da amostra e a necessidade do uso da correção de Heckman (1979). O teste do determinante global de significância do modelo de máxima verossimilhança também é positivo para todos os modelos estimados.

¹⁵ . A Renda I está relacionada a rendimentos de pensão alimentícia, mesada ou doação. A Renda II está relacionada ao recebimento de renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego. A Renda III constitui recebimento de rendimentos como abono de permanência em serviço, pensão paga por seguradora ou previdência privada, juros de aplicações financeiras, etc.

5 – Considerações Finais

O presente estudo constituiu uma tentativa de incluir os efeitos da qualidade da educação na discussão corrente em Economia. Pode-se dizer que a importância dessa variável é proporcional à dificuldade de obter informações precisas sobre a mesma. Em função dessa dificuldade, as políticas que visem reduzir as desigualdades encontradas na população brasileira atual necessitarão de esforços significativos para compreender as informações contidas nas bases de dados construídas pelas principais instituições de pesquisa do Brasil, como o Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

O caso discutido no presente artigo é o dos jovens trabalhadores paranaenses. As informações contidas no Censo Populacional somadas ao SAEB permitiram estender a compreensão do impacto da educação e qualidade sobre os salários e elucidar algumas particularidades desta oferta de trabalho com o uso da variável proficiência, cuja inserção reduz significativamente o papel da experiência na explicação dos salários. Entre os vários resultados alcançados, é mostrado que qualquer forma exógena de renda tem o efeito elevar o salário de reserva dos jovens trabalhadores paranaenses, reduzindo sua inserção no mercado de trabalho. Além disso, é interessante notar que a condição de chefe de família aparece como o principal determinante de ocupação dos jovens paranaenses.

Uma possível extensão do presente trabalho é a utilização de modelos econométricos multiníveis e a descrição da situação da população jovem para todo o Brasil, partindo da análise de cada aluno, escola e município.

6 – Referências Bibliográficas

- AZARIADIS, C. & DRAZEN, A. (1990), **Threshold Externalities in Economic Development**, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, no.2, pp. 501-26.
- BARRO, R. (1997), **Determinants of Economic Growth: a cross-country empirical study**, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- BECKER, Gary S. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago, The University of Chicago Press.
- BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression: A practical guideline for empirical research. **Brown University and NBER**, 1997.

- EHRENBERG, R. e SMITH, R. **A Moderna Economia do Trabalho: Teoria e Política Pública**, Quinta Edição, Makron Books, 2000.
- HALL, R.E. & JONES, C. (1999), **Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker Than Others?** *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, no. 1, pp. 83-116.
- HANUSHEK, E.A. (2005), **The Economics of School Quality**. *German Economic Review*, vol. 6(3), pp. 269-86.
- HANUSHEK, E. A. & KIMKO, D. D. (2000), **Schooling, Labor Force Quality, and the Growth of Nations**, *American Economic Review* 90(5), 1184–1208.
- HECKMAN, J. (1979), **Sample Selection Bias as a Specification Error**, *Econometrica* 47, 153-61.
- JUSTO, W. R. Capital Humano Diminui Desigualdade? Evidências Para o Brasil a Partir de Regressões Quantílicas. Disponível em: <http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2005/docs/capital_humano_diminui_desigualdades_evidencias.pdf>. Acessado em 25 de abril de 2007.
- KOENKER, R. e BASSET, G., Regression Quantiles. *Econometrica*, n. 46, 1978.
- KRUEGER, A. & LINDAHL, M. (2000), **Education for Growth: Why and For Whom?**, Working Paper No. 7591, *National Bureau of Economic Research*.
- LIM, A. & TANG, K. (2006), **Human Capital Inequality and the Kuznets Curve**, *Macroeconomics Research Group*. University of Queensland.
- MANKIW, N.G. ROMER, D. WEIL, D.N. (1992), **A Contribution to the empirics of Economic Growth**, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, no. 2, pp. 407-37.
- MINCER, J. **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: NBER Press, 1974.
- MURNANE, R.J. WILLETT, J. B. DUHALDEBORDE, Y. TYLER, J. H. (2000), **How Important are the Cognitive Skills of Teenagers in Predicting Subsequent Earnings?**, *Journal of Policy Analysis and Management* 19(4), 547–568.
- OLIVEIRA, C. e RIOS-NETO, E. Tendências da Desigualdade Salarial para Coortes de Mulheres Brancas e Negras no Brasil. **Estudos Econômicos**, n. 36, 2006.
- SOARES, S. CARVALHO, L. KIPNIS, B. (2004) **Os Jovens Adultos de 18 a 25 Anos: Retrato de Uma Dívida da Política Educacional**. Rio de Janeiro: Texto para Discussão do IPEA Nº 954.
- THOMAS, V. WANG, Y. FAN, X. (2001), **Measuring Education Inequality: Gini coefficients of education**. *Policy Research Working Paper*. 2525. World Bank. Development Research Group. Washington, DC.

Apêndice

Tabela 1 - Equação-Salário Convencional OLS com Anos de Escolaridade

Variáveis da Equação-Salário	Coefficientes
Escolaridade	0.2240 (29.03)**
Experiência	0.2640 (16.16)**
Experiência ²	-0.0070 (12.06)**
EscxExp	-0.0100 (11.96)**
Constante	-2.4900 (24.50)**
N. de Observações	8491
R-quadrado	0.21

Fonte: Resultados da pesquisa

Valor absoluto da estatística t em parêntesis

* significativo a 5%; ** significativo a 1%

Tabela 2 - Equação-Salário OLS com a interação Proficiência e Escolaridade

Variáveis da Equação-Salário	Coefficientes
EscolaridadexProfic	0.1910 (15.92)**
Experiência	0.0640 (4.95)**
Experiência ²	-0.0020 (3.64)**
EscxExpProfic	-0.0020 (1.0100)
Constante	-0.7040 (9.71)**
N. de Observações	8491
R-quadrado	0.13

Fonte: Resultados da pesquisa

Valor absoluto da estatística t em parêntesis

* significativo a 5%; ** significativo a 1%

Tabela 3 - Equação-Salário OLS e Quantílicas com a interação Proficiência e Escolaridade

	lnwhw (OLS)	lnwhw (q=10)	lnwhw (q=25)	lnwhw (q=50)	lnwhw (q=75)	lnwhw (q=90)
EscolaridadexProfic	0.1780 (15.47)**	0.0880 (5.63)**	0.0950 (8.31)**	0.1440 (10.41)**	0.2390 (15.26)**	0.2780 (9.07)**
Experiência	0.0610 (4.89)**	-0.0120 (-0.710)*	0.00200 (-0.170)*	0.0570 (3.83)**	0.1070 (6.55)**	0.1120 (3.49)**
Experiência ²	-0.0020 (4.40)**	0.0000 (-0.0800)	0.0000 (-0.3900)	-0.0020 (3.61)**	-0.0030 (5.40)**	-0.0040 (3.07)**
EscxExpXProfic	-(0.0040) (2.93)**	(0.0030) (-1.6400)	(0.0030) (1.98)*	-(0.0030) (-1.6000)	-(0.0100) (5.61)**	-(0.0120) (3.48)**
Branços	0.1260 (7.50)**	0.0740 (3.06)**	0.1000 (5.67)**	0.1160 (5.82)**	0.1270 (6.21)**	0.1900 (4.59)**
Homens	0.0900 (5.62)**	0.0470 (2.05)*	0.0950 (5.62)**	0.0910 (4.79)**	0.1060 (5.36)**	0.1270 (3.18)**
Carteira Assinada	0.2690 (17.74)**	0.3270 (15.69)**	0.2720 (17.34)**	0.2780 (15.59)**	0.2480 (13.31)**	0.2240 (6.02)**
Casados	0.1660 (8.94)**	0.0880 (3.30)**	0.1380 (7.06)**	0.1290 (5.80)**	0.2180 (9.45)**	0.2460 (5.27)**
Chefe de Família	0.1490 (7.73)**	0.1470 (5.15)**	0.1270 (6.16)**	0.1350 (5.87)**	0.1640 (6.73)**	0.1630 (3.25)**
Constante	-0.9440 (13.14)**	-1.0410 (10.61)**	-0.8540 (12.03)**	-0.8610 (9.96)**	-0.9640 (9.79)**	-0.6770 (3.50)**
Observações	8491	8491	8491	8491	8491	8491
R-quadrado	0.2000	0.101	0.1007	0.1103	0.1232	0.1336

Valor absoluto da estatística t em parêntesis

* significativo a 5%; ** significativo a 1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 4 - Equação-Salário de Heckman e Equação de Seleção

	Equação-Salário	Equação de Seleção
EscxProfic	0.1680 (14.53)**	0.0910 (5.11)**
Experiência	0.0560 (4.54)**	0.0250 -1.3500
Experiência ²	-0.0020 (4.06)**	-0.0020 (2.30)*
EscxProficxExp	-0.0050 (3.23)**	0.0080 (3.55)**
Casados	0.0970 (4.27)**	0.1060 (2.92)**
Branco	0.1290 (7.70)**	-0.0340 -(1.3100)
Formais	0.2740 (18.23)**	
Chefe de Família	0.0640 (2.20)*	1.0890 (26.24)**
Renda I	...	-0.6770 (8.45)**
Renda II	...	-0.8640 (6.25)**
Renda III	...	-1.0150 (8.86)**
Rendimento de Aluguel	...	-0.0080 -(0.0500)
Sem deficiências	...	0.4920 (3.60)**
Homens	...	0.5760 (23.83)**
Constante	-0.7460 (9.48)**	-1.1490 (6.56)**
N. de observações	15214	15214
Observações censuradas	6723	6723
Wald chi2(9)	1738.1100	Prob > Chi2 = 0
LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 14.66 Prob > chi2 = 0.0001		

Valor absoluto da estatística z em parêntesis

* significativo a 5%; ** significativo a 1%

Fonte: Resultados da pesquisa.