

Uma nota sobre o retorno social da educação profissional no Brasil

Letícia Alves Tadeu Santiago 
Ministério da Saúde, Brasil

Diego Camargo Botassio 
Ministério da Economia, Brasil

Evandro Camargos Teixeira 
Departamento de Economia, Universidade Federal de Viçosa, Brasil

O presente estudo tem como objetivo central mensurar os efeitos do retorno social da educação profissional nos rendimentos do trabalho no Brasil, utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano 2007. Por meio da estimação de equações mincerianas ampliadas para homens na faixa etária de 18 a 65 anos de idade, com rendimento do trabalho principal positivo, foram verificados retornos sociais positivos estatisticamente significativos para todas as especificações. Entretanto, os mais escolarizados foram os que mais se beneficiaram da concentração de indivíduos com qualificação profissional.

Palavras-chave. Ensino profissionalizante, Retorno social, Equação minceriana ampliada, Efeito *spillover*.

Classificação JEL. D62, I26, I28.

1. Introdução

A educação profissional é voltada para a formação, atualização, aperfeiçoamento e especialização dos trabalhadores, e pode ser cursada simultaneamente com o ensino regular, em instituições especializadas, ou no próprio ambiente de trabalho. A educação profissional é dividida em três níveis (básico, técnico e tecnológico) e permite profissionalização mais rápida com menor custo. Este tipo de formação é importante para capacitar profissionais para colocação imediata no mercado de trabalho, visto que integra capacidades teóricas e práticas. Além disso, programas de educação profissional de qualidade têm papel essencial na promoção do crescimento econômico do país e ainda contribuem para a redução da pobreza, desigualdade e colaboram com a inclusão social e econômica de comunidades marginalizadas.

Em 2009 o ensino profissionalizante no Brasil completou um século, mas foi só a partir de 2003 que apresentou significativa expansão. Em 2002, haviam 140 unidades

Letícia Alves Tadeu Santiago : leticiaalvests@yahoo.com.br

Diego Camargo Botassio : diegocbotassio@gmail.com

Evandro Camargos Teixeira : evandro.teixeira@ufv.br

federais voltadas à educação profissional e tecnológica. Após a expansão nos anos subseqüentes, havia 562 unidades em 2014.

Além da educação profissional, no Brasil, os governos têm subsidiado investimentos em educação de várias formas (investimentos diretos, empréstimos, financiamentos etc.). Assim, é importante atentar, do ponto de vista das políticas públicas, se tais investimentos, em especial aqueles voltados para o ensino profissionalizante, têm beneficiado os indivíduos apenas de forma individual ou se o benefício é estendido a toda sociedade. Para analisar a alocação dos recursos financeiros no sistema educacional brasileiro, é necessário que seja observada a taxa de retorno da educação para os diversos níveis de ensino no país.

Nesse sentido, a educação, de forma geral, além de ser um importante meio de promoção do desenvolvimento econômico e igualdade social, é um fator primordial na agregação de capital humano¹ individual, permitindo aos indivíduos com maior escolaridade auferirem salários superiores em relação aos com menor escolaridade. É fato estilizado que quanto maior o estoque de capital humano individual, maiores são os ganhos salariais dos trabalhadores (retorno privado), em média. Caso os investimentos em educação gerem algum tipo de externalidade, a soma dos retornos privados pode ser diferente do retorno social.

O retorno social, neste caso, pode ser compreendido como a soma do retorno privado da educação mais o efeito sobre os rendimentos dos demais indivíduos da localidade, definido também como efeito *spillover*² de capital humano. O retorno social é proveniente do aumento no nível educacional em uma localidade que pode elevar a produtividade de todos os seus trabalhadores, devido à disseminação dos conhecimentos dos mais qualificados para os menos qualificados. Dessa forma, o retorno social associado ao capital humano seria mais elevado do que a soma dos retornos privados quando há presença de *spillovers*. Além disso, *spillovers* proporcionam condições para intervenção governamental por meio de investimentos públicos. Por este motivo, estudos sobre a existência e magnitude dos retornos sociais são importantes, pois fornecem informações que possibilitam maior e melhor alocação dos recursos públicos.

Como observado por [Acemoglu e Angrist \(2000\)](#), [Falcão e Silveira Neto \(2007\)](#) e [Bauer e Vorell \(2010\)](#), a literatura que aborda a questão dos retornos sociais ainda é escassa. Isso ocorre porque, apenas recentemente, os economistas têm fornecido evidências a respeito da influência do estoque de capital humano local nos retornos à educação acima do nível privado, ou seja, efeitos *spillovers* positivos. Nesse sentido, denota-se a importância de se promover políticas voltadas para elevação e melhoria do acesso a educação profissional no Brasil a partir de estudos realizados que versem à referida temática.

Assim, este trabalho tem por objetivo mensurar os retornos sociais derivados da educação profissional no Brasil. A expectativa é que os resultados desta pesquisa auxi-

¹O estoque de capital humano pode ser compreendido como o conjunto de habilidades, conhecimentos e experiências individuais capazes de gerar valor econômico.

²*Spillover* (ou efeito transbordamento) de capital humano é gerado pelas interações sociais entre os trabalhadores do mesmo setor e localização, que criam oportunidades de aprendizagem, aumentando sua produtividade ([Moretti, 2004](#)).

liem políticas públicas educacionais e socioeconômicas voltadas para o ensino profissionalizante, tornando-as mais eficientes. Este trabalho também contribui com literatura em relação aos níveis educacionais específicos, pois não foram encontrados trabalhos que relacionem os níveis educacionais com os retornos sociais associados ao ensino profissionalizante no Brasil.

Além dessa introdução, o trabalho está dividido em outras quatro seções. São apresentados aspectos teóricos e empíricos sobre o tema (Seção 2) e o método e base de dados utilizados (Seção 3). Por fim, são apresentados os resultados (Seção 4) e as considerações finais (Seção 5).

2. Aspectos teóricos e empíricos

De acordo com [Barbosa Filho e Pessoa \(2010\)](#), no final da década de 1950 e primeira metade da década de 1960, os economistas passaram a considerar a educação como objeto de investigação, dando origem à teoria do Capital Humano. Segundo os autores, quatro fatores motivaram este interesse: 1) sua natureza macroeconômica, incorporado no resíduo do modelo de Robert Solow; 2) a avaliação de políticas econômicas voltadas para os investimentos em educação; 3) a compreensão das decisões que estão por trás dos investimentos em educação; e 4) as causas das desigualdades de renda. [Mincer \(1970\)](#) foi o pioneiro, em termos de modelo de capital humano, na análise da distribuição de renda salarial, ou seja, os retornos privados da educação. A teoria do Capital Humano tem na estimação da equação minceriana ([Mincer, 1974](#)) um modelo consagrado para determinar os retornos individuais da escolaridade.

Com relação aos efeitos específicos da educação profissionalizante sobre os rendimentos individuais, a literatura brasileira é incipiente. Através de informações da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2007 e utilizando o método de *propensity score matching*, [Souza \(2009\)](#) analisou os retornos do investimento em qualificação profissional no Brasil. Os resultados sugerem efeito positivo da qualificação profissional sobre os rendimentos dos indivíduos, em especial para aqueles com níveis mais elevados de escolaridade.

Os efeitos positivos da educação profissionalizante sobre os rendimentos individuais também foram verificados por [Musse e Machado \(2013\)](#), por meio da equação minceriana e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2007. Os autores concluíram que os inativos são os que mais demandam este tipo de qualificação e que cursar educação profissional eleva os rendimentos no mercado de trabalho para os indivíduos ocupados.

Por sua vez, [Severnini e Orellano \(2010\)](#), a partir da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) de 1996 e da equação minceriana, investigaram se o acesso ao ensino profissionalizante aumentou a probabilidade de inserção profissional e a renda de seus egressos até meados da década de 1990, os resultados encontrados são controversos. Os autores dividiram esse tipo de educação em ensino profissional básico, que apresentou impacto positivo sobre os rendimentos, e ensino superior tecnológico, que apresentou efeito negativo sobre os salários individuais. No entanto, os autores chamam a atenção de que os impactos podem estar enviesados pelas características dos trabalhadores que decidem cursar a educação profissional, sendo este efeito não tratado nas estimações.

Porém, [Lucas \(1988\)](#) já havia identificado uma nova maneira de analisar os benefícios do acúmulo de conhecimento e experiência, utilizando o conceito de efeitos externos, ou externalidades do capital humano. Segundo o autor, a acumulação de capital humano é o motor do crescimento econômico capaz de gerar efeitos sociais, além dos efeitos privados. Uma das causas é a interação habitual que ocorre entre pessoas que trocam informações entre si, aumentando o estoque de capital humano. Em ambiente de trabalho em que pessoas de diferentes níveis educacionais atuam, os menos qualificados têm oportunidade de absorver conhecimentos que os mais qualificados detêm, possibilitando, dessa forma, o incremento indireto de seu nível de conhecimento. Assim, quanto maior a escolaridade dos indivíduos em uma localidade, maior é o estoque de capital humano que as pessoas irão acumular e, com isso, maiores serão seus salários.

Diante da abordagem teórica apresentada por [Lucas \(1988\)](#), [Moretti \(2004\)](#) apon-
tou duas razões que possibilitam o aumento do total de salários para além do retorno privado a educação. Primeiro, no modelo neoclássico padrão, os trabalhadores instruídos são substitutos imperfeitos e a maior oferta de trabalhadores qualificados eleva a produtividade dos trabalhadores sem instrução. Segundo, pode haver presença de *spillovers* de capital humano. Nesse caso, a interação entre indivíduos menos e mais qualificados pode gerar externalidades positivas para os trabalhadores menos qualificados, sendo necessária a separação desses dois efeitos para a obtenção de estimativas das externalidades sobre a produtividade individual.

O modelo proposto por [Moretti \(2004\)](#) identifica o efeito do acréscimo da oferta relativa de trabalhadores qualificados em uma cidade sobre os rendimentos (ou salários) dos grupos de trabalhadores que apresentam diferentes níveis de qualificação. O autor mensurou a existência e a magnitude desses *spillovers* para trabalhadores com graduação na região do Vale do Silício (EUA). Foram encontrados retornos sociais maiores para os indivíduos menos qualificados, mas ficou clara a existência de externalidades positivas de capital humano para todos os níveis educacionais.

No Brasil, os trabalhos sobre retornos sociais da educação foram desenvolvidos ainda no início da década de 1970. No entanto, [Leal e Werlang \(1991\)](#) afirmam que esses trabalhos subestimaram os resultados devido à forma como foram conduzidos. Com o tempo, os estudos no país sobre retornos sociais evoluíram, principalmente por terem aperfeiçoado algumas questões metodológicas. Neste sentido, destaca-se o trabalho de [Falcão e Silveira Neto \(2007\)](#), que procuraram estimar a externalidade advinda da concentração espacial de capital humano entre indivíduos residentes nos municípios brasileiros, nos anos de 1980, 1991 e 2000, utilizando o modelo desenvolvido por [Moretti \(2004\)](#) como base. Entretanto, foram encontrados resultados diferentes dos de [Moretti \(2004\)](#), pois foram observados maiores retornos para indivíduos mais escolarizados.

[Falcão e Silveira Neto \(2007\)](#) concluíram que o retorno social para educação é maior em regiões onde o nível de capital humano é mais alto. Isso ocorre porque a concentração de trabalhadores qualificados em dada região cria condições favoráveis tanto para os mais qualificados, quanto para os menos qualificados. Além disso, as cidades que possuem trabalhadores mais qualificados atuam como fator de aglomeração das

firmas, o que eleva a demanda por trabalho, tornando o salário nominal dessas cidades mais elevado (Rocha et al., 2013).

Rocha et al. (2013) verificaram a relação entre a concentração de trabalhadores qualificados e a remuneração do trabalho nas principais cidades brasileiras. Foi analisada a existência da diferenciação de ganhos de produtividade entre trabalhadores qualificados e não qualificados por meio de um modelo no qual a concentração de capital humano influencia o salário dos trabalhadores qualificados e não qualificados de forma distinta por meio de duas forças: o “efeito *spillover*” e o “efeito neoclássico”³. Os resultados mostram que todos os trabalhadores obtêm ganhos de produtividade nas localidades com maior concentração de trabalhadores qualificados, indicando presença de externalidades positivas⁴.

Em suma, os trabalhos que abordam retornos sociais da educação, de maneira geral, encontram evidências de externalidades positivas. Entretanto, as externalidades têm comportamentos distintos para diferentes níveis educacionais. Assim, este artigo busca mensurar os retornos sociais da educação profissionalizante para os níveis de ensino no Brasil.

3. Base de dados e modelo

Os dados utilizados nesta pesquisa são da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A pesquisa abrange todo o território nacional, sendo setembro o mês de referência. Neste artigo são utilizados os microdados da PNAD de 2007 porque, nesse ano, o tema complementar da PNAD abordava os aspectos complementares da educação de jovens e adultos (para pessoas com 15 ou mais anos de idade) e educação profissional (para pessoas com 10 anos ou mais de idade).

A PNAD é realizada por meio de uma amostra probabilística de domicílios obtida em três estágios de seleção: unidades primárias (municípios); unidades secundárias (setores censitários); e unidades terciárias (domicílios particulares e unidades de habitação em domicílios coletivos). Neste trabalho é utilizado o desenho amostral da pesquisa para que sejam estimadas, corretamente, as variâncias dos coeficientes das regressões. As variáveis que indicam o desenho amostral da PNAD são a unidade primária de amostragem e a identificação de estrato de município (base de domicílios), e o peso amostral de cada observação (base de pessoas).

Sobre a delimitação da amostra, é importante considerar o problema de seleção amostral para estimação não tendenciosa dos parâmetros. Em uma equação de salários, o problema da seleção amostral aparece porque as decisões dos homens em se

³O aumento da oferta de trabalhadores qualificados diminui a produtividades desses indivíduos e seus salários, entretanto, eleva a produtividade dos não qualificados. O “efeito neoclássico” deriva da hipótese da substituição imperfeita entre os trabalhadores qualificados e não qualificados (Rocha et al., 2013).

⁴Nota-se que a produtividade do trabalhador não está somente relacionada ao grau de instrução. Outro fator importante são as habilidades inatas do indivíduo. Assim, a variação dos retornos pode não ser consequência da maior produtividade associada à acumulação de capital humano, mas da maior produtividade associada a maior habilidade (Barbosa Filho e Pessôa, 2010).

inserir no mercado de trabalho são menos complicadas por não considerarem questões relacionadas, por exemplo, à fertilidade. Para evitar o problema de seleção amostral por gênero, são considerados apenas homens na faixa etária de 18 a 65 anos de idade. Além disso, são considerados indivíduos ocupados, cuja posição na ocupação no trabalho principal não seja empregador ou conta própria e com rendimento do trabalho principal positivo.

As variáveis do modelo referentes às características individuais foram selecionadas com base no trabalho de [Moretti \(2004\)](#). São variáveis utilizadas, principalmente, na avaliação dos retornos privados, pois permitem o controle de fatores que determinam os retornos individuais. O modelo a ser estimado, considerando o indivíduo i , residente na localidade c , é

$$\ln(w_{ic}) = \beta_0 + \gamma \cdot \text{profissionalizante}_{ic} + \pi \cdot \text{proporção}_c + \mathbf{x}_{ic}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_c\boldsymbol{\alpha} + u_{ic}. \quad (1)$$

A variável dependente é o logaritmo natural do rendimento do trabalho principal por hora. Para construção dessa variável, considerou-se que um mês possui 4,2 semanas. Além disso, indivíduos que declararam trabalhar semanalmente, no trabalho principal, menos de 14 horas ou 98 horas ou mais foram excluídos da amostra.

A variável $\text{profissionalizante}_{ic}$ assume valor 1 se o indivíduo concluiu algum curso de ensino profissionalizante e 0 caso contrário. Assim, o parâmetro γ captura o efeito do retorno privado associado à conclusão do curso de ensino profissionalizante. A expectativa é que o parâmetro seja positivo, visto que a qualificação profissionalizante aumenta sua produtividade e, por consequência, sua remuneração. Os cursos considerados como ensino profissionalizante são os de qualificação profissional, técnico de nível médio e graduação tecnológica.

A proporção de indivíduos que concluíram algum curso de ensino profissionalizante (proporção_c), em nível municipal, é a variável de capital humano agregado utilizada para mensurar as externalidades desse nível educacional. Essa proporção é a razão entre o número de pessoas ocupadas que concluíram o ensino profissionalizante e a população ocupada no município, delimitadas a partir dos recortes da amostra. Para o cálculo dessas estimativas, foi utilizada a variável UPA da PNAD, que delimita os municípios da amostra. Caso exista o efeito *spillover* associado à educação profissional, o sinal esperado para o coeficiente dessa variável (π) deve ser positivo. O fato dessa variável estar em um nível de agregação menor, ou seja, por municípios, é o mais recomendável, pois possibilita que os efeitos de *spillover* e de substitutibilidade imperfeita sejam melhor captados. A equação (1), por se tratar de uma regressão de rendimentos (minceriana) que incorpora efeitos *spillover*, também é conhecida como equação minceriana ampliada.

O vetor $\mathbf{x}_{ic}$ é composto por variáveis explicativas usuais em equações mincerianas para controlar efeitos de experiência, cor ou raça, escolaridade e região. Além disso, são incluídas as variáveis migração, sindicalização e chefe de família.

Para controlar a cor ou raça dos indivíduos, foi construída uma binária para negros - categoria que inclui pardos e pretos (base de comparação são brancos e amarelos). Os indígenas foram excluídos da amostra por não serem estatisticamente representativos. Também foram excluídas observações sem declaração de cor.

Indivíduos jovens, em média, aumentam seus rendimentos com a experiência laboral. Entretanto, a partir de determinado ponto, os rendimentos tendem a decrescer com a idade (ou a experiência). Desse modo, utilizar no modelo a experiência e o seu quadrado possibilita estimar a experiência média que maximiza o rendimento. A variável experiência corresponde a uma aproximação dada pela idade, menos a escolaridade, menos seis (experiência = idade – escolaridade – 6), conforme procedimento utilizado por [Mincer \(1974\)](#).

Em relação à escolaridade, em algumas equações de rendimentos é considerada apenas uma variável de escolaridade em anos de estudo. Nesse caso, o efeito de um ano adicional de estudo é constante para qualquer nível de escolaridade. Neste artigo definiu-se uma poligonal com mudança de inclinação nos pontos referentes a 8 e 11 anos de escolaridade. Essa especificação permite mensurar diferentes retornos para os diferentes níveis de escolaridades. Ver, por exemplo, [Hoffmann e Ney \(2004\)](#) para uma aplicação para o Brasil. Tem-se, então, três valores de retorno a educação: o primeiro para pessoas com até ensino fundamental completo (até 8 anos de escolaridade), o segundo para pessoas com ensino fundamental completo e no máximo ensino médio incompleto (de 8 a 11 anos) e, por fim, o terceiro para pessoas com pelo menos ensino médio completo. Matematicamente, a soma das variáveis que definem a poligonal, e seus respectivos coeficientes, são: $\beta_1 \text{esc}_i + \beta_2 Z_{1i} (\text{esc}_i - 8) + \beta_3 Z_{2i} (\text{esc}_i - 11)$, em que esc_i é a escolaridade em anos de estudo, Z_{1i} uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo possui 8 anos ou mais de escolaridade (0 caso contrário) e Z_{2i} uma binária que assume valor 1 se o indivíduo possui 11 anos ou mais de escolaridade (0 caso contrário). Foram excluídas da amostra pessoas sem declaração de escolaridade. Além disso, foi atribuído valor 17 para pessoas com 15 anos ou mais de estudo.

De acordo com [Barbosa Filho e Pessôa \(2010\)](#), um dos principais problemas verificado na literatura em relação ao uso de equações mincerianas é a existência de um viés de seleção na estimação do parâmetro que capta o retorno social. Segundo os autores, este viés pode ocorrer pelo fato dos salários serem influenciados não apenas pelas características observáveis, mas também por características não observáveis, como as habilidades intrínsecas aos indivíduos. Diante disso, uma variável binária que expressa a condição de migrante entre unidades da federação foi incluída no modelo para controlar algum grau de habilidade não observada que torne os indivíduos mais produtivos, influenciando, dessa forma, os retornos auferidos. O princípio que fundamenta essa argumentação é que indivíduos mais habilitados tendem a migrar para regiões nas quais suas competências são mais bem remuneradas e o nível educacional é mais elevado. Ignorar essa aproximação para as habilidades individuais poderia superestimar o coeficiente associado à proporção de trabalhadores qualificados, causado, assim, viés de habilidade. Para eliminar vieses semelhantes ao da migração, foram incluídas outras duas variáveis binárias: uma que indica se o indivíduo é sindicalizado e outra se é a pessoa de referência na família (chefe).

Outro problema está relacionado às heterogeneidades entre as regiões brasileiras, pois algumas localidades são mais atrativas para a aglomeração de indivíduos com maior grau de qualificação profissional. Assim, foram incluídas quatro variáveis binárias para macrorregiões (Norte, Sul, Sudeste e Centro-Oeste) com o objetivo de controlar

essas diferenças regionais, construídas a partir das Unidades da Federação. A região Nordeste é considerada como base na análise.

Além do controle por região em nível mais agregado, é importante controlar as características municipais que possam causar viés na estimativa do efeito *spillover* de qualificação profissional. Desse modo, são incluídas duas variáveis, em nível municipal, que medem a proporção de urbanização e a proporção de pessoas ocupadas em indústrias com maior base tecnológica nos municípios. Para a primeira, é considerada a variável de situação censitária do domicílio e, para a segunda, considera-se os setores de atividade da indústria da transformação que exigem algum nível de desenvolvimento tecnológico mais elevado (códigos de 23010 a 36090 da variável V9907). Ignorá-las na estimação poderia sobrestimar o efeito *spillover* da qualificação profissional sobre os rendimentos. Na equação (1), as variáveis relacionadas aos efeitos de região são representadas pelo vetor z_c .

Após os recortes da amostra, restaram 62.628 observações, representativas para mais de 30 milhões (30.080.989) de homens ocupados, de 18 a 65 anos, para todo o Brasil. As amostras separadas por grupos de escolaridade têm 24.402 observações (para o grupo de indivíduos de 0 a 7 anos de escolaridade), 11.746 observações (de 8 a 10 anos de escolaridade) e 26.480 observações (11 anos ou mais de escolaridade).

4. Resultados

4.1 Análise descritiva

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis após os recortes na amostra. Como ressaltado anteriormente, foi utilizado o desenho amostral da pesquisa e o fator de expansão de cada observação para o cálculo das estimativas populacionais.

Os resultados apontam que a média do rendimento por hora é de R\$ 5,51. É importante salientar que os valores declarados são expressos em valores de setembro de 2007. O rendimento médio é de R\$ 1.081, enquanto que a moda da distribuição é R\$ 380, que correspondia naquele momento ao valor do salário mínimo. Há uma observação, que corresponde a 528 indivíduos na população, cuja declaração de rendimento do trabalho principal era de 120 mil reais por mês, que equivale a R\$ 714/hora. Esse é o valor máximo observado para o rendimento principal.

Aproximadamente 25% da população masculina e ocupada, delimitada pelos recortes da amostra, concluíram algum curso de ensino profissionalizante. Outras estatísticas indicam que quase 51% da população se autodeclaram negros. Além dessa característica, a média de experiência é de 20,5 anos e a média de escolaridade é pouco maior que 8 anos. Aproximadamente 20% da população não nasceu na unidade da federação na qual reside, mais de 21% dos trabalhadores são filiados a algum sindicato e quase 63% das pessoas de referência nas famílias são homens.

Sobre a distribuição geográfica dos indivíduos, quase a metade da população (47%) reside no Sudeste, seguido pelas regiões Nordeste (23%), Sul (15%), Centro-Oeste (8%) e Norte (7%). Curiosamente, entre os 817 municípios abrangidos pela pesquisa, há dois cuja declaração de situação censitária do domicílio é rural para todos os indivíduos restantes na amostra. Assim, para esses dois municípios, a proporção de domicílios

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas equações de rendimentos: Brasil – 2007

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Variável dependente				
Logaritmo do rendimento/hora	1,313	0,799	–5,683	6,571
Rendimento/hora	5,512	8,404	0,003	714,286
Variáveis de interesse				
Ensino profissionalizante	0,251	0,433	0	1
Prop. ensino profissionalizante	0,251	0,132	0	0,647
Controles de indivíduo				
Negro	0,506	0,500	0	1
Experiência/10	2,056	1,306	–0,3	5,9
Experiência ao quadrado/100	5,935	6,585	0	34,81
Anos de estudo	8,254	4,509	0	17
Poligonal 1	1,984	2,620	0	9
Poligonal 2	0,599	1,683	0	6
Migrante	0,203	0,402	0	1
Sindicato	0,212	0,410	0	1
Chefe de família	0,628	0,483	0	1
Controles de região				
Centro-Oeste	0,080	0,271	0	1
Norte	0,069	0,253	0	1
Sul	0,152	0,359	0	1
Sudeste	0,471	0,499	0	1
Prop. urbanização (município)	0,868	0,193	0	1
Prop. ind. tecnológica (município)	0,133	0,113	0	0,639

em área urbana é igual a zero. Por outro lado, há diversos municípios com todos os domicílios em área urbana. Por fim, a variável de proporção de pessoas ocupadas na indústria tecnológica nos municípios varia de 0 a 0,64.

4.2 Resultados econométricos

A Tabela 2 apresenta as estimações de várias equações mincerianas, incluindo, progressivamente, alguns controles. As diferentes especificações mostram a importância de controles adequados para mensurar os efeitos privados e o *spillover* do ensino profissionalizante. Em todas as regressões, a variável dependente é o logaritmo natural do rendimento do trabalho principal por hora.

O modelo (1) inclui, além da constante, somente a variável binária para conclusão de ensino profissionalizante e a variável de proporção de pessoas que concluíram o ensino profissionalizante no município. Os resultados do modelo incondicional às demais variáveis indicam efeitos positivos e significativos do ensino privado nos retornos privados e sociais⁵.

O modelo (2) inclui os controles de cor, experiência e escolaridade. Como esperado, ao incluir escolaridade, por exemplo, o efeito do ensino profissionalizante diminui subs-

⁵Indivíduos que concluíram ensino profissionalizante ganham, em média, 31,6% a mais do que os que não concluíram. Além disso, o aumento de 1 ponto percentual (p.p.) na proporção de pessoas com ensino profissionalizante no município tem efeito de quase 1,4% no rendimento individual

Tabela 2. Equações de rendimentos para amostra de indivíduos homens, com inclusão gradual de controles: Brasil - 2007

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Concluiu ensino profissionalizante	0,275 (0,009)	0,087 (0,007)	0,070 (0,007)	0,076 (0,007)	0,083 (0,006)
Prop. de ensino profissionalizante	1,387 (0,056)	0,678 (0,040)	0,642 (0,038)	0,498 (0,035)	0,241 (0,041)
Controles de indivíduo					
Cor ou raça	-	SIM	SIM	SIM	SIM
Experiência	-	SIM	SIM	SIM	SIM
Escolaridade	-	SIM	SIM	SIM	SIM
Migrante, sindicato e chefe	-	-	SIM	SIM	SIM
Controles de região					
Macrorregião	-	-	-	SIM	SIM
Município	-	-	-	-	SIM
R-quadrado	0,0958	0,4927	0,5083	0,5312	0,5377

Notas. Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 0,1%. Desvios-padrão entre parênteses. Número de observações: 62.628.

tancialmente, pois é controlado o efeito direto da escolaridade sobre o rendimento. O próximo modelo (3) inclui as variáveis de migrante, sindicalizado e pessoa de referência na família. Já o modelo (4) inclui, além das variáveis anteriores, os controles por macrorregiões. Por fim, o último modelo, (5), inclui as duas variáveis de características dos municípios.

No modelo (4), o aumento de 1 p.p. na proporção de pessoas com ensino profissionalizante tem efeito de quase 0,5% no rendimento individual. Para o modelo (5), esse valor é pouco menor que a metade (0,24%). Se os controles para municípios, como urbanização e indústria tecnológica, fossem excluídos do modelo, não seria possível isolar o efeito *spillover* do ensino profissionalizante por meio de uma única variável de município. Desse modo, o último modelo (modelo 5) é aquele utilizado para analisar o efeito do ensino profissionalizante individual e *spillover* para as faixas de escolaridade sobre os rendimentos individuais.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo completo para toda a amostra e as regressões por faixas de escolaridade. O objetivo deste procedimento é identificar e mensurar adequadamente a influência das externalidades de capital humano sobre os rendimentos individuais, separando os efeitos de complementaridade da mão de obra com o das externalidades, pois os trabalhadores menos qualificados podem receber salários maiores, mesmo na ausência de *spillovers*. Por sua vez, os trabalhadores qualificados podem ter sua produtividade reduzida devido à substitubilidade imperfeita, sendo o tamanho do *spillover* responsável pelo efeito final nos níveis de salário.

Os resultados indicam que a conclusão do curso de ensino profissionalizante tem efeito de 8,6% no rendimento do trabalho principal. É interessante notar que esse efeito privado do ensino profissionalizante é maior para os níveis de escolaridade mais baixos, enquanto que a magnitude desse efeito diminui para faixas de escolaridade maiores. Por exemplo, na regressão com indivíduos sem instrução e ensino fundamental incompleto, o efeito do ensino profissionalizante é, em média, 16,4% do salário por hora. Por

outro lado, esse efeito é de quase 6% para indivíduos com 11 anos ou mais de escolaridade. Para indivíduos de 8 a 10 anos de escolaridade, esse aumento médio é de 10%.

Tabela 3. Equações de rendimentos para amostra de indivíduos homens, de 15 a 65 anos, por faixas de escolaridade: Brasil - 2007

	(5)	0 a 7 anos	8 a 10 anos	11 anos ou mais
Concluiu ensino profissionalizante	0,083 (0,006)	0,152 (0,014)	0,095 (0,013)	0,058 (0,009)
Prop. de ensino profissionalizante	0,241 (0,041)	0,217 (0,059)	0,240 (0,061)	0,252 (0,051)
Controles de indivíduo				
Cor ou raça	SIM	SIM	SIM	SIM
Experiência	SIM	SIM	SIM	SIM
Escolaridade	SIM	SIM	SIM	SIM
Migrante, sindicato e chefe	SIM	SIM	SIM	SIM
Controles de região				
Macrorregião	SIM	SIM	SIM	SIM
Município	SIM	SIM	SIM	SIM
R-quadrado	0,5377	0,3082	0,2899	0,4897
Observações	62.628	24.402	11.746	26.480
População representada	30.080.989	11.731.051	5.575.520	12.774.418

Notas. Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 0,1%. Desvios-padrão entre parênteses.

No geral, os efeitos positivos do ensino profissionalizante sobre os rendimentos individuais corroboram os resultados de [Souza \(2009\)](#), [Musse e Machado \(2013\)](#) e [Severnini e Orellano \(2010\)](#). No entanto, quando analisados os efeitos sobre trabalhadores por nível de escolaridade, os resultados diferem daqueles verificados por [Souza \(2009\)](#), que encontrou efeitos mais elevados sobre indivíduos mais qualificados.

Diferentemente do retorno privado, as estimativas do efeito *spillover* relativo ao ensino profissionalizante não diferem significativamente entre os grupos para diferentes escolaridades. Para as três faixas de escolaridade e para a regressão com todos os indivíduos, há sobreposição dos quatro intervalos de confiança a 95%. Desse modo, o aumento de 1 p.p. na proporção de pessoas com ensino profissionalizante tem efeito médio de 0,24% no rendimento por hora, para a equação com todos os indivíduos. Esse resultado não difere muito de quando se considera as três faixas de escolaridade, mas denota efeito mais elevado sobre os que possuem maior escolarização.

Esse resultado contribui para o debate sobre retornos sociais, especificamente sobre educação profissionalizante no Brasil. Em primeiro lugar, confirma-se o argumento discutido por [Lucas \(1988\)](#) com relação à existência de efeitos externos ou externalidades do capital humano, neste artigo adaptado ao ensino profissionalizante. Segundo o autor, em um ambiente de trabalho em que convivem indivíduos com distintos níveis de instrução/qualificação, os menos qualificados têm a oportunidade de ter acesso a conhecimentos compartilhados pelos mais qualificados. Logo, o nível geral de capital humano é incrementado, tendo efeito positivo nos rendimentos individuais.

Cabe ainda salientar que, em consonância com [Falcão e Silveira Neto \(2007\)](#) e diferentemente de [Moretti \(2004\)](#), foi possível concluir que o efeito dos retornos sociais do ensino profissionalizante foram maiores para os mais escolarizados. Nesse sentido, conforme [Rocha et al. \(2013\)](#), a presença de trabalhadores qualificados atua como um fator de aglomeração de firmas, elevando a demanda por trabalho e consequentemente aumentando o salário nominal nesses municípios.

5. Considerações Finais

Através de equações mincerianas adaptadas, esse trabalho teve como objetivo verificar a existência e a magnitude dos retornos sociais oriundos da educação profissional no Brasil. Diante dos resultados encontrados, foi possível identificar a existência do efeito *spillover* referente a educação profissionalizante no país. Isso corresponde dizer que além do ensino profissionalizante exercer impacto positivo na produtividade e rendimento dos indivíduos que o concluíram, ainda possibilita que outras pessoas que compartilham experiências em ambientes comuns com estes também se beneficiem através da troca de conhecimentos.

Conforme a estimação econométrica, a externalidade da concentração de pessoas com ensino profissionalizante foi positiva para todos os níveis de escolaridade, sinalizando que o efeito *spillover* do capital humano é maior que o efeito do aumento da oferta de mão de obra qualificada, que tende a reduzir os salários. No entanto, os rendimentos se mostraram ligeiramente superiores quanto maiores os anos de escolaridade dos indivíduos, sendo este resultado contrário àquele verificado no trabalho seminal de [Moretti \(2004\)](#).

A partir desses achados, confirma-se a importância dos investimentos públicos e privados em educação, particularmente em educação profissionalizante. Esse segmento educacional qualifica profissionais para exercerem uma profissão, aumenta a produtividade econômica e encurta as barreiras para ingresso no mercado de trabalho a mais de cem anos, mas apenas recentemente foi objeto de maiores incentivos e investimentos.

Por fim, cabe ressaltar uma limitação importante desse trabalho, que consistiu na base de dados. Não foi encontrada nenhuma proxy que refletisse as condições institucionais, utilizadas em alguns trabalhos na literatura, para permear a relação entre acumulação de capital humano e rendimentos individuais. Além disso, o fato de a base de dados estar restrita ao ano de 2007 dificultaria a possibilidade de se encontrar instrumentos, que controlassem a possível relação endógena entre a qualidade institucional e os salários. Assim, sugere-se que sejam elaborados futuramente estudos que versem essa temática e utilizem dados longitudinais.

Referências Bibliográficas

Acemoglu, Daron e Joshua Angrist (2000): “[How Large are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory-Schooling Laws,](#)” *NBER Macroeconomics Annual*, 15, 9–59.
[2]

Barbosa Filho, Fernando de Holanda e Samuel de Abreu Pessoa (2010): “[Educação e Crescimento: O que a Evidência Empírica e Teórica mostra?](#)” *Economia*, 11 (2), 265–303. [3, 5, 7]

Bauer, Thomas K. e Matthias Vorell (2010): “[External Effects of Education: Human Capital Spillovers in Regions and Firms](#),” resreport 195, Ruhr Economic Papers 195, RWI - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Ruhr-University Bochum, TU Dortmund University, University of Duisburg-Essen. [2]

Falcão, Natasha de Andrade e Raul da Mota Silveira Neto (2007): “Concentração espacial de capital humano e externalidades: o caso das cidades brasileiras,” in *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia*, Recife (PE): Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia – ANPEC. [2, 4, 12]

Hoffmann, Rodolfo e Marlon Gomes Ney (2004): “[Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002](#),” *Economia e Sociedade*, 13 (2), 51–79. [7]

Leal, Carlos Ivan Simonsen e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang (1991): “[Retornos em Educação no Brasil: 1976/89](#),” *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21 (3), 559–574. [4]

Lucas, Robert E. (1988): “[On the mechanics of economic development](#),” *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 3–42. [4, 11]

Mincer, Jacob (1970): “[The Distribution of Labor Incomes: A Survey With Special Reference to the Human Capital Approach](#),” *Journal of Economic Literature*, 8 (1), 1–26. [3]

——— (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research. [3, 7]

Moretti, Enrico (2004): “[Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data](#),” *Journal of Econometrics*, 121 (1-2), 175–212. [2, 4, 6, 12]

Musse, Isabel e Ana Flavia Machado (2013): “[Perfil dos indivíduos que cursam educação profissional no Brasil](#),” *Economia e Sociedade*, 22 (1), 237–262. [3, 11]

Rocha, Roberta de Moraes, Raul da Mota Silveira Neto, Sônia Maria Fonseca Pereira Oliveira Gomes, e Álvaro Furtado Coelho Júnior (2013): “Externalidades do Capital Humano: uma Análise Empírica para as Cidades Brasileiras,” in *Anais do XLI Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu (PR): Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia – ANPEC. [5, 12]

Severnini, Edson Roberto e Verônica Inês Fernandez Orellano (2010): “[O efeito do ensino profissionalizante sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e sobre a renda no período pré-Planfor](#),” *Economia*, 11 (1), 155–174. [3, 11]

Souza, Juliana de (2009): “Ensino Profissionalizante no Brasil e seu Impacto no Rendimento dos Indivíduos: uma Análise de Propensity Score Matching para 2007,” *mathesis*, Universidade Federal do Paraná. [3, 11]