

ENDOGENEIDADE DA EDUCAÇÃO NA PREVISÃO DA TAXA DE RETORNO: AVALIAÇÃO METODOLÓGICA E APLICAÇÃO PARA REGIÕES BRASILEIRAS E ESTADOS SELECIONADOS

Endogeneity of Education in Predicting Rate of Return: Methodological Assessment and Application to Brazilian Regions and Selected States

Ronaldo de Albuquerque Arraes

Economista. PhD., Professor da Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará - CAEN/UFC. Av. da Universidade, 2700, 2^o Andar, Benfica. Fortaleza, Ceará, Brasil. CEP: 60.020-181. ronald@ufc.br

Francisca Zilania Mariano

Economista. Professora UFC/Campus de Sobral. Doutoranda em Economia, CAEN/UFC. ainaliz@yahoo.com.br

Resumo: As controvérsias causadas pela endogeneidade da variável educação sobre as divergentes taxas de retorno da educação e os diferentes modelos utilizados para estimá-las são o foco deste trabalho. Para tanto, avaliam-se o uso de variáveis instrumentais e o tratamento teórico adequado da equação minceriana, através de variações na interação entre capital humano e regionalização para escolha do melhor modelo preditivo. Inicialmente, observa-se que a Região Nordeste e o estado do Ceará apresentam o menor retorno da educação, aproximadamente 14,7%, que comparados à Região Centro-Oeste e ao estado de Santa Catarina, o diferencial entre os retornos atinge 26% e 31%, respectivamente. Mesmo corrigido parte do viés de habilidade, demonstra-se que indivíduos residentes em regiões com distintos graus de desenvolvimento econômico não acumulam igualmente o mesmo nível de capital humano. É muito provável que as divergências das estimativas da taxa de retorno do capital humano sejam atribuídas à qualidade dos instrumentos disponíveis. Em assim sendo, cabe alertar para a necessidade de haver interação maior entre as agências responsáveis pelo desenho e coleta de dados e a comunidade científica sobre as informações a serem geradas em uma survey para atender as ações de políticas locais com diagnósticos mais precisos.

Palavras-chave: endogeneidade e retorno da educação; equação minceriana; modelos preditivos; regiões brasileiras.

1 Introdução

A relação entre escolaridade e rendimentos é um dos mais frequentes assuntos abordados em economia empírica. Um elevado número destes estudos desenvolve versões da equação de salário proposta por Mincer (1974), cujo parâmetro-chave está associado com anos de escolaridade, derivado para capturar os efeitos sobre os rendimentos causados por diferenças de escolaridade formal dos indivíduos. Entretanto, para interpretação causal dos parâmetros nessa equação, deve-se ter em conta que a variável explicativa “anos de escolaridade” é

Abstract: The controversies caused by endogeneity in the education variable on the divergent estimates in the rate of return to education and the different models to estimate them are the focus of this paper. To do so, it is evaluated the use of instrumental variable and the appropriate theoretical approach to the mincerian equation through alternative specifications for interacting human capital and regionalization in order to establish the best predicting model. It is observed that the Northeast region and the State of Ceará present the lowest returns to education, approximately 14.7%, whose differentials of this return compared to the Mid-West region and the State of Santa Catarina reach 26% and 31%, respectively. Even if the skill bias is corrected, it is demonstrated that individuals from regions with distinct degree of economic development do not accumulate equally the same level of human capital. The overall results may probably due to the quality of instrument variables, which alert to the need for a better and narrower interaction between the agencies responsible for the design and data collection and the scientific community about the information to be generated in a survey to meet local political actions with more accurate diagnoses.

Keywords: endogeneity and return to education; mincerian equation; predictive models; regions of Brazil.

Recebido em 22 de dezembro de 2012 e aprovado em 14 de março de 2014

endógena, uma vez que é intrinsecamente definida como variável de escolha. O problema de endogeneidade está relacionado ao fato de não se observar todos os fatores que afetam a escolha desejada de escolaridade. Se alguns desses fatores não observados estão correlacionados com os observados na equação de rendimentos, então, estimações convencionais produziram estimativas visadas quanto ao retorno da escolaridade (denominado viés de habilidade).

Estimativas da taxa de retorno da educação variam largamente, dependendo da base de dados utilizada, das hipóteses assumidas e das técnicas de estimação utilizadas. Em termos metodológicos, o debate sobre a

endogeneidade requer, em geral, identificar hipóteses que não podem ser empiricamente testadas ou se mostram fracas em processos de estimação. Além disso, ao se proceder a estimativa de uma única taxa de retorno pode não fornecer informação relevante se os retornos decorrentes da educação diferem por nível de escolaridade, ou entre populações (estratos sociais) ou entre regiões heterogêneas, pois sua importância para respostas de políticas são contrapostas ao debate metodológico. Nesse sentido, o risco desempenha importante papel na decisão de investimento na educação do indivíduo, bem como no nível de investimento educacional do Governo, que devem ser levados em consideração na tomada de decisão sobre racionalidade e otimização do investimento em educação (HECKMAN; LECHNER; TODD, 2008).

Teoricamente presume-se que o viés de habilidade ocorra devido à correlação entre duração dedicada à educação e o termo de erro na equação de rendimentos. Havendo tal correlação, como se espera que haja, isso implica que os indivíduos com elevado retorno do trabalho (independentemente do nível de escolaridade) sistematicamente escolhem nível de escolaridade maior do que aqueles em situação oposta, resultando, daí, a questão de heterogeneidade que deve ser tratada na especificação teórica do modelo e o correto tratamento econométrico para lidar com esse problema. Estudos empíricos recentes têm levado em conta que há ocorrência de heterogeneidade não apenas associada à capacidade de rendimento em geral, mas também de heterogeneidade associada ao retorno da escolaridade, ou seja, alguns indivíduos ganham mais por um ano adicional de escolaridade do que outros. Willis e Rosen (1979) abordaram essa questão em seu modelo teórico. Heterogeneidade deste tipo é frequentemente denominada vantagem comparativa, e é normalmente tratada através da formulação de um modelo com coeficiente aleatório, no qual o coeficiente associado aos anos de escolaridade pode variar entre indivíduos de acordo com alguma função de distribuição. Se este coeficiente aleatório estiver correlacionado com a variável de escolaridade ou o termo de erro na equação de rendimentos, então estimativas geradas por mínimos quadrados dos retornos da escolaridade são viesados.

Para tratar com o viés de habilidade e endogeneidade da escolaridade, técnicas de variável instrumental têm sido comumente aplicadas. Como resultado, tem surgido vasta literatura sobre como interpretar estimativas de variável instrumental no caso de heterogeneidade do retorno da educação (WOOLDRIDGE, 2002; HECKMAN; VYTLACIL, 2005). Relacionado a isso está o procedimento em dois estágios, no qual, no primeiro estágio, estima-se uma equação de escolaridade com a inserção de variáveis exógenas adequadas que servem como instrumentos na equação de rendimentos em um segundo estágio, visando à eliminação do viés (HECKMAN, 1979; CARD, 2001).

Além do foco sobre os diferentes tipos de vieses de seleção, atenção crescente tem sido dada para a especificação da equação de Mincer na literatura. Uma das características teóricas dessa equação é a relação

linear entre o logaritmo dos rendimentos e a escolaridade, enquanto outra é a suposta separabilidade entre escolaridade e experiência. Alguns autores como Heckman e Polachek (1974), Heckman et al. (2008) e Belzil (2007) analisaram sua validade, e as consequências em relaxá-la, e as suposições de outras formas funcionais do esquema padrão minceriano. O resultado geral dos testes dessas investigações é que algumas hipóteses simplificadoras são rejeitadas e, portanto, que há margem para que o modelo se torne mais flexível.

O foco central deste artigo se apoia nesses fatos como questões norteadoras básicas, e propõe investigar, levando em consideração a endogeneidade da educação e as fontes de dados disponíveis para o Brasil, se o método para correção deste problema através da aplicação de variáveis instrumentais fornece estimativas mais confiáveis. Sendo o capital humano, o principal determinante das variações nos rendimentos, cabe distinguir, em contribuição do estudo, seus efeitos quando comparados indivíduos residentes em regiões com diferentes estágios de desenvolvimento econômico. Isso implica permitir retornos variáveis do capital humano.

Em consonância com o problema levantado, e as abordagens feitas na literatura, o objetivo geral deste trabalho é o de analisar o problema da endogeneidade e retornos da educação no Brasil. Pretende-se, inicialmente, comparar dois métodos de estimação para a equação de rendimentos, modelo endógeno e o procedimento de variáveis instrumentais, considerando a amostra para o Brasil, as Regiões Nordeste e Sul-Sudeste, e para os Estados do Ceará e Rio de Janeiro, para se inferir sobre qual desses possui o melhor poder preditivo. Após a estimação dos dois métodos, escolhe-se aquele com maior poder preditivo em termos de geração de erro para se estimar as variações na equação de rendimentos e verificar os diferenciais do efeito do capital humano entre as regiões mencionadas. Esse procedimento certamente reduz o viés de endogeneidade causado tanto pela escolha educacional, quanto pelo viés de habilidades dos indivíduos.

Uma vez procedidos os ajustes metodológicos, busca-se mostrar se o retorno da educação varia de acordo com a faixa de escolaridade em que o indivíduo se encontra, testando, assim, a hipótese do modelo teórico de Mincer (1974) que o retorno futuro esperado independe do nível de escolaridade escolhido pelo indivíduo. Além disso, no processo de estimação da equação minceriana incorpora-se o problema de seletividade amostral, cuja correção elimina a possibilidade de um viés adicional nas estimativas. Dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o ano de 2009 dão suporte empírico ao estudo.

O trabalho está organizado de modo a expor, em sequência, a revisão de literatura sobre capital humano e retornos da educação, metodologia, resultados e conclusões.

2 Capital Humano e Retornos da Educação

Não obstante a elegância matemática desenvolvida e a importância reconhecida para a literatura no artigo seminal de Mincer (1958), algumas hipóteses nele contidas, como a uniformidade e indiferença entre os indivíduos acerca dos níveis de escolaridade, bem como a experiência, geraria indeterminação na escolha de escolaridade ao nível individual. Os refinamentos de modelagem incorporados em Mincer (1974), extraídos das análises de Becker e Chriswick (1966) e Ben-Porath (1967), permitiram incorporar experiência do trabalho pós-educação formal como determinante dos rendimentos e aproximar um modelo de otimização com escolha de escolaridade e experiência do trabalho, assumindo que a proporção de rendimentos abdicada em investimento declinasse com experiência. Esse esquema de análise permitiu a incorporação de heterogeneidade entre os agentes, resultando na denominada equação minceriana de rendimento, vastamente utilizada em aplicações empíricas na literatura mundial.

A maioria dos trabalhos aplicados se baseia nas propostas destes autores para estimar equações de rendimentos, os quais, tais como as formulações originais, especificam a educação como única variável representativa do capital humano, e o coeficiente que mede a taxa de retorno é idêntico entre os indivíduos. Com isso, por ser a principal variável que dita as variações nos rendimentos, a escolha de uma medida para capital humano é um problema secular em estudos empíricos nos países com notória deficiência na formação de bancos de dados. Por isso a escolha única recai na escolaridade para representá-la. Vale ressaltar que, em tese, esta *proxy* não seria a ideal, pois, segundo a teoria do capital humano, este se refere ao conjunto de habilidades e capacidades do indivíduo que afeta a sua produtividade e depende dos investimentos realizados ao longo do ciclo de vida, tais como em educação, treinamento profissional, hábitos de vida saudável, aquisição de bens e serviços de saúde.

Tornou-se senso comum afirmar que a educação é a variável mais importante na determinação da desigualdade de renda. Com o objetivo de explicar a desigualdade para os Estados Unidos, utilizando dados do censo de 1960, Mincer (1974) desenvolve uma equação de rendimentos utilizando somente o nível educacional como representativo do capital humano e constata que um ano adicional de escolaridade gera um aumento de 11,5% nos rendimentos.

Seguindo a proposta de Mincer, vários autores utilizam essa equação para calcular os retornos da educação sobre os ganhos anuais em diferentes países. Ao analisar diversos trabalhos que utilizaram esse procedimento, tais como: Ashenfelter e Krueger (1994), Rouse (1999), Arias e McMahon (2001), os quais encontraram retornos da educação que variam de 12% a 16%, 10%, 13% e de 5% a 10%, respectivamente, Fleischhauer (2007) conclui que esses resultados geralmente resultam em estimativas entre 5% e 15%.

Embora Boudarbat et al. (2008) reconheçam que o estoque de capital humano acumulado por um indivíduo é resultado da combinação de vários fatores, os autores utilizam somente o nível educacional e a experiência de trabalho para analisar a evolução dos retornos do capital humano no Canadá sobre as diferenças salariais, no período de 1980 a 2006. Observaram que os retornos da educação aumentaram substancialmente para os homens canadenses, entre 1980 e 2000, passando de 34% para 43% e para as mulheres. Para o período mais recente de 2000-2006 os resultados mostram uma tendência decrescente das diferenças salariais medidos pelo retorno da educação.

Zepeda et al. (2009) identificam os fatores que explicam as alterações observadas na média dos rendimentos em três países da América Latina – Brasil, Chile e México – utilizando variáveis demográficas e socioeconômicas, dentre elas, o nível educacional como representativo para o capital humano, e constatam que a única mudança mais significativa em todos os países e períodos foi o impacto do nível educacional sobre a força de trabalho, indicando que a escolaridade é o fator mais importante para o aumento nos rendimentos. De forma mais criteriosa e ampla, Sapelli (2009), ao verificar as taxas de retornos da educação no Chile utilizando uma metodologia baseada no modelo de Mincer (1974), afirma que estas taxas irão variar dependendo do nível educacional, divididos em três grupos, educação básica, média e superior, conforme comprovado com os resultados empíricos de 5,6%, 14,3% e 25%, respectivamente. Além disso, o trabalho compara estes resultados com os observados em outros países – Argentina, Colômbia, México e Brasil – e conclui que apenas os retornos no ensino básico se equiparam com os do Chile, perdendo nos demais níveis educacionais.

No Brasil, também existem problemas de coleta, acesso, qualidade dos dados e escolha de *proxies* eficientes na estimação dos modelos que possam estabelecer uma melhor conexão entre o vetor de variáveis que compõem o capital humano e as informações disponíveis. Por isso, a maioria dos trabalhos empíricos também utiliza somente o nível educacional para explicar a desigualdade de renda, tais como: Langoni (1973), Lam e Levinson (1992), Soares e Gonzaga (1999), Menezes Filho (2001), Ueda e Hoffman (2002), Budría e Pereira (2005), Ramos (2007), Barro, Franco e Mendonça (2007).

Ao apresentar um dos trabalhos pioneiros sobre esse tema no Brasil, Langoni (1973) discorre sobre o processo de geração das desigualdades de renda, ou seja, a forma como tais desigualdades são geradas e reveladas no mercado de trabalho. Sua investigação mostra que o nível educacional, idade, gênero, setor de atividade e região de residência são determinantes dos diferenciais salariais.

Quanto aos retornos da educação no Brasil, Psacharopoulos (1987), Lam e Levinson (1992) constataram ser o salário pela educação um dos mais altos do mundo, com uma taxa em torno de 15%. Já Loureiro e Galvão (2001) estimaram o retorno da educação na zona rural e urbana e encontram taxas de 11% e 18%,

respectivamente. Soares e Gonzaga (1999) utilizaram modelo *switching-regressions* e encontraram retorno marginal de 15,4 referente a um ano a mais de estudo. Sachsida et al. (2004) estimam o retorno da educação, utilizando os procedimentos de Heckman (1979), em cross-section, pooling regressions e pseudopainel. Os autores encontram retornos que variam de 10% a 22%, dependendo do método e do nível de escolaridade utilizado. Também de acordo, Resende e Wyllie (2006) investigaram os retornos para a educação utilizando como base de dados a Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE) para 1996 e 1997 e encontraram taxas de 12,6% e 15,9% para mulheres e homens, respectivamente.

A influência da educação para ditar a queda da desigualdade de renda no Brasil, via aumento de produtividade dos trabalhadores menos qualificados, é consenso na literatura. Em decorrência, observa-se empiricamente, em níveis de países ou regiões, heterogeneidade das taxas de retorno da educação, as quais decrescem com os seus graus de desenvolvimento, dando suporte aos argumentos de Lopez et al. (1998 apud BEZERRA; RAMOS, 2008) de que a produtividade marginal do capital humano difere espacialmente. Com isso, do ponto de vista teórico seria inaceitável ter-se somente uma taxa de retorno da educação para representar o Brasil, principalmente devido à existência de regiões com distintos estágios de desenvolvimento. No caso em estudo, não se espera que indivíduos com o mesmo número de anos de estudo nas regiões Nordeste e Sul-Sudeste tenham acumulado igualmente o mesmo nível de capital humano, ainda que se considere apenas o aprendizado cognitivo, conseqüentemente, deve-se permitir variação de seu efeito marginal sobre os rendimentos¹.

Bezerra e Ramos (2008) analisam a distribuição do capital humano no Brasil para o período de 1981 a 2002, concentrando na Região Nordeste, pois esta apresenta o menor produto *per capita* entre as regiões. Segundo os autores é importante saber como a educação se distribui entre as regiões para poder explicar as divergências regionais quanto ao crescimento do produto e quanto à distribuição de renda. Concluem que a distribuição da educação difere entre as regiões do Brasil, pois um ano adicional de estudo na região Sul e na Região Nordeste têm impactos diferentes sobre o produto de cada região, sendo, portanto, importante saber a forma como esse capital se distribui. Além disso, afirmam que embora tenha havido redução na desigualdade educacional no período analisado, as diferenças entre as regiões ainda persistem, uma vez que não se constatou significativas redistribuições de capital humano, com a Região Nordeste liderando a posição de pior distribuição educacional.

3 Metodologia

3.1 Base de Dados

A verificação empírica deste estudo está fundamentada na base de dados da PNAD/FIBGE sobre informações individuais de características socioeconômicas e regionais para o ano de 2009. Vale ressaltar que foram realizados alguns filtros na amostra, tais como: foram excluídos os militares, pois seus rendimentos não variam de acordo com as “forças” de mercado, além disso, partindo do pressuposto de que estudo e trabalho são mutuamente exclusivos, excluíram-se os indivíduos que estavam estudando e trabalhando e foram selecionados apenas pessoas com idade entre 15 e 35 anos.

3.2 Equações Mincerianas

A formulação econométrica do presente estudo visa, essencialmente, quantificar de forma teoricamente mais apropriada o efeito do capital humano sobre o rendimento e, conseqüentemente, sobre os diferenciais de produtividade que geram as divergências advindas de heterogeneidade do retorno desse capital sobre os rendimentos. Embora as discussões precursoras acerca da magnitude da taxa de retorno de educação na renda dos indivíduos devam-se a Schultz (1961) e a Ben-Porath (1967), elas foram intensificadas a partir da publicação do artigo seminal de Mincer (1974), o qual formalizou teoricamente a derivação da equação de rendimentos tendo como variável dependente a renda sendo explicada por educação e experiência. Com base em sua formulação inicial de otimização do valor presente dos rendimentos futuros, ele estabeleceu um modelo de equilíbrio para determinação dos rendimentos individuais de onde extraiu uma forma para se estimar a taxa de retorno da escolaridade. Embora derivada em hipóteses rígidas, como exemplo de indivíduos possuírem idênticas habilidades e desconsiderar experiência (investimento) pós-educação, ele se baseou nas análises de Becker e Chriswick (1966) e Ben-Porath (1967) para estabelecer a segunda versão de seu modelo, no qual assume que a proporção da renda abdicada por investimentos pós-educação é a mesma em todos os níveis de escolaridade. Com base nisso, diferenciam-se as habilidades dos indivíduos diante de suas escolhas, e a estimativa do retorno em termos médios é obtida a partir da estimação da equação minceriana em seu formato teórico original:

$$\ln w(s, x) = \alpha_0 + \rho s + \beta_0 x + \beta_1 x^2 + \epsilon, (1)$$

Onde, ρ é a taxa média de retorno da escolaridade (s) entre os indivíduos, x é a experiência adquirida pós-educação e ϵ é o termo de erro.

¹ Uma vez que não se pode filtrar o efeito migratório entre regiões, espera-se que esse fluxo não introduza um viés significativo ao se computar os residentes de uma região.

A originalidade da formulação inicial de Mincer (1958) e a equação de estimação ajustada na forma simplificada de Mincer (1974) são responsáveis pela popularidade desta última como estratégia adequada para se estimar taxa de retorno da educação, conforme observa Heckman et al. (2008).

Cabe reprimir que a maioria dos trabalhos sobre os elementos determinantes dos rendimentos é fundamentada no modelo proposto por Mincer (1974), sob a hipótese fundamental de que a escolaridade de um indivíduo – medição usual do capital humano – é o principal elemento condutor das diferenças salariais dos trabalhadores (LANGONI, 1973; MINCER, 1974; LAM; LEVINSON, 1992; MENEZES FILHO, 2001; HECKMAN, 2005). Esse modelo, conforme sua especificação original, relaciona o logaritmo da razão salário-hora aos anos de estudo (E) e anos de experiência (EXP), esta última na forma linear e quadrática (HECKMAN, 2005). Sua aplicação é bastante difundida na área de economia do trabalho, devido ao fato de o coeficiente estimado da variável educacional (E) poder ser interpretado como a taxa marginal de retorno da educação ou retorno esperado da produtividade do trabalhador (HECKMAN, 2005; FLEISCHHAUER, 2007).

Para fins de comparação e suporte metodológico do modelo a ser aqui proposto, cabe, inicialmente, reespecificar a equação minceriana com a inclusão de covariáveis de atributos e regionalização (X_j), da seguinte forma:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \sum_j \beta_j X_{j,i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

A contribuição do presente trabalho consiste, inicialmente, em aplicativos empíricos sobre a comparação teórica entre dois métodos de estimação para a equação de rendimentos (2): o método de Heckman e o procedimento de variáveis instrumentais. O primeiro corrige o problema da seletividade amostral, porém não leva em consideração o viés de endogeneidade da educação; já o segundo, além de corrigir o primeiro problema, utiliza instrumentos para eliminar este viés, embora possa surgir outro, dependendo da validade econômica e estatística destes instrumentos. Cabe, então, contrapor as duas alternativas de estimação para se inferir sobre qual delas possui o melhor poder preditivo, quais sejam: o modelo endógeno, decorrente da endogeneidade da variável educação e o modelo de variáveis instrumentais (VI), dependente da qualidade dos instrumentos. Vale ressaltar que nesta primeira análise, a variável experiência será representada pela idade do indivíduo, pois caso fosse construída da forma tradicional (idade menos anos de estudo menos seis) essa também seria endógena. Além disso, testaram-se os dois modelos considerando a amostra para o Brasil, as regiões Nordeste (NE) e Sul-Sudeste (SSE), e para os estados do Ceará (CE) e Rio de Janeiro (RJ).

Após a estimação dos dois métodos citados acima, escolher-se-á o que apresenta o menor erro quadrático médio (MSE) para se estimar variações na equação de

rendimentos, a fim de permitir retornos médios variáveis. Tais variações serão inicialmente obtidas através da interação do capital humano e regionalização – grandes regiões e estados selecionados de cada uma destas. Nesse sentido, não se espera que indivíduos com mesmo número de anos de estudo, residentes em regiões menos e mais desenvolvidas, tenham acumulado igualmente o mesmo nível de capital humano, mesmo considerando apenas o aprendizado cognitivo, consequentemente, deve-se permitir variação de seu efeito marginal sobre os rendimentos. Esse procedimento certamente reduz o viés de endogeneidade causado tanto pela escolha educacional como o viés de habilidades dos indivíduos. Além disso, busca-se mostrar se o retorno da educação varia de acordo com a faixa de escolaridade em que o indivíduo se encontra, testando, assim, a hipótese do modelo teórico de Mincer (1974) que o retorno futuro esperado independe do nível de escolaridade escolhido pelo indivíduo.

Para tanto, duas equações são estimadas para captar a heterogeneidade do retorno da educação entre as regiões, fazendo na equação (3) $j=1, 2, 3$ e 4 , e entre os estados, com $j=5, 6, 7$ e 8 , representadas da seguinte forma:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i * D_{ij} + \beta_3 E_i * D_{ij} + \beta_4 E_i * D_{ij} + \beta_5 E_i * D_{ij} + \beta_6 EXP_i + \beta_7 EXP_i^2 + \beta_8 G_i + \beta_9 R_i + \beta_{10} U_i + \beta_{11} \varphi + \varepsilon_i \quad (3)$$

Em seguida, estima-se a equação (4) definida por faixas de escolaridade I, II e III, as quais representam os indivíduos que possuem cinco a nove anos de estudo, dez a doze e treze ou mais anos de estudo, respectivamente.

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i * EXP_i + \beta_3 EXP_i + \beta_4 EXP_i^2 + \beta_5 G_i + \beta_6 R_i + \beta_7 U_i + \beta_8 \quad (4)$$

As variáveis utilizadas nos modelos estão descritas no quadro 1.

Quadro 1 – Variáveis do Modelo

Variável Dependente	Descrição
Y	Rendimento do trabalho principal do indivíduo
Variáveis Explicativas	Descrição
E	Anos de estudo
I	Idade do indivíduo
EXP	Idade menos anos de estudo menos seis
G	Gênero: assume valor 1 para homens
R	Raça: assume o valor 1 para indivíduos brancos
U	Condição de Urbanização: assume valor 1 para indivíduos residente em áreas urbanas
φ	Razão inversa de Mills do procedimento de Heckman (1979)
D_1	Assume valor 1 para indivíduos do Nordeste
D_2	Assume valor 1 para indivíduos do Sul
D_3	Assume valor 1 para indivíduos do Sudeste
D_4	Assume valor 1 para indivíduos do Centro-Oeste
D_5	Assume valor 1 para indivíduos do Ceará
D_6	Assume valor 1 para indivíduos de Santa Catarina
D_7	Assume valor 1 para indivíduos de São Paulo
D_8	Assume valor 1 para indivíduos de Mato Grosso do Sul

Fonte: Elaboração Própria, 2012.

3.3 Correções de fontes de viés na equação de rendimentos

3.3.1 Método de Heckman

Quando se processa a estimação de uma equação de rendimentos utilizando como base de dados pesquisas censitárias, existem diferentes fontes de vieses que lhes são inerentes, portanto, não podem ser desconsiderados nesse processo, a exemplo do problema de seletividade amostral. Ao utilizar a PNAD como base de dados, deve-se levar em consideração que as informações coletadas são fornecidas pelas pessoas que tinham trabalho no período da pesquisa, ou seja, os salários observados nas PNADs estão relacionados com a decisão de um indivíduo trabalhar ou não e esta pode estar correlacionada a fatores não observáveis que afetam seu rendimento. Com isso, a consideração somente de pessoas que estejam trabalhando em uma equação de rendimentos pode produzir estimadores viesados (WOOLDRIDGE, 2006).

Para solucionar o problema do possível viés de seletividade amostral, será aplicado o procedimento de Heckman (1979) em dois estágios, o qual é formado por duas equações; uma que descreve a participação no mercado de trabalho inserindo os indivíduos que auferem renda positiva e nula, e outra do tipo minceriana que considera somente os que possuem algum rendimento. O primeiro estágio consiste em estimar a seguinte equação de participação:

$$L = \beta_i X_i + \mu_i, \quad (5)$$

Onde, L é a variável que designa a participação no mercado de trabalho e X_i representa um conjunto de variáveis que explicam a participação no mercado de trabalho. Como L não é observado, utiliza-se uma variável *dummy* definida como segue:

$$L_i = 1 \text{ se } L_i^* > 0$$

$$L_i = 0 \text{ se } L_i^* \leq 0$$

Neste caso, L assume o valor 1 para representar o indivíduo que está trabalhando e 0 caso contrário. Após a estimação do modelo binário com a hipótese *probit*, o segundo procedimento para aplicar o método de Heckman (1979) consiste em estimar a equação de rendimentos, levando em consideração o viés de seleção amostral.

$$W_i = \gamma_i' Z_i + \varepsilon_i, \quad (6)$$

Onde, W é o logaritmo da renda do indivíduo, Z é o vetor de características pessoais e ε é o vetor de erros. Assim, o viés de seleção amostral pode ser observado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E[W_i / L_i^* > 0] &= E[W_i / \mu_i > -\beta_i X_i] \\ &= \gamma_i' Z_i + E[\varepsilon_i / \mu_i > -\beta_i X_i] \\ &= \gamma_i' Z_i + \frac{cov(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \frac{\phi(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)} \end{aligned}$$

ϕ é a função de densidade de probabilidade e Φ é a função de densidade normal padronizada acumulada. A função $\varphi_i = \frac{\phi(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)}$ é denominada razão inversa de Mills e representa a variável que segundo Heckman (1979) é utilizada como explicativa na regressão principal para eliminar o viés de seletividade amostral, onde a significância desta função indicará a presença de viés de seletividade amostral. Logo, a equação minceriana será representada da seguinte forma:

$$\ln Y = \gamma_i' Z_i + \gamma_\varphi \varphi_i + \varepsilon_i, \quad (7)$$

$$\ln Y = \gamma_i' K_i + u_i, \quad (8)$$

A estimação da equação (6) pelo método de mínimos quadrados ordinários forneceria estimativas inconsistentes, devido à omissão da variável φ_i , resultando no erro de especificação descrito por Heckman (1979).

3.3.2 Estimação por Variáveis Instrumentais

Outro tipo de viés encontrado em uma equação de rendimentos é o problema da endogeneidade da educação, pois Cameron e Trivedi (2005, p. 92-93, 100-102) mostram que a omissão e/ou a característica endógena de uma variável em uma equação, especificamente de rendimentos, poderá causar um problema grave de viés e inconsistência nos estimadores quando se aplica o usual método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Para corrigir esses efeitos danosos no processo de estimação a alternativa teórica é aplicar o método em dois estágios com procedimento de variáveis instrumentais, onde estas devem ser correlacionadas com a variável endógena e exógena ao modelo. O problema que persiste e que a maioria dos trabalhos desconsidera refere-se à qualidade destes instrumentos.

Embora sejam encontrados na literatura diversos trabalhos que corrigem o viés da endogeneidade da educação através de VI, há divergências sobre as escolhas dos instrumentos, seja por inadequação voluntária ou indisponibilidade de dados. Suliano e Siqueira (2010) estimam as taxas de retornos da educação para estados da Região Nordeste do Brasil, através da PNAD, utilizando como instrumento o número de pessoas na família do indivíduo, com o argumento de que educação e fertilidade são decisões interdependentes, ou seja, dadas as limitações orçamentárias, indivíduos que decidem ter mais filhos passam a investir menos em educação. Já Salvato e Silva (2008) utilizam a renda de aluguel como instrumento na estimação para a região metropolitana de Belo Horizonte, justificando que este é um dos rendimentos de não trabalho e que pode ser entendida como uma *proxy* para o nível de renda da família de origem, mostrando assim as condições da família em que o indivíduo foi educado.

Para verificar as mudanças nas taxas de retornos da educação na Argentina, Di Pietro e Pedace (2008) utilizam a educação do cônjuge como instrumento, seguindo os pressupostos de Trostel et al. (2002), os quais afirmam que a escolaridade de um é positivamente correlacionada com a do outro. Porém, eles mostram que, ao utilizar esta variável, o trabalho encontra duas limitações: primeiro, o tamanho da amostra é reduzido consideravelmente, dada a restrição de serem incluídos apenas indivíduos casados com informação disponível; segundo, a decisão de casar pode não ser aleatória, ou seja, é possível que algumas informações não observáveis que afetam a escolha de casar também possam ter impacto sobre os rendimentos individuais.

Além do acirrado debate de cunho econométrico, há abordagens que usam reformas educacionais como instrumento para tratar a questão de endogeneidade, focando aspectos específicos da distribuição educacional ou de impactos mais amplos de mudança de política sobre a distribuição de renda ou múltiplas *cohorts* de análise. Devereux e Fan (2011), por exemplo, usam IV para investigar os efeitos causais da educação sobre os rendimentos de indivíduos nascidos entre 1970 e 1975, período de larga expansão educacional no Reino Unido.

Concluíram que a idade média de educação completada cresceu em um ano de escolaridade no espaço dessas *cohorts*, que resultou em aumentos de salários médios, consequentemente, elevação do retorno da educação.

Muito embora o método de variáveis instrumentais (VI) tenha sido utilizado mais frequentemente para estimar os retornos da educação, tem emergido forte debate na literatura atual acerca da adequabilidade desta abordagem (HECKMAN et al., 2008). Heckman e Urzua (2009) dispõem vários problemas associados com estimação por VI, quais sejam: deficientes instrumentos provêm estimativas viesadas; estimativas de VI advêm de fortes restrições tomadas a priori sobre os dados; em modelos heterogêneos, diferentes instrumentos fornecem estimativas distintas; estimativas de VI, dependendo dos instrumentos utilizados e hipóteses feitas, gerarão diferentes estimativas do retorno da educação, as quais podem levar a incorretas interpretações. Alguns autores como Carneiro e Heckman (2002) e Heckman et al., (2006) relaxam as hipóteses de viés de habilidade e endogeneidade da educação, argumentando que são necessários instrumentos mais confiáveis do que os disponíveis, principalmente quando se utiliza dados a partir de pesquisas censitárias. Em vista disso, outras abordagens têm sido propostas para corrigir tais distorções, por exemplo, através de avaliações de políticas com utilização de efeitos de tratamento em bases econométricas (HECKMAN; VYTLACIL, 2005).

Alguns trabalhos recentes têm relaxado a abordagem minceriana padrão. Henderson et al., (2011) empregam regressão Kernel não-paramétrica para examinar as diferenças nas taxas de retorno da educação, tanto intra quanto inter grupos, concluindo, ao aplicar sua análise para os Estados Unidos, com resultados contrários aos de muitos outros, tais como, o retorno da educação de indivíduos pretos ser maior do que o de brancos, assim como o dos mais jovens também ser maior.

Diversos autores têm incorporado abordagens de programação dinâmica com escolha discreta para modelar escolaridade e decisões de mercado de trabalho relacionado. Keane e Wolpin (1997) estimaram um modelo dinâmico de investimento em capital humano da escolaridade, decisões de emprego e de profissão, em que o viés de heterogeneidade de habilidade desempenha um papel importante em todas as três opções. Belzil e Hansen (2002) estimam um modelo de programação dinâmica, no qual os indivíduos diferem no mercado e na habilidade resultante da escolaridade, e relaxam a hipótese de retorno marginal constante da escolaridade. Eles encontram evidências sobre viés de capacidade entre indivíduos e, talvez mais importante, que a relação entre o logaritmo dos rendimentos e escolaridade é altamente não-linear, de forma que, métodos de estimação que não permitem a obtenção de estimativas flexíveis do retorno da escolaridade produzem estimativas inconfiáveis desse retorno.

4 Resultados

4.1 Descrição da Amostra

As médias das variáveis utilizadas para inferência referentes ao Brasil, Regiões Nordeste (NE) e Sul-Sudeste (SSE) e Estados representativos do Ceará (CE) e Rio de Janeiro (RJ) estão explicitadas na tabela 1. Como se observa, o Brasil apresenta renda média (Y) de R\$ 877.62, resultado do diferencial de renda entre as regiões, visto ser a média de renda dos indivíduos residentes na Região NE aproximadamente 40% inferior à verificada para a Região SSE. E ao se comparar os estados representativos, o diferencial em favor do RJ é ainda maior. Referente à variável que denota o capital humano, anos de estudo do indivíduo (E), as diferenças entre SSE e NE e entre RJ e CE é de 16% e 10%, respectivamente, resultados estes que deverão ser revertidos nas taxas de retorno. Além disso, dentre as estratificações da amostra, o NE apresenta a maior proporção de indivíduos do sexo masculino, no valor de 61%, porém é a região com a menor quantidade de indivíduos residentes em área urbana, 83%.

Tabela 1 – Médias das Variáveis na Amostra por Região e Estado, 2009

Variáveis	Brasil	NE	SSE	CE	RJ
Y	877.62	623.45	995.65	615.12	1015.56
E	9.19	8.33	9.7	8.72	9.6
I	27.24	27.26	27.21	26.83	28
G	0.58	0.61	0.57	0.59	0.56
R	0.46	0.27	0.60	0.30	0.53
U	0.88	0.83	0.91	0.87	0.96
Amostra	59.073	20.085	30.709	4.515	4.096

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD (2009), 2012.

Tabela 2 – Validade dos instrumentos por Região e Estado, 2009

Variáveis	Brasil	NE	CE	SSE	RJ
Nº componentes	-0.3295 (0.000)	-0.2931 (0.000)	-0.3009 (0.000)	-0.3357 (0.000)	-0.3405 (0.000)
Internet	4.2291 (0.000)	4.6244 (0.000)	4.0141 (0.000)	3.7848 (0.000)	3.8836 (0.000)
Const.	7.9834 (0.000)	7.3078 (0.000)	7.9571 (0.000)	8.5156 (0.000)	8.3360 (0.000)
R ²	0.3429	0.3429	0.2977	0.3149	0.2914
F	16208.91 (0.000)	5701.24 (0.000)	1018.23 (0.000)	7301.71 (0.000)	847.31 (0.000)

Fonte: Elaboração Própria, 2012.

Nota: p-valores entre parênteses.

Constatada a validade estatística dos instrumentos, estimou-se a equação minceriana com erros robustos para heterocedasticidade (correção de White) para os dois métodos (Tabela 3). Observar-se que o método de Heckman aplicado ao modelo endógeno possui o menor erro quadrático médio (MSE) independente da estratificação da amostra, ou seja, o método que, a priori, gera estimador viesado possui o melhor ajuste do que o modelo VI. Isso implica que os trabalhos na literatura que procuram corrigir o problema da endogeneidade através da utilização de instrumentos acabam incorrendo em estimativas menos precisas para fins preditivos. Tal

4.2 Resultados das Estimações da Equação de Rendimentos

Para atender um dos objetivos propostos por este trabalho em verificar qual modelo, endógeno ou VI, possui o melhor poder preditivo, faz-se necessário, a priori, escolher quais instrumentos serão utilizados no segundo método. Com isso, um vetor de variáveis foi construído para servir de instrumento para a educação, a qual é considerada endógena em uma equação de rendimentos. Tais variáveis são: número de componentes da família e se o indivíduo possui acesso à internet, além das variáveis explicativas. A expectativa é que a primeira exerça uma correlação negativa, por comprometimento do orçamento doméstico, e a segunda positiva por complementaridade à exigência do nível educacional. A tabela 2 mostra as estimativas que fornecem indícios sobre a validade destes instrumentos, uma vez que, independentemente de onde se encontra a amostra, os coeficientes com os sinais esperados são estatisticamente significantes, juntamente com a estatística F, indicando que essas variáveis são correlacionadas com a variável endógena e que podem ser utilizadas no modelo de VI.

ocorrência deve-se à qualidade dos instrumentos que são utilizados, embora se enfatize que estes foram escolhidos considerando as limitações da PNAD para 2009. Estes resultados reforçam a precariedade de variáveis disponibilizadas para estimação de modelo mais sofisticado e alertam para a necessidade de ampliar o conteúdo das amostras.

Além disso, essa tabela mostra que o coeficiente que representa a razão inversa de Mills é estatisticamente significativo, indicando que a não inclusão desta variável em equação de rendimentos fornecerá estimativas

viesadas. Outro ponto que pode ser destacado é que quando se utiliza a estimação pelo método de VI, a maioria dos coeficientes das variáveis aumentam em magnitude, inclusive o retorno da educação, o qual apresentou aumento de, no mínimo, 100%, superestimando, assim, as previsões dos retornos sobre os rendimentos.

A comparação para fins preditivos entre esses dois modelos com as observações da amostra é ilustrada nos gráficos 1 a 5, os quais foram elaborados a partir de um indivíduo representativo que apresenta as seguintes características: homem da raça branca com idade de 35 anos e residente em área urbana; as demais variáveis contínuas foram estipuladas no valor da média. Verifica-se em todos os gráficos que a linha de tendência contendo os dados amostrais aproxima-se da linha que representa o modelo endógeno, indicando que este possui um melhor ajuste.

Tabela 3 – Estimação da Equação de Rendimento através dos Modelos Endógeno e VI por Regiões, Estados e Brasil, 2009

Variáveis	Modelo Endógeno					VI				
	Brasil	NE	CE	SSE	RJ	Brasil	NE	CE	SSE	RJ
<i>E</i>	0.1285 (0.000)	0.1265 (0.000)	0.1236 (0.000)	0.1239 (0.000)	0.1179 (0.000)	0.3050 (0.000)	0.3476 (0.000)	0.3497 (0.000)	0.2653 (0.000)	0.2170 (0.000)
<i>I</i>	0.1200 (0.000)	0.1474 (0.000)	0.0981 (0.000)	0.1222 (0.000)	0.2135 (0.000)	0.1831 (0.000)	0.2838 (0.000)	0.1463 (0.000)	0.1675 (0.000)	0.4266 (0.000)
<i>I</i> ²	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.024)	-0.001 (0.024)	-0.002 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.003 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.005 (0.000)
<i>G</i>	0.5694 (0.000)	0.6050 (0.000)	0.5242 (0.000)	0.5788 (0.000)	0.6660 (0.000)	1.2705 (0.000)	1.6279 (0.000)	1.4896 (0.000)	1.149 (0.000)	1.3295 (0.000)
<i>R</i>	0.2324 (0.000)	0.1365 (0.000)	0.1129 (0.000)	0.1570 (0.000)	0.1267 (0.000)	0.1490 (0.000)	0.0642 (0.000)	0.0436 (0.112)	0.0855 (0.000)	0.0679 (0.000)
<i>U</i>	0.2554 (0.000)	0.3131 (0.000)	0.5091 (0.000)	0.1011 (0.000)	0.0370 (0.369)	0.1075 (0.000)	0.1345 (0.000)	0.3858 (0.000)	-0.021 (0.000)	-0.094 (0.055)
φ	6.9363 (0.000)	4.6975 (0.000)	3.9223 (0.000)	11.636 (0.000)	138.85 (0.000)	37.780 (0.000)	34.840 (0.000)	36.894 (0.000)	46.168 (0.000)	411.52 (0.000)
<i>Const.</i>	0.2495 (0.146)	0.2492 (0.398)	1.1121 (0.079)	-0.899 (0.000)	-39.18 (0.000)	-12.58 (0.000)	-14.43 (0.000)	-12.93 (0.000)	-13.94 (0.000)	-123.4 (0.000)
<i>R</i> ²	0.3580	0.3250	0.3174	0.3503	0.3380	0.2054	0.1308	0.1373	0.2207	0.2442
<i>MSE</i>	0.6541	0.7172	0.7234	0.5655	0.5560	0.7285	0.8156	0.8161	0.6197	0.5936
<i>F</i>	3683.97 (0.000)	1123.9 (0.000)	231.62 (0.000)	1835.3 (0.000)	233.50 (0.000)	17380 (0.000)	5407.5 (0.000)	1160.3 (0.000)	8692.9 (0.000)	1163.7 (0.000)

Fonte: Elaboração própria, 2012.
Nota: p-valores entre parênteses.

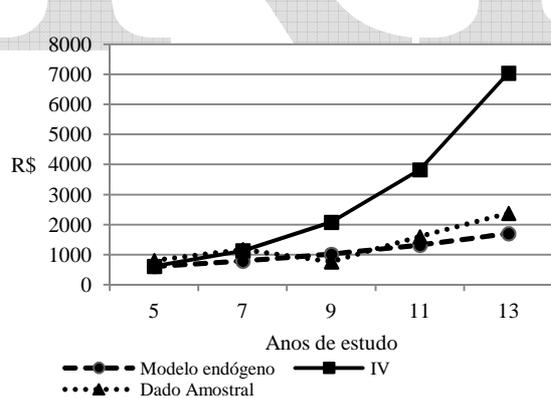


Gráfico 1 – Previsões dos Modelos para o Brasil, 2009.

Fonte: Elaboração Própria, 2012.

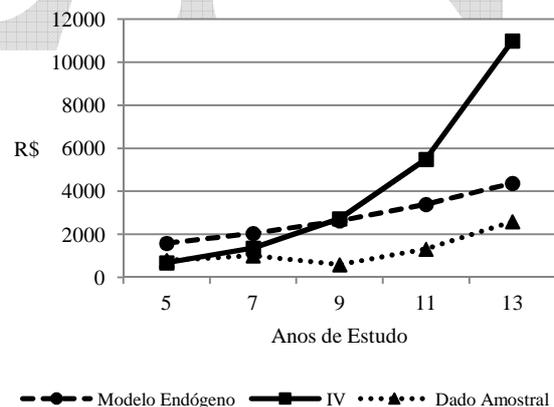


Gráfico 2 - Previsões dos Modelos para a Região NE, 2009.

Fonte: Elaboração Própria, 2012.

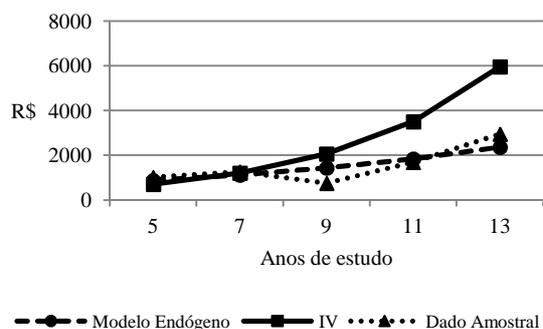


Gráfico 3 - Previsões dos Modelos para a Região SSE, 2009.

Fonte: Elaboração Própria, 2012.

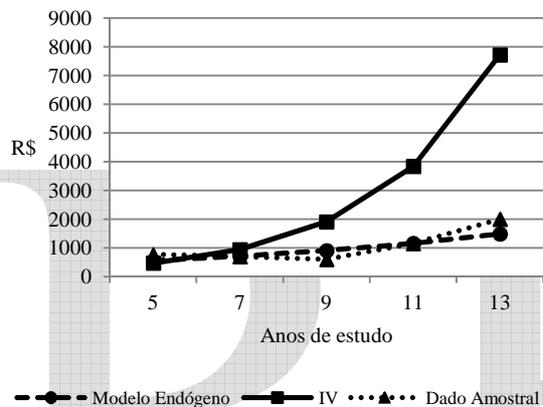


Gráfico 4 - Previsões dos Modelos para o Estado CE, 2009.

Fonte: Elaboração Própria, 2012.

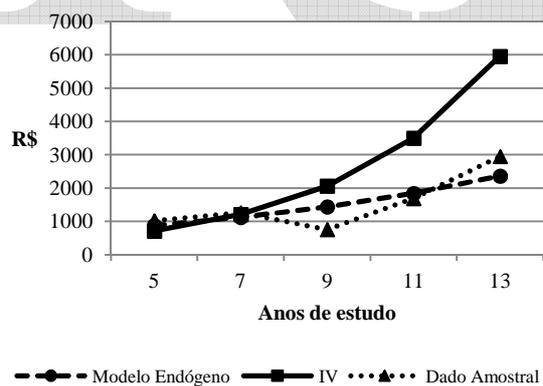


Gráfico 5 - Previsões dos Modelos para o Estado RJ, 2009.

Fonte: Elaboração Própria, 2012

Tendo verificado que o modelo endógeno apresenta melhor poder preditivo, optou-se por estimar a equação minceriana através da interação entre capital humano e regionalização, visando, assim, reduzir o viés de endogeneidade causado tanto pela escolha educacional quanto pelo viés de habilidades dos

indivíduos. Os resultados podem ser observados na tabela 4, os quais foram estimados com erros robustos e mostram que, não obstante o capital humano (E) ter atendido a expectativa teórica de afetar positivamente os rendimentos, observa-se que os retornos da educação variam com as regiões. Indivíduos residentes na Região Nordeste reduzem a magnitude do retorno da educação, em aproximadamente, 12%, enquanto que para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste aumentam em 10%, 7% e 11%, respectivamente. Ao restringir a análise por estados selecionados destas regiões, observa-se que o Ceará apresenta o menor retorno, pois seu efeito diminui em 14,46%, enquanto que os estados de Santa Catarina, São Paulo e Mato Grosso do Sul aumentam a magnitude em 12%, 8% e 9%, respectivamente. Isso mostra que um ano de escolaridade tem contribuição menor sobre a variação nos rendimentos para indivíduos de regiões menos desenvolvidas. Estes resultados reforçam aos encontrados por Bezerra e Ramos (2008), os quais afirmam que a distribuição da educação difere entre as regiões, favorecendo aquelas mais desenvolvidas.

Tabela 4 - Estimação da Equação de Rendimentos (3) para Regiões e Estados, 2009

Regiões		Estados	
Variáveis	Coefficiente	Variáveis	Coefficiente
E	0.1667 (0.000)	E	0.1708 (0.000)
$E * D_1$	-0.0199 (0.000)	$E * D_5$	-0.0247 (0.000)
$E * D_2$	0.0176 (0.000)	$E * D_6$	0.0206 (0.000)
$E * D_3$	0.0124 (0.000)	$E * D_7$	0.0143 (0.000)
$E * D_4$	0.0186 (0.000)	$E * D_8$	0.0144 (0.000)
EXP	0.0419 (0.000)	EXP	0.0400 (0.000)
EXP^2	0.0001 (0.000)	EXP^2	0.0002 (0.000)
G	0.5506 (0.000)	G	0.5542 (0.000)
R	0.1472 (0.000)	R	0.1881 (0.000)
U	0.2018 (0.000)	U	0.2176 (0.000)
φ	5.6120 (0.000)	φ	5.7474 (0.000)
Const.	2.0117 (0.000)	Const.	1.9353 (0.000)
R^2	0.3812	R^2	0.3615
F	2922.88 (0.000)	F	2508.80 (0.000)

Fonte: Elaboração Própria, 2012,
Nota: p-valores entre parênteses.

Apesar de o nível educacional ser comprovadamente um dos principais fatores explicativos dos diferenciais de salário entre as regiões, as especificidades em suas estruturas produtivas também devem ser consideradas para explicar tais diferenças. Em vista disto, diversos autores têm buscado suporte para tal constatação através de análises envolvendo segmentação do mercado de trabalho e

desenvolvimento regional. Savedoff (1990) abordou essa questão utilizando dados em *cross-section* para domicílios brasileiros nas décadas de 70 e 80. Ele demonstrou que apenas parte da variação dos rendimentos regionais é explicada pelo custo de vida e pela composição da força de trabalho, enquanto os principais fatores são decorrentes da organização econômica e dos perfis de desenvolvimento das regiões, refletindo, assim, a desigual distribuição espacial das atividades produtivas no Brasil.

Fontes et al. (2006) também constataram a existência de expressivos diferenciais de salário entre indivíduos com características observáveis similares residentes em distintas regiões do País. Os autores verificaram que os maiores salários foram estimados para os municípios do estado de São Paulo e o Distrito Federal e os menores salários ocorrendo, em média, nos municípios do Nordeste. Além disso, observou relativa melhoria dos níveis salariais nos municípios da maioria das regiões do País em relação aos municípios paulistas, principalmente nos estados do Sul-Sudeste, regiões que mais têm se beneficiado do processo de ‘aglomeração poligonal’² em curso no País.

Essa região do ‘polígono’, segundo Fontes et al. (2006), possui a rede urbano-industrial mais densa do País, abrangendo as principais metrópoles nacionais e numerosas cidades de porte médio, portanto, captadoras da maior parte dos investimentos produtivos, especialmente nos setores industriais mais modernos. Assim, além das regiões menos desenvolvidas apresentarem piores indicadores de capital humano, também possuem estruturas produtivas incipientes com baixo nível tecnológico, cenários estes que justificam os níveis inferiores de salariais relativamente aos observados por trabalhadores com características similares residentes em regiões mais desenvolvidas.

Porém, Prates (2010) argumenta que a economia brasileira tem apresentado quadro de crescente desconcentração produtiva com queda da participação da Região Sudeste na geração da riqueza nacional, ou seja, as demais regiões do País têm ampliadas suas participações na economia nacional. Isso colabora para explicar a redução dos diferenciais de salários entre as regiões.

Referente às demais variáveis, os coeficientes das variáveis EXP e EXP^2 foram significantes, mas a segunda não apresentou sinal esperado³, negativo, para indicar o formato parabólico sobre os rendimentos. De acordo com a literatura, existe um diferencial de renda se comparados indivíduos do sexo masculino e feminino e entre indivíduos considerados brancos e os não-brancos. Os resultados aqui encontrados reforçam

essa afirmação, pois as variáveis gênero e raça apresentaram sinais positivos, indicando que os indivíduos homens e brancos causam variações de 55% e 15% na renda, respectivamente. Já a variável que representa áreas urbanas observa-se um diferencial de renda entre indivíduos residentes em áreas urbanas e aqueles que residem em áreas rurais, de aproximadamente 20%.

Segundo o modelo teórico de Mincer (1974), o retorno futuro esperado independe do nível de escolaridade escolhido pelo indivíduo. Então, para testar essa hipótese, optou-se por estimar a equação de rendimentos definidas por faixa de escolaridade, faixas I, II e III, as quais representam os indivíduos que possuem cinco a nove anos de estudo, dez a doze e treze ou mais anos de estudo, respectivamente, cujos resultados constam na tabela 5.

A tabela 5 revela que o coeficiente da variável educação é estatisticamente significativo e varia com a faixa de escolaridade. Na maioria das estratificações, este coeficiente aumenta de acordo com o nível de escolaridade, ditando que níveis mais elevados de educação fornecem retornos de rendimentos maiores, ou seja, identificando retornos crescentes. Outros autores reformulam a equação teórica original de Mincer, ao impor um termo quadrático para educação, para explicitar que tais retornos é uma função crescente do nível educacional (CARVALHO et al., 2006; DIAS et al., 2013). Porém, ao interagir essa variável com anos de experiência, o coeficiente aproxima-se de zero, independente da faixa em que o indivíduo se encontra, confirmando a hipótese teórica formulada por Mincer (1974) de que a proporção da renda abdicada por investimentos pós-educação é a mesma em todos os níveis de escolaridade.

Além disso, ao se comparar as equações por regiões ou estados dentro de cada faixa de escolaridade, observa-se que os retornos variam dependendo do estrato geográfico, e que o estado do Ceará apresenta o menor coeficiente na primeira e na segunda faixa, enquanto na terceira faixa foi insignificante. Isso comprova que indivíduos residentes neste Estado e que possuem de cinco a nove anos de estudo apresentam retornos sobre a variação nos rendimentos de aproximadamente 9%, enquanto que para residentes do Rio de Janeiro este valor aumenta para 12%.

Os resultados revelam também que o estado do Ceará detém o menor diferencial de renda entre homens e mulheres nas três faixas, nos valores aproximados de 30%, 55% e 37%, respectivamente, além de ser o estado com a maior variação nos rendimentos entre indivíduos residentes em áreas urbanas e rurais.

² Esse processo foi definido por Diniz (1999) como um procedimento de reconcentração de parte considerável dos investimentos produtivos nas regiões mais desenvolvidas do País, notadamente, a Região Metropolitana de São Paulo e uma vasta área do Sul-Sudeste composta por regiões de Minas Gerais, o interior de São Paulo, se estendendo até o nordeste do Rio Grande do Sul.

³ Isso se deve ao fato de ter-se considerado apenas indivíduos com idade máxima de 35 anos.

Tabela 5 – Estimação da Equação de Rendimentos por Faixa de Escolaridade, Regiões, Estados e Brasil, 2009

Variáveis	Brasil	NE	CE	SSE	RJ	
Faixa I	E	0.1748 (0.000)	0.1960 (0.000)	0.0908 (0.096)	0.1605 (0.000)	0.1199 (0.000)
	E * EXP	-0.004 (0.000)	-0.005 (0.000)	-0.002 (0.379)	-0.004 (0.000)	-0.003 (0.299)
	EXP	0.0992 (0.000)	0.1146 (0.000)	0.0274 (0.496)	0.1112 (0.000)	0.0727 (0.000)
	EXP ²	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.0003 (0.636)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.059)
	G	0.5441 (0.000)	0.6410 (0.000)	0.3021 (0.056)	0.5668 (0.000)	0.4188 (0.000)
	R	0.2209 (0.000)	0.0953 (0.000)	0.1184 (0.000)	0.1361 (0.000)	0.1108 (0.000)
	U	0.2546 (0.000)	0.3662 (0.000)	0.6136 (0.000)	0.0744 (0.000)	-0.015 (0.789)
	φ	1.3371 (0.150)	1.5452 (0.233)	-5.498 (0.124)	5.6642 (0.000)	-13.48 (0.190)
	Const.	3.2099 (0.000)	2.4888 (0.000)	6.0165 (0.000)	2.2313 (0.000)	8.6610 (0.000)
	F	480.40	178.15	41.02	231.56	26.15
Faixa II	E	0.2515 (0.000)	0.2748 (0.000)	0.1946 (0.086)	0.3335 (0.000)	-0.101 (0.481)
	E * EXP	0.0039 (0.100)	0.0085 (0.106)	0.0144 (0.166)	-0.002 (0.320)	0.0107 (0.157)
	EXP	0.0640 (0.021)	0.0294 (0.637)	-0.075 (0.514)	0.1457 (0.000)	-0.064 (0.433)
	EXP ²	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.0006 (0.217)
	G	0.6715 (0.000)	0.5527 (0.000)	0.5581 (0.000)	0.6519 (0.000)	0.7226 (0.000)
	R	0.2115 (0.000)	0.0848 (0.000)	0.0342 (0.272)	0.1395 (0.000)	0.0759 (0.000)
	U	0.3011 (0.000)	0.3959 (0.000)	0.5131 (0.000)	0.1696 (0.000)	0.0897 (0.225)
	φ	40.494 (0.000)	24.929 (0.000)	25.980 (0.147)	46.772 (0.000)	228.11 (0.047)
	Const.	-10.00 (0.000)	-5.990 (0.000)	-5.139 (0.408)	-12.43 (0.000)	-59.55 (0.064)
	F	702.92	169.76	33.32	478.77	52.83
Faixa III	E	0.4116 (0.000)	0.8519 (0.000)	0.3269 (0.124)	0.1649 (0.000)	0.3680 (0.000)
	E * EXP	-0.009 (0.000)	-0.040 (0.000)	-0.009 (0.446)	0.0069 (0.049)	-0.0123 (0.272)
	EXP	0.3244 (0.000)	0.8001 (0.000)	0.2899 (0.120)	0.0528 (0.315)	0.2733 (0.108)
	EXP ²	-0.005 (0.000)	-0.007 (0.000)	-0.006 (0.000)	-0.004 (0.000)	-0.002 (0.214)
	G	0.5603 (0.000)	0.5077 (0.000)	0.3740 (0.000)	0.5334 (0.000)	0.4339 (0.000)
	R	0.1811 (0.000)	0.2151 (0.000)	0.2264 (0.000)	0.1563 (0.000)	0.0277 (0.672)
	U	0.3651 (0.000)	0.4453 (0.000)	0.8123 (0.000)	0.3329 (0.000)	-0.530 (0.199)
	φ	101.408 (0.000)	43.470 (0.023)	-3.416 (0.904)	97.038 (0.000)	—
	Const.	-30.06 (0.000)	-19.96 (0.024)	1.5826 (0.888)	-24.90 (0.000)	1.6970 (0.299)
	F	232.13	57.91	23.14	148.76	25.15

Fonte: Elaboração Própria, 2012
Nota: p-valores entre parênteses.

Após a comprovação deste resultado, aglutinou-se em uma única equação, seguindo a mesma especificação anterior, separando apenas por região e estado, e computou-se a mesma variável de interação para testar a hipótese de Mincer e observar se os resultados permaneceriam. A tabela 6 mostra que o coeficiente da interação foi significativo, embora se aproxime de zero em todos os estratos regionais, ratificando o resultado.

Tabela 6 – Estimação da Equação de Rendimentos por Experiência, Região e Estado, 2009

Variáveis	Brasil	NE	Ceará	SSE	RJ
E	0.2393 (0.000)	0.2699 (0.000)	0.2490 (0.000)	0.2324 (0.000)	0.3195 (0.000)
E * EXP	-0.0059 (0.000)	-0.0081 (0.000)	-0.0076 (0.000)	-0.0057 (0.000)	-0.0097 (0.000)
EXP	0.1494 (0.000)	0.1918 (0.000)	0.1751 (0.000)	0.1508 (0.000)	0.2608 (0.000)
EXP ²	-0.0023 (0.000)	-0.0033 (0.000)	-0.0031 (0.000)	-0.0023 (0.000)	-0.0041 (0.000)
G	0.5363 (0.000)	0.5682 (0.000)	0.4706 (0.000)	0.5492 (0.000)	0.7105 (0.000)
R	0.2255 (0.000)	0.1229 (0.000)	0.1030 (0.000)	0.1519 (0.000)	0.1029 (0.000)
U	0.2700 (0.000)	0.3279 (0.000)	0.5120 (0.000)	0.1094 (0.000)	0.0497 (0.225)
φ	4.9743 (0.000)	3.3687 (0.000)	1.9093 (0.140)	9.2930 (0.000)	153.25 (0.000)
Const.	1.2322 (0.000)	1.0356 (0.398)	1.6719 (0.000)	0.2817 (0.201)	-42.878 (0.000)
R ²	0.3679	0.3418	0.3324	0.3616	0.3704
F	3348.5 (0.000)	1056.42 (0.000)	214.96 (0.000)	1653.13 (0.000)	222.84 (0.000)

Fonte: Elaboração própria, 2012

Nota: p-valores entre parênteses.

5 Conclusões

Este trabalho contribuiu com o debate existente na literatura econômica sobre o problema da endogeneidade da educação em uma equação de rendimentos individuais ao identificar, através de aplicativos empíricos, o modelo que tem o melhor poder preditivo. Aliado a isso, amplia-se esse debate ao permitir que equações mincerianas provenham retornos variáveis do capital humano através da interação desta variável com a regionalização – grandes regiões e estados selecionados de cada uma destas.

Inicialmente, para consecução desses objetivos, foram testados dois métodos de estimação para a equação minceriana – modelo endógeno e o procedimento de variáveis instrumentais – para se inferir sobre qual deles possui o melhor poder preditivo; o primeiro, decorrente da endogeneidade da variável educação, e o segundo, modelo com variáveis instrumentais (VI), dependente da qualidade dos instrumentos. Dos resultados, observou-se que o método de Heckman aplicado ao modelo endógeno possui o menor erro quadrático médio (MSE), ou seja, este modelo, sabido a priori ser viesado, se ajusta melhor do que o modelo VI, indicando que, os trabalhos na literatura que procuram corrigir o problema da endogeneidade através da utilização de instrumentos incorrem em estimativas menos confiáveis. Isso acontece devido a restrições que ocorrem quanto às fontes de dados disponíveis.

Após a constatação de que o modelo endógeno detém o melhor poder preditivo, optou-se por estimar a equação minceriana através da interação entre capital humano e regionalização, visando, assim, reduzir o viés de endogeneidade causado tanto pela escolha educacional quanto pelo viés de habilidades dos indivíduos. As estimativas permitiram concluir que as

taxas de retorno da educação variam de acordo com as regiões brasileiras, sendo a Região Nordeste a que apresentou o menor valor dentre elas, correspondente a 14,68%. Comparando estes valores com a Região Centro-Oeste, região que apresentou a maior taxa no período em análise, o diferencial entre os retornos da educação causada pela diferença regional chega a 26%. Ao restringir a análise por estados selecionados para cada região, observa-se que o retorno para o estado do Ceará está próximo ao encontrado para o NE, no valor de 14.61%, porém ao comparar ao estado de Santa Catarina, o diferencial atinge 31%. Isso mostra que indivíduos residentes em regiões economicamente mais desenvolvidas tendem a acumular capital humano em níveis mais elevados do que outros de regiões menos desenvolvidas, portanto, capta-se parte do viés de habilidade.

Além disso, testou-se a hipótese de Mincer (1974) que o retorno futuro esperado independe do nível de escolaridade escolhido pelo indivíduo. Pode-se constatar através da interação entre anos de estudo e experiência, que o coeficiente desta variável aproxima-se de zero independente da faixa em que o indivíduo se encontra, confirmando os resultados encontrados por Mincer (1974) que a proporção da renda abdicada por investimentos pós-educação é a mesma em todos os níveis de escolaridade.

Os argumentos teóricos e metodológicos discutidos e os resultados obtidos reforçam a precariedade de variáveis disponibilizadas para estimações de modelos mais sofisticados, e alertam para a necessidade de ampliação do conteúdo das amostras. Abstraído-se de problemas de acesso a dados ser um bem público – que muitas agências locais ignoram – agências responsáveis pelo desenho e coleta de dados deveriam compartilhar com a comunidade científica sobre a necessidade de informações a serem geradas em uma *survey* para atender as ações de políticas locais com diagnósticos mais precisos. Exemplo disso é a PNAD que reproduz sistematicamente as mesmas informações sem atender a evolução de mudanças estruturais que ocorrem na economia, e mais rapidamente nas transformações metodológicas das ciências. A inexistência de variáveis instrumentais adequadas é um claro exemplo disso, mas que poderia ser sanado com desenhos apropriados das *surveys*. Uma mínima análise de cunho intergeracional ou extração de *cohorts* locais que poderiam ser de grande valia na endogeneidade da educação é inviabilizada por indisponibilidade de informação.

O direcionamento de estudos que buscam encontrar a taxa de retorno da educação através de um único número médio foca ações de política com impactos genérico e universal. Para países pobres ou em desenvolvimento com orçamentos restritos, não devem apenas esboçar políticas universais, mas sim, concentrar-se em populações locais determinadas por suas *cohorts* prioritárias, tais como, classe de indivíduos pobres, alunos do segundo grau evadidos da escola, dentre muitos outros.

Em termos de política, cabe mencionar que o risco associado com os diferentes níveis de obtenção educacional e que o grau de aversão ao risco individual afeta na escolha do nível educacional, pois a presença de risco em retorno da educação gera motivo suficiente para a necessidade de intervenção governamental no setor educacional. Se os indivíduos escolhem níveis educacionais sub-ótimos devido ao elevado grau de aversão ao risco, então, políticas governamentais são necessariamente clamadas.

7 Referências

- ARIAS, O; MCMAHON, W. Dynamic Rates of Return to Education in the U.S. **Economics of Education Review**. v.20, n.1, p. 121-138, 2001.
- ASHENFELTER, O; KRUEGER, A. Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins. **The American Economic Review**. v. 84, n. 5, p. 1157-1173, 1994.
- BARRO, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A **recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional Brasileiro da última década**. (Texto para discussão n. 1304). Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- BECKER, G. S.; CHISWICK, B.R. Education and the Distribution of Earnings. **American Economic Review**, v. 56, p. 358-369, 1966.
- BEN-PORATH, Y. The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. **Journal of Political Economy**, v.75, n.4, p. 352-365, 1967.
- BELZIL, C. The return to schooling in structural dynamic models: a survey. **European Economic Review**, v.51, p.1059-1105, 2007.
- BELZIL, C; HANSEN, J. Unobserved Ability and the Return to Schooling. **Econometrica**, v.70, p.2075-2091, 2002.
- BEZERRA, F. B.; RAMOS, F.S. **Acesso à educação: houve redução das disparidades regionais e estaduais? Brasil e Nordeste 1981-2002**. Pernambuco: UFPE, 2008
- BOUDARBAT, B; LEMIEUX, T.; RIDELL, W. C. **The Evolution of the returns to Human Capital in Canada, 1980-2006**. (Working Paper n.1) University of British Columbia, 2008.
- BUDRIA, S.; PEREIRA, P.T. **Educational Qualifications and Wage Inequality: Evidence for Europa**. (Discussion Paper, 1763) IZA. Set. 2005.
- CAMERON, A. C; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. 1058p.
- CARD, D. Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. **Econometrica**, v.69, p.1127-1160, 2001.

- CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. J. The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. **Economic Journal**, v.112 n.482, p. 705-734, 2002.
- CARVALHO, A.P. et al. Diferenciais de Salários por Raça e Gênero no Brasil: Aplicação dos Procedimentos de Oaxaca e Heckman em Pesquisas Amostrais Complexas. Anais do XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais (ABEP), Caxambú, 20p., 2006.
- DEVEREUX, P.; FAN, W. Earnings Returns to the British Education Expansion. **Economics of Education Review**, (article in press, forthcoming), 15 p., 2011.
- DIAS, J. et al. Função de Capital Humano dos Estados Brasileiros: Retornos Crescentes ou Decrescentes da Educação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.43, n.2, p.333-379, 2013.
- DI PIETRO, G.; PEDACE, L. Changes in the returns to education in Argentina. **Journal of Applied Economics** v.11, n.2, p.259-279, 2008.
- DINIZ, C. C. A nova configuração urbano-industrial no Brasil. In: XXVII Encontro Nacional de Economia, 27, Belém. **Anais**. Belém: ANPEC, 20 p., 1999.
- FLEISCHHAUER, K. **A Review of Human Capital Theory**: Microeconomics. University of St. Gallen, Discussion Paper n. 01, 30p., 2007.
- FONTES, G. G.; SIMÕES, R. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000: uma aplicação dos modelos hierárquicos. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia, Salvador. **Anais**. Salvador, ANPEC, 2006, 20p.
- HECKMAN, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v.47, n.1, p.153-161, Jan. 1979.
- HECKMAN, J. J. et al. **Earning functions, rates of return and treatment effects: the Mincer Equation and Beyond**. Chicago: USA, Discussion Paper n.1700, 200 p. August, 2005.
- HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. **Earnings functions and rates of return**. (Discussion Paper Series). UCD, 55p., 2008.
- _____. Earnings equations and rates of return: The Mincer equation and beyond. In E. A. Hanushek and F. Welch (Eds.), **Handbook of the Economics of Education**. Amsterdam: Elsevier, cap.7, p.307-458, 2006.
- HECKMAN, J.J.; POLACHEK, S. Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship. **Journal of the American Statistical Association**v.69, p.350-354, 1974.
- HECKMAN, J.J.; URZUA, S. **Comparing IV with Structural Models**: What Simple IV Can and Cannot Identify. NBER Working Paper, n. 14.706, 33 p., 2009.
- HECKMAN, J.J.; VYTLACIL. Structural Effects, Treatment Effects and Econometric Policy Evaluation. **Econometrica**, v.73, n.3, p.669-738, 2005.
- HENDERSON, D.J.; POLACHEK, S.W.; WANG, L. Heterogeneity in Schooling Rates of Return. **Economics of Education Review** (article in press, forthcoming), 13 p., 2011.
- KEANE, M.P; WOLPIN, K.I. The Career Decisions of Young Men. **Journal of Political Economy**, v.105, p.473-522, 1997.
- LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.
- LAM, D; LEVINSON, D. Declining inequality of schooling in Brazil and its effects on inequality of wages. **Journal of Development Economics**, n.37, p.199-225, 1992.
- LOPEZ, R.; THOMAS, V; WANG, Y. **Addressing the education puzzle**: The distribution of education and economic reform. World Bank, Policy research working paper, n.2031, 45p., 1998.
- LOUREIRO, P.; GALRÃO, F. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Economia Aplicada**, v.5, n.3, p.519-545, 2001.
- MENEZES-FILHO, N. A. **A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho**. São Paulo: USP/ Departamento de Economia, março, 43p., 2001.
- MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. **Journal of Political Economy**, v.6, n.4, p 281-302, 1958.
- MINCER, J. B. **Schooling, experience and earnings**. New York: NBER, 1974. 152p.
- PRATES, A. M.Q. A dinâmica da estrutura produtiva da região sul/sudoeste de minas gerais nos anos recentes: apontamentos de sua inserção na economia mineira. 2010. Disponível em:<http://www.cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario_diamantina/2010/D10A054.pdf>
- Acesso em: 25 Jul. 2013.
- PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. **Returns to Investment in Education**: a Further Update. World Bank Policy Research Working Paper 2.881, 38p., 2002.
- RAMOS, L. A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-real: o papel da escolaridade e do desemprego. **Economia Aplicada**. São Paulo: v.11, n.2, p.281-301, abril-junho 2007.
- RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retorno para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais. **Economia Aplicada**, v.10, n.3, p.349-365, 2006.
- ROUSE, C. Further Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins. **Economics of Education Review**. v.18, n.2, p. 149-157,1999.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A; MENDONÇA, R. J. C. Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no

Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.58, n.2, p. 249-265, Abril/Jun., 2004

SALVATO, M. A.; SILVA, D. G. **O Impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte**. 2008. Disponível em: <
http://www.marciosalvato.com/pdf/marcio_denis.pdf>
Acesso em: 10 Jul. 2012.

SAPELLI, C. **Los Retornos a la Educación en Chile: Estimaciones por Corte Transversal y por Cohortes**. Documento de Trabajo, n.349,, 41p., Santiago, 2009

SAVEDOFF, W. D. Os Diferenciais regionais de salários no Brasil: Segmentação versus dinamismo da demanda. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, n.3, p. 521-556, 1990.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American Economic Review**, v.51, n.1, p. 1-17, 1961.
SOARES, R. R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não-linearidade no retorno da educação. **Revista de Econometria**, v.19, n.2, p.377-404, 1999.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. **Um estudo do retorno da educação na região nordeste: análise dos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco a partir da recente queda da desigualdade**. Ttexto para discussão, n.72, IPECE, Fortaleza, 38p., 2010.

TROSTEL, P. WALKER, I.; WOOLLEY, P. Estimates of the economic return to schooling for 28 countries. **Labour Economics**, v.9: p.1-16, 2002

UEDA, E. M.; HOFFMAN, R. Estimando o retorno em educação no Brasil. **Economia Aplicada**, v.6, n.2, p.209-238, 2002.

WILLIS, R.J; ROSEN, S. Education and Self-Selection. **Journal of Political Economy**, v.87, p.7-36, 1979.

WOOLDRIDGE, J M. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo Thomson, 2006, 684 p..

ZEPEDA et al. **Changes in Earnings in Brazil, Chile And Mexico: Disentangling the Forces Behind Pro-Poor Change in Labour Markets**. (Working Paper, n.51). International Policy Centre for Inclusive Growth (IPC - IG). 32p., Mar. 2009,