

Taxa interna de retorno da educação: uma análise não paramétrica para o Rio Grande do Sul*

Aline Dalcin**

Daiane Zanon***

Doutoranda em Economia Aplicada pela
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Mestranda em Economia Aplicada pela
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Resumo

Este artigo busca calcular a TIR não paramétrica para o Rio Grande do Sul, a partir dos dados das PNADs de 2002 a 2014. Os resultados obtidos apontam que (1) a TIR decresceu ao longo do tempo, provavelmente, devido à expansão da escolaridade e à piora da qualidade da educação; (2) os valores das TIRs para mulheres e para negros são inferiores em comparação com os valores das TIRs para homens e para brancos, respectivamente; (3) a maior TIR é encontrada no ensino superior em comparação com o ensino médio.


Palavras-chave

Retorno da educação; regressão linear local; modelo de Mincer

Abstract

This article seeks to calculate the nonparametric IRR for Rio Grande do Sul, based on PNAD data from 2002 to 2014. The results show that (1) the IRR has decreased over time, probably due to the expansion of schooling and

* Artigo recebido em maio 2017 e aceito para publicação em jul. 2017.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.
Open Acces (Acesso Aberto)

** E-mail: linedalcin@gmail.com

*** E-mail: daianezn@gmail.com

the deterioration of the quality of education; (2) the IRR values for women and for blacks are lower compared to the values for men and for whites, respectively; (3) the highest IRR is found in higher education compared to high school.

Keywords

Returns to schooling; local linear regression; Mincer model

Classificação JEL: I20, I26

1 Introdução

A decisão de acumular de capital humano, por exemplo, educação, depende da mensuração correta de seus retornos. Uma maneira de medi-los é através da taxa interna de retorno (TIR), que foi introduzida como conceito central da teoria do capital humano por Becker (1964). De acordo com o autor, os indivíduos decidem se investem em educação comparando seus custos e benefícios, e a TIR é a taxa de desconto que os iguala. Em outras palavras, a TIR indica o custo de oportunidade da educação em relação a outras alternativas de investimento.

Em uma regressão do logaritmo da renda contra anos de estudo, o coeficiente da variável de anos de estudo é comumente chamado de TIR. No entanto, esse coeficiente é uma taxa de crescimento da renda para cada ano de estudo e não é uma TIR — exceto sob certas condições. A justificativa para interpretá-lo como uma TIR é proveniente do modelo de Mincer (1958, 1974). As condições que tornariam o coeficiente minceriano uma TIR, são as seguintes: agentes neutros ao risco que maximizam o valor presente da renda esperada ao longo do ciclo de vida; o tempo de trabalho total ao longo do ciclo de vida é igual para todos indivíduos independentemente do nível educacional; os únicos custos incorridos são os custos de oportunidade; não existe incerteza; os agentes entram no mercado de trabalho um período após o encerramento dos estudos; os agentes não trabalham durante a escolarização; não existem imperfeições no mercado de crédito; após a obtenção de um emprego, os agentes não retornam à educação; a forma funcional da renda deve ser (em log) linear sobre a educação e separável multiplicativamente entre educação e experiência (paralelismo).

Muitos estudos consideram o coeficiente minceriano como a TIR sem realizar qualquer tipo de teste sobre essas hipóteses. Por sua vez, Hungerford e Solon (1987), Bound, Jaeger e Baker (1995), Jaeger e Page (1996), Heckman, Layne-Farrar e Todd (1996) e Heckman, Lochner e Todd (2006) realizaram testes de linearidade e paralelismo para os Estados Unidos, rejeitando a hipótese sobre a forma funcional da renda, a qual é crucial para se possa interpretar o coeficiente minceriano como TIR. Moura (2008) realizou os mesmos testes para o Brasil e também rejeitou a hipótese sobre a forma funcional. Após realizados esses testes, o autor calculou a TIR e comparou com o coeficiente de Mincer, encontrando vieses acima de 14 pontos percentuais.

Nesse cenário, o objetivo deste artigo é calcular estimativas mais precisas da TIR para o estado do Rio Grande do Sul, a partir de uma especificação não paramétrica que permite a não linearidade e a não separabilidade na função de salário. Embora Moura (2008) já tenha utilizado essa metodologia para estimar a TIR para o Brasil como um todo, sabe-se que o país é bastante heterogêneo e, portanto, não há razão para se esperar que a magnitude e a trajetória temporal dos resultados encontrados em seu trabalho sejam iguais para todas as regiões e para todos os estados brasileiros. Os artigos de Suliano e Siqueira (2012) e Dias *et al.* (2013) são exemplos que reportam retornos educacionais distintos para as regiões ou para os estados do Brasil. Além disso, a expansão considerável do ensino superior na última década afetou a dinâmica do mercado de trabalho atual, modificando, possivelmente, as taxas de retorno estimadas por Moura em 2008, uma vez que a maior oferta relativa de capital humano tende a diminuir o prêmio recebido pelo investimento em educação. Dessa forma, este artigo busca acrescentar mais evidências do retorno do capital humano, a fim de contribuir para o desenho de políticas públicas educacionais no Rio Grande do Sul.

Por causa de diferenças no mercado de trabalho para homens e mulheres e para brancos e negros, a TIR foi calculada para quatro grupos: homens brancos, homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Os resultados obtidos apontam que a maior TIR é encontrada no ensino superior em comparação com o ensino médio, enquanto, na análise dos grupos, os homens brancos são os maiores beneficiados pelo investimento individual em educação. Além disso, tendo como referência os coeficientes mincerianos, quando a TIR não paramétrica é calculada o viés chega a um pouco mais de 20 pontos percentuais.

O artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção, é realizada a revisão da literatura, perpassando os modelos teóricos de Mincer (1974) e Becker (1964) e os trabalhos empíricos

internacionais e nacionais que aplicaram o modelo de Mincer ou utilizaram o conceito da TIR. Na terceira seção, são apresentados os dados, a metodologia e algumas estatísticas descritivas. Posteriormente, são utilizadas as informações disponíveis nas PNADs de 2002 a 2014 para avaliar a TIR no Rio Grande do Sul. Por fim, a quinta seção conclui o artigo.

2 Revisão da literatura

2.1 Literatura teórica

A preocupação dos economistas com o investimento em educação e em treinamento teve início somente em meados das décadas de 1950 e 1960 com a teoria do capital humano e os trabalhos de Jacob Mincer e Gary Becker. Mincer (1958) surgiu como um dos primeiros autores a analisar o efeito da escolaridade como determinante dos rendimentos. Seu modelo foi construído com base no comportamento econômico racional dos indivíduos no mercado de trabalho e tinha as seguintes hipóteses: indivíduos possuem habilidades e oportunidades idênticas; o tempo de trabalho total ao longo do ciclo de vida é igual para todos indivíduos independentemente do nível educacional; os únicos custos incorridos são os custos de oportunidade; não existe incerteza; os agentes entram no mercado de trabalho um período após o encerramento dos estudos; os agentes não trabalham durante a escolarização; não existem imperfeições no mercado de crédito; após a obtenção de um emprego, os agentes não retornam à educação; cada ocupação exige um nível de escolaridade. Nesse contexto, para que os indivíduos aceitem uma ocupação que exige uma maior escolaridade, é necessário haver uma compensação salarial. Assim, o trabalho de Mincer (1958) mostrou que quanto maior a escolaridade, maior o ganho salarial.

Em busca de respostas para a mesma questão, Becker (1964) introduziu à teoria de capital humano o conceito de taxa interna de retorno (TIR). De acordo com o autor, os indivíduos decidem se investem em educação comparando seus custos e benefícios, e a TIR é a taxa de desconto que os iguala. Dois anos depois, Becker e Chiswick (1966) produziram a primeira regressão que relaciona o rendimento a anos de escolaridade. O trabalho de Becker e Chiswick (1966) foi criticado pelas possíveis fontes de viés. Um exemplo é a correlação entre anos de estudo e anos investidos em outro capital humano. Pessoas que abandonam a escola começam cedo o seu treinamento no trabalho e passam a ter mais deste tipo de investimento. Isso pode ocasionar taxas de retorno da escolaridade que são menores do

que as taxas internas de retorno estimadas a partir do método de valor presente (CHISWICK, 2003).

Mincer expandiu seu trabalho de 1958 com a publicação em 1974 de *Schooling, Experience and Earnings*, que foi reflexo das críticas a seu trabalho anterior e aos trabalhos de outros autores. Mais especificamente, *Schooling, Experience and Earnings* foi uma resposta às falhas do trabalho de Becker e Chiswick (1966). Com esse intuito, o autor deu maior ênfase aos investimentos em capital humano pós-escola, isto é, ao treinamento no trabalho. Em comparação com as hipóteses do modelo de 1958, a diferença está que os indivíduos não são mais *ex ante* idênticos. Assim, a compensação salarial não é mais a mesma para todos os indivíduos. Ao contrário, a compensação salarial necessária para que se aceite uma ocupação que exige uma maior escolaridade é diferente para cada indivíduo.

O modelo de Mincer (1958, 1974) pode ser especificado como:

$$\ln[y(s_i, x_i)] = \alpha + \rho s_i + \beta_0 x_i + \beta_1 x_i^2 + \varepsilon \quad (1)$$

onde $Y(s,x)$ é o salário ou rendimentos ao nível de escolaridade s (*proxy* para investimento em educação) e experiência de trabalho x (*proxy* para investimento em treinamento); ρ é a taxa de retorno para a educação, conhecida como o coeficiente (ou retorno) minceriano da educação; e ε tem $E(\varepsilon|s,x) = 0$. Através da equação (1), é possível ver que no modelo de Mincer a forma funcional da renda deve ser (em log) linear sobre a educação e separável multiplicativamente entre educação e experiência. É importante ressaltar que coeficiente minceriano, ρ , que é comumente chamado de TIR, é uma taxa de crescimento da renda para cada ano de estudo e não é uma TIR como introduzido por Becker (1964) — exceto sob as hipóteses do modelo.

2.2 Literatura empírica internacional

Muitos autores já se propuseram a estimar a taxa de retorno da educação. A grande maioria desses autores se basearam no modelo de Mincer e empregaram o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). No entanto, existem muitas objeções à utilização desse método para estimar a relação entre o logaritmo da renda, os anos de estudo e as demais variáveis do modelo. O viés de variável omitida, causado pela ausência de uma variável que mensure a habilidade, é um exemplo (GRILICHES, 1977). É possível que os indivíduos mais habilidosos, que já possuem uma probabilidade maior de renda alta, optem por mais escolaridade. Assim, a omissão da habilidade na regressão torna viesadas as estimativas da taxa de retorno da

educação. As respostas à essa endogeneidade da variável de anos de estudo incluem o uso do método de Variáveis Instrumentais (VI) e de dados de gêmeos idênticos (BURGESS, 2016).

Ashenfelter e Krueger (1994) e Ashenfelter e Rouse (1998) são trabalhos que utilizaram dados de gêmeos idênticos. Ashenfelter e Krueger (1994) encontraram que um ano a mais de educação aumenta o salário de 12% a 16%, enquanto Ashenfelter e Rouse (1998) encontraram 9%. Já Card (1993) e Angrist e Krueger (1991) são trabalhos que utilizaram o método de VI. Card (1993) adotou a distância até a universidade como variável instrumental e estimou um retorno médio por ano de estudo de 10% a 14%. Por sua vez, Angrist e Krueger (1991) observaram que, nos Estados Unidos, as crianças que nasceram no início do ano geralmente começam a estudar mais velhas em comparação com as demais e podem deixar a escola antes, logo que alcançam a idade mínima legal para o abandono escolar. Adotando o mês de nascimento como variável instrumental, os autores estimaram um retorno médio por ano de estudo de 7,5%.

Assim como para o método de MQO, também existem objeções para esses dois métodos. Dados de gêmeos idênticos, geralmente, formam uma amostra de tamanho reduzido, o que gera estimativas menos precisas. A escolha das variáveis a serem utilizadas como instrumentos também pode influenciar as estimativas. Isto é, diferentes variáveis instrumentais podem produzir diferentes estimativas a partir da mesma base de dados (HECKMAN; URZUA; VYTLACIL, 2006). Além disso, estudos utilizando o método de VI geram uma taxa de retorno entre 20% a 40% acima das reportadas pelo método de MQO (CARD, 1999). Por exemplo, Trostel, Walker e Woolley (2002) encontraram que as estimativas de VI são aproximadamente 20% maiores do que as estimativas de MQO. Esses resultados são possivelmente devidos a erro de medida ou a uso inadequado de instrumentos (PSACHAROPOULOS; PATRINOS, 2004).

Ainda existem objeções quanto a forma funcional do modelo de Mincer. Dadas essas objeções, Heckman, Lochner e Todd (2006) realizaram testes de linearidade e paralelismo para os Estados Unidos, rejeitando a hipótese sobre a forma funcional da renda. Essa rejeição também pode ser encontrada em Hungerford e Solon (1987), Bound, Jaeger e Baker (1995), Jaeger e Page (1996) e Heckman, Layne-Farrar e Todd (1996). É nesse cenário que Psacharopoulos e Patrinos (2004) e Henderson, Polachek e Wang (2011) se distanciaram ainda mais do modelo de Mincer e dos métodos de MQO e VI: os primeiros se basearam no cálculo da TIR da matemática financeira, e os últimos empregaram regressões não paramétricas.

Mais especificamente, Psacharopoulos e Patrinos (2004) estenderam o trabalho de Psacharopoulos (1994) ao estimar a TIR do investimento em

educação para vários países. Esses autores destacaram que a América Latina/Caribe e a África Subsaariana são as regiões com a maior TIR, em termos privados e sociais, para os três níveis educacionais analisados (primário, secundário e superior) e que os países de alta renda pertencentes à Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) são os com as menores taxas. Eles destacaram também que as mulheres recebem em média retornos superiores aos homens.

Henderson, Polachek e Wang (2011) estimaram a taxa de retorno da educação dos Estados Unidos, examinando a heterogeneidade da taxa de retorno da educação para grupos populacionais, a partir de regressões não paramétricas via kernel. Os autores se preocuparam, principalmente, em investigar a heterogeneidade da taxa de retorno entre diferentes pares de grupos (brancos e negros, nativos e imigrantes, e jovens e velhos). Os resultados apontaram que a taxa de retorno da educação para os indivíduos negros é maior que para os brancos, a taxa de retorno para os nativos é maior que para os imigrantes e a taxa de retorno para os mais jovens é maior que para os mais velhos. Outro resultado interessante desse estudo é que a taxa de retorno da educação se manteve constante no período 1960-1980, porém cresceu no período 1950-2005, passando de uma taxa média igual a 8,2% para 14,3%.

Por fim, Heckman, Lochner e Todd (2006) uniram o cálculo da TIR com regressões não paramétricas. Eles utilizaram os dados do Censo americano de 1940 a 1990 para estimar a taxa interna de retorno. Em primeiro lugar, ao utilizar a especificação de Mincer, os autores encontraram taxas que variam entre 11% e 14% para homens brancos e entre 9% e 16% para homens negros. Em segundo lugar, ao relaxar as hipóteses do modelo e unir o cálculo da TIR com regressões não paramétricas, eles encontraram taxas bastante superiores. Por exemplo, a TIR do ensino médio foi de 50% em 1990 para homens brancos e de 58% para homens negros.

2.3 Literatura empírica brasileira

O modelo de Mincer também gerou uma série de trabalhos no Brasil. Embora uma lista de outros regressores seja tipicamente adicionada à equação básica, as três variáveis-chave — anos de estudo, experiência e experiência ao quadrado — permanecem. Soares e Gonzaga (1999), por exemplo, utilizaram o modelo de Mincer como base para investigar o funcionamento do mercado de trabalho brasileiro. Utilizando dados provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), os autores encontraram que um ano adicional de estudo produz um aumento de 11,8% na renda do trabalhador

secundário, caracterizado por pertencer a setores com postos de trabalho ruins e sem remuneração às variáveis de capital humano. Eles também encontraram que um ano adicional de estudo produz um aumento de 23,4% na renda do trabalhador primário, caracterizado por pertencer a setores com postos de trabalho bons e com maior remuneração às variáveis de capital humano. Dessa forma, o retorno do trabalhador primário é aproximadamente duas vezes maior que o do trabalhador secundário.

Na mesma linha de Soares e Gonzaga (1999), outros autores, como Loureiro e Carneiro (2001), Suliano e Siqueira (2012) e Fernandes (2015), também se propuseram a estimar a taxa de retorno da educação para diferentes grupos no Brasil. Loureiro e Carneiro (2001) exploraram a diferença entre os retornos educacionais no campo e na cidade e estimaram uma taxa de retorno de 11% na zona rural e de 18% na zona urbana. Suliano e Siqueira (2012) estimaram os retornos educacionais nas regiões Nordeste e Sudeste, as quais apresentam fortes disparidades socioeconômicas. Os autores concluíram que, na região Nordeste, um ano a mais de estudo eleva o salário em até 16%, enquanto, no Sudeste, o salário é elevado em até 13%. Por fim, Fernandes (2015) estimou os retornos educacionais para mulheres brancas e para mulheres negras e encontrou que um ano adicional de educação conduz a um aumento salarial de 5,9% para mulheres negras e de 9,0% para mulheres brancas.

Assim como a literatura internacional, a literatura brasileira também se preocupou com as possíveis fontes de viés. Nesse sentido, por se preocuparem com possíveis fontes de viés, Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) empregaram diferentes procedimentos para o cálculo do retorno da educação. Os três métodos utilizados foram o estimador de Heckman (1979), o qual também foi utilizado por Kassouf (1994), Resende e Wylie (2006) e Dias *et al.* (2013), o método de Garen (1984) e o método de pseudo painel de Deaton (1985). A partir desses três métodos, os autores encontraram resultados que variam de 10% a 22%. Dias *et al.* (2013) calculou as taxas de retorno da educação para os estados brasileiros: no Rio Grande do Sul, as taxas foram de 3,5%, 6,0%, 12,6% e 27,5% para 4, 8, 11 e 15 anos de estudo, respectivamente.

Ueda e Hoffmann (2002) também se preocuparam com possíveis fontes de viés. Ao estimar a taxa de retorno privada da educação no caso brasileiro, buscaram tratar de três problemas causadores de viés e inconsistência nas estimativas: a omissão de variáveis relevantes, a endogeneidade da educação e erros de medida dessa variável. Com esse objetivo, utilizaram o método de VI, adotando como instrumentos variáveis relacionadas às condições socioeconômicas da família — como a escolaridade dos pais e ocu-

pação do pai. O método de VI fez com que a taxa de retorno caísse 18%, passando de 12% (no método de MQO) para 9,8%.

Na literatura nacional, a forma funcional do modelo de Mincer foi questionada por Leal e Werlang (1991), Blom, Holm-Nielsen e Verner (2001), Moura (2008) e Crespo e Reis (2009). Mais especificamente, Crespo e Reis (2009) incluíram *dummies* para permitir mudanças de inclinação e saltos para os anos de estudo que representam o final de um ciclo educacional. Os autores também empregaram regressões não paramétricas, que flexibilizam a relação entre renda e escolaridade. Os resultados demonstraram uma redução do efeito-diploma entre 1982 e 2004, indicando que a conclusão de um ciclo educacional ou a obtenção de um diploma vem perdendo valor ao longo do tempo: o ensino superior passou de retornos de 31% em 1982 para retorno de 19% em 2004.

No Brasil, a preocupação em estimar uma TIR para educação se torna mais visível com os trabalhos de Castro (1973) e Langoni (1974). Ambos os autores encontraram TIRs elevadas para a educação brasileira. Langoni (1974) encontrou TIRs de 48% em 1960 e 32% em 1969 para a conclusão do primário em comparação com pessoas com nenhuma escolaridade. Já as taxas para a conclusão do ensino superior em comparação com o colegial foram iguais a 4,9% em 1960 e a 12,2% em 1969. Barbosa Filho e Pessôa (2008) estenderam o trabalho de Langoni (1974) e encontraram uma TIR ainda mais elevada em 2004 para a conclusão do ensino superior (13,8%). Esse resultado indica que recentemente os ciclos de maior retorno deixaram de ser os iniciais passando a ser os de ensino médio e superior.

Por fim, enquanto Barbosa Filho e Pessôa (2008) e Langoni (1974) estimaram a TIR social, Moura (2008) concentrou-se em estimar a TIR privada. Para tanto, o autor testou e rejeitou as hipóteses de linearidade e paralelismo, necessárias para que o coeficiente de anos de estudo seja interpretado como taxa de retorno no modelo de Mincer. Utilizando os dados da PNAD para o período de 1992 a 2004, o autor encontrou vieses que chegam a aproximadamente 14 pontos percentuais em relação ao coeficiente minceriano. Para o ano de 2004, a taxa de retorno linear da equação de Mincer foi igual a 16,2%. Já as taxas de retornos não paramétricas e não paralelas apresentaram menor magnitude: 1,1% para aqueles com pré-escola em comparação com aqueles que não possuem educação; 6,0% para aqueles com quatro anos de estudo em comparação com aqueles com somente a pré-escola; 5,8% para aqueles com ensino fundamental completo em comparação com aqueles com somente quatro anos de estudo; 8,4% para aqueles com ensino médio completo em comparação com aqueles com apenas o ensino fundamental completo; e 11,6% para aqueles com ensino superior completo em comparação com aqueles com apenas o ensi-

no médio completo. Em conformidade com os trabalhos anteriores, os resultados demonstraram que os retornos educacionais estão decaindo ao longo do tempo, exceto no ensino superior.

3 Dados, metodologia e estatísticas descritivas

A base de dados utilizada neste artigo foi construída a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002 a 2014 (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2016). A PNAD consiste em uma pesquisa por amostra de domicílios realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a qual é representativa do Brasil. A partir da amostra total da PNAD, algumas filtrações foram feitas a fim de obter uma maior consistência com o modelo de Mincer: indivíduos entre 15 e 64 anos, que não frequentam escola, com uma jornada de trabalho superior a 36 horas e inferior a 44 horas, com renda positiva e abaixo de 100 salários mínimos reais, excluindo os trabalhadores na produção para o próprio consumo, na construção para o próprio uso e os não remunerados.

A partir dessa base de dados, para o cálculo da TIR, foi utilizada a seguinte equação:

$$\sum_{x=0}^l \frac{\hat{Y}(x,s+h)}{(1+r)^{s+h}} - \sum_{x=0}^l \frac{\hat{Y}(x,s)}{(1+r)^x} = 0 \quad (2)$$

onde a primeira expressão representa o valor presente do benefício do investimento em mais h anos de estudo e a segunda expressão representa o valor presente do custo do mesmo investimento. $\hat{Y}(\cdot)$ é o valor ajustado da estimação não paramétrica por regressão linear local. Nessa regressão, o logaritmo natural da renda do trabalho principal é a variável dependente, e a experiência (calculada por: idade - idade com que começou a trabalhar) é a variável independente. Foram construídas subamostras por nível educacional (0, 4, 8, 11 e 15 anos de estudo), e essa regressão foi estimada para cada uma das cinco subamostras. Além disso, x é a experiência, s é um dos níveis educacionais a serem comparados, e $s+h$ é o outro nível educacional. Assim, h é simplesmente a diferença entre os dois níveis educacionais. Quando se compara o valor presente dos rendimentos de quem tem 8 e 4 anos de estudo, o h é igual a $8 - 4 = 4$ anos. Por fim, r é a TIR, a qual queremos calcular.

O estimador da regressão linear local para a média condicional $E[Y_i|x_i = x_0]$ é obtido a partir do seguinte problema de minimização:

$$\min_{a,b} \sum_{i=1}^n (Y_i - a - b_1(x_i - x_0))^2 K\left(\frac{x_i - x_0}{h_n}\right) \quad (3)$$

onde $K(\cdot)$ é uma função kernel e $h_n > 0$ é uma largura de banda (*bandwidth*) que converge para zero quando $n \rightarrow \infty$. Isto é, o estimador da média condicional $E[Y_i|x_i = x_0]$ é \hat{a} . Esse estimador linear local pode ser expresso como uma média ponderada:

$$\sum_{i=1}^n Y_i W_i(x_0) \quad (4)$$

onde $W_i(x_0) = \frac{K_i \sum_{j=1}^n K_j^2 - K_i \sum_{k=1}^n K_k}{\sum_{k=1}^n K_k \sum_{j=1}^n K_j^2 - (\sum_{k=1}^n K_k)^2}$ (HECKMAN; LOCHNER; TODD, 2006). Assim, neste trabalho, o estimador linear local será dado por $\hat{m}(x_0) = \sum_{i=1}^n Y(x_i) W_i(x_0)$, onde $Y(x_i)$ representa o logaritmo da renda do trabalho principal do indivíduo com experiência x e N representa o número de observações. Além disso, foi utilizada a função kernel gaussiana; e, em cada regressão, foi calculada a largura de banda ótima através do método de validação cruzada (*cross-validation*).

Por causa de diferenças no mercado de trabalho para homens e mulheres e para brancos e negros, a TIR foi calculada para estes quatro grupos: homens brancos, homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. A Tabela 1 apresenta estatísticas descritivas desses quatro grupos no estado do Rio Grande do Sul. A partir dessa tabela, nota-se um aumento real significativo da média salarial dos indivíduos em cada um dos grupos entre 2002 e 2014. A média de anos de estudo também se elevou em cada um dos grupos, passando, por exemplo, de 9,05 para 10,59 entre as mulheres brancas. A variável de experiência sofreu menor alteração, ficando em todos os anos e em todos os grupos entre 20 e 24 anos.

Por fim, vale ressaltar algumas limitações da pesquisa. Em primeiro lugar, a PNAD é um plano amostral complexo, e a não contabilização do desenho amostral influencia tanto as estimativas pontuais como as medidas de dispersão, causando viés nos resultados (SILVA *et al.*, 2002). Por isso, o desenho amostral foi considerado nos modelos paramétricos. No entanto, devido à complexidade do procedimento, nas regressões não paramétricas, não foi possível a incorporação do desenho amostral. Em segundo lugar, há a necessidade de um grande número de observações para estimar os modelos não paramétricos. Devido à aplicação de filtros na amostra da PNAD e à divisão em subamostras por escolaridade, raça e gênero, algumas das TIRs não puderam ser estimadas. Esse é o caso de homens brancos e de mulheres brancas com 0 e 4 anos de estudo.

Tabela 1

Estatísticas descritivas					
VARIÁVEL	ANO	HOMENS BRANCOS	HOMENS NEGROS	MULHERES BRANCAS	MULHERES NEGRAS
Renda real (valores de 2015)	2002	1.879,47 (2.431,41)	1.235,16 (1.128,91)	1.424,45 (1.768,82)	915,48 (877,08)
	2008	2.308,25 (3.039,69)	1.345,19 (1.124,91)	1.666,72 (2.024,29)	1.089,99 (1.131,61)
	2014	2.638,28 (3.158,06)	1.744,38 (2.013,05)	1.995,10 (2.011,34)	1.367,32 (1.176,78)
Escolaridade	2002	8,18 (3,90)	6,52 (3,55)	9,05 (3,81)	7,45 (3,48)
	2008	8,90 (3,75)	7,22 (3,53)	9,89 (3,69)	8,16 (3,73)
	2014	9,51 (3,80)	7,88 (3,56)	10,59 (3,55)	8,96 (3,69)
Experiência	2002	22,67 (12,03)	22,27 (12,34)	20,88 (11,43)	20,77 (12,28)
	2008	23,24 (12,71)	21,98 (12,85)	21,18 (12,39)	21,83 (12,46)
	2014	23,68 (13,02)	22,57 (13,32)	22,10 (12,48)	22,15 (12,97)
Amostra	2002	2.495	393	1.714	252
	2008	2.719	695	1.987	444
	2014	2.812	789	2.336	553

NOTA: Desvio-padrão está entre parênteses.

4 Resultados

As Tabelas 2 e 3 apresentam as estimativas das TIRs. Para evitar que a amostra seja insuficiente, foi estimada uma única TIR para os anos de 2002 a 2005, 2006 a 2009 e 2011 a 2014. Como comparação, junto com as estimativas das TIRs para o Rio Grande do Sul, são apresentadas as mesmas estimativas para o Brasil e as estimativas dos coeficientes mincerianos — que consistem nos resultados das regressões do modelo (1) por MQO.

Essas tabelas indicam que a TIR decresceu ao longo do tempo dos anos analisados, entre 2002 e 2014. Esse fenômeno é possivelmente explicado por dois fatores. Em primeiro lugar, esse fenômeno de queda da TIR pode ser explicado pela expansão da escolaridade da força de trabalho observada no Brasil no período em questão. Pelo modelo de oferta e demanda, um aumento na oferta de trabalhadores qualificados leva a um de-

clínio do retorno educacional. Em segundo lugar, o fenômeno pode ser explicado pela piora da qualidade da educação brasileira (RODRIGUES; RIOS-NETO; PINTO, 2013). Uma piora na qualidade da educação afeta de forma adversa a produtividade dos trabalhadores e, conseqüentemente, leva a uma queda na taxa de retorno educacional (CARD, 1999; CARD; KRUEGER, 1992). Por exemplo, segundo os dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), em 1995, 11,6% dos alunos da 3ª série do ensino médio tiveram desempenho adequado para a sua série em Matemática, e 45,4% desses alunos tiveram desempenho adequado em Língua Portuguesa¹. Já em 2015, somente 7,3% dos jovens que estavam concluindo o ensino médio tiveram conhecimento adequado Matemática, e somente 27,5% tiveram conhecimento adequado em Língua Portuguesa. Ocorreu, então, uma queda considerável nesse indicador que representa o conhecimento da população que está entrando no mercado de trabalho.

Os valores das TIRs do Rio Grande do Sul se mostram, em geral, inferiores aos valores das TIRs do Brasil. A TIR para homens negros com ensino superior em comparação com àqueles com apenas ensino médio e a TIR para mulheres negras com ensino superior em comparação com àquelas com apenas ensino médio chamam a atenção pela grande diferença entre Brasil e Rio Grande do Sul. No Brasil como um todo, os homens negros e as mulheres negras com ensino superior completo possuem uma compensação salarial de 24% e 22%, respectivamente, em comparação com aqueles com apenas ensino médio completo. No estado do Rio Grande do Sul, essas compensações salariais caem para 8% para os dois grupos. É possível que essa diferença entre Brasil e Rio Grande do Sul seja devida a estimativas imprecisas por causa do pequeno tamanho da amostra de negros com ensino superior neste estado.

Ademais, os valores das TIRs para mulheres ou para negros se mostram, em geral, levemente inferiores às TIRs para homens ou para brancos. É provável que parte dessa diferença seja causada pela discriminação existente tanto no Brasil quanto no Rio Grande do Sul contra mulheres e negros. Porém, também é provável que uma outra parte dessa diferença seja causada por diferenças entre esses grupos que não foram levadas em consideração, como a escolha da ocupação, o *background* familiar, a qualidade da educação e demais características não observáveis.

¹ Os dados referentes à qualidade baseiam-se na definição de desempenho adequado para cada série adotado pelo movimento Todos Pela Educação, que segue uma pontuação mínima da escala Sistema Nacional de Avaliação do Ensino Básico (SAEB): para a 3ª série do Ensino Médio o desempenho adequado em Língua Portuguesa é uma pontuação acima de 300 pontos, enquanto em Matemática é uma pontuação acima de 350 pontos.

Ainda que imprecisos, os resultados expostos acima parecem indicar que, ao menos no Rio Grande do Sul, há mais discriminação racial nos percentis mais elevados das distribuições de salários, o que vai de encontro ao trabalho de Campante, Crespo e Leite (2004). Esses autores demonstram que a discriminação racial aumenta na medida em que se avança na distribuição de salários. Ou seja, uma vez que o nível de educação e o salário são correlacionados positivamente, quanto maior o grau de instrução, maior a discriminação enfrentada pela população negra.

Outro resultado importante trazido pelas tabelas abaixo é o fato de o maior retorno educacional ocorrer com o ensino superior completo. As TIRs para os indivíduos com 4 anos de estudo em comparação com aqueles com nenhuma escolaridade, para os indivíduos com ensino fundamental completo em comparação com aqueles que possuem apenas 4 anos de estudos e para os indivíduos com ensino médio completo em comparação com aqueles com apenas ensino fundamental completo, em geral, não passam o valor de 10%. Já as TIRs para os indivíduos com ensino superior completo em comparação com aqueles com apenas ensino médio completo chegam atualmente até o valor de 28% e chegaram anterior a ultrapassar o valor de 30%. Esses resultados corroboram com a existência de um efeito-diploma no ensino superior, indicando que ainda existe uma escassez relativa de capital humano mais qualificado no estado, uma vez que os concluintes desse nível são os que possuem os maiores prêmios para o investimento em educação.

As Tabelas 2 e 3 também trazem as estimativas dos coeficientes mincerianos. O fato de a TIR não se manter constante entre as diferentes comparações de escolaridade é um indício de que forma funcional do modelo de Mincer não está correta (para o Brasil e tampouco para o Rio Grande do Sul), assim como os testes realizados por Hungerford e Solon (1987), Bound, Jaeger e Baker (1995), Jaeger e Page (1996), Heckman, Layne-Farrar e Todd (1996) e Heckman, Lochner e Todd (2006) nos Estados Unidos e por Leal e Werlang (1991), Blom, Holm-Nielsen e Verner (2001), Moura (2008) e Crespo e Reis (2009) no Brasil. Tendo como referência os coeficientes mincerianos, quando a TIR não paramétrica é calculada o viés chega a um pouco mais de 20 pontos percentuais.

Tabela 2

TIRs e coeficientes mincerianos para homens

ANO	MÉTODO	BRASIL				RIO GRANDE DO SUL			
		Comparações de Escolaridade				Comparações de Escolaridade			
		0-4	4-8	8-11	11-15	0-4	4-8	8-11	11-15
Homens Brancos									
2002-05	Mincer	0,14	0,14	0,14	0,14	0,13	0,13	0,13	0,13
	TIR-NP	0,09	0,08	0,11	0,33	0,06	0,07	0,10	0,27
2006-09	Mincer	0,13	0,13	0,13	0,13	0,12	0,12	0,12	0,12
	TIR-NP	0,05	0,09	0,09	0,31	0,05	0,05	0,09	0,22
2011-14	Mincer	0,11	0,11	0,11	0,11	0,10	0,10	0,10	0,10
	TIR-NP	0,02	0,07	0,07	0,28	-	0,05	0,07	0,28
Homens Negros									
2002-05	Mincer	0,12	0,12	0,12	0,12	0,10	0,10	0,10	0,10
	TIR-NP	0,08	0,09	0,11	0,34	0,07	0,04	0,09	0,14
2006-09	Mincer	0,11	0,11	0,11	0,11	0,08	0,08	0,08	0,08
	TIR-NP	0,06	0,08	0,09	0,30	0,05	0,05	0,07	0,08
2011-14	Mincer	0,09	0,09	0,09	0,09	0,07	0,07	0,07	0,07
	TIR-NP	0,03	0,07	0,06	0,24	0,05	0,04	0,06	0,08

Tabela 3

TIRs e coeficientes mincerianos para mulheres

ANO	MÉTODO	BRASIL				RIO GRANDE DO SUL			
		Comparações de Escolaridade				Comparações de Escolaridade			
		0-4	4-8	8-11	11-15	0-4	4-8	8-11	11-15
Mulheres Brancas									
2002-05	Mincer	0,14	0,14	0,14	0,14	0,12	0,12	0,12	0,12
	TIR-NP	0,04	0,07	0,10	0,32	0,06	0,05	0,09	0,24
2006-09	Mincer	0,13	0,13	0,13	0,13	0,11	0,11	0,11	0,11
	TIR-NP	0,02	0,07	0,08	0,28	0,06	0,04	0,08	0,22
2011-14	Mincer	0,12	0,12	0,12	0,12	0,11	0,11	0,11	0,11
	TIR-NP	-	0,04	0,06	0,24	-	0,03	0,07	0,23
Mulheres Negras									
2002-05	Mincer	0,11	0,11	0,11	0,11	0,08	0,08	0,08	0,08
	TIR-NP	0,06	0,09	0,09	0,27	0,07	0,08	0,06	0,06
2006-09	Mincer	0,10	0,10	0,10	0,10	0,07	0,07	0,07	0,07
	TIR-NP	0,04	0,06	0,09	0,23	0,04	0,08	0,03	0,08
2011-14	Mincer	0,09	0,09	0,09	0,09	0,07	0,07	0,07	0,07
	TIR-NP	0,01	0,06	0,06	0,22	0,07	0,05	0,06	0,08

Os resultados apresentados por este trabalho se assemelham a resultados já encontrados na literatura. Por exemplo, as estimativas das TIRs do Rio Grande do Sul são próximas das calculadas por Dias *et al.* (2013), apesar destes autores não terem utilizado nenhum método não paramétrico: Dias *et al.* (2013) encontrou que as taxas de retorno do estado gaúcho foram de 6,0%, 12,6% e 27,5% para, respectivamente, 8, 11 e 15 anos de estudo, enquanto este trabalho encontrou taxas iguais a 5,0%, 7,0% e 28,0% para homens brancos nos mesmos níveis de escolaridade. Os resultados também se assemelham com os resultados de Moura (2008): Moura (2008) encontrou que o viés entre o coeficiente de Mincer e a TIR não paramétrica ultrapassaram os 14 pontos percentuais, enquanto este trabalho encontrou que o mesmo viés ultrapassou os 20 pontos percentuais. Para a questão racial, Fernandes (2015) encontrou que um ano adicional de educação conduz a um aumento salarial de 5,9% para mulheres negras, enquanto as mulheres brancas auferem maiores ganhos com seus investimentos em educação (9,0%) — resultados semelhantes aos deste trabalho.

Por fim, é apresentado na Tabela 4 a TIR calculada para a população total, unindo homens, mulheres, brancos e negros. Apesar de ser necessário calcular a TIR separadamente para cada um dos quatro grupos devido à existência de diferenças no mercado de trabalho para homens e mulheres e para brancos e negros, este artigo encerra com uma TIR para a população total a fim de facilitar a comparação das taxas gaúchas com as brasileiras e a comparação destes resultados com os resultados de outros trabalhos.

Tabela 4

TIRs e coeficientes mincerianos (população total)

ANO	MÉTODO	BRASIL				RIO GRANDE DO SUL			
		Comparações de Escolaridade				Comparações de Escolaridade			
		0-4	4-8	8-11	11-15	0-4	4-8	8-11	11-15
População Total									
2002-05	Mincer	0,13	0,13	0,13	0,13	0,12	0,12	0,12	0,12
	TIR-NP	0,07	0,08	0,10	0,32	0,06	0,06	0,09	0,24
2006-09	Mincer	0,12	0,12	0,12	0,12	0,11	0,11	0,11	0,11
	TIR-NP	0,05	0,08	0,09	0,28	0,05	0,05	0,08	0,20
2011-14	Mincer	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09	0,09	0,09
	TIR-NP	0,02	0,06	0,06	0,25	0,01	0,05	0,07	0,25

5 Considerações finais

Este artigo buscou calcular a TIR não paramétrica do estado para o Rio Grande do Sul e para os seguintes grupos: homens brancos, homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Para consecução de tal objetivo, foram utilizados os dados das PNADs de 2002 a 2014. Os resultados obtidos apontam que (1) a TIR decresceu ao longo do tempo, provavelmente, devido à expansão da escolaridade e à piora da qualidade da educação; (2) os valores das TIRs para mulheres e para negros são inferiores em comparação com os valores das TIRs para homens e para brancos, respectivamente, resultado cuja causa necessita de maior aprofundamento; (3) a maior TIR é encontrada no ensino superior em comparação com o ensino médio.

Em um contexto de grande restrição orçamentária na economia gaúcha, principalmente no âmbito educacional, é importante analisar as taxas de retorno gerados pelos diferentes níveis de educação. Uma análise precisa do prêmio de salário pode indicar quais são as melhores formas de alocação dos recursos. Como observado neste trabalho, os resultados indicam que os investimentos em educação continuam rentáveis no Rio Grande do Sul. Na perspectiva dos ciclos, os esforços familiares devem ser priorizados para o ensino superior, com ganhos que atingem 28% nos anos atuais, quando compara-se a indivíduos com apenas o ensino médio completo. Vale ressaltar que não se pode também deixar de lado a busca por qualidade na educação em todos os níveis, pois ela afeta a produtividade dos indivíduos e, conseqüentemente, a TIR.

Embora essas estimativas mais precisas da taxa de retorno possibilitem analisar com melhor exatidão a decisão do indivíduo em obter maior escolaridade, os resultados aqui expostos podem ser aperfeiçoados. Como continuação do artigo, é recomendado introduzir os custos pecuniários à estimação, lançando mão dos dados de gastos em educação das famílias disponíveis na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), elaborada pelo Instituto de Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além disso, assim como em Heckman, Lochner e Todd (2006) é possível contabilizar incerteza na decisão de escolaridade, fornecendo estimativas mais robustas do verdadeiro retorno da educação em uma economia dinâmica, como a atual.

Mesmo que os retornos calculados pelo artigo sejam os privados, pode-se afirmar que a sociedade como um todo se beneficia com pessoas com mais escolaridade e, portanto, que os benefícios sociais sejam elevados. Uma população mais educada, é mais produtiva no mercado de trabalho, mais saudável e possui uma taxa de criminalidade menor (veja por exemplo: Acemoglu e Angrist (2000), Lochner e Moretti (2004), Oreopoulos

(2006)). Diante disso, outra possibilidade de continuação deste trabalho é a estimação do retorno social para o estado, que incluem nos custos pecuniários, por exemplo, os gastos do setor público em prover educação. Diante do contexto socioeconômico atual, uma saída eficiente pode ser encontrada nos investimentos em educação, principalmente, com o suporte de um indicador para direcionar as políticas públicas de educação.

Referências

ACEMOGLU, D.; ANGRIST, J. How large are human-capital externalities? Evidence from compulsory schooling laws. **NBER Macroeconomics Annual**, Chicago, v. 15, p. 9-59, 2000.

ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 106, n. 4, p. 979-1014, Nov. 1991.

ASHENFELTER, O.; KRUEGER, A. Estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins. **The American Economic Review**, Nashville, v. 84, n. 5, p. 1157-1173, Dec. 1994.

ASHENFELTER, O.; ROUSE, C. Income, schooling, and ability: evidence from a new sample of identical twins. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 113, n. 1, p. 253-284, Feb. 1998.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 1, p. 97-125, abr. 2008.

BECKER, G. S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research (NBER), 1964.

BECKER, G. S.; CHISWICK, B. R. Education and the distribution of earnings. **The American Economic Review**, Nashville, v. 56, n. 1/2, p. 358-369, Mar. 1966.

BLOM, A.; HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. Education, earnings, and inequality in Brazil, 1982-1998: implications for education policy. **Peabody Journal of Education**, Nashville, v. 76, n. 3/4, p. 180-221, Oct. 2001.

BOUND, J.; JAEGER, D. A.; BAKER, R. M. Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 90, n. 430, p. 443-450, June 1995.

BURGESS, S. **Human capital and education: the state of the art in the economics of education**. Chicago: Institute for the Study of Labor (IZA), 2016. (Discussion Paper, n. 9885).

CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R.; LEITE, P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 185-210, 2004.

CARD, D. The causal effect of education on earnings. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: Elsevier, 1999. p. 1801-1863.

CARD, D. **Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling**. Toronto: National Bureau of Economic Research (NBER), 1993. (Working Paper, n. 4483).

CARD, D.; KRUEGER, A. B. Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 1, p. 1-40, 1992.

CASTRO, C. M. **Investimento em educação no Brasil: um estudo socioeconômico de duas comunidades industriais**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1973.

CHISWICK, B. R. **Jacob mincer, experience and the distribution of earnings**. Chicago: Institute for the Study of Labor (IZA), 2003. (Discussion Paper, n. 847).

CRESPO, A.; REIS, M. C. Sheepskin effects and the relationship between earnings and education: analyzing their evolution over time in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 3, p. 209-231, jul./set. 2009.

DEATON, A. Panel data from time serie of cross-section. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 30, n. 1/2, p. 109-126, Oct./Nov. 1985.

DIAS, J. *et al.* **Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou decrescentes da educação?** Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2013.

FERNANDES, G. A. A. L. Brazilian female labor market: racial-skin color discrimination and inefficiency. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 19, n. 2, p. 241-259, abr./jun. 2015.

GAREN, J. The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable. **Econometrica**, Chicago, v. 52, n. 5, p. 1199-1218, Sept. 1984.

GRILICHES, Z. Estimating the returns to schooling: some econometric problems. **Econometrica**, Chicago, v. 45, n. 1, p. 1-22, Jan. 1977.

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

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. Earnings functions, rates of return and treatment effects: the mincer equation and beyond. In: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of the economics of education**. Amsterdam: Elsevier, 2006. p. 307-458.

HECKMAN, J. J.; URZUA, S.; VYTLACIL, E. Understanding instrumental variables in models with essential heterogeneity. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 88, n. 3, p. 389-432, 2006.

HECKMAN, J.; LAYNE-FARRAR, A.; TODD, P. Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 4, n. 78, p. 562-610, Nov. 1996.

HENDERSON, D. J.; POLACHEK, S. W.; WANG, L. Heterogeneity in schooling rates of return. **Economics of Education Review**, Cambridge, n. 30, p. 1202-1214, Dec. 2011.

HUNGERFORD, T.; SOLON, G. Sheepskin effects in the returns to education. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 1, n. 69, p. 175-177, Feb. 1987.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD): 2002-2014**. 2016. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 1 set. 2016.

JAEGER, D. A.; PAGE, M. E. Degrees matter: new evidence on sheepskin effects in the returns to education. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 4, n. 78, p. 733-740, Nov. 1996.

KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the Heckman procedure. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.

LANGONI, C. G. **As causas do crescimento econômico do Brasil**. São Paulo: APEC, 1974.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 559-574, 1991.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. **The American Economic Review**, Nashville, v. 94, n. 1, p. 155-189, Mar. 2004.

LOUREIRO, P. R.; CARNEIRO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 5, n. 3, p. 519-545, jul./set. 2001.

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

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research (NBER), 1974.

MOURA, R. Testando as hipóteses do modelo de Mincer para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 62, p. 1-47, out./dez. 2008.

OREOPOULOS, P. Estimating average and local average treatment effects of education when compulsory schooling laws really matter. **The American Economic Review**, Nashville, v. 96, n. 1, p. 152-175, Mar. 2006.

PSACHAROPOULOS, G. Returns to investment in education: a global update. **World Development**, Oxford, v. 22, n. 9, p. 1325-1343, Sept. 1994.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Returns to investment in education: a further update. **Education Economics**, Athens, v. 12, n. 2, p. 111-134, Aug. 2004.

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

RODRIGUES, C. G.; RIOS-NETO, E. L. G.; PINTO, C. C. X. Changes in test scores distribution for students of the fourth grade in Brazil: a relative distribution analysis for the years 1997-2005. **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 34, p. 227-242, 2013.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 249-265, abr./jun. 2004.

SILVA, P. L. N. *et al.* Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 7, p. 659-670, 2002.

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

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 16, n. 1, p. 137–165, jan./mar. 2012.

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

UEDA, E. M.; HOFFMANN, R. Estimando o retorno da educação no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 6, n. 2, p. 209-238, abr./jun. 2002.