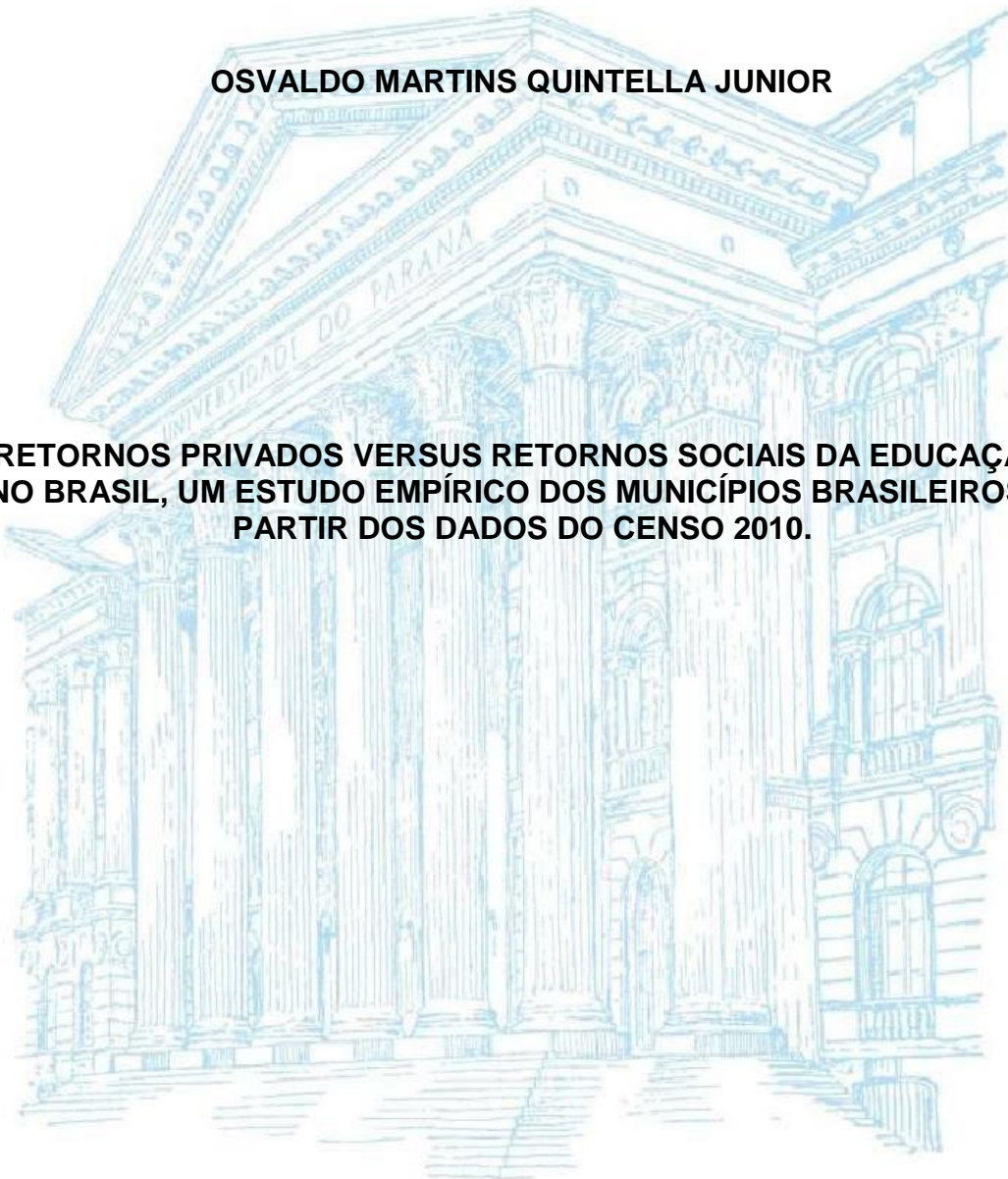


UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

OSVALDO MARTINS QUINTELLA JUNIOR

**RETORNOS PRIVADOS VERSUS RETORNOS SOCIAIS DA EDUCAÇÃO
NO BRASIL, UM ESTUDO EMPÍRICO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS A
PARTIR DOS DADOS DO CENSO 2010.**



**Curitiba
2014**

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

**RETORNOS PRIVADOS VERSUS RETORNOS SOCIAIS DA EDUCAÇÃO
NO BRASIL, UM ESTUDO EMPÍRICO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS A
PARTIR DOS DADOS DO CENSO 2010**

**Dissertação apresentada como
requisito parcial à obtenção do
grau de Mestre em
Desenvolvimento Econômico no
Programa de Pós-Graduação em
Desenvolvimento Econômico,
setor de Ciências Sociais
Aplicadas, Universidade Federal
do Paraná.**

**Orientador: Prof. Dr. Flávio de O.
Gonçalves.**

**Curitiba
2014**

Dedico este trabalho à
minha família: Osvaldo,
Rozilene e Leonardo pelas
palavras de incentivo e pelo
amor incondicional.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, aos meus pais, Osvaldo e Rozilene, que sempre foram minha fortaleza e ao meu irmão Leonardo que sempre me apoiou nos momentos bons e ruins.

Agradeço ao meu orientador, Flávio Oliveira, pela sugestão do tema, pelo aprendizado tanto teórico quanto prático, por me mostrar que obstáculos surgem diariamente e que devemos superá-los.

A secretaria do curso, Ivone e Aurea que sempre foram muito prestativas.

A Nora, que me acompanhou durante a elaboração desse trabalho e que nunca me deixou desanimar nos momentos difíceis.

Aos meus amigos de pós-graduação, em especial, ao Walcir que foi meu ombro amigo nos momentos mais difíceis e que me acompanhou durante todo o curso de mestrado.

Agradeço a CAPES – Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – pelo apoio financeiro a este trabalho.

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo verificar a magnitude do retorno privado da educação em relação ao seu retorno social como forma de analisar a importância dos investimentos públicos na educação. Para o cálculo do retorno privado foi utilizada a base de dados do CENSO 2010. O método de Heckman foi utilizado para o cálculo do retorno privado da educação. Para o cálculo do retorno social foram utilizados dados municipais do tipo *cross-section*. Os dados das variáveis PIB percapita, população residente e capital residencial foram obtidos a partir do endereço eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e os dados da variável que mensura o nível de capital humano foram obtidos da base de dados do CENSO 2010. Foi utilizado ainda o método de regressão quantílica com o objetivo de mostrar a disparidade, crescente de acordo com o nível de renda dos municípios, entre o retorno social e privado da educação. Os resultados do presente estudo indicam que existem evidências de que o retorno social da educação é superior ao seu retorno privado. O impacto do aumento de uma faixa de estudo é de, aproximadamente, 6% e 30 % no retorno privado e no retorno social da educação, respectivamente. Ou seja, se o indivíduo conclui uma das faixas de educação a sua renda individual aumenta em, aproximadamente, 6% e a renda agregada aumenta em 30%. Os resultados mostram que, dado a presença de externalidades positivas é justificável a intervenção pública nos investimentos em educação.

Palavras-chave: retorno social, retorno privado, investimento público em educação, método de Heckman.

ABSTRACT

This study aims to determine the magnitude of the private return to education in relation to its social return as a way to analyze the importance of public investment in education. For the calculation of the private return the database Census 2010 was used. The Heckman method was used to calculate the private return to education. Cross -section data were used for calculating the social return. The data of GDP per capita variables, resident population and residential capital were obtained from the electronic address of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and the data of the variable that measures the level of human capital was obtained from the database of the 2010 Census. The method of quantile regression was used in order to show the increasing disparity according to the income level of municipalities, between the social and private returns to education. The results of this study indicate that there is evidence that the social return to education is higher than its private return. The impact of increased study track is approximately 6% and 30% on the private return and on the social returns to education, respectively. That is, if the individual completes an educational track, individual income increases by approximately 6% and aggregate income increases by 30%. The results show that, given the presence of positive externalities, public intervention in education is justified.

Key-words: social return, private return, public investments in education.

LISTA DE GRÁFICOS E FIGURAS

Figura 1. Produção de capital humano.....	24
Figura 2. Perfil dos ganhos.....	25
Figura 3. Média do rendimento por hora de trabalho segundo níveis de educação.....	59
Figura 4. Comparação entre o retorno social e o retorno privado da educação.	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estatísticas Descritivas.....	48
Tabela 2. Distribuição de frequência da variável esc.	51
Tabela 3. Modelo de seleção de Heckman.	53
Tabela 4. Resultados do retorno privado da educação usando o procedimento de Heckman.	54
Tabela 5. Estatísticas descritivas do rendimento por hora trabalhada segundo níveis de instrução.	59
Tabela 6. Teste de Multicolinearidade.....	60
Tabela 7. Teste de Heterocedasticidade.	62
Tabela 8. Resultados do retorno privado da educação com correção de heterocedasticidade.	62
Tabela 9. Índice de Correlação de Ordem (SPEARMAN).	64
Tabela 10. Resultados do retorno social da educação.....	65
Tabela 11. Teste de Multicolinearidade.....	68
Tabela 12. Teste de Heterocedasticidade.	68
Tabela 13. Resultados do retorno social da educação com correção de heterocedasticidade.	69

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	10
2. FUNDAMENTOS TEÓRICOS DOS RETORNOS SOCIAIS DA EDUCAÇÃO.....	14
3. FUNDAMENTOS TEÓRICOS DO MODELO DE MINCER	19
3.1 PRINCÍPIO DE DIFERENÇAS COMPENSATÓRIAS DE MINCER.....	19
3.2 MODELO DE EQUAÇÃO DE MINCER.....	21
3.3 INVESTIMENTOS PÓS-ESCOLARES EM EDUCAÇÃO.....	22
3.4 APLICAÇÕES EMPÍRICAS DO MODELO DE MINCER.....	27
4 EDUCAÇÃO EM MODELOS MACROECONÔMICOS.	33
5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA.	41
5.1 MÉTODO DE HECKMAN.....	41
5.2 MODELO MINCERIANO.	43
5.3 REGRESSÃO QUANTÍLICA.	45
6 ANÁLISE EMPÍRICA.....	47
6.1 MICROMINCER	47
6.2 MACROMINCER	64
7 CONCLUSÃO.....	70
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	73
APÊNDICES	78

1. INTRODUÇÃO

Ao longo dos anos as diversas esferas do governo, federal, estadual e municipal, têm subsidiado os investimentos em educação através de investimentos diretos, empréstimos, financiamentos e outros meios. De alguma forma, os recursos públicos são alocados entre diferentes tipos de gastos com educação. Entretanto, será que esses investimentos em educação deveriam ser de responsabilidade do setor público ou do setor privado?

Segundo a literatura do crescimento econômico, existe externalidade positiva da educação. Ou seja, investir nesse setor gera benefícios que são apropriados não só pelo indivíduo, mas também por toda a sociedade. Sendo assim, se torna justificável o investimento público na educação. Além da literatura do crescimento econômico, existe a literatura dos modelos de sinalização, que levanta a hipótese de que existe uma apropriação privada dos benefícios sociais gerados pela educação. Segundo essa literatura, não existem externalidades positivas e sim externalidades negativas, o que justifica a não intervenção pública nos investimentos nesse setor, sendo esses investimentos de inteira responsabilidade do setor privado.

O estudo do impacto da educação no desenvolvimento socio-econômico de um país é um dos principais objetos de estudo dos economistas. Uzawa (1965) foi um dos primeiros autores que introduziu o conceito de educação nos modelos de crescimento econômico. O autor considera o papel da educação para gerar crescimento econômico contínuo e sustentado no longo prazo. Entretanto, foi com o trabalho de Lucas (1988) que a importância do capital humano em gerar crescimento econômico ficou consagrado na literatura econômica. O autor considera que existem externalidades da acumulação de capital humano sobre a produtividade da economia, através do efeito *spill over*, que justificam os investimentos públicos em educação devido ao ganho social decorrente desse investimento.

Basicamente, na literatura do crescimento econômico, existem três mecanismos através dos quais os investimentos em educação se relacionam

com o crescimento econômico. Primeiro, a educação aumenta a produtividade dos fatores através da melhora das habilidades do capital humano. Ou seja, o crescimento sustentável é devido à acumulação de capital humano ao longo do tempo. (Lucas, 1988). Segundo, a educação pode aumentar a capacidade de inovação da economia, através de novas tecnologias ou de processos produtivos mais eficientes, o que promove o crescimento (Romer, 1990). Terceiro, a educação pode facilitar a difusão do conhecimento sobre novas tecnologias ou sobre novos processos de produção, o que também leva ao crescimento econômico (Nelson e Phelps, 1966). Ou seja, crescimento econômico e capital humano estão intimamente relacionados.

Outra parte da literatura considera que não existem ou são negativas as externalidades do capital humano. O principal autor dessa literatura é Spence (1963). Segundo esse autor existe apropriação privada dos investimentos em educação. Ou seja, existe uma apropriação privada do benefício social da educação. Sendo assim, não se justifica a intervenção do Estado nesse setor.

O foco desse trabalho é avaliar se a decisão privada de acumular capital humano gera benefícios externos para os indivíduos, o que justificaria os investimentos públicos em educação. Ou seja, o objetivo é verificar a magnitude do retorno social em relação ao retorno privado. A contribuição dessa análise empírica está em verificar se existem externalidades positivas ou negativas da educação, sendo as externalidades positivas um indício de que deve ser de responsabilidade do setor público os investimentos na educação e as externalidades negativas um indício de que tais investimentos devem ser de inteira responsabilidade do setor privado, já que, nesse caso, existe uma apropriação privada dos retornos da educação. Outro aspecto a ser destacado é que, tanto no modelo que mensura o retorno privado quanto no modelo que mensura o retorno social da educação, será utilizada uma variável que mensura os níveis de escolaridade, variável essa que foi construída a partir da mesma base de dados, a saber, o CENSO 2010. Além disso, para a estimação dos retornos privados da educação, será utilizada a base de dados do CENSO 2010, uma base recente e pouco explorada nos estudos sobre o tema. Para a estimação dos retornos sociais, será utilizado a base de dados do CENSO

2010, para a construção da variável que mensura os anos médios de escolaridade e dados do IBGE.

Para cumprir com o propósito de verificar a magnitude dos retornos privados da educação será utilizado o modelo minceriano. Esse modelo é tradicionalmente utilizado na literatura da economia do trabalho para a realização de análises empíricas que utilizam dados microeconômicos, como no estudo de Mincer (1974). Contudo, Ferreira *et al.* (2004) mostraram que essa formulação também é adequada para análises macroeconômicas. Como será mostrado posteriormente, essa especificação tem a característica de definir a renda agregada como uma função exponencial da variável capital humano. Sendo assim, para efeito de comparação do coeficiente que mensura o impacto da educação na renda individual e na renda agregada, a mesma especificação log-linear utilizada para o cálculo do retorno privado da educação será utilizada para o cálculo do retorno social. Além disso, para a construção da variável que mede o grau de escolaridade será utilizada a mesma base de dados, do CENSO 2010. No que se refere aos retornos privados, será utilizada a metodologia proposta por Heckman (1979) para a correção do problema de viés de seleção. Os resultados mostram que uma faixa a mais de escolaridade tem um impacto de, aproximadamente, 6% na renda individual e que o aumento de um ano de escolaridade média tem um impacto de, aproximadamente, 30% na renda agregada.

Este trabalho está dividido em sete seções, a contar com esta introdução. A segunda seção apresenta uma discussão sobre os fundamentos teóricos do retorno social da educação, o conceito do termo e sua origem na literatura de crescimento econômico. A terceira seção apresenta o modelo teórico desenvolvido por Mincer (1974), suas hipóteses, seus fundamentos teóricos e uma revisão da literatura que trata do tema e os seus principais resultados empíricos. A quarta seção apresenta uma revisão da literatura que analisa o impacto da variável escolaridade na renda agregada e suas principais conclusões empíricas. A quinta seção apresenta a estratégia empírica utilizada nesse trabalho para estimar o retorno privado e o retorno social da educação. A sexta seção apresenta as estatísticas descritivas e uma breve exposição das

variáveis utilizadas nos exercícios econométricos. A sétima seção apresenta as principais conclusões desse trabalho.

2. FUNDAMENTOS TEÓRICOS DOS RETORNOS SOCIAIS DA EDUCAÇÃO

Muitos autores testam uma variedade de fatores diretamente e indiretamente relacionados com as taxas de crescimento. De acordo com essa literatura pessoas habilidosas podem aumentar a produtividade de outros indivíduos com os quais elas interagem. Ou seja, a acumulação de capital humano pode aumentar a produtividade total dos fatores nessa economia. Esse argumento se baseia na ideia de que a interação de indivíduos com alto nível de capital humano com indivíduos com baixo nível de capital humano gera benefícios que são externalizados.

Sendo assim, a decisão individual de acumular capital humano gera um efeito que é apropriado por toda a sociedade. De acordo com essa literatura, a decisão individual de acumular capital humano gera externalidades positivas para a sociedade. Tais efeitos externos podem ocorrer, por exemplo, através do aumento da produtividade dos agentes, através dos cuidados com a saúde e através da redução das atividades criminosas e todos esses efeitos tem um impacto direto ou indireto sobre a renda agregada. Esse fenômeno é o que ficou conhecido como externalidades positivas da educação. O tamanho dessas externalidades pode ser mensurado através do coeficiente que mede o impacto da educação na renda agregada. Essa externalidade é conhecida na literatura como o retorno social da educação. Conceitualmente, o “retorno social” é definido como a soma do retorno privado e dos benefícios externos de uma unidade de capital humano.

O retorno social pode ser maior do que o seu retorno privado, obtido a partir da relação log-linear do salário com o nível de escolaridade. Isso se deve à possibilidade de existência de externalidades da educação. É possível que as decisões individuais de obter maiores níveis de escolaridade gerem externalidades positivas para outros indivíduos? Segundo a literatura do crescimento econômico¹, a acumulação de capital humano, mensurado através do nível de escolaridade, pode ser um elemento que impulsiona o crescimento econômico. Se esse crescimento não é totalmente capturado pelo retorno

¹ Ver Lucas (1988), Romer (1990) e Nelson e Phelps (1966).

privado, então seria razoável concluir que existem externalidades da educação, portanto um retorno social maior do que o retorno privado e assim se justifica os investimentos públicos em educação. Essa parte da teoria se baseia na ideia de que a interação entre os agentes pode causar retornos sociais que são maiores que os retornos privados. Ou seja, pessoas com grandes habilidades, através da interação social, podem aumentar a produtividade dos outros indivíduos.

Além disso, alguns autores defendem que existe um componente da educação que é um desperdício social. Spence (1973) formulou um modelo no qual a escolaridade funciona como uma sinalização sobre a produtividade individual. Os empregadores estão dispostos a pagar por tal informação privada, embora de acordo com o modelo, isso não aumente a produtividade dos outros indivíduos. Nesse caso, existe grande incentivo de investir privadamente em educação, pois há transferência de riqueza dos indivíduos com menos escolaridade para os indivíduos com mais escolaridade. Ou seja, existe uma apropriação privada do benefício social que a educação gera. De acordo com esse modelo, o retorno social é menor do que o retorno privado, pois a escolaridade não aumenta a produtividade dos outros agentes. Sendo assim, não se justificam os investimentos públicos em educação.

Outra parte da literatura argumenta que tal externalidade pode ser o resultado do que ficou conhecido como retornos não monetários da educação. Essa linha de pesquisa enfatiza a possível existência de externalidades da educação que não se aplicam diretamente ao processo de produção. Lochner (2011) analisa o efeito da educação nas atividades criminosas, nos cuidados com a saúde, na redução da taxa de mortalidade e na participação política. Isso aumenta o bem estar da sociedade com impacto direto nos salários, na renda agregada e na produtividade dos indivíduos. A explicação do papel da educação nas atividades criminosas é que o aumento da escolaridade aumenta o custo de oportunidade de participar de alguma atividade criminosa. O foco desse trabalho está na análise da magnitude do retorno social da educação em relação ao seu retorno privado. Explicar o fenômeno que faz com que o retorno social seja diferente do retorno privado constitui uma análise mais complexa. Ou seja, para determinar quais são os efeitos sociais da educação que fazem

com que o seu retorno social seja diferente do seu retorno privado seria necessário um trabalho empírico, já que esse não constitui objeto de estudo dessa dissertação. Entretanto, não se pode descartar que a redução da criminalidade, a melhor participação da sociedade no jogo político ou os cuidados com a saúde são elementos que possuem um impacto significativo na renda agregada e, portanto, ajudam a determinar a diferença do retorno social e do retorno privado da educação.

Ao longo do tempo, muitos países têm apresentado taxas de crescimento sustentáveis. Para explicar esse fato, Solow (1956) elaborou um modelo no qual o produto é determinado pelo estoque de capital, pela força de trabalho e pelo progresso tecnológico². Esse modelo conclui que somente o progresso tecnológico, que permite sucessivos deslocamentos da função de produção para cima, pode explicar o crescimento do produto por trabalhador ao longo do tempo. Entretanto, o que define o progresso tecnológico? Quais são os outros fatores não observáveis que explicam a variação positiva do produto? Esses fatores não observáveis ficaram conhecidos como Resíduo de Solow. Schultz (1961,1963), Lucas (1988) e outros economistas da literatura do crescimento econômico, se baseando no argumento de que é difícil distinguir o avanço do progresso técnico e conhecimento, interpretaram o resíduo de Solow como capital humano.

Para melhor definir esses conceitos, suponha uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com retornos constantes de escala. O modelo desenvolvido por Solow (1956) pode ser representado por:

$$(1) Y(t) = [K(t)]^\alpha [A(t)L(t)]^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1$$

Onde $Y(t)$ é a renda agregada; $K(t)$ é o estoque de capital físico; $L(t)$ é o estoque de mão de obra; $A(t)$ é o progresso tecnológico. A renda *per capita* no estado estacionário é dada por:

² Num trabalho recente, Vandenbussche *et al.*, (2006) sugere que educação é um fator de extrema importância tanto como uma forma de investimento em capital humano e como um meio de facilitar o processo de pesquisa e desenvolvimento e de difusão tecnológica. Para o autor as fases iniciais da educação são mais importantes para imitação e a educação de nível superior é de extrema importância para a inovação tecnológica.

$$(2) \ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta)$$

O capital se deprecia a uma taxa constante δ ; a tecnologia cresce à taxa g e a população cresce à taxa constante n . Uma das conclusões desse modelo é que a poupança afeta o nível do produto, mas não a taxa de crescimento do produto *per capita* no estado estacionário. Ou seja, o capital humano não exerce influência no modelo de Solow. Apenas o progresso tecnológico, que permite o deslocamento da função de produção, pode explicar as taxas de crescimento econômico ao longo do tempo. Entretanto, o modelo de Solow tem a característica de que a mudança tecnológica é uma variável exôgena e não observável que contribui para o crescimento econômico. Esses elementos não observáveis fazem parte do que ficou conhecido como Resíduo de Solow, ou seja, é a mudança no nível de produção que não é explicada por mudanças nos insumos de fatores.

O capital humano entrou na discussão quando Schultz (1963) interpretou o resíduo de Solow como variação no estoque de capital humano. Essa ideia foi formalizada em um modelo de crescimento econômico por Lucas (1988). Segundo o autor, o processo de crescimento econômico é determinado pelo nível de acumulação de conhecimento da sociedade. Assim, é de se esperar que um país seja mais rico no futuro de acordo com a acumulação de capital humano. Na verdade, uma das visões da literatura do crescimento econômico afirma que as diferenças nas rendas *per capita* refletem diferenças na habilidade de aplicar novas tecnologias.

Lucas (1988) interpretou $A(t)$, na equação (1) como o estoque médio de capital humano, ou habilidades, então $A(t) = \frac{H}{L}$. Nesse modelo, o produto e a taxa de acumulação de capital humano são determinadas por:

$$(3) Y(t) = K_t^\alpha (uH_t)^{1-\alpha}$$

$$(4) \frac{dH}{dt} = BH_t(1 - u) - \delta H_t$$

Onde $(1 - u)$ é a fração de tempo dedicado a produção de novo capital humano. Os trabalhadores adquirem habilidades que são acumuladas através

das decisões de investimento para maximização da riqueza – investimentos em escolaridade, por exemplo.

Entretanto, como pode-se afirmar que as decisões individuais de adquirir mais capital humano gera benefícios externos para outros? É plausível pensar que um indivíduo seja mais produtivo quando outros membros da sociedade são mais habilidosos. Segundo alguns autores, [Acemoglu (1996), Jonavic e Rob (1989)], os benefícios da educação podem ser internalizados quando eles ocorrem dentro das firmas, mas essa literatura não será objeto de estudo.

Para verificar a existência dessas externalidades é necessário verificar se o retorno social de uma unidade de capital humano é diferente do retorno privado, que é obtido a partir da equação minceriana. Dessa forma, na próxima seção será feita uma revisão dos fundamentos teóricos do modelo de Mincer (1974). Além disso, será feita uma revisão dos trabalhos empíricos que utilizam essa metodologia e a correção para viés de seleção proposta por Heckman (1979).

3. FUNDAMENTOS TEÓRICOS DO MODELO DE MINCER

Mincer (1974) criou um modelo em que o retorno privado depende do investimento em capital humano. Se o único custo de obter um ano a mais de escolaridade é igual ao custo de oportunidade do tempo gasto pelo estudante para estudar, ou seja, é igual a renda que o estudante deixa de ganhar caso estivesse no mercado de trabalho; e se o aumento proporcional nos ganhos causados pela sua escolaridade adicional é constante ao longo do seu tempo de vida, então o logaritmo dos ganhos individuais deveria ser linear nos anos de escolaridade e linear e quadrático nos anos de experiência no mercado de trabalho. Assim, o autor associou o logaritmo da renda do trabalho do indivíduo i , $\ln w_i$, com os anos de escolaridade do trabalhador, S_i , e aumentou o modelo para incluir a experiência de trabalho, x_i :

$$(5) \ln[w_i(s, x)] = \alpha_i + \rho_{si}S_i + \beta_{0i}x_i + \beta_{1i}x_i^2 + \varepsilon_i$$

Esse modelo³ é motivado por duas estruturas teóricas conceitualmente diferentes: o modelo de compensação de diferenças de Mincer e o modelo de equação de Mincer.

3.1 PRINCÍPIO DE DIFERENÇAS COMPENSATÓRIAS DE MINCER

O modelo original de Mincer usou o princípio das diferenças compensatórias para explicar a razão pela qual pessoas com diferentes níveis de escolaridade recebem diferentes salários ao longo do seu ciclo de vida. Em seu modelo original supõe-se que os indivíduos têm habilidades e oportunidades idênticas, mas as oportunidades de trabalho exigem diferentes níveis de escolaridade. Os indivíduos exigem diferentes salários para trabalhar em empregos que exigem diferentes níveis de escolaridade. Ou seja, o modelo original de Mincer conclui que pessoas com mais educação recebem maiores salários. (Mincer, 1958)

³ Psacharopoulos and Patrinos (2004) fazem uma extensa revisão da literatura que estima a equação (5).

A escolaridade tem um custo porque os indivíduos renunciam ganhos que poderiam ser obtidos caso estivessem no mercado de trabalho⁴. Como os indivíduos são assumidos idênticos *ex ante* eles exigem um diferencial compensador para trabalhar em profissões que exigem um período maior de treinamento. A diferença compensatória é determinada pelo valor presente de fluxos de receitas líquidas de custos associados com diferentes níveis de investimento.

Se w_s representa o salário anual de um indivíduo com s anos de escolaridade, assumido constante ao longo de sua vida. Seja r a taxa de juros determinada externamente e T a duração do tempo de vida ativa, que não depende de s . Então, o valor presente dos ganhos associados com o nível de escolaridade s é:

$$(6) V_s = w_s \int_s^T e^{-rt} dt = \frac{w_s(e^{-rs} - e^{-rT})}{r}$$

Um equilíbrio caracterizado por escolhas de escolaridade heterogênea requer que os indivíduos sejam indiferentes entre os níveis de escolaridade. Igualando os fluxos de ganhos entre os diferentes níveis de escolaridade e tomando o logaritmo, resulta em:

$$(7) \ln w(s) = \ln w(0) + rs + \ln((1 - e^{-rT})/(1 - e^{-r(T-s)})).$$

O elemento final da equação anterior é um ajuste para período de tempo finito. Esse termo desaparece quando T tende ao infinito.

Segundo Mincer (1958), este modelo tem algumas implicações importantes: pessoas com mais escolaridade recebem um salário mais elevado; para T elevado, um aumento percentual nos ganhos ao longo da vida deve ser associado com um ano adicional de escolaridade e esse ganho é igual a taxa de juros r .

As interpretações do coeficiente p_s são diversas. Muitos estudos se referem ao termo p_s como taxa de retorno. Segundo Heckman *et al.* (2006)

⁴ Além do custo de oportunidade, existem os custos diretos de se obter um ano a mais de escolaridade. Becker (1962) argumenta que o custo da educação inclui treinamento no trabalho, cuidados médicos e aquisição de informação sobre o sistema econômico.

este coeficiente deveria ser interpretado como a taxa média de retorno, *ex post*, para todos os investimentos em escolaridade, pois este é a taxa de crescimento médio dos ganhos com escolaridade. Esse coeficiente informa em que medida o ganho médio aumenta com a escolaridade, mas não traz informações sobre o nível ótimo de investimento em educação, que requer a taxa marginal de retorno *ex ante*.

3.2 MODELO DE EQUAÇÃO DE MINCER

No trabalho posterior ao de 1958, Mincer (1974) considera alguns pressupostos diferentes do modelo anterior. Neste último, o autor considera a dinâmica dos ganhos ao longo da vida e a relação entre os ganhos observados, os ganhos potenciais e o investimento em capital humano, tanto no que se refere à escolaridade formal ou investimento no trabalho.

Se n for o período de trabalho; w_s os ganhos anuais de uma pessoa com S anos de escolaridade; V_s o valor presente dos ganhos obtidos ao longo da vida ativa do indivíduo; r a taxa de desconto; t o tempo de vida ativa, em anos (0, 1, 2, ..., n) e d a diferença de escolaridade medida em anos, então:

$$(8) V_s = w_s \int_s^{n+S} e^{-rt} dt = \frac{w_s}{r} e^{-rS} (1 - e^{-rn})$$

O valor presente dos ganhos do indivíduo que tem $S - d$ anos de escolaridade é:

$$(9) V_{s-d} = w_{s-d} \int_{s-d}^{n+S-d} e^{-rt} dt = \frac{w_{s-d}}{r} (e^{-r(S-d)})(1 - e^{-rn})$$

A relação dos ganhos anuais depois de S anos e os rendimentos após $S - d$ anos de escola ($k_{S,S-d}$) é encontrada igualando $V_s = V_{s-d}$:

$$(10) k_{S,S-d} = \frac{w_s}{w_{s-d}} = \frac{(1 - e^{-rn})e^{-r(S-d)}}{(1 - e^{-rn})e^{-rS}} = \frac{e^{-r(S-d)}}{e^{-rS}} = e^{rd}$$

Essa equação demonstra que: as pessoas com mais anos de escolaridade obtêm maior rendimento; a diferença entre os ganhos dos

indivíduos, devido a diferença de investimento de d anos de escolaridade, é maior quando maior for a taxa de retorno da escolaridade.

Para obter a equação que representa a conclusão básica do Modelo de Mincer, basta definir $k_{s,0} = \frac{w_s}{w_0} = k_s$. Pela equação (10) é possível verificar que $k_s = e^{rs}$. Então, $\frac{w_s}{w_0} = e^{rs}$. Aplicando o logaritmo:

$$(11) \quad \ln w_s = \ln w_0 + rs$$

Ou seja, aumentos percentuais nos ganhos são estritamente proporcionais às diferenças absolutas no tempo gasto na escola, com a taxa de retorno como o coeficiente de proporcionalidade. Mais especificamente, a equação (11) mostra que o logaritmo dos ganhos é uma função estritamente linear do tempo gasto na escola.

3.3 INVESTIMENTOS PÓS-ESCOLARES EM EDUCAÇÃO.

A equação (11) representa o modelo básico da função de ganhos do capital humano. Esse modelo considera o logaritmo dos ganhos dos indivíduos que investem em s anos de escolaridade, ou seja, não se considera aqueles que investiram mais do que s anos de escolaridade. Assim, os ganhos individuais w_s não são diretamente observáveis. Na verdade, tem-se apenas um “perfil de rendimentos” ao longo da vida, ou seja, observa-se apenas a variação dos ganhos com a idade ao longo da vida produtiva.

Após ingressar na força de trabalho no ano j , o trabalhador dedica os recursos C_j para aprofundar os seus conhecimentos sobre o seu trabalho e para desenvolver suas habilidades. O rendimento líquido w_j , no ano j é obtido através da subtração dos custos C_j do rendimento bruto E_j , que seria seu rendimento caso o indivíduo não continuasse a investir em si mesmo.

Sendo assim, o ganho decorrente do primeiro ano de trabalho, $j = 0$, é igual a $W_0 = W_s - C_0$, onde $W_s = (E_s)$ é a capacidade de ganho inicial após completar s anos de escolaridade. Se o indivíduo interromper os investimentos

logo após completar s anos de escolaridade, então os ganhos nos próximos anos seriam iguais a: $W_1 = W_s + r_0 C_0$. Entretanto, se o investimento no ano seguinte é igual a C_1 , então o ganho nesse período será de $W_1 = W_s + r_0 C_0 - C_1$. Generalizando, os ganhos líquidos no período j é igual a:

$$(12) \quad W_j = W_s + \sum_{t=0}^{j-1} r_t C_t - C_j = E_j - C_j$$

A partir da equação (12) é possível analisar a variação dos ganhos ao longo da vida produtiva de um indivíduo. A capacidade de ganho inicial, ou seja, a capacidade de ganho com s anos de escolaridade é assumida como constante para um dado indivíduo, embora isso possa variar entre indivíduos.

A variação dos ganhos com a experiência pode ser observada a partir da equação (12) ao se considerar o incremento anual dos ganhos:

$$(13) \quad \Delta W_j = W_{j+1} - W_j = r_j C_j - (C_{j+1} - C_j)$$

De acordo com a equação (13), os ganhos crescem com a experiência a medida que o investimento líquido C_j é positivo e que sua parcela anual diminua, $[(C_{j+1} - C_j)] < 0$, ou aumente menos do que a taxa de desconto r_j . Sendo assim, para $\Delta W_j > 0$, temos que: $\frac{C_{j+1} - C_j}{C_j} < r_j$.

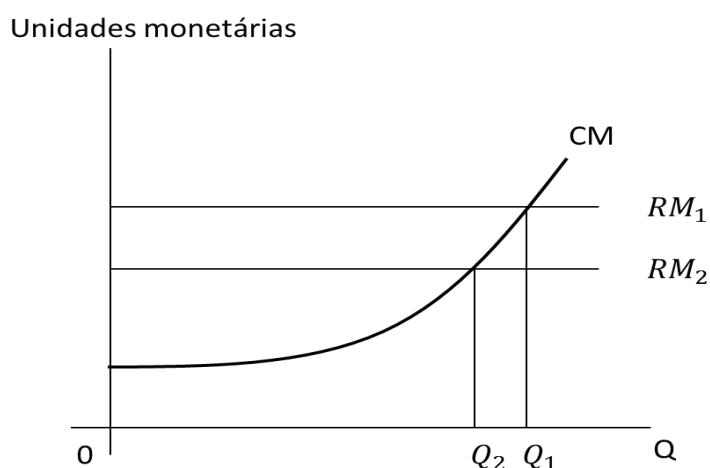
É interessante notar que: mesmo que os investimentos aumentem abruptamente, os ganhos líquidos vão cair, presumivelmente de forma temporária. Entretanto, os ganhos brutos serão sempre positivos na medida que os investimentos sejam positivos, dado que $\Delta E_j = r_j C_j$. Se r_j e C_j são iguais em todos os períodos, ou seja, se $C_j = C_{j+1}$ e $r_j = r$, então os ganhos brutos vão crescer linearmente.

Segundo Mincer (1974) a suposição de que os investimentos são constantes, ou seja, iguais em todos os períodos ($C_j = C_{j+1}$) não é uma simplificação razoável, pois a teoria da alocação ótima do investimento em capital humano exige que a maior parte dos investimentos seja realizada nos primeiros anos de vida. Dessa forma, as atividades educacionais são realizadas em período integral antes do ingresso no mercado de trabalho e passam a ser realizadas em meio período a partir do momento em que o

indivíduo ingressa no mercado de trabalho. Becker (1993) argumenta que esse ciclo de investimentos em educação, onde há um deslocamento das atividades de formação de capital humano para atividades que provêm ganhos monetários ocorre pois: com um horizonte de vida finito, investimentos em educação, que duram períodos de tempo muito longo, produzem retornos sobre um período de tempo muito curto, então os benefícios totais são menores; na medida em que os investimentos em capital humano são rentáveis, o seu adiamento reduz o Valor Presente Líquido (VPL) dos ganhos líquidos. Dessa forma, os investimentos em capital humano nos últimos períodos de vida tem um custo maior, pois há uma renúncia aos ganhos decorrentes desse investimento.

De acordo com Ben-Porath (1967), a principal razão pela qual a maior parte dos investimentos em capital humano são realizados nos primeiros anos de vida é que os indivíduos podem desfrutar dos retornos desses investimentos durante um período maior de tempo. Entretanto, segundo esse mesmo autor, dado que a curva de custo marginal de produzir capital humano é crescente dentro de cada período, os investimentos em capital humano ocorrem em diferentes períodos e sua magnitude é decrescente com o tempo, pois existe uma queda do benefício marginal desses investimentos, como pode ser visto na figura 1.

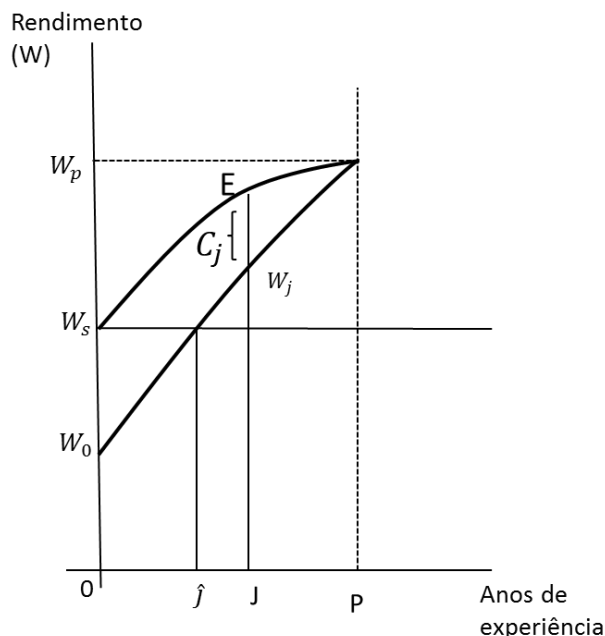
Figura 1. Produção de capital humano.



Fonte: Mincer (1974, p.15)

A figura 2 ilustra a forma dos ganhos brutos, E_j , e dos ganhos líquidos, W_j , durante o período de investimento em capital humano pós-escolar OP.

Figura 2. Perfil dos ganhos.



Fonte: Mincer (1974, p.17)

A capacidade de ganho inicial, w_s , ou seja, a capacidade de ganho no período zero e o rendimento máximo, w_p , são de particular interesse, pois estimativas desses dois valores permitiriam métodos rápidos e simples de estimar as taxas de retorno e a magnitude do custo do investimento em capital humano. Durante os primeiros anos de experiência os ganhos obtidos ao se continuar a investir em educação são menores do que os ganhos que podem ser obtidos depois de s anos de escolaridade sem maiores investimentos em educação, w_s . Mas os ganhos daqueles que continuam a investir cresce e logo excede w_s . Na figura 2 isso acontece no período \hat{j} . O conhecimento do ano em que os rendimentos dos indivíduos que continuam a investir ultrapassa o rendimento daqueles que pararam de investir após s anos de escolaridade, \hat{j} , permite obter o valor de w_s a partir do perfil de rendimentos observados w_j . O valor de \hat{j} representa o primeiro estágio de experiência e o seu valor limite, w_s , pode ser estimado a partir de uma versão modificada da equação 12:

$$(14) \quad w_j = w_s + r \sum_{t=0}^j C_t - C_j = w_s$$

Se o valor de C_j , de $t = 0$ a $t = j$ são iguais, então $r_j C_j = C_j$ e, portanto, $\hat{j} = 1/r$, ou $\hat{j} \leq \frac{1}{r}$ considerando que C_j seja não crescente. Entretanto, para calcular o valor de w_s é necessário saber o valor de r_p , que é a taxa de retorno dos investimentos pós-escolar. Assumindo que essa taxa é igual a taxa de retorno da escolaridade, então, a partir dessas taxas, é possível obter o valor de w_s . Por sua vez, é possível verificar a consistência para a igualdade $r_s = r_p$ através das estimativas de w_s em dois níveis, s_1 e s_2 , dado que:

$$(15) \quad \ln w_{s2} - \ln w_{s1} = r_s (s_2 - s_1)$$

Ao final do período de investimento líquido:

$$(16) \quad w_p = w_s + r_p \sum_{t=0}^p C_t$$

O volume total do custo dos investimentos pós-escolares, $\sum_{t=0}^p C_t$, pode ser estimado, uma vez que r_p e w_s são conhecidos:

$$(17) \quad \sum_{t=0}^p C_t = \frac{w_p - w_s}{r_p}$$

Similarmente, o custo de elevar o nível de escolaridade de s_1 para s_2 é dado por:

$$(18) \quad \sum_{s_1}^{s_2} C_t = \frac{w_{s2} - w_{s1}}{r_s}$$

Essa análise pode ser modificada para uma análise logarítmica. Essa modificação é necessária pois a variação percentual nos ganhos é de maior interesse no estudo da desigualdade de renda. Essa modificação é feita da seguinte forma:

Seja k_j a razão custos de investimento e ganhos brutos, $k_j = \frac{C_j}{E_j}$. Essa razão pode ser vista como a fração de tempo que o trabalhador dedica para melhorar o seu poder de ganho. O custo do investimento no ano j é, portanto:

$$(19) \quad C_j = k_j E_j, \text{ da mesma forma: } C_{j-1} = k_{j-1} E_{j-1}$$

A capacidade de ganho no ano j será dada por:

$$(20) \quad E_j = E_{j-1} + rC_{j-1} = E_{j-1}(1 + rk_{j-1})$$

É possível reescrever a equação (20) da seguinte forma:

$$(21) \quad E_j = E_0 \prod_{t=0}^{j-1} (1 + r_t k_t)$$

Assumindo $k \leq 1$ e r relativamente pequeno, então a equação (21) se torna:

$$(22) \quad \ln E_j = \ln E_0 + \sum_{t=0}^{j-1} r_t k_t$$

Dado que $w_j = E_j(1 - k_j)$, a equação (22) se torna:

$$(23) \quad \ln w_j = \ln E_0 + \sum_{t=0}^{j-1} r_t k_t + \ln(1 - k_j)$$

A suposição de que $k_j = 1$ durante os anos de estudo mostra que a equação (23) pode ser expressa como:

$$(24) \quad \ln w_j = \ln E_0 + r_s S + r_j \sum_{t=0}^{j-1} k_t + \ln(1 - k_j)$$

Se $k_j = \sum_{t=0}^{j-1} k_t$, então a equação (24) pode ser expressa como:

$$(25) \quad \ln E_j = \ln E_0 + r_s S + r_p k_j = \ln w_s + r_p k_j$$

Se $r_s = r_p$ e $h_j = (s + k_j)$, então é possível obter a generalização do modelo de escolaridade:

$$(26) \quad \ln E_j = \ln E_0 + r h_j$$

3.4 APLICAÇÕES EMPÍRICAS DO MODELO DE MINCER.

A partir dos estudos pioneiros de Mincer (1958,1974), muitos trabalhos aplicaram os princípios da equação minceriana para calcular as taxas de retorno para a escolaridade. Psacharopoulos e Patrinos (2004) fazem uma revisão das estimativas sobre os retornos da escolaridade. Segundo esses autores, os estudos aplicados para diversos países mostraram que as taxas de

retorno são decrescentes de acordo com o nível de educação. As taxas de retorno são maiores para o ensino primário e se tornam decrescentes para o ensino secundário e para o ensino superior. Para o caso do Brasil, Psacharopoulos (1987) obteve resultados em que os retornos da educação eram crescentes por nível de escolaridade e a taxa de retorno média da escolaridade para o Brasil é de aproximadamente 15%.

Blom *et al.* (2001) investigam o impacto de mudanças estruturais na força de trabalho sobre os retornos da educação. Os autores utilizaram dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o período de 1982 a 1998 e encontraram resultados que demonstram que o retorno da educação sofreu uma mudança durante o período em estudo. A educação básica sofreu uma queda na taxa média de retorno, enquanto a educação superior apresentou um aumento.

Além desses estudos, existem outros em que o foco principal de análise é o conceito de Taxa Interna de Retorno (TIR). O argumento para a utilização dessa técnica se baseia na ideia de que a TIR é mais adequada para analisar os retornos da educação, enquanto que o coeficiente minceriano (coeficiente p_{si} na equação (5)) deveria ser interpretado como taxa média de retorno para todos os investimentos em escolaridade. Ou seja, o coeficiente minceriano é a taxa de crescimento médio dos ganhos com escolaridade. Segundo Moura (2008), apenas sobre algumas suposições é que o coeficiente minceriano poderia ser interpretado como TIR. Algumas hipóteses citadas pelo autor são: o tempo de vida do trabalho seja igual para todos os indivíduos independente do nível educacional; durante o período de escolarização os agentes não trabalhem; os únicos custos incorridos sejam os rendimentos não auferidos do mercado de trabalho durante o período de escolarização.

Os primeiros estudos para o Brasil que utilizaram essa metodologia foram realizados na década de 1970 por Castro (1970) e Langoni (1974). Castro (1970) analisa questões como o perfil dos salários, os custos da educação e a TIR da educação, utilizando base de dados dos anos 1960. A conclusão do autor é que a TIR da educação é extremamente elevada e que o investimento em educação deveria ser estimulado. Langoni (1974), utilizando

como base de dados o CENSO de 1970 para calcular a TIR do investimento em capital físico e em educação chegou à conclusão de que a TIR do investimento em educação é mais elevada do que a TIR do investimento em capital físico. Sendo assim, justifica-se a alocação dos recursos financeiros para o investimento em educação.

Trabalhos mais recentes para o Brasil, utilizando tal técnica, são os de Holanda-Filho e Pessôa (2008) e Moura (2008). O primeiro atualiza os estudos de Langoni (1974) e de Castro (1970) e utiliza PNAD entre 1980 e 2004, da Pesquisa de Orçamento familiar (POF) e do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa Educacionais Anísio Teixeira (Inep) para a análise da evolução da TIR da educação durante o período em estudo. Além disso, os autores calculam a taxa de retorno da pré-escola e calculam a TIR da educação relevante para a decisão de investimento público em educação frente ao emprego alternativo do recurso público. A conclusão dos autores é que o investimento em educação é extremamente rentável no Brasil, para o período em análise. A menor taxa de retorno ocorre no primeiro ano de estudo e é igual a 9,2%. As demais taxas de retorno estão acima desse patamar, o que indica um grande incentivo ao investimento em educação. No trabalho de Moura (2008) foram estimados ambos os modelos, a TIR e o coeficiente minceriano, com os dados da PNAD de 1992 a 2004. O autor conclui que as estimativas da TIR obtidas no estudo corroboram com a evidência da literatura de que os retornos educacionais são decrescentes para os últimos anos. Apenas a TIR para o nível superior de ensino aponta para um crescimento. Entretanto, o autor não faz maiores considerações sobre a explicação para o aumento da TIR para o ensino superior.

Além disso, é interessante observar os diversos problemas econométricos que devem ser levados em consideração ao se estimar a equação (5). Um deles é que os ganhos individuais dependem das virtudes de cada trabalhador, que é uma medida, em geral, não observável. Essas virtudes ou habilidades dependem de características como criatividade, capacidade de adaptação a mudanças e ambição. Esses elementos estão, de alguma forma, relacionados com variáveis observáveis que são determinantes dos salários, como escolaridade e tipo de ocupação. Ou seja, é de se esperar que

características não observáveis, como habilidade e outras características inatas, que muitas vezes estão correlacionadas com a educação, estejam correlacionadas com os ganhos individuais. Isso é um problema de viés de seleção, que produz estimativas superestimadas do coeficiente p_{si} da equação (5). Basicamente, supondo que existam diferenças entre as habilidades inatas dos indivíduos e que o custo de um ano a mais de educação é menor para os indivíduos mais habilidosos, então haverá problema na estimação da equação (5). A amostra utilizada para a estimação do modelo não será uma representação aleatória da população. Outro problema está relacionado com os erros de medida da educação, o que viesaria para baixo a estimação de p_{si} , na equação (5), pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. (Barbosa-Filho e Pessôa, 2010)

A técnica de estimar os retornos privados da educação de pessoas com diferentes níveis de escolaridade tem sido fortemente analisada pela literatura. Uma forma de lidar com o problema das variáveis não observáveis é incluir variáveis de controle que capturem a correlação entre o regressor de interesse e os componentes aleatórios não observáveis, que mensuram a habilidade. Card (1999) é uma referência sobre o tema. O autor sugere a inclusão de testes de Quociente de Inteligência como Variável Instrumental para, de alguma forma, capturar as características individuais que determinam a habilidade do indivíduo.

Griliches (1977) analisa vários problemas econométricos que surgem ao se estimar o logaritmo dos salários sobre a escolaridade, experiência e outras variáveis. Entretanto, o autor foca principalmente no problema de viés de habilidade e nas possíveis soluções para o problema. A conclusão do trabalho é que quando não se controla pela habilidade dos indivíduos o coeficiente p_{si} fica superestimado em 0,01 unidades.

Além do problema de como capturar as habilidades inatas dos indivíduos, também existe o problema, muito citado na literatura, de viés de seleção amostral. Heckman *et al.* (1979) propõe uma técnica para corrigir os potenciais problemas decorrentes do viés de seleção amostral. Alguns trabalhos que aplicam o método de correção de viés de seleção proposto por

Heckman são: Kassouf (1994), Sachsida *et al.* (2004) e Resende e Wyllie (2006).

Kassouf (1994) fez uso da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição, realizada em 1989 pelo Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição (INAN) com a colaboração do Instituto de Planejamento e Gestão Governamental (IPLAN) e do IBGE, para comparar as estimativas da equação minceriana obtidas pelo tradicional método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com as obtidas pelo método proposto por Heckman. A autora considerou estimativas para homens e mulheres, concluindo que o método MQO produz estimativas dos parâmetros com tendenciosidade positiva, no caso de trabalhadores do sexo masculino e produz estimadores com tendenciosidade negativa para trabalhadores do sexo feminino. Os coeficientes que mensuram o impacto da escolaridade na renda individual dos indivíduos do sexo masculino foram de 0,072, usando o método de estimação com correção de viés de seleção proposto por Heckman (1979) e 0,077, utilizando o método tradicional de estimação da equação de salários. Ou seja, o aumento de um ano na escolaridade média aumenta a renda individual dos homens em 7,2% ou 7,7%, dependendo do método de estimação. Para os indivíduos do sexo feminino foram encontrados um impacto de 0,085, com o método de estimação de Heckman (1979) e 0,07 com o método tradicional de estimação. Sendo assim, para o caso das mulheres, o aumento de um ano na escolaridade tem um impacto positivo de 8,5% ou 7%, na renda individual, dependendo do método de estimação.

Sachsida *et al.* (2004) realizaram um estudo aplicado para o caso do Brasil, utilizando a mesma forma de correção de viés de seleção. Os autores investigaram o retorno da escolaridade para o Brasil, verificando por diferentes procedimentos econométricos se diferentes fontes de viés estariam prejudicando a estimação da equação de Mincer e com isso gerando estimadores viesados. Na análise empírica, foram utilizados dados da PNAD para o período de 1992 a 1999. A variável de interesse, que mede o impacto da escolaridade na renda individual, varia de 0,129 a 0,16, dependendo do método de estimação e do método utilizado para a correção do viés para o retorno da escolaridade. Ou seja, segundo os autores o aumento de um ano na

escolaridade aumenta a renda individual em valores que variam de 12,9% a 16%.

Resende e Wyllie (2006) investigam os retornos da educação para o Brasil, utilizando a base de dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE), que até então não foi explorada em análises sobre o tema. Os autores concluem que os retornos da educação, com a correção proposta por Heckman, são de 12,6% e 15,9% para mulheres e homens, respectivamente.

Entre os estudos recentes realizados especificamente para alguns dos estados brasileiros, utilizando o método de correção de viés proposto por Heckman, se destacam os trabalhos de Rocha e Campos (2006), Sampaio (2007) e Van Zist *et al.* (2010). Rocha e Campos (2006), a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2000 levantado pelo IBGE, analisam a desigualdade de salários no Estado do Paraná. A conclusão dos autores é que o retorno da educação para homens é de 14,74% e de 18,81%, para as mulheres. Sampaio (2007), utilizando microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2004 (PNAD), encontrou um resultado mais baixo para o estado do Paraná, de 4,6%. Van Zist *et al.* (2010) avaliam qual é a taxa de retorno por nível de ensino. Utilizando dados da PNAD referente ao ano de 2005, concluem que o nível superior tem maior taxa de retorno do que os outros níveis de ensino.

Entretanto, a fraqueza dos estudos apresentados é focar principalmente no retorno pecuniário privado da educação e não no retorno social. A possibilidade da existência de externalidades da educação, ou seja, do retorno social ser diferente do retorno privado é o que motiva parte da literatura do crescimento econômico, que será o foco da próxima seção.

4 EDUCAÇÃO EM MODELOS MACROECONÔMICOS.

O estudo do impacto da educação no crescimento econômico tem sido foco de trabalhos empíricos nos últimos anos. Uma questão que motiva esses estudos é que ao se estimar a relação da educação com dados agregados é possível capturar os retornos sociais do capital humano. Tal objeto de pesquisa não tem espaço na literatura microeconômica, pois esta busca mensurar o retorno privado da educação e não o seu retorno social. Como será visto nessa revisão de literatura, a maior parte da literatura macroeconômica que trata do impacto da educação no crescimento econômico emprega medidas de quantidade de escolaridade.

Como visto anteriormente, de acordo com o modelo de Solow, o produto agregado é função do estoque de capital físico, da mão de obra e do progresso tecnológico. Ou seja, capital humano não tem espaço para explicar produto agregado. Entretanto, a literatura tem adotado uma abordagem menos restrita para encontrar evidências do possível impacto positivo do capital humano no produto agregado.

Mankiw, Romer e Weil (1992) estendem o modelo de Solow incluindo a variável capital humano (H) na função de produção:

$$(27) \quad Y(t) = [K(t)]^\alpha [H(t)]^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta}$$

Onde Y é o produto, K o capital, L o trabalho, A um termo que indica o estado da tecnologia e α , β e $1 - \alpha - \beta$ indicam as participações do capital físico, humano e trabalho na renda agregada, respectivamente. O logaritmo natural do produto *per capita* é dado por:

$$(28) \quad \ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = a + gt + \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta) - \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha+\beta} \ln(s_h) + \epsilon$$

Onde n , g e δ são as taxas de crescimento da força de trabalho, da tecnologia e a taxa de depreciação do capital, respectivamente; s_k e s_h são o nível de investimento em capital físico e capital humano.

Como *proxy* para taxa de acumulação de capital humano (s_h) os autores utilizam a porcentagem da população em idade ativa que está no ginásio (do 5º ao 8º ano do ensino fundamental). Os resultados mostram que a correlação entre investimentos em educação e o PIB *per capita* varia entre 0,66 e 0,76, dependendo da amostra utilizada. Os autores concluem que os insumos, especialmente capital humano, podem explicar aproximadamente 80% da variação da renda *per capita* entre os países. Então, os autores concluem que a diferença no padrão de vida dos países pode ser explicada pela acumulação de capital humano.

Klenow e Rodrigues-Clare (1997) criticam o modelo de MRW (1992) ao adicionarem as taxas de matrícula na escola primária, na escola secundária e nas universidades para a construção da variável capital humano. Essa mudança gera uma contribuição reduzida dessa variável para explicar as diferenças nos níveis de renda agregada entre os países.

Barro (1991) analisa o papel do capital humano como elemento determinante das diferentes taxas de crescimento econômico dos países. Utilizando uma amostra de 98 países para o período de 1960 a 1985, o autor conclui que a taxa de crescimento dos países é positivamente relacionada com o nível de capital humano inicial, sendo a taxa de matrícula nas escolas uma *proxy* para capital humano. Os resultados do trabalho indicam que o aumento de 1% na taxa de matrícula dos alunos da escola secundária tem um impacto de 3% na taxa de crescimento do PIB *per capita*.

Ainda sobre o impacto da escolaridade no crescimento da renda agregada, Krueger e Lindahl (2001), utilizam estimativas com dados *cross-section* e encontram resultados que indicam que a educação é positivamente relacionada com o crescimento econômico. Utilizando controles para erros de mensuração da educação, os autores estimam um modelo que relaciona a variação do PIB *per capita*, valores em escala logarítmica, e a variação dos anos médios de escolaridade. Uma das principais conclusões da análise empírica é que uma variação positiva nos anos de escolaridade média tem um impacto na variação do PIB *per capita* de 3,1%, se a variável dependente utilizada é a variação do PIB *per capita* de cinco anos. Se a variável

dependente é a variação do PIB *per capita* durante um período de 10 anos então o impacto da variação da educação passa a ser de 7,5%. Se a variável dependente utilizada é a variação do PIB *per capita* durante um período de 20 anos então o impacto da variação da educação é ainda maior, sendo de 18,4%.

Topel (1999) estimou o impacto do capital humano na renda *per capita* usando painel de dados de 111 países durante o período de 1960 a 1990. As estimativas mostram que os retornos sociais da educação são maiores do que os retornos privados obtidos através dos microdados. O autor encontra evidências de que 1 ano de aumento na escolaridade média para a força de trabalho de determinado país aumenta o produto por trabalhador em valores que variam de 5% a 15%, dependendo do método de estimação utilizado.

Alguns autores encontram um impacto negativo do capital humano nas taxas de crescimento econômico. Benhabib e Spiegel (1994) usaram dados *cross-section* dos EUA para estudar o impacto da variação do capital humano na variação das taxas de crescimento econômico. Os autores calcularam o impacto do logaritmo da mudança nos anos de escolaridade sobre a taxa de crescimento do PIB. As estimativas baseadas numa função de produção do tipo Cobb-Douglas indicaram que a variação do capital humano é negativamente relacionada com as taxas de crescimento do produto *per capita* e em outras especificações o resultado é não significativo. Entretanto, existem algumas justificativas para tais resultados.

Topel (1999) argumenta que os resultados obtidos por Benhabib e Spiegel (1994) são devido à má especificação do modelo. Como visto anteriormente, o trabalho de Ferreira *et al.* (2004) conclui que a variável capital humano deve ser introduzida na função de produção na forma exponencial e não em nível. Ou seja, a forma funcional estimada no trabalho de Benhabib e Spiegel não explica completamente o efeito do aumento da escolaridade no crescimento, devido, dentre outros fatores, à má especificação do modelo.

Como foi comentado anteriormente, outra questão levantada pela literatura é em relação a inadequação da *proxy* utilizada para mensurar a quantidade de capital humano. Ou seja, existem erros de mensuração nas medidas de escolaridade agregada para estimar os retornos agregados da

escolaridade. Krueger e Lindahl (2001) mostram que existem sérios problemas em algumas bases de dados que mensuram a quantidade de capital humano para vários países ao longo do tempo. Os autores argumentam que, devido a erros de medida na primeira diferença entre os dados de educação entre países, existe grande dificuldade da literatura macroeconômica em encontrar uma relação direta entre crescimento econômico e educação.

Woßmann (2003) faz uma revisão da literatura que utiliza o estoque de capital humano nos trabalhos empíricos para mensurar o impacto da educação no crescimento econômico e verifica que a *proxy* utilizada para mensurar a variável capital humano não é corretamente especificada. Segundo o autor, esse problema gera coeficientes viesados. O modelo estimado no trabalho leva em consideração diferenças na qualidade de um ano a mais de educação. Com essa especificação, o autor concluiu que existem grandes diferenças nas medidas de capital humano entre os países e que os erros de medida podem subestimar o verdadeiro impacto da educação no crescimento econômico.

Sianesi e Van Reenen (2003) fazem uma discussão crítica da literatura empírica do impacto da educação no crescimento econômico para o caso da Inglaterra e ilustram os problemas metodológicos dessa mesma literatura. Basicamente, os autores estudam as implicações dos fundamentos teóricos do modelo de crescimento neoclássico, modelo de crescimento de Solow (1956), e do modelo de crescimento endógeno. De acordo com o modelo neoclássico, o aumento de uma unidade na educação média tem impacto no produto *per capita* até que a economia alcance o seu novo estado estacionário enquanto que no modelo de crescimento endógeno, o aumento de uma unidade na educação média teria um impacto permanente na taxa de crescimento do produto *per capita*. Sendo assim, o benefício social da educação seria maior no modelo de crescimento endógeno. A conclusão dos autores é de que o aumento de um ano na educação média tem um impacto de 3% a 6% no produto *per capita*, enquanto que, no modelo de crescimento endógeno o aumento de um ano na educação tem um impacto maior do que aquele obtido no modelo de crescimento neoclássico.

Alguns autores consideram ainda o efeito da qualidade do sistema de ensino no crescimento econômico. Hanushek e Kimko (2000) encontraram um efeito positivo e estatisticamente significativo da qualidade da educação no crescimento econômico, no período de 1960-1990, que é maior do que o efeito da escolaridade. Os resultados sugerem que o aumento de uma unidade no índice de qualidade da educação tem um impacto na taxa de crescimento anual de 1%.

Jamison *et al.* (2007) analisam a importância da qualidade da educação (os autores utilizam como medida de qualidade de educação o desempenho dos estudantes em testes internacionais) na taxa de crescimento econômico. Os autores utilizam a metodologia de dados em painel para o período de 1960-2000 e encontram resultados que indicam que uma variação positiva de uma unidade no índice que mensura a qualidade da educação teria um impacto de 0,87% na taxa de crescimento anual.

No que se refere à literatura com análises empíricas para o Brasil, alguns autores analisam o papel do capital humano na taxa de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros. Lau *et al.* (1993) estimam uma função de produção agregada relacionando o produto agregado de cada estado com o nível de capital, força de trabalho e anos médios de escolaridade da força de trabalho (população economicamente ativa) utilizando dados do tipo *cross-section* para o período de 1970 e 1980. O principal resultado do trabalho indica que um ano adicional de escolaridade média aumenta o produto *per capita* em, aproximadamente, 20%, o que indica que a média dos anos de educação dos trabalhadores brasileiros é de extrema importância para o crescimento da renda *per capita*.

Andrade (1997) atualiza o trabalho de Lau *et al.* (1993) para o período de 1970 a 1995. O autor estima dois modelos baseados no trabalho de Lau *et al.* (1993) e de Benhabib e Spiegel (1994) com o objetivo de mensurar o impacto do capital humano no crescimento econômico do PIB dos Estados brasileiros. O autor estima os modelos com dados *cross-section* utilizando MQO com correção para heterocedasticidade. Como *proxy* para capital humano foi utilizado o valor médio dos anos de estudo da PEA. E o resultado

indica que o coeficiente de correlação entre o PIB *per capita* e o capital humano é de 0,32. Outra conclusão importante do autor é que a especificação neoclássica tem maior poder de explicação do que o modelo de crescimento endógeno sugerido por Benhabib e Spiegel (1994).

Marqueti *et al.* (2002), assim como Benhabib e Spiegel (1994), analisam o papel da educação no processo de desenvolvimento econômico. O autor utiliza como *proxy* para capital humano o número de matrícula do ensino fundamental, médio e superior. Os resultados indicam que o aumento de 1% nas matrículas do ensino fundamental resultará em um aumento de 3,12% no PIB.

Nakabashi e Salvato (2007) analisam o papel do capital humano no crescimento econômico, entretanto a maior contribuição dos autores é incorporar uma mensuração da qualidade do capital humano no modelo empírico para verificar o seu impacto direto na taxa de crescimento da renda *per capita* nos estados brasileiros no período de 1970 a 2000. Os autores utilizaram uma *proxy* para incorporar aspectos quantitativos e qualitativos da variável capital humano. A partir da análise empírica através dos métodos Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos Quadrados Ponderados Iterativos, utilizando um modelo que relaciona o logaritmo da variável capital humano com o logaritmo da renda agregada, os autores concluíram que o impacto da variável capital humano na renda agregada, quando se leva em consideração o índice que mensura a qualidade do capital humano é de 89,5% e de 12,7%, respectivamente.

Outro ponto de extrema importância na literatura é o papel do capital humano na distribuição de renda. Dias e Dias (2007) analisam os aspectos da distribuição de capital humano entre os agentes na taxa de crescimento da produtividade dos estados brasileiros. Os autores utilizam dados em painel, para o período de 1992 a 1996, para a estimação de uma função de produção que considera alguns elementos geradores do crescimento da produtividade no médio e longo prazo, sendo estes: os investimentos em educação, distribuição de renda e nível tecnológico. Espera-se que no médio e longo prazo os investimentos em educação resultam em aumentos de capital humano

e, portanto, gerem aumentos de produtividade. Um dos principais resultados do trabalho é que a taxa de crescimento da produtividade nos estados brasileiros é determinada positivamente pelo aumento na razão do nível educacional dos empregados em relação aos empregadores; por políticas de redistribuição de renda que favoreçam os 40% mais pobres e a classe média e pela tecnologia importada.

Além desses, outros autores utilizam da metodologia de econometria espacial para inferir a respeito dos retornos sociais da educação. Moretti (2003) utiliza dados do CENSO de 1980 e 1990 dos Estados Unidos para verificar a existência de externalidades da educação. A análise é feita comparando os salários dos indivíduos em diferentes cidades com diferentes proporções de indivíduos, na força de trabalho, que concluíram o ensino superior. O autor interpreta as evidências encontradas a favor da existência de externalidades positivas da educação.

No que se refere ao problema de especificação do modelo, é interessante ressaltar o trabalho de Dias *et al.* (2009) e Cangussu *et al.* (2010). Dias *et al.* (2009) consideram a relação não linear entre crescimento econômico e educação (capital humano). As estimativas econométricas indicam que a relação entre as duas variáveis é não-linear, tendo a forma de um U invertido. Além disso, os autores concluem que o nível de educação médio que gera a taxa máxima de crescimento é de 4,5 anos de escolaridade. Sendo assim, os estados que apresentam um nível médio de escolaridade abaixo de 4,5 anos deveriam ter como prioridade políticas educacionais que busquem elevar o nível de educação da sua população.

Cangussu *et al.* (2010) analisam as especificações de Mankiw, Romer e Weil (MRW) e a de Mincer para estudar o impacto do capital humano⁵ no nível de renda dos estados brasileiros no período de 1980-2002. Para o modelo de MRW, as elasticidades estimadas para a educação variam de 0,4% até 1,79%, ou seja, o impacto do aumento de um ano de escolaridade média tem um efeito positivo na renda *per capita* que varia de 0,4% a 1,79%, dependendo do

⁵ Mensurado através dos anos médios de escolaridade da população com 25 anos ou mais (para o modelo de Mincer) ou o logaritmo dessa variável (para o modelo de MRW).

método de estimação. Para o modelo de Mincer as semielasticidades variam de 0,071 a 0,394, ou seja, o aumento de um ano de escolaridade média tem um impacto positivo no PIB *per capita* que varia de 7,1% a 39,4%, dependendo do método de estimação. Além disso, os resultados dos testes econométricos rejeitam a especificação MRW a favor da minceriana.

Para lidar com o problema de especificação do modelo serão considerados os resultados do estudo de Ferreira *et al.* (2004). Os autores examinam as características das funções de produção utilizadas na literatura do crescimento econômico. O resultado mais relevante da análise é a forma pela qual o capital humano deveria entrar na função de produção. A diferença básica entre os modelos mais utilizados nas pesquisas é se capital humano afeta o produto exponencialmente, como no modelo de Mincer (1974), ou se o capital humano afeta o produto em níveis, como no modelo tradicional de Mankiw, Romer e Weil (1992). Os autores concluíram, através do teste Box-Cox, que é mais apropriado especificar o capital humano como uma função exponencial da escolaridade na função de produção Cobb-Douglas.

5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA.

5.1 MÉTODO DE HECKMAN.

Para estimar o impacto do nível educacional na renda individual será utilizado um modelo log-linear, como o apresentado na equação (5). Além disso, será considerado o método de Heckman para a correção do problema de viés de seleção. Para o cálculo do retorno privado da educação será utilizada a base de dados do CENSO 2010. Entretanto, a variável de interesse, *esc*, foi construída de tal forma a considerar faixas de escolaridade. Sendo assim, como pode ser visto na tabela 1, a variável *esc* não mensura o impacto do aumento de um ano de escolaridade na renda individual, como tradicionalmente é feito na literatura sobre o tema. Dessa forma, nesse trabalho, deve-se considerar um impacto do aumento de um nível de escolaridade na renda individual.

Um dos problemas econométricos levantados pela literatura é a presença de viés de seleção amostral. A natureza do viés de seleção, que ocorre quando se estima a equação minceriana por Mínimos Quadrados Ordinários, se deve ao fato de que nesse modelo os indivíduos utilizados na amostra são aqueles que estão empregados. Ou seja, são considerados apenas aqueles indivíduos que possuem rendimentos e não é levado em consideração que os grupos podem adotar regras distintas para entrar no mercado de trabalho. Além disso, os ganhos dos trabalhadores que receberam algum tipo de treinamento não é uma estimativa confiável dos ganhos que os trabalhadores sem treinamento poderiam ter obtido caso tivessem recebido o treinamento; a remuneração dos trabalhadores que entraram no mercado de trabalho não é uma boa estimativa da remuneração dos trabalhadores que não entraram no mercado de trabalho. Portanto, com o modelo minceriano não é possível tirar conclusões sobre a população em estudo. Sendo assim, a não consideração desse fato faz com que as estimativas obtidas por MQO para o modelo minceriano sejam viesadas devido ao problema de viés de seleção amostral.

Assim, segundo Heckman (1979) é necessário levar em consideração a probabilidade de o indivíduo escolher trabalhar ou não. Ou seja, a primeira etapa do método é estimar um modelo Probit para obter a probabilidade do indivíduo entrar no mercado de trabalho, controlando determinadas variáveis explicativas relacionadas a esse indivíduo e assim obter uma variável adicional para cada ponto da amostra, chamada: razão inversa de Mills. Desse modo, ao levar em consideração essa variável, na equação minceriana, é possível corrigir o problema de viés de seleção amostral. Para demonstrar esse problema, suponha que y é uma variável *dummy* que representa a participação na força de trabalho. Essa variável assume o valor 1 se o indivíduo está participando do mercado de trabalho e 0 caso contrário, então:

$$(29) \quad Y_i = \alpha'Z_i + \mu_i$$

Onde Z_i representa um conjunto de variáveis explicativas que determinam a probabilidade do indivíduo participar ou não do mercado de trabalho. Seja w_i o logaritmo do salário do indivíduo i , a equação de salários pode ser determinada como:

$$(30) \quad W_i = \delta'X_i + \varepsilon_i,$$

Onde X_i representa o conjunto de variáveis explicativas e δ' é um vetor de parâmetros. Assim, o viés de seleção amostral pode ser descrito da seguinte forma:

$$(31) \quad E[W_i|X_i, y = 1] = \delta X_i + E[\varepsilon_i|\mu_i > -\alpha Z_i]$$

Dado que:

$$(32) \quad E[\varepsilon_i|\mu_i > -\alpha Z_i] = \frac{cov(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} * \lambda$$

Onde: $\lambda = \frac{\theta(\alpha Z_i)}{\phi(\alpha Z_i)}$, θ é a função de densidade de probabilidade para uma distribuição normal e ϕ é a função de distribuição acumulada. A razão λ é conhecida na literatura estatística como razão inversa de Mills. Heckman (1974) verificou que é possível obter λ ao estimar a equação de seleção. Ao incluir λ como uma variável explicativa na equação minceriana é possível obter estimativas consistentes de δ .

Sendo, $\frac{cov(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} = v$, temos que:

$$(33) \quad E[\varepsilon_i | \mu_i > -\alpha Z_i] = v * \lambda$$

Substituindo a equação (33) na equação (31), temos:

$$(34) \quad E[W_i | X_i, y = 1] = \delta X_i + v * \lambda$$

$$(35) \quad W_i = \delta' X_i + v * \lambda$$

Assim, os salários dependem das características pessoais dos agentes (X_i) e da razão inversa de Mills que determina as características comportamentais dos agentes no que se refere à sua decisão de trabalhar.

Além disso, para a detecção da multicolinearidade foi utilizado o Fator de Inflação da Variância (VIF). Para testar a hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos foi utilizado o teste de Breusch-Pagan. O método de erros padrões robustos de White foi utilizado para lidar com o problema de heterocedasticidade.

5.2 MODELO MINCERIANO.

Como mencionado anteriormente, o objetivo desse trabalho é verificar a magnitude do retorno privado em relação ao retorno social, como forma de buscar evidências empíricas que justifiquem o argumento de que o setor público deve ser o provedor dos investimentos em educação ou que justifiquem o argumento de que estes devem ser de inteira responsabilidade do setor privado. Sendo assim, caso o retorno social da educação seja maior do que o seu retorno privado, então evidencia-se que existem externalidades positivas da educação, o que está de acordo com os autores da literatura do crescimento econômico; caso o retorno social seja menor do que o retorno privado, então evidencia-se que existem externalidades negativas da educação e que os benefícios sociais de se concluir uma faixa a mais de escolaridade são apropriados pelos agentes portadores de diploma, como salientado pelos teóricos dos modelos de sinalização.

Entretanto, para tornar os coeficientes que mensuram os retornos privado e social da educação é necessário utilizar a mesma base de dados para a construção da variável de interesse, que mensura os anos de educação. Nesse caso, o CENSO 2010. Na estimação do retorno privado a variável *esc* foi construída da forma apresentada na tabela 1. Para a estimação do retorno social da educação será utilizado o valor médio da mesma variável *esc*, utilizada na mensuração do retorno privado, por municípios. Sendo assim, será utilizada uma amostra de 5570 observações.

A variável capital humano pode ser inserida na função de produção de acordo com o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992), onde esta variável se relaciona com o produto *per capita* de maneira linear. Também é possível que a renda agregada seja uma função exponencial do capital humano, como no modelo minceriano. Nessa especificação, a variável capital humano ou o nível de habilidade do trabalhador é determinado pelo nível de escolaridade. Segundo Ferreira *et al.* (2004), a função de produção é determinada da seguinte forma:

$$(36) \quad Y = AF(K, L, H)$$

Assume-se que o trabalhador com h anos de escolaridade tem $\exp(\phi h)$ maior do que um trabalhador sem qualquer instrução. Assim, seja a função de produção:

$$(37) \quad Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} (\exp(\phi h_{it}) L_{it})^{\beta}$$

Onde Y é o produto agregado; A é o termo que representa a tecnologia; K é o capital; H é o nível de capital humano (aqui definido como anos de escolaridade); L representa a mão de obra. Segundo Ferreira *et al.* (2004), o termo $\exp(\phi h_{it})$ representa a porcentagem de aumento na renda decorrente de um ano adicional de escolaridade.

Definindo a equação (37) em unidades por trabalhador é possível chegar à seguinte equação, que será o modelo utilizado para estimação dos retornos sociais da educação através de dados *cross-section*:

$$(38) \quad \ln y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \phi h + (\beta - 1) \ln L$$

De acordo com as equações (38) e (39), é possível verificar que a interpretação dos modelos que mensuram os retornos social e privado é praticamente a mesma. O modelo que mensura o retorno privado da educação diz o quanto um aumento de uma faixa de escolaridade influencia na renda individual. O modelo que mensura o retorno social diz o quanto um aumento de um ano na escolaridade média influencia na renda agregada. Sendo assim, é possível fazer uma comparação direta de ambos os modelos.

Além disso, como será feito na estimação *micromincer*, para a detecção da multicolinearidade, na estimação da *macromincer*, foi utilizado o Fator de Inflação da Variância (VIF). Para testar a hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos foi utilizado o teste de Breusch-Pagan. O método de erros padrões robustos de EHITE foi utilizado para lidar com o problema de heterocedasticidade.

5.3 REGRESSÃO QUANTÍLICA.

O modelo de regressão quantílica especifica o quantil condicional como uma função linear das covariáveis. Ou seja, para o quantil θ , o modelo pode ser escrito como:

$$(39) \quad y_i = x'_i \beta_\theta + \mu_{\theta i}, \quad \text{Quant}_\theta(y_i | x_i) = x'_i \beta_\theta \quad \theta \in (0,1)$$

onde $\text{Quant}_\theta(y_i | x_i) = x'_i \beta_\theta$ denota o quantil de y_i , condicional ao vetor de regressores x'_i . A distribuição do termo de erro não é especificada.

Entretanto, é necessário assumir que $\mu_{\theta i}$ satisfaz a restrição quantílica $\text{Quant}_\theta(\mu_{\theta i} | x_i) = 0$. A θ regressão quantílica ($0 < \theta < 1$) de y é a solução da minimização da soma dos desvios absolutos dos resíduos:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x'_i \beta_\theta} \theta |y_i - x'_i \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < x'_i \beta_\theta} (1 - \theta) |y_i - x'_i \beta_\theta| \right\}$$

Uma vantagem do método de regressão quantílica é que os estimadores podem ser consistentes sobre fracas suposições estocásticas.

Esse método de estimação será utilizado para evidenciar a discrepância, crescente de acordo com os percentis de renda dos municípios, entre o retorno social e privado da educação.

6 ANÁLISE EMPÍRICA

6.1 MICROMINCER

A base de dados utilizada para estimar o impacto de diferentes níveis de escolaridade na renda individual foi o CENSO 2010 (Censo Demográfico 2010), realizado pelo IBGE. Essa pesquisa tem como objetivo divulgar as características sócio-econômicas da população brasileira bem como de seus domicílios.

A construção da amostra utilizada para a estimação da equação de Mincer seguiu alguns dos procedimentos utilizados por Sachida *et al.* (2004). Foram excluídas da base de dados observações que não possuísse uma ou mais informações sobre as variáveis independentes⁶; foram excluídas observações que possuíssem um salário extremamente alto que possa viesar os resultados, ou seja, nesse quesito foram considerados apenas as observações que possuíssem um salário por hora entre R\$1,00 e R\$500,00⁷; foram considerados apenas os indivíduos que estivesse trabalhando; a amostra é composta por indivíduos que fazem parte da População Economicamente Ativa. A partir da construção da amostra foram obtidas algumas estatísticas descritivas sobre as características da população brasileira.

A tabela 1 apresenta as variáveis descritivas da amostra. É possível verificar que 89% dos indivíduos que compõem a amostra residem em área urbana e 11% residem em área rural. Além disso, 7% dos indivíduos da amostra residem na região centro-oeste; 37% residem na região sudeste; 30% na região nordeste; 8% na região norte e 17% na região sul. 49% são do sexo masculino e 51% são do sexo feminino. Quanto à relação de convivência entre cada pessoa e o responsável pelo domicílio, tem-se que 44% se declararam chefes do domicílio, ou seja, são reconhecidos pelos moradores do domicílio como o responsável pela unidade domiciliar; 25% são cônjuges, ou seja, estes vivem conjugalmente com a pessoa responsável pela unidade domiciliar,

⁶ Esse procedimento foi adotado por Soares e Gonzaga (1999) e Heckman *et al.* (2000).

⁷ Procedimento similar foi utilizado por Heckman *et al.* (2000). O autor incluiu na amostra apenas indivíduos que possuem salário por hora entre U\$1,00 e U\$100,00.

existindo ou não vínculo matrimonial; 21% são filhos legítimos, seja consanguíneo(a) ou adotivo(a), ou de criação da pessoa responsável ou do cônjuge; 10% têm outra relação de parentesco com o responsável pelo domicílio.

Tabela 1. Estatísticas Descritivas.

variável	descrição	média	desvio-padrão
<i>urbano</i>	1 se o indivíduo reside em área urbana 0 caso contrário	0,89	0,32
<i>regcentrooeste</i>	1 se o indivíduo reside na região centro-oeste do país e 0 caso contrário	0,07	0,26
<i>regsudeste</i>	1 se o indivíduo reside na região sudeste do país e 0 caso contrário	0,37	0,48
<i>regnordeste</i>	1 se o indivíduo reside na região nordestes do país e 0 caso contrário	0,30	0,46
<i>regnorte</i>	1 se o indivíduo reside na região norte do país e 0 caso contrário	0,08	0,27
<i>regsul</i>	1 se o indivíduo reside na região sul do país e 0 caso contrário	0,17	0,38
<i>fem</i>	1 se o indivíduo é do sexo feminino e 0 caso contrário	0,51	0,50
<i>chefe</i>	1 se o indivíduo for chefe de família e 0 caso contrário	0,44	0,50
<i>cônjuge</i>	1 se o indivíduo for cônjuge e 0 caso contrário	0,25	0,43
<i>filho(a)</i>	1 se o indivíduo é filho(a) no domicílio e 0 caso contrário	0,21	0,41
<i>outro(a)</i>	1 se o indivíduo possuir outra relação de parentesco no domicílio e 0 caso contrário	0,10	0,30
<i>Idade</i>	Idade do indivíduo	36,08	12,01
<i>n_branco</i>	1 se o indivíduo é negro, pardo, amarelo ou indígena e 0 caso contrário	0,49	0,50
<i>branco</i>	1 se o indivíduo é branco e 0 caso contrário	0,51	0,50
<i>exp</i>	Descreve os anos de experiência do indivíduo	21,26	20,92

<i>esc</i>	Essa variável assume o valor 9 se o indivíduo concluiu o ensino fundamental; 12 se o indivíduo concluiu o ensino médio; 16 se o indivíduo concluiu o ensino superior; 18 se o indivíduo concluiu o mestrado e 22 se o indivíduo concluiu o curso de doutorado.	4,27	5,73
<i>Qualidadeeduc</i>	Descreve a qualidade do ensino básico no Brasil.	4,38	0,82
<i>rendimento_hora</i>	rendimento por hora	33,53	46,50
<i>ln(rendimento_hora)</i>	logarítmo do salário por hora	3,034	0,93
<i>ativprimário</i>	1 se o indivíduo trabalha na agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e agricultura e 0 caso contrário.	0,16	0,37
<i>ativindustriaextrativa</i>	1 se o indivíduo trabalha na indústria extrativa e 0 caso contrário.	0,0061	0,078
<i>ativindustriatransformação</i>	1 se o indivíduo trabalha na indústria de transformação e 0 caso contrário.	0,14	0,35
<i>ativeletricidadee gas</i>	1 se o indivíduo trabalha na indústria de eletricidade e gás e 0 caso contrário.	0,0028	0,053
<i>ativaguaesgoto descontaminação</i>	1 se o indivíduo trabalha na indústria de fornecimento de água ,tratamento de esgoto e 0 caso contrário.	0,0075	0,086
<i>ativconstrução</i>	1 se o indivíduo trabalha na área de construção 0 caso contrário	0,086	0,28
<i>ativcomercioep aroveculos</i>	1 se o indivíduo trabalha no comércio, com reparo de veículos automotores e motocicletas e 0 caso contrário	0,14	0,35
<i>ativtransportear mazemcorreio</i>	1 se o indivíduo trabalha na área de transporte, armazenagem ou no correio e 0 caso contrário	0,046	0,21
<i>ativalojamentoal imentação</i>	1 se o indivíduo trabalha na área de alojamento e alimentação e 0 caso contrário	0,036	0,19
<i>ativinformaçãocomunicação</i>	1 se o indivíduo trabalha na área de comunicação e informação e 0 caso contrário	0,011	0,10
<i>ativfinanceirass egurosserviços</i>	1 se o indivíduo trabalha com atividades financeiras, de seguros e serviços e 0 caso contrário	0,012	0,11
<i>ativimobiliarias</i>	1 se o indivíduo trabalha no setor imobiliário 0 caso contrário	0,0038	0,061

<i>ativprofcientificatecnicas</i>	1 se o indivíduo trabalha na área científica e técnica e 0 caso contrário	0,025	0,16
<i>ativadminserviç oscomplementares</i>	1 se o indivíduo trabalha com atividades administrativas e serviços complementares e 0 caso contrário	0,032	0,18
<i>ativadminpublic adefesasegsoci al</i>	1 se o indivíduo trabalha na administração pública, na área de defesa, na seguridade social e 0 caso contrário	0,068	0,25
<i>ativeducação</i>	1 se o indivíduo trabalha na área de educação 0 caso contrário	0,068	0,25
<i>ativsaudehumana serviçosocial</i>	1 se o indivíduo trabalha na área de saúde humana, serviços sociais e 0 caso contrário	0,039	0,19
<i>ativartescultura esporte recreação</i>	1 se o indivíduo trabalha com arte, atividades culturais, esporte, recreação e 0 caso contrário	0,008	0,089
<i>ativoutrasativida desdeserviços</i>	1 se o indivíduo trabalha com outras atividades de serviços e 0 caso contrário	0,10	0,30
<i>ativserviçosdom esticos</i>	1 se o indivíduo trabalha com serviços domésticos e 0 caso contrário	0,076	0,27
<i>ativorganismosi nternacionais</i>	1 se o indivíduo trabalha em organismos internacionais, outras instituições extraterritoriais e 0 caso contrário	0,000035	0,0059

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do software STATA 11.2

A idade média dos indivíduos que compõem a amostra é de 36 anos. No que se refere à diversidade cultural, 51% são pessoas que se autodeclararam brancos e 49% se autodeclararam negros, pardos, amarelos ou indígenas. O valor médio do anos de experiência no mercado de trabalho, definido como: Idade menos anos de escolaridade menos 6, é de aproximadamente 21 anos.

Sobre o perfil sócioeconômico, é possível verificar que a escolaridade média dos indivíduos que pertencem a amostra é de 4,27 anos de estudo. Além disso, o rendimento médio por hora trabalhada é de R\$33,53. Além disso, 16% dos indivíduos trabalham no setor primário da economia; 0,61% trabalham na indústria de extração de minerais; 14% na indústria de transformação;

0,28% trabalham na geração, distribuição de energia elétrica e gás; 0,75% trabalham com a captação, tratamento de água e esgoto; 8,6% na área de construção; 14% trabalham no comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas; 4,6% trabalham com transporte, armazenamento e correio; 3,6% trabalham no setor de alojamento e de alimentação; 1,1% trabalham na área de informação e comunicação; 1,2% trabalham com atividades financeiras e seguros; 0,38% trabalham com atividades imobiliárias; 2,5% trabalham com atividades profissionais, científicas e técnicas, tais como: atividades jurídicas, consultoria, arquitetura e engenharia; 3,2% trabalham com atividades administrativas e serviços complementares, tais como: serviços de escritório, apoio administrativo e segurança; 6,8% trabalham na administração pública, serviços de defesa, e seguridade social; 6,8% trabalham com atividades educacionais; 3,9% trabalham com saúde humana e serviços sociais; 0,8% trabalham com atividades culturais, artísticas e de recreação; 10% trabalham com outras atividades de serviços, tais como: reparação e manutenção de computadores, lavanderias, cabeleireiros; 7,6% trabalham com serviços domésticos; 0,0035% trabalham em organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais. Esses dados mostram a importância do comércio e da indústria de transformação para a economia do país, sendo estes setores de atividade econômica os principais responsáveis pelo nível de emprego.

Tabela 2. Distribuição de frequência da variável esc.

esc	Porcentagem da amostra	Valores acumulados
0	39,9	39,9
9	128,2	58,1
12	30,48	88,57
16	10,86	99,43
18	0,42	99,84
22	0,16	100
total	100	

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software STATA 11.2*

Como pode ser visto na distribuição de frequência apresentada na tabela 2, grande parte dos indivíduos da amostra estudou até o ensino médio, representando 30,48% da amostra. Outros 18,2% concluíram o ensino fundamental e 39,9% da amostra não concluiu o ensino fundamental. A percentagem dos indivíduos que concluíram o ensino superior é de 10,86%. Os indivíduos que concluíram o curso de mestrado e doutorado ainda não chega a 1% da população, sendo esses valores iguais a 0,42% e 0,16%, respectivamente.

O procedimento de Heckman foi utilizado para estimar a equação de Mincer. Primeiro foi estimado um modelo Probit para uma amostra de 15.260.278 observações. A variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo trabalha e 0 caso contrário. Os resultados do modelo podem ser vistos na tabela 3. As variáveis utilizadas como determinantes da decisão do indivíduo de ingressar no mercado de trabalho são: (*esc*) nível de escolaridade; (*exp*) experiência no mercado de trabalho; variáveis *dummies* para: cor de pele (*branco*), relação de convivência entre cada pessoa e o responsável pelo domicílio (*chefe, cônjuge, filho (a), outro (a)*), local de residência do indivíduo (*urbano*), local de residência do indivíduo (*norte, nordeste, sul, sudeste*), rendimento que não seja do trabalho principal.

Os resultados do modelo Probit são apresentados na tabela 3. O teste da razão de verossimilhança, que avalia se todos os coeficientes da equação do modelo Probit são iguais a zero, é altamente significativo e igual a -5659752.6. Além disso, os coeficientes apresentados na tabela 3 possuem os resultados esperados. A variável *esc* apresenta um sinal positivo, o que indica que quanto maior a escolaridade do indivíduo, maior a probabilidade de ingressar no mercado de trabalho, sendo esta igual a 7,7% maior para cada nível de escolaridade obtido. A variável *exp* também é positiva e significativa, o que indica que quanto maior a experiência de trabalho maior a probabilidade de conseguir um emprego, sendo esta probabilidade igual a 0,45% maior para cada ano a mais de experiência.

Tabela 3. Modelo de seleção de Heckman.

Variáveis	Coeficientes	Desvio-Padrão	Z	P> z	Intervalo de Confiança de 95%	
<i>constante</i>	-0,95	0,0018	-528,07	0,000	-0,94993	-0,94290
<i>esc</i>	0,077	0,000065	1184,27	0,000	0,07695	0,07720
<i>exp</i>	0,0045	0,000023	194,10	0,000	0,00444	0,00453
<i>norte</i>	-0,21	0,0017	-121,06	0,000	-0,21143	-0,20469
<i>nordeste</i>	-0,23	0,0014	-166,80	0,000	-0,23222	-0,22683
<i>sudeste</i>	-0,041	0,0013	-30,38	0,000	-0,04321	-0,03797
<i>sul</i>	0,15	0,0015	99,67	0,000	0,14420	0,14999
<i>urbano</i>	0,11	0,0008	134,08	0,000	0,10942	0,11266
<i>chefe</i>	0,86	0,0012	726,44	0,000	0,85331	0,85793
<i>conj</i>	0,58	0,0012	477,64	0,000	0,57792	0,58268
<i>filho</i>	-0,22	0,0011	-194,53	0,000	-0,21836	-0,21400
<i>branco</i>	-0,035	0,00072	-49,25	0,000	-0,03682	-0,03400
<i>masc</i>	0,53	0,00071	745,33	0,000	0,53096	0,53376
<i>outrosrendimentos</i>	-1,07	0,00079	-1365,55	0,000	-1,07569	-1,07260

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

O sinal positivo da variável urbano indica que as oportunidades de trabalho no meio urbano são maiores do que no meio rural, sendo 11% maior a probabilidade de ingressar no mercado de trabalho no meio urbano do que no meio rural. O chefe do domicílio tem maior probabilidade de trabalhar fora de casa do que os filhos(as). Aqueles indivíduos que se autodeclararam brancos têm maior probabilidade de trabalhar do que aqueles que se autodeclararam negros, pardos, amarelo ou indígena.

Além disso, as variáveis que indicam a região de residência mostram que os indivíduos que residem na região norte, nordeste e sudeste têm menor probabilidade de ingressar no mercado de trabalho do que aqueles residentes na região centro-oeste. E aqueles que residem na região sul tem maior probabilidade de estarem empregados.

Com base na equação de seleção de Heckman foi calculada uma nova variável chamada: razão inversa de Mills (*mills*). Essa variável foi utilizada na equação de Mincer como variável explicativa do modelo. Além disso, a variável é estatisticamente significativa, o que indica a existência do viés de seleção amostral. A variável dependente é o logaritmo do rendimento/hora mensal dos

indivíduos empregados no mercado de trabalho e os resultados do modelo são apresentados na tabela 4. Especificamente, as variáveis independentes utilizadas foram: *esc*, *exp*, *exp2*, *masc*, *branco*, *urbano*, *mills*, *qualidadeeduc*, *ativindustriaextrativa*, *ativindustriatransformação*, *ativeletricidadeegas*, *ativaguaesgotodescontaminação*, *ativoconstrução*, *ativcomercioreparoveiculos*, *ativtransportearmazemagemcorreio*, *ativalojamentoalimentação*, *ativinformaçãocomunicação*, *ativfinanceirassegurosserviços*, *ativimobiliarias*, *ativprofcientificastecnicas*, *ativadminserviçoscomplementares*, *ativadminpublicadefesasesocial*, *ativeducação*, *ativsaudehumanaserviçosocial*, *ativartesculturaesporterecreação*, *ativoutrasatividadesdeserviços*, *ativserviçosdomésticos*, *ativorganismosinternacionais*.

Tabela 4. Resultados do retorno privado da educação usando o procedimento de Heckman.

Variáveis	Coeficientes	desvio-padrão	t	P> t	Intervalo de Confiança de 95%	
<i>esc</i>	0,058	0,000080	726,67	0,000	0,05816	0,05848
<i>qualidadeeduc</i>	0,12	0,00042	272,57	0,000	0,11446	0,11612
<i>exp</i>	0,030	0,000068	445,29	0,000	0,02993	0,03020
<i>exp2</i>	-0,00027	0,0000011	-247,45	0,000	-0,00027	-0,00027
<i>masc</i>	0,19	0,00078	249,47	0,000	0,19193	0,19497
<i>branco</i>	0,17	0,00062	269,34	0,000	0,16554	0,16796
<i>urbano</i>	0,16	0,00093	167,59	0,000	0,15483	0,15849
<i>mills</i>	-0,13	0,00097	-133,68	0,000	-0,13117	-0,12738
<i>ativindustriaextrativa</i>	0,53	0,0038	137,84	0,000	0,52046	0,53548
<i>ativindustriatransformação</i>	0,27	0,0012	225,92	0,000	0,26889	0,27360

<i>ativedeenergias</i>	0,62	0,0056	109,62	0,000	0,60600	0,62807
<i>ativaguasgotodescontaminação</i>	0,18	0,0034	51,99	0,000	0,17258	0,18610
<i>ativconstrução</i>	0,26	0,0013	191,36	0,000	0,25258	0,25781
<i>ativcomercioereparoveiculos</i>	0,28	0,0012	225,74	0,000	0,27392	0,27872
<i>ativtransporteemarmazemcorreio</i>	0,36	0,0016	218,51	0,000	0,35583	0,36227
<i>ativalojamentoalimentação</i>	0,18	0,0018	100,20	0,000	0,17612	0,18314
<i>ativinformaçãocomunicação</i>	0,62	0,0030	209,39	0,000	0,61841	0,63009
<i>ativfinanceirassegurosseerviços</i>	0,81	0,0029	281,21	0,000	0,80886	0,82021
<i>ativimobiliarias</i>	0,59	0,0049	120,92	0,000	0,57821	0,59727
<i>ativprofissionaiscientificastecnicas</i>	0,71	0,0021	336,60	0,000	0,70899	0,71729
<i>ativadministrativoscomplementares</i>	0,29	0,0019	154,55	0,000	0,28715	0,29452

<i>ativadminp ublicadefe sasegsoci al</i>	0,57	0,0015	382,81	0,000	0,56917	0,57503
<i>ativeducaç ão</i>	0,54	0,0016	344,51	0,000	0,53455	0,54067
<i>ativsaudeh umanaser viçosocial</i>	0,52	0,0018	286,76	0,000	0,51968	0,52684
<i>ativartescu lturaesport erecreaçã o</i>	0,51	0,0034	150,17	0,000	0,50361	0,51693
<i>ativoutras atividades deserviços</i>	0,26	0,0020	129,08	0,000	0,25704	0,26497
<i>ativserviço sdomestic os</i>	-0,23	0,0021	-111,73	0,000	-0,23601	-0,22788
<i>ativorganis mosintern acionais</i>	0,73	0,050	14,71	0,000	0,63499	0,83024
<i>_cons</i>	0,98	0,0029	341,20	0,000	0,97560	0,98688

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

Os resultados obtidos do coeficiente que mede a correlação da escolaridade com a variável dependente é positivo e significativo, o que indica que a escolaridade tem um impacto positivo no rendimento-hora do indivíduo. O valor do coeficiente encontrado é apresentado na tabela 5 e é de, aproximadamente, 6%. Ou seja, é possível inferir que o aumento de uma faixa de escolaridade aumenta a renda do indivíduo em 6%.

É interessante observar que o resultado aqui encontrado está de acordo com os resultados encontrados pela literatura apresentada na subseção 3.4. As

evidências empíricas da literatura mostram que o impacto da escolaridade na renda individual varia de 4,6% até 18,8%, dependendo da base de dados e do método de estimação utilizados. Por exemplo, no estudo realizado por Kassouf (1994) um aumento de um ano na escolaridade tem um impacto na renda individual que varia de 7,2% a 8,5%, dependendo do método e da amostra utilizados. Sachsida *et al.* (2004), utilizando dados da PNAD para o período de 1992 a 1999, encontraram evidências que indicam que o aumento de um ano na escolaridade aumenta renda individual em valores que varia de 12,9% a 16%, dependendo do método de estimação utilizado para a correção de diferentes fontes de viés. Adicionalmente, Resende e Wyllie (2006), utilizando a base de dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE), concluíram que os retornos da educação, com a correção proposta por Heckman, são de 12,6% e 15,9% para mulheres e homens, respectivamente.

Trabalhos aplicados ao caso brasileiro encontraram evidências empíricas que variam de 0,046 até 0,19. Rocha e Campos (2006), a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2000 levantado pelo IBGE, analisam a desigualdade de salários no Estado do Paraná. A conclusão dos autores é que o retorno da educação para homens é de 14,74% e de 18,81%, para as mulheres. Sampaio (2007), utilizando microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), encontrou um resultado mais baixo para o estado do Paraná, de 4,6%.

De acordo com o modelo original de Mincer, foi inserida no modelo uma variável para capturar o efeito da experiência no mercado de trabalho sobre o *rendimento_hora*. Como previsto pela literatura existe uma relação parabólica entre as duas variáveis. Um ano a mais de experiência aumenta o rendimento em 3%. Entretanto, existe um limite em que a variável *rendimento_hora* passa a ser negativa. Essa relação é evidenciada pelo sinal positivo da variável *exp* e pelo sinal negativo da variável *exp2*. Foi inserida também uma variável que captura o efeito da qualidade da educação no rendimento individual. O coeficiente é positivo e significativo, sendo este igual a 0,12. Ou seja, o aumento do índice que mensura a qualidade da educação em 1 unidade tem um impacto de 12% no rendimento individual.

Além disso, o modelo apresenta resultados que evidenciam a discriminação sexual e racial existente no mercado de trabalho. De acordo com os resultados, o *rendimento_hora* dos homens é 19% maior do que o rendimento das mulheres e os brancos têm um rendimento hora que é 17% maior do que os indivíduos de outras origens, tais como: negros, pardos, indígenas e amarelo. Os que residem em área urbana têm um rendimento hora que é 16% maior do que aqueles que residem em área rural.

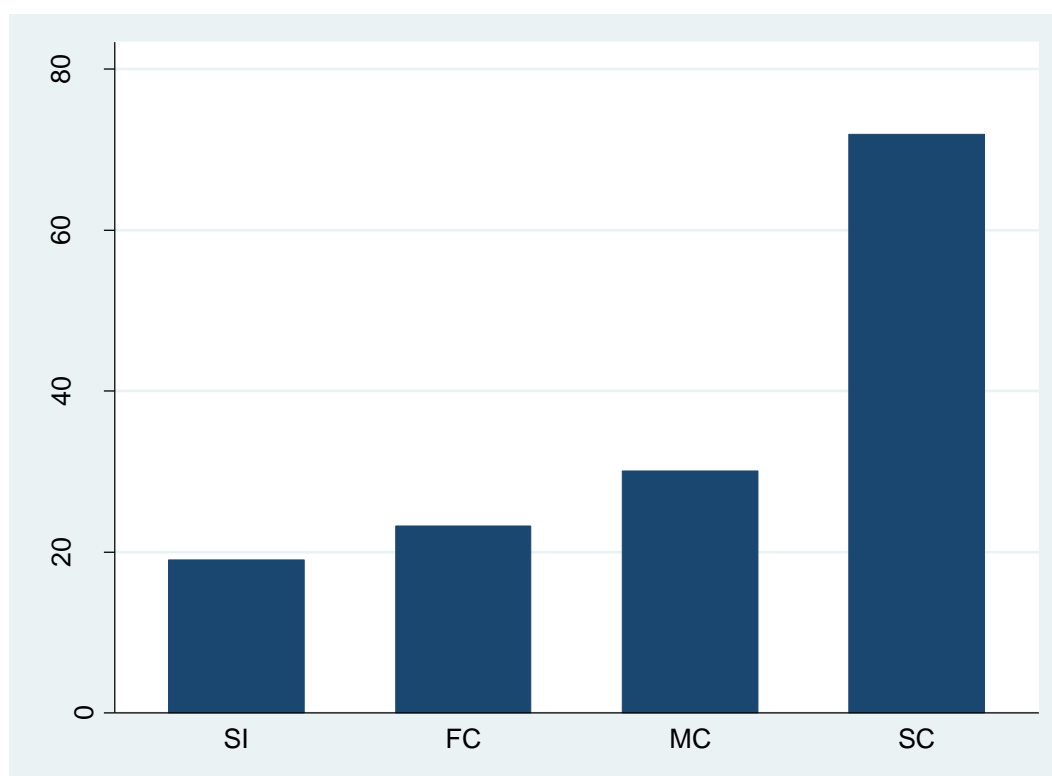
Além disso, foram utilizadas variáveis *dummies* que mensuram a correlação entre setores de atividade econômica no rendimento individual. As variáveis apresentaram o sinal esperado e foram estatisticamente significante. A variável *ativfinanceirasseguroserviços* é a que tem maior impacto no rendimento individual. Os indivíduo que trabalham nesse setor ganham, em média, 81% a mais do que aqueles que trabalham no setor primário da economia. A segunda variável que tem maior índice de correção com a variável dependente é *ativorganismosinternacionais*. Aqueles que trabalham nesse setor ganham, em média, 73% a mais do que aqueles que trabalham no setor primário da economia.

É interessante ressaltar a importância de cada nível de educação para o rendimento individual. Monteiro *et al.* (2009) analisam o retorno privado da educação por níveis de escolaridade. A autora utiliza dados da PNAD e verifica que existem retornos crescentes de escala na educação, entre os anos de 2003 e 2007. A conclusão do trabalho é que, a nível Brasil, os retornos crescentes ocorrem a partir de 4 anos de estudo formal. A presença de retornos crescentes para a educação pode ser verificada na figura 3, que foi elaborada a partir dos dados do CENSO 2010.

Nessa figura, é possível verificar a discrepância entre o valor médio do rendimento por hora trabalhada de acordo com diferentes níveis de educação. Os níveis de educação foram divididos da seguinte forma: *SI* – indica o rendimento médio dos indivíduos sem instrução; *FC* – indica o rendimento médio dos indivíduos com ensino fundamental completo; *MC* – indica o rendimento médio dos indivíduos com ensino médio completo; *SC* – indica o rendimento médio dos indivíduos com ensino superior completo. É possível ver

que existe uma discrepância muito grande entre aqueles indivíduos que possuem o ensino superior completo e aqueles indivíduos com menor grau de escolaridade. Algumas estatísticas descritivas sobre o perfil do rendimento por hora trabalhada são apresentadas na tabela 5. Essa separação da educação em diferentes faixas é importante, pois torna possível analisar diferentes retornos salariais dos trabalhadores com diferentes níveis de educação formal. Além disso, é possível verificar no apêndice 1 a distribuição do rendimento por hora trabalhada.

Figura 3. Média do rendimento por hora de trabalho segundo níveis de educação.



Fonte: Elaboração própria. Figura elaborada a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

Tabela 5. Estatísticas descritivas do rendimento por hora trabalhada segundo níveis de instrução.

variável	descrição	média	desvio-padrão
SC	1 se o indivíduo tem ensino superior completo e 0 caso contrário	71,87	70,86

<i>MC</i>	1 se o indivíduo tem ensino médio completo e 0 caso contrário	30,08	36,41
<i>FC</i>	1 se o indivíduo tem ensino fundamental completo e 0 caso contrário	23,27	30,15
<i>SI</i>	1 se o indivíduo não tem instrução e 0 caso contrário.	19,02	26,05

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

Os resultados do teste de multicolinearidade e de heterocedasticidade são apresentados nas tabelas 6 e 7, respectivamente. Na presença de multicolinearidade é possível que os testes *t-Student* sejam insignificantes, ainda que as variáveis sejam relevantes. Isso ocorre porque a variância dos coeficientes das variáveis explicativas aumenta na presença de multicolinearidade. Com relação as propriedades dos estimadores de MQO, mesmo na presença de multicolinearidade, estas são mantidas, isto é, continuam não viesados, eficientes e consistentes.

Tabela 6. Teste de Multicolinearidade.

Variáveis	VIF	1/VIF
<i>esc</i>	2,87	0,348701
<i>qualidadeeduc</i>	1,15	0,867707
<i>exp</i>	13,03	0,076759
<i>exp2</i>	11,63	0,085954
<i>masc</i>	1,7	0,589297
<i>branco</i>	1,13	0,88252
<i>urbano</i>	1,63	0,61247
<i>mills</i>	2,14	0,466543
<i>ativindustriaextrativa</i>	1,04	0,963479
<i>ativindustriatransformação</i>	1,84	0,544107
<i>ativedeenergia</i>	1,02	0,978198
<i>ativaguaesgotodescontaminação</i>	1,05	0,952251
<i>ativconstrução</i>	1,52	0,65637
<i>ativcomercioreparoveiculos</i>	1,95	0,513991
<i>ativtransportearmazemcorreio</i>	1,31	0,761818
<i>ativalojamentoalimentação</i>	1,26	0,796401

<i>ativinformaçãocomunicação</i>	1,1	0,906335
<i>ativfinanceirassegurosserviços</i>	1,12	0,896366
<i>ativimobiliarias</i>	1,03	0,967585
<i>ativprofcientificastecnicas</i>	1,24	0,805343
<i>ativadminserviçoscomplementares</i>	1,23	0,812224
<i>ativadminpublicadefesasegsocial</i>	1,51	0,660627
<i>ativeducação</i>	1,63	0,612916
<i>ativsaudehumanaserviçossocial</i>	1,37	0,728304
<i>ativartesculturaesporterecreação</i>	1,06	0,939955
<i>ativoutrasatividadesdeserviços</i>	4,42	0,226252
<i>ativserviçosdomesticos</i>	3,72	0,26875
<i>ativorganismosinternacionais</i>	1	0,998768

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

Como regra prática a multicolinearidade é um problema sério se o Fator de Inflação da Variância (VIF) é maior do que 10. Na terceira coluna da tabela 6 é possível verificar os valores da estatística TOL⁸. A interpretação desses valores funciona da seguinte forma: valores próximos de zero indicam que existe colinearidade; valores próximos de um indicam que não há multicolinearidade. Como pode ser verificado na tabela 4, apenas os valores da estatística VIF para as variáveis *exp* e *exp2* são maiores do que 10. Esse resultado é um indício de que há multicolinearidade. Entretanto, isso já era algo esperado dado que a variável *exp2* é igual a variável *exp* elevado ao quadrado, ou seja, elas são uma combinação linear uma da outra.

Além do teste de multicolinearidade foi realizado o teste de heterocedasticidade. Esse teste consiste em verificar se os erros do modelo de regressão são homocedásticos, ou seja, possuem variância constante. Se os erros não possuem variância constante, ou seja, se eles são heterocedásticos, então não é possível tirar conclusões seguras a partir dos intervalos de confiança e dos testes de hipótese baseados nas estatísticas *t* de Student. Isso acontece, pois, a variância dos estimadores será maior do que o seria na

⁸ A estatística TOL é definida como o inverso de VIF. Nesse caso, a multicolinearidade é considerado um problema sério se a estatística TOL está próxima de zero.

ausência de heterocedasticidade. O resultado do teste de Breusch-Pagan é apresentado na tabela 7. Esse teste segue uma distribuição qui-quadrado com $(m - 1)$ graus de liberdade, onde m é o número de coeficientes a serem estimados no modelo. Na equação minceriana estimada existem nove coeficientes a serem estimados. Sendo assim, os valores tabelados da estatística qui-quadrado, com oito graus de liberdade, ao nível de 1%, 5% e 10% de significância são, respectivamente iguais a: 20,0902; 15,5073; 13,3616. Dessa forma, é possível rejeitar a hipótese nula, de que os resíduos são homocedásticos, ao nível de 1% de significância. Os resultados do modelo que mensura o retorno privado, com correção para heterocedasticidade podem ser vistos na tabela 8.

Tabela 7. Teste de Heterocedasticidade.

Breusch-Pagan	Prob > χ^2
399,26	0,000

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

Tabela 8. Resultados do retorno privado da educação com correção de heterocedasticidade.

Variáveis	Coeficientes	desvio-padrão	t	P> t	Intervalo de Confiança de 95%	
<i>esc</i>	0,059	0,000087	679,59	0,000	0,05881	0,05915
<i>qualidadeeduc</i>	0,12	0,00043	270,57	0,000	0,11461	0,11629
<i>exp</i>	0,030	0,000074	407,21	0,000	0,03008	0,03037
<i>exp2</i>	-0,00027	0,0000013	-211,72	0,000	-0,00027	-0,00027
<i>masc</i>	0,19	0,00079	246,07	0,000	0,19318	0,19628
<i>branco</i>	0,17	0,00061	270,16	0,000	0,16399	0,16639
<i>urbano</i>	0,16	0,00097	160,06	0,000	0,15388	0,15769
<i>mills</i>	-0,12	0,00103	-120,07	0,000	-0,12597	-0,12192
<i>ativindustria extrativa</i>	0,53	0,0040	129,92	0,000	0,51822	0,53409
<i>ativindustria transformação</i>	0,27	0,0012	220,03	0,000	0,26839	0,27321
<i>ativeletridadeegas</i>	0,61	0,0053	116,96	0,000	0,60406	0,62465

<i>ativaguaesgotodescontaminación</i>	0,18	0,0034	52,17	0,000	0,17223	0,18568
<i>ativconstrução</i>	0,26	0,0013	192,77	0,000	0,25317	0,25837
<i>ativcomercioreparoveiculos</i>	0,28	0,0013	211,35	0,000	0,27297	0,27808
<i>ativtransportearmazemcorreio</i>	0,36	0,0017	212,73	0,000	0,35554	0,36215
<i>ativalojamentoalimentação</i>	0,18	0,0018	97,29	0,000	0,17552	0,18274
<i>ativinformaçãocomunicação</i>	0,62	0,0031	202,03	0,000	0,61484	0,62689
<i>ativfinanceirassegurosseerviços</i>	0,81	0,0029	278,80	0,000	0,80492	0,81632
<i>ativimobiliarias</i>	0,59	0,0054	107,45	0,000	0,57468	0,59603
<i>ativprofissionaiscastecnicas</i>	0,71	0,0023	304,72	0,000	0,70215	0,71124
<i>ativadministraçãoserviçoscomplementares</i>	0,29	0,0018	164,04	0,000	0,28651	0,29344
<i>ativadministraçãopublicadefesasegsegocial</i>	0,57	0,0016	362,14	0,000	0,56543	0,57159
<i>ativeducação</i>	0,53	0,0015	343,56	0,000	0,52473	0,53075
<i>ativsaudehumanaserviçososocial</i>	0,52	0,0019	273,05	0,000	0,51366	0,52108
<i>ativartesculturaesporterecreação</i>	0,51	0,0040	125,64	0,000	0,50019	0,51604
<i>ativoutrasatividadesdeserviços</i>	0,26	0,0021	123,30	0,000	0,25562	0,26387
<i>ativserviçosedomesticos</i>	-0,23	0,0021	-110,29	0,000	-0,23521	-0,22699
<i>ativorganismosinternacionais</i>	0,72	0,062	11,65	0,000	0,59677	0,83820
<i>_cons</i>	0,97	0,0030	322,77	0,000	0,96483	0,97662

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

6.2 MACROMINCER

Para estimar o impacto dos diferentes níveis de educação na renda agregada, foram utilizados dados tipo *cross-section* por municípios. A amostra foi construída a partir dos dados do CENSO 2010 e do IBGE. As variáveis utilizadas foram: Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, de 2010, a preços constantes – R\$ de 2000; população residente; capital residencial, como *proxy* para capital físico; como *proxy* para capital humano foram utilizadas faixas de anos de estudo da População Economicamente Ativa (PEA). É importante ressaltar que, para a construção da variável que mensura os valores médios dos anos de escolaridade, por município, foi utilizada a mesma base de dados como forma de facilitar a comparação dos coeficientes que mensuram os retornos privado e social da educação.

Além disso, cabe destacar que foi calculado o Índice de Correlação de Ordem (SPEARMAN) entre a variável dependente, *lnpibpercapita2010*, e a variável independente, *esc*. O resultado é apresentado na tabela 9. Assim, de acordo com o resultado do teste é possível rejeitar a hipótese nula ao nível de 1% de significância. Ou seja, a variável independente é correlacionada com a variável dependente que mensura os anos médios de escolaridade. A análise da tabela permite evidenciar uma importante conclusão de diversos autores que estudaram o tema: o capital humano é de extrema relevância na determinação da renda agregada.

Tabela 9. Índice de Correlação de Ordem (SPEARMAN).

variável	Spearman's rho	Prob > t
esc	0,7248	0,000

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 e do IBGE por meio do *software* STATA 11.2

O teste considera como hipótese nula que a variável dependente e as variáveis independentes são independentes, ou seja, não há correlação entre ambas.

Os resultados do modelo são apresentados na tabela 10. A variável de interesse: *esc* apresenta o sinal esperado e é estatisticamente significativa. O que indica que existe impacto positivo da escolaridade na renda agregada. Entretanto, para comparar a magnitude dos retornos sociais da educação com o seu retorno privado, é importante considerar que a variável *esc*, no modelo que estima o retorno social, está mensurada em valor médio. Sendo assim, devemos interpretar os resultados de maneira diferente da que foi feita no modelo que estima o impacto da escolaridade na renda individual. Na estimativa do retorno privado da educação é possível verificar que um ano a mais de escolaridade aumenta a renda individual em, aproximadamente, 6%. Na estimativa do retorno social da educação um ano a mais na escolaridade média aumenta o PIB *percapita* em 30%. Ou seja, é possível verificar que o retorno social da educação é maior do que o seu retorno privado. Além disso, nas estimativas apresentadas na tabela 10 é possível verificar que o impacto da qualidade da educação no crescimento do PIB *per capita* é de 10%. Ou seja, o aumento no índice que mensura a qualidade da educação em uma unidade tem um impacto positivo no PIB *per capita* de 10%.

Tabela 10. Resultados do retorno social da educação.

Variáveis	Coeficientes	desvio-padrão	t	P> t	Intervalo de Confiança de 95%	
<i>esc</i>	0,30	0,011	27,62	0,000	0,27722	0,80691
<i>LNk</i>	0,25	0,018	13,80	0,000	0,21459	0,28566
<i>LNI</i>	-0,31	0,019	-16,13	0,000	-0,34460	0,26991
<i>qualidadeeduc</i>	0,10	0,011	9,34	0,000	0,08158	0,12491
<i>constante</i>	0,25	0,077	3,22	0,001	0,09757	0,40080

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

LNk indica o logaritmo natural do capital residencial.

LNI indica o logaritmo natural da população residente.

O valor do coeficiente encontrado está de acordo com os resultados apresentados pela literatura que estima o impacto da educação na renda agregada. Como visto anteriormente, Cangussu *et al.* (2010) encontraram resultados que variam de 0,4% a 39,4%, dependendo do modelo utilizado e do método de estimação. Andrade (1997), utilizando dados cross-section, para os

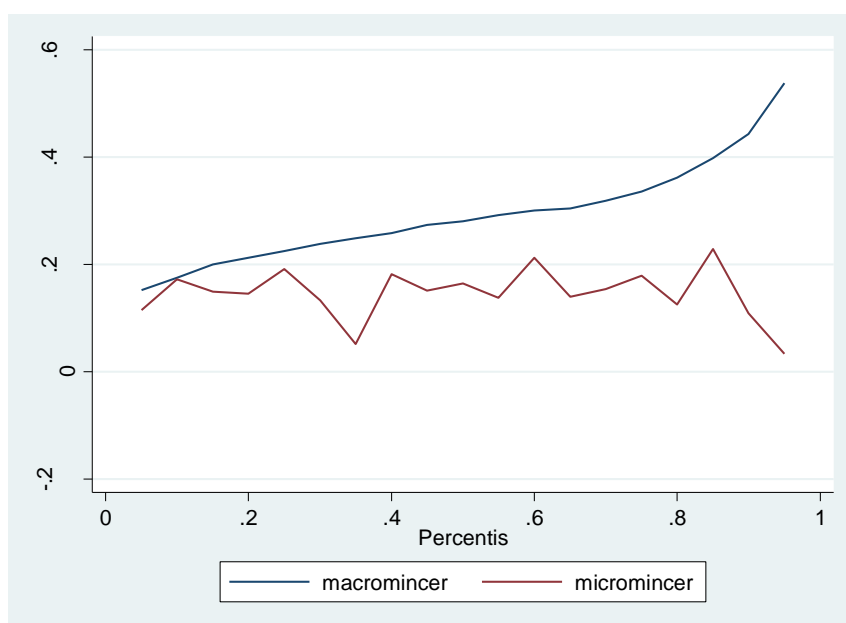
estados brasileiros, no período de 1970 a 1995, encontrou um coeficiente de correlação da variável capital humano com o PIB *per capita* de 0,32. Ou seja, segundo esse resultado, o aumento de um ano na média dos anos de estudo tem um impacto de 32% no PIB *per capita*.

Marqueti *et al.* (2002) utilizam o mesmo procedimento metodológico utilizado por Benhabib e Spiegel (1994). Entretanto, diferentemente de Andrade (1997) o primeiro utilizou como *proxy* para capital humano a taxa de matrícula dos alunos no ensino fundamental, médio e superior. Os resultados indicam que o aumento de 1% nas matrículas do ensino fundamental resultará em um aumento de 3,12% no PIB. Essa comparação entre os diferentes resultados encontrados é importante, pois assim é possível verificar que a medida do retorno social da educação pode variar dependendo do modelo utilizado, do método de estimação e da *proxy* utilizada para mensurar capital humano.

É interessante notar as limitações desse trabalho. Acemoglu *et al.* (2014) analisam o papel das instituições e do capital humano para o processo de desenvolvimento econômico, no ano de 2005. Os autores argumentam que os resultados encontrados pela literatura que analisa o impacto do capital humano no crescimento econômico são superestimados devido à presença de erros de medida da variável capital humano e problema de variáveis omitidas. Esses problemas seriam a causa das estimativas do retorno social da educação que são quatro a cinco vezes maiores do que as estimativas do que o seu retorno privado. O foco principal do trabalho é analisar o impacto de elementos, historicamente determinados, como o desenvolvimento de instituições, no PIB *per capita*. Para cumprir com esse objetivo os autores utilizaram como *proxy* para instituições um índice que mensura o estado de direito. Esse índice foi obtido através do Indicador de Governança Global, construído pelo Banco Mundial. Como *proxy* para capital humano foi utilizado o ano médio de escolaridade da população com mais de 15 anos de idade. A conclusão do trabalho é que quando se leva em consideração variáveis de controle para o efeito das instituições na renda agregada, o impacto do capital humano é reduzido e se torna equivalente aos resultados obtidos pelas estimativas micromincer. Especificamente, os valores dos coeficientes variam de 6% a 10%, o que é consistente com as estimativas micromincer.

Entretanto, ainda que, neste trabalho, não tenha sido levado em consideração o papel das instituições como um dos elementos determinantes do PIB *per capita* foi utilizado um índice que mensura a qualidade da educação que, como citado anteriormente nos trabalhos de Hanushek e Kimko (2000) e Jamison *et al.* (2007), é de grande relevância para explicar o crescimento econômico.

Figura 4. Comparação entre o retorno social e o retorno privado da educação.



Fonte: Elaboração própria. Figura elaborada a partir dos dados do CENSO 2010 e IBGE por meio do *software* STATA 11.2.

Na figura 4, é possível verificar que o retorno da escolaridade aumenta de acordo com os quantis da distribuição da variável dependente. Esse tipo de análise é interessante, pois permite verificar a mudança do retorno social da educação ao longo da distribuição da variável dependente. No caso da figura 4, foi estimado, um modelo de regressão quantílica para os percentis 5%; 10%; 15%; 20%; 25%; 30%; 35%; 40%; 45%; 50%; 55%; 60%; 65%; 70%; 75%; 80%; 85%; 90%; 95% da variável dependente. Desse modo, tem-se o coeficiente que mensura o retorno social da educação para todas as faixas de renda agregada dos municípios brasileiros. Ou seja, para o primeiro quantil, 5%, tem-se o retorno social da educação para os municípios que pertencem ao

grupo dos 5% com a menor renda agregada. Essa abordagem é importante, pois permite analisar a disparidade entre os retornos social e privado da educação de acordo com a distribuição de renda entre os municípios. Sendo assim, quanto maior a renda *per capita* do município, maior é o retorno social da educação e maior é a disparidade entre este e o retorno privado.

Os resultados do teste de multicolinearidade são apresentados na tabela 11. Como pode ser verificado na tabela 5, os valores da estatística VIF para as variáveis *LNk* e *LNI* são maiores que 10, ou seja, há indícios de multicolinearidade no modelo estimado.

Tabela 11. Teste de Multicolinearidade.

Variável	VIF	1/VIF
<i>esc</i>	3,31	0,301997
<i>LNk</i>	15,16	0,06596
<i>LNI</i>	10,9	0,091782
<i>qualidadeeduc</i>	1,95	0,512445
<i>Média VIF</i>	2,83	

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

Como regra prática, a multicolinearidade é considerada um problema sério se $VIF > 10$.

Além do teste de multicolinearidade foi realizado o teste de heterocedasticidade. O resultado do teste de Breusch-Pagan é apresentado na tabela 12. Os valores tabelados da estatística qui-quadrado aos níveis de significância de 1%, 5% e 10% são, respectivamente iguais a: 11,3449; 7,81473; 6,25139. Sendo assim, como o valor da estatística calculado é maior do que o valor tabelado a 1%, então é possível rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 1%. Ou seja, o modelo apresenta resíduos que são heterocedásticos. Como forma de correção desse problema foi utilizado o método conhecido como erros padrões robustos de White. Os resultados do modelo são apresentados na tabela 13.

Tabela 12. Teste de Heterocedasticidade.

Breusch-Pagan	Prob > χ^2
---------------	--------------------

83,01	0,000
-------	-------

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2.

O teste de Heterocedasticidade de Breusch-Pagan considera como hipótese nula que os distúrbios são homocedásticos.

Tabela 13. Resultados do retorno social da educação com correção de heterocedasticidade.

Variáveis	Coeficientes	desvio-padrão	t	P> t	Intervalo de Confiança de 95%	
esc	0,30	0,012	24,68	0,000	0,27469	0,32210
LNk	0,25	0,020	12,39	0,000	0,21053	0,28971
LNI	-0,31	0,021	-14,71	0,000	-0,34821	-0,26631
qualidadeeduc	0,10	0,011	9,34	0,000	0,08158	0,12491
constante	0,25	0,076	3,28	0,001	0,10012	0,39824

Fonte: Elaboração própria. Dados elaborados a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2

7 CONCLUSÃO

Apesar das implicações das decisões políticas de investir em educação pública e a sua já conhecida importância como determinante da renda agregada, existem poucos trabalhos que buscam evidências empíricas que justifiquem os gastos públicos e os gastos privados neste setor. Esse trabalho tem como objetivo analisar a magnitude do retorno social e privado da educação, com o propósito de encontrar evidências empíricas que justifiquem ou não os gastos públicos em educação. Basicamente, buscou-se responder a seguinte pergunta: será que os gastos com educação deveriam ser providos pelo setor público ou pelo setor privado?

Como é possível verificar na revisão bibliográfica feita nesse trabalho, existe ampla literatura que busca evidências empíricas sobre o impacto da educação na renda privada e na renda agregada. Entretanto, os autores não buscam analisar o assunto de tal forma a apresentar evidências que justifiquem os gastos públicos em educação. Tais justificativas deveriam ter como base de argumentação a existência das externalidades positivas. Ou seja, será que a decisão individual de investir em um ano a mais em educação gera benefícios que são apropriados pela sociedade ou que são apropriados pelo indivíduo? Esse trabalho buscou uma resposta empírica que demonstre a existência dessas externalidades.

O retorno privado foi calculado através da mensuração do impacto de um ano a mais de escolaridade na renda individual. O retorno social foi calculado através da mensuração do impacto de um ano a mais de escolaridade média na renda agregada *per capita*. De acordo com os resultados apresentados, foi possível verificar que o retorno privado da educação é menor do que o seu retorno social, ou seja, existe evidência de que há externalidade positiva da educação. Sendo assim, tem-se evidências empíricas a favor da literatura do crescimento econômico, Ou seja, investir nesse setor gera benefícios que são apropriados não só pelo indivíduo, mas também por toda a sociedade

Além disso, outra contribuição desse trabalho está na construção da *proxy* utilizada para mensurar o retorno social da educação. Nesse caso, foi construída uma variável, a saber, *esc*, que agrupa níveis de escolaridade e não anos médios de escolaridade, como tradicionalmente é feito na literatura⁹. Também foi utilizada a mesma base de dados para a construção dessa variável, o que torna a comparação dos coeficientes que mensuram os retornos privados e sociais da educação possível.

Foram feitos testes para verificar a existência dos problemas de multicolinearidade e heterocedasticidade, em ambas as estimações, tanto na *micromincer*, utilizada para calcular o retorno privado da educação, quanto na *macromincer*, utilizada para calcular o retorno social da educação. Para o modelo *micromincer* os valores da estatística VIF não apresentaram indícios da existência de multicolinearidade, com exceção das variáveis *exp* e *exp2*, que são uma combinação linear uma da outra. O teste de Breusch-Pagan, para verificar a existência de heterocedasticidade, demonstrou que pode-se rejeitar a hipótese alternativa de que os resíduos são heterocedásticos ao nível de 1% de significância. Para o modelo *macromincer* foram encontrados valores da estatística VIF que indicam a presença de multicolinearidade. O teste de Breusch-Pagan demonstrou que deve-se rejeitar a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos ao nível de significância de 1%. O método do Erros Padrões Robustos de White foi utilizado para resolver o problema da heterocedasticidade.

De acordo com o resultado do Modelo de Equação de Mincer, o impacto de um ano a mais de escolaridade aumenta a renda individual em, aproximadamente, 6%. No modelo *macromincer*, o impacto de um ano a mais na escolaridade média aumenta a renda *per capita* em, aproximadamente, 30%. Sendo assim, é possível concluir que existem externalidades positivas da educação, o que justifica a intervenção pública com investimentos no setor. Tal evidência é corroborada pela estimativa, através do método de regressão quantílica, dos coeficientes que mensuram os retornos social e privado da

⁹ A estratégia utilizada para a construção da variável *esc* pode ser vista na tabela 1.

educação. É possível verificar a diferença entre ambos os coeficientes de acordo com os níveis de renda dos municípios.

É importante ressaltar uma das limitações desse trabalho e que podem ser objetos de estudo futuro. Para estimar o Modelo de Equação de Mincer é necessário levar em consideração alguns problemas econométricos, tais como: viés de seleção amostral e omissão de variáveis importantes como a habilidade. Esse trabalho levou em consideração apenas o problema de seleção amostral e para solucionar esse problema foi utilizado o método proposto por Heckman (1979).

Além disso, como citado anteriormente, Acemoglu *et al.* (2014) consideram algumas variáveis de controle que são determinantes do PIB *per capita* e que quando levadas em consideração no modelo empírico reduzem o poder explicativo da variável capital humano. Como foi citado nesse trabalho, na estimativa do retorno social da educação, tais variáveis não foram consideradas. Possivelmente, essa é uma das causas que levam a resultados elevados do retorno social e que nos leva a concluir que existem externalidades positivas da educação.

Entretanto, um diferencial desse trabalho é considerar um índice que captura o efeito da qualidade da educação nos modelos que mensuram os retornos sociais e privados da educação. Assim como apontado pela literatura¹⁰, a inclusão dessa variável nos dois modelos mostrou que a qualidade da educação tem um efeito positivo e significativo no retorno privado e no retorno social da educação. Outra importante contribuição desse trabalho é utilizar a mesma base de dados, o CENSO 2010, para construir a variável que captura o impacto da escolaridade na renda individual e na renda agregada. Com isso, é possível fazer a comparação dos resultados dos retornos privado e social da educação.

¹⁰ Ver os trabalhos de Hanushek e Kimko (2000) e Jamison *et al.*(2007).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACEMOGLU, D., GALLEGO, F. A., ROBINSON, J. A. **Institutions, human capital and development**. Working paper 19933. National Bureau of Economic Research (NBER). 2014.

ACEMOGLU, D. **A microfoundation for social increasing returns in human capital accumulation**. Quarterly Journal of Economics. v.111, n.3, p.779–804. 1996.

ANDRADE, M. V. **Educação e crescimento econômico no Brasil: evidências para os Estados brasileiros - 1970/1995**. In: XXV Encontro Nacional de Economia, 1997, Recife. **Anais...** Brasília: Anpec, 1998. p. 1529-1548.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSOA, S. A. **Educação e Crescimento: O que a Evidência Empírica e Teórica Mostra?**, Economia, Brasília(DF), v.11, n.2, p.265–303, mai/ago 2010.

BARRO, R. J.. **Economic growth in a cross section of countries**. Quarterly Journal of Economics, v.106, n.2, p.407-443, 1991.

BECKER, G. S., **Human Capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education**. National Bureau of Economic Research (NBER). 3° ed. 1993.

BENHABIB, J., SPIEGEL, M. **The role of human capital in economic development, evidence from aggregate cross-country data**. Journal of Monetary Economics v.34, n.2, p.143–173, 1994.

BEN-PORATH, Y. **The Production of Human Capital and the Life-Cycle of Earnings**. Journal of Political Economy, August 1967.

BLOM, A.; HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. **Education, Earnings, and inequality in Brazil, 1982-1998: Implications for Education Policy**. Peabody Journal of Education, v.76, n.3, p.180-221, 2001.

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

CANGUSSU, R. C., SALVATO, M. A., NAKABASHI, L. **Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer**. Estudos econômicos, São Paulo, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010

CARD, D. **The causal effects of education on earnings**. In: Ashenfelter, O., Card, D. (Eds.), Handbook of Labor Economics, v.5, North-Holland, New York, p. 1801–1863, 1999.

CASTRO, C. M. **Investment in education in Brazil: a study of two industrial communities**. Tese (Ph.D.) – Graduate School of Vanderbilt University, 1970.

DIAS, J., DIAS, M. H. A. **Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica**. Estudos Econômicos, v. 37, n. 4, p. 701-743, 2007.

DIAS, J., DIAS, M. H. A., LIMA, F. F. **Os efeitos da política educacional no crescimento econômico: teoria e estimativas dinâmicas em painel de dados**. Revista de Economia Política, v. 29, n. 3, 2009.

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. A. **Testing production functions used in empirical growth studies**. Economics Letters, v. 88, n.1, p. 29-35, 2004.

GRILICHES, Z. **Estimating the returns to schooling: some econometric problems**. Econometrica v.45, n.1, p.1–22. 1997.

HANUSHEK, E. A., WÖßMANN, L. **Education and Economic Growth**. In: Penelope Peterson, Eva Baker, Barry McGaw, (Editors), International Encyclopedia of Education. volume 2, pp. 245-252. Oxford: Elsevier. 2010.

HECKMAN, J. **Sample selection bias as a specification error**. Econometrica, v.47, n.1, p. 153-161. 1979.

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

HECKMAN, J. J., LOCHNER, L. J., TODD, P. E. **Earnings functions, rates of return and treatment effects: the mincer equation and beyond**. In: Handbook of the Economics of Education, v.1, 2006.

HOLANDA-FILHO, F.; PESSOA, S. **Retorno da educação no Brasil**. Pesquisa e Planejamento Econômico. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. 2008.

JAMISON, E. A., JAMISON, D. T., HANUSHEK, E. A. **The effects of education quality on mortality decline and income growth**. Journal of Economic Literature v.46, n.3, p.607–668. 2007.

JOVANOVIC, B., ROB, R. **The growth and diffusion of knowledge**. Review of Economic Studies v.56, n.4, p.569–582, 1989.

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

KLENOW, P. J., RODRÍGUES-CLARE, A. **The neoclássical revival in growth economics: has it gone too far?** National Bureau of Economic Research (NBER), v.12, 1997.

KRUEGER, A., LINDAHL, M. **Education for growth: why and for whom?**. National Bureau of Economic Research 7591. 2001.

LANGONI, C. G. **As causas do crescimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Apec, 1974.

LAU, L. J., JAMISON, D. T., LIU, S. C., RIVKIN, S. **Education and economic growth: some cross-country evidence from Brazil**. Journal of Development Economics, v.41, n.1, p.45-70, Junho 1993.

LOCHENER, L., **Non-Production benefits of education: crime, health, and good citizenship**. In Handbook of the Economics of Education, v.4, 2011.

LUCAS, R.E. **On the mechanics of economics development**. Journal of Monetary Economics XXII, p. 3–42, 1988.

MARQUETTI, A. A., BERNI, D. A., HICKMANN, G. **Evidências Empíricas sobre a Relação entre Educação e Crescimento no Rio Grande do Sul**. In: 1º ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 2002.

MANKIW, N., ROMER, D., WEIL, D. **A contribution to the empirics of economic growth**. Quarterly Journal of Economics 107, p.407-37, 1992.

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

MINCER, J., **Schooling, Experience and Earnings**. Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, New York., 1974.

MORETTI, E., **Estimating the social return to higher education: Evidence from longitudinal and crossection data**. Journal of Econometrics. 2003

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

NAKABASHI, L., SALVATO, M. A. **Human capital quality in the Brazilian states**. Revista Economia, May / Aug. 2007.

NELSON, R. R., PHELPS, E. S. **Investment in humans, technological diffusion, and economic growth**. American Economic Review: Papers and Proceedings, v.61, n.2, p.69-75, 1966.

PSACHAROPOULOS, G., PATRINOS, H.A., **Returns to Investment in education: a further update**, Taylor & Francis Ltd, Education Economics, v.12, n.2, 2004.

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

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

ROMER, P. M., **Endogenous technological change**, Journal of Political Economy, v. 98, n.5, p.71-102, 1990.

ROCHA, M. A. A. & CAMPOS, M. F. S. S. **Diferenciais de salários no Paraná: Uma análise a partir do Censo 2000**. Economia & Tecnologia, v.7, p.93-106, 2006.

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

SIANESI, B., VAN REENEN, J. **The returns to education: Macroeconomics**. Journal of Economic Surveys, v.17, n.2, p.157-200. 2003

SAMPAIO, A. **Retorno de Escolaridade no Brasil e no Parana em 2004**. V Ecopar, 2007. Disponível em: www.ecopar.ufpr.br/artigos/a7_016.pdf

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

SOLOW, R.M. **A contribution to the theory of economic growth**. Quarterly Journal of Economics. 32, p. 185-194. 1956.

SCHULTZ, T.W. **Investment in human capital**, American Economic Review. 1961.

SCHULTZ, T. **The economic value of education**. Columbia University Press, New York. 1963.

SPENCE, M. **Job market signaling**. Quarterly Journal of Economics. v.87, p.355-379, 1973.

TEMPLE, J. **Growth effects of education and social capital in the OECD countries**. OECD Economic Studies 33, 57-101. 2001

TOPEL, R. **Labor markets and economic growth**. In: Ashenfelter, O., Card, D. (Orgs), Handbook of Labor Economics. Elsevier Science, Amsterdam, p.2943–2984, 1999.

UZAWA, H. **Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth**. American Economic Review, v.6, n.1, p.18-31. 1965

WOESSMANN, L. **Specifying human capital**. Journal of Economic Surveys, v. 17, n.3, p.239–270, 2003.

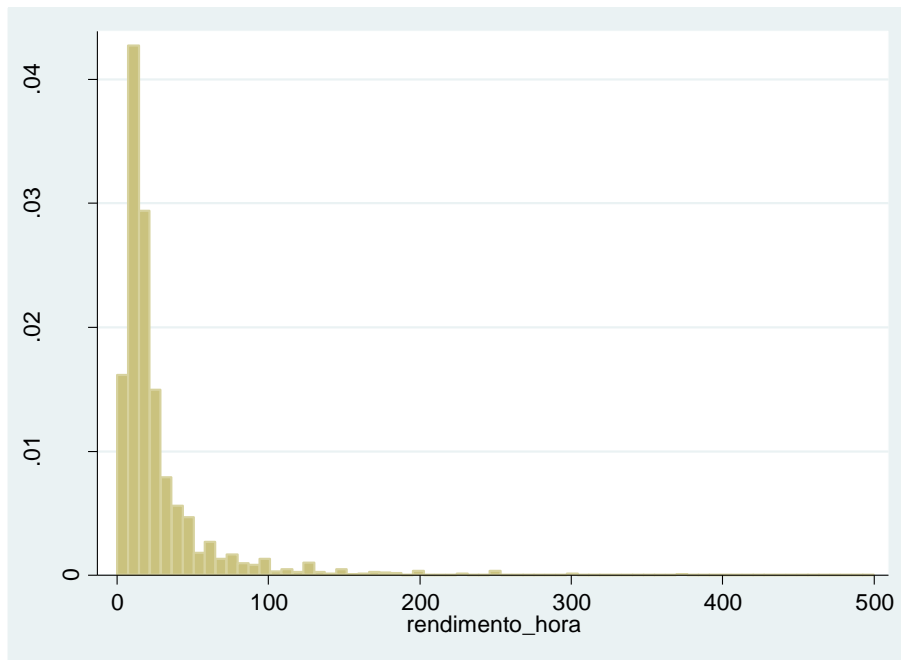
WOßMANN, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. South-Western, Cengage Learning 5° ed. 2013.

VANDENBUSSCHE, J., AGHAION, P., MEGHIR, C. **Growth, distance to frontier and composition of human capital**. Journal of Economic Growth. v.11, n.2, p.97–127. 2006

VAN ZAIST, J., NAKABASHI, L., SALVATO, M. **Retorno em Escolaridade no Paraná**. 2010. Revista Economia. Janeiro/ Abril Disponível em: www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n1p175_198.pdf

APÊNDICES

Apêndice 1. Histograma Rendimento_hora



Fonte: Elaboração própria. Base de dados elaborada a partir do CENSO 2010 por meio do *software* STATA 11.2.