**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Pesquisa de transição da escola para o trabalho: uma avaliação para o
Brasil**

Marcos de Oliveira Garcias

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2017**

Marcos de Oliveira Garcias
Bacharel em Gestão do Agronegócio

Pesquisa de transição da escola para o trabalho: uma avaliação para o Brasil

Orientadora:
Profª. Dra. **ANA LÚCIA KASSOUF**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Garcias, Marcos de Oliveira

Pesquisa de transição da escola para o trabalho: uma avaliação para o Brasil / Marcos de Oliveira Garcias. - - Piracicaba, 2017.

62 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Transição 2. Jovens 3. Mobilidade 4. Satisfação no trabalho 5. Qualificação excessiva I. Título

AGRADECIMENTOS

Agradeço inicialmente a minha orientadora Prof^a. Ana Lúcia Kassouf, por todo o aprendizado que me foi repassado, tenho muito orgulho de ter sido orientado por ela tanto no mestrado como no doutorado. Durante todos esses anos pude conhecê-la um pouco melhor, passando a admirar não somente o lado profissional, mas também pelo modo como encara as dificuldades da vida pessoal. Serei eternamente grato pelos aprendizados profissionais e pessoais. Além disso, não posso deixar de agradecer pelas inúmeras oportunidades que me foram dadas.

À Prof^a. Mary Paula Arends-Kuenning, pelos comentários realizados no exame de qualificação, bem como pelas oportunidades profissionais. Sempre terei nela um exemplo de pessoa e profissional a ser seguido.

Agradeço a toda minha família, especialmente à minha mãe, por ter me proporcionado a melhor educação que estava ao seu alcance. Agradeço também à minha tia Celeida, minha avó Aparecida e meu irmão Fábio, por não medirem esforços em me ajudar.

Agradeço a todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Economia, de maneira especial do ao Prof. Bento, pela participação e críticas construtivas feitas ao meu trabalho no exame de qualificação.

Agradeço também aos meus amigos e atualmente parceiros de trabalho, Marcela e Henrique, por me escutarem tantas vezes e pelas discussões sobre o tema. De maneira especial agradeço ao Henrique, que me ajudou sobremaneira nas discussões do segundo artigo e também pelos comentários feitos no exame de qualificação.

Aos meus amigos e amigas de Piracicaba, por tornarem essa jornada mais feliz. Em especial agradeço ao pessoal da Maison, por me receberem nas diversas vezes que estive em Piracicaba: Leandro Escorya, Nicole Momozete, Gutavo Momozão, Rodrigo Teta, Bruna Judas, Alice, Fran e Fábio Noiva. Além deles, agradeço também aos demais colegas do PPGEA: Samuel, Diego, Gustavo, Josi, Dai e demais. Aos meus amigos mais distante, em especial Sarah, Paulinha, Carina, Francylara e demais de Viçosa, mesmo de longe vocês contribuíram muito para esse momento. Aos meus colegas de turma pela convivência rotineira e aprendizado.

Agradeço à Aline, que no seu tempo na secretária sempre me ajudou nos processos junto à pós-graduação.

Por fim, quero agradecer a agência de fomento CNPq pelo financiamento da pesquisa.

SUMÁRIO

RESUMO.....	5
ABSTRACT.....	6
1 INTRODUÇÃO.....	7
1.1 Pesquisa <i>School-to-Work Transiction</i>	9
Referências.....	10
2 MOBILIDADE ENTRE GERAÇÕES E DIFERENCIAL DE EDUCAÇÃO, RENDA E OCUPAÇÃO ENTRE JOVENS NO BRASIL.....	13
Resumo	13
Abstract.....	13
2.1 Introdução	13
2.2 Metodologia	15
2.3 Resultados e discussão.....	19
2.3.1 Mobilidade escolar	22
2.3.2 Mobilidade ocupacional	27
2.3.3 Retornos da educação sobre o rendimento	29
2.4 Considerações finais	39
Referências.....	40
3 EFEITO DO EXCESSO DE QUALIFICAÇÃO SOBRE A SATISFAÇÃO PROFISSIONAL DOS JOVENS BRASILEIROS.....	43
Resumo.....	43
Abstract	43
3.1 Introdução	44
3.2 Metodologia.....	47
3.2.1 Estratégia empírica	47
3.2.2 O modelo próbite ordenado	48
3.2.3 Inadequação entre escolaridade e ocupação	49
3.3 Resultados e discussão.....	52
3.4 Considerações finais	59
Referências.....	60

RESUMO

Pesquisa de transição da escola para o trabalho: uma avaliação para o Brasil

Jovens passam por grandes mudanças no período de transição entre educação e trabalho. Expectativas educacionais não bem-sucedidas e altos níveis de desemprego de jovens são indicativos de dificuldades encontradas por esses na passagem para a vida adulta. Enquanto muitas políticas são continuamente propostas no Brasil para tentar amenizar possíveis efeitos negativos dessas mudanças, há poucas pesquisas empíricas para auxiliar os tomadores de decisão. Esta tese, formada por dois ensaios complementares, pretende analisar os fatores que afetam a transição entre a escola e o trabalho e propor ideias de como auxiliar no desenho de políticas efetivas para os adolescentes. Para tanto, foi utilizada a Pesquisa Transição da Escola para o Trabalho (*School-to-Work Transition Survey*), realizada pela Organização Internacional do Trabalho em 2013. A base de dados apresenta questões retrospectivas em relação às características socioeconômicas dos pais, permitindo mensurar a mobilidade entre gerações para os jovens – o que possibilitou a elaboração do primeiro ensaio dessa tese. Os resultados obtidos evidenciam uma elevada mobilidade entre gerações, principalmente quando os pais tinham níveis mais baixos de educação. Já para analisar os retornos da educação sobre os rendimentos, segundo objetivo do primeiro ensaio, foram estimadas equações de rendimentos pelo modelo de seleção de Heckman. A educação dos jovens e dos pais mostrou ter impacto relevante sobre o rendimento. No segundo ensaio, avaliou-se a satisfação no trabalho, que até o momento tem sido pouco estudada em países em desenvolvimento. A relação entre as capacidades profissionais dos indivíduos e as demandas do mercado de trabalho ainda é pouco compreendida. Foi então realizada uma análise da satisfação profissional dos jovens de 15 a 29 anos. Ao contrário dos estudos já realizados sobre o tema satisfação profissional, a análise aqui desenvolvida se concentrou apenas nos jovens trabalhadores. Seguindo a literatura existente, utilizou-se o modelo próbite ordenado, sendo a variável dependente o grau de satisfação profissional dos jovens. Observou-se um efeito negativo sobre a satisfação do excesso de qualificação dos jovens. A magnitude desse efeito variou entre indivíduos empregados e aqueles que trabalham por conta própria. Considerados os resultados de ambos os ensaios, tem-se evidências de que houve uma melhora na qualificação dos jovens brasileiros, muitos deles apresentando escolaridade maior do que a de seus pais. Todavia, essa qualificação não está associada, necessariamente, a uma melhoria na satisfação dos jovens com o trabalho principal. Assim, os resultados encontrados poderão chamar a atenção dos formuladores de políticas públicas e de organizações não governamentais para a importância, não apenas da criação de novos postos de trabalho, mas também da criação de oportunidades de emprego com qualidade para os jovens brasileiros.

Palavras-chave: Transição; Jovens; Mobilidade; Satisfação no trabalho; Qualificação excessiva

ABSTRACT

School-to-work transition survey: an analysis for Brazil

Youths suffer major changes in the transition period between education and work. Unsuccessful educational expectations and high levels of youth's unemployment are indicative of difficulties encountered by young people as they move into adult life. While many policies are continually being proposed in Brazil to try to mitigate these changes, there is little empirical research to assist policy makers. This dissertation aimed to analyze the factors that affect the transition between school and work and to propose ideas on how to design effective policies for youth. To do so, we used the School-to-Work Transition Survey carried out by the International Labor Organization in 2013. The database presents retrospective questions regarding the socioeconomic characteristics of the parents, allowing us to measure the mobility between generations from 15 to 29 years of age. The results obtained in the first paper show a huge mobility between generations, especially when parents had lower levels of education. To analyze the returns to education on wages, the income equations were estimated by Heckman selection model. The education of youth and parents had a great impact on earnings. The second paper evaluated the question of job satisfaction, which has a small number of studies in developing countries. The adjustment between individuals' occupational skills and the labor market demand is still poorly understood. The objective was to carry out a comparative analysis of the professional satisfaction of young people aged 15 to 29 years old. Contrary to previous studies that address the subject of job satisfaction, the analysis developed here focused only on young workers. Following the existing literature, an ordered probit model was used, with the dependent variable being the degree of job satisfaction among young people. A negative and significant effect of over education was observed, the magnitude of the effect varies for individuals employees and those who are self-employed. These results show that there was an improvement in the qualification of Brazilian youths, many of whom presented higher educational levels than their parents. However, such qualification is not necessarily associated with improved job satisfaction for young people. Thus, the results found here may attract the attention of public policy makers as well as non-governmental organizations to the importance of not only creating new jobs, but also creating quality employment opportunities for Brazilian youths.

Keywords: Transition; Youths; Mobility; Job satisfaction; Over education

1 INTRODUÇÃO

Jovens brasileiros, assim como jovens ao redor do mundo, passam por grandes mudanças no período de transição entre educação e trabalho. Expectativas educacionais não bem-sucedidas e altos níveis de desemprego entre jovens são indicativos de dificuldades encontradas pelos jovens na passagem para a vida adulta. Ainda que muitas políticas visando amenizar os efeitos dessas mudanças sejam propostas continuamente no Brasil, há poucas pesquisas empíricas para auxiliar os tomadores de decisão. Nesse contexto, esta tese pretende analisar os fatores que afetam a transição entre escola e trabalho e propor ideias que possam auxiliar no desenho de políticas efetivas voltadas a adolescentes.

Ratificando a relevância da problemática apresentada, Venturine e Torine (2014) argumentam que a juventude é um momento importante da vida, em que o jovem começa a perceber as suas aspirações, assume independência econômica e busca seu lugar na sociedade. Esse período de comum vulnerabilidade para os jovens teve ainda seu cenário agravado recentemente pelos efeitos da crise financeira global de 2008, que causou o aumento do desemprego e do sub-emprego e tornou mais precárias as condições de inserção no mercado de trabalho. Para aqueles jovens que encontraram trabalho, foram observados também empregos de menor qualidade.

A Conferência Internacional do Trabalho da Organização Internacional do Trabalho (OIT), realizada em junho de 2012, indicou medidas urgentes para combater a crise de emprego dos jovens através de uma abordagem orientada para o crescimento pró-emprego e para a criação de trabalhos decentes e de qualidade. Concomitantemente, o Secretário Geral da Organização das Nações Unidas (ONU) destacou a juventude como um dos cinco pontos principais a serem abordados através da mobilização de todos os recursos humanos, financeiros e políticos disponíveis para a ONU. Como parte dessa agenda, a ONU desenvolveu um Plano Sistemático de Ação para a Juventude, com o emprego dos jovens como uma das principais prioridades, fortalecendo os programas de jovens em todo o sistema das Nações Unidas (OIT, 2012).

Assim, a OIT tem procurado fortalecer a capacidade das instituições e governos, em nível nacional e local, para realizar análises baseadas em evidências que alimentem o processo de elaboração de políticas públicas. Um dos mecanismos utilizados foi a criação do programa internacional de pesquisa sobre a Transição da Escola para o mundo do Trabalho, a fim de apoiar os Estados membros na construção de uma base de conhecimentos sobre o emprego de jovens.

Um dos frutos desse programa foi a pesquisa *School-to-Work Transition* (SWTS), principal base de dados utilizada nessa tese. Os dados dessa pesquisa permitem explorar a transição entre escola e trabalho com informações que descrevem as atividades e escolhas dos adolescentes durante seus anos de formação. No Brasil, essa pesquisa foi realizada em junho de 2013, sendo voltada especificamente a estudar a transição dos jovens para o mercado de trabalho brasileiro.

Através desses dados, é possível analisar o histórico de vida de todos os jovens pesquisados na SWTS, utilizando uma retrospectiva das informações detalhadas sobre a vida educacional e o histórico de trabalhos desses indivíduos, além de informações do salário corrente e do nível de educação formal completo. Além disso, essa base de dados também inclui informações sobre educação formal dos pais e características socioeconômicas da família. Essa disponibilidade é relevante no âmbito da modelagem econométrica, possibilitando que sejam realizados controles para a estrutura familiar na estimação das equações de salários, como pretendido nessa pesquisa.

Na literatura internacional sobre o tema, Ryan (2001) faz uma análise conjunta do processo de transição entre escola e trabalho em sete países e identifica que o desemprego e a inatividade entre jovens trabalhadores causam preocupação. O autor também observa que a desvantagem social está associada a maiores dificuldades no trabalho juvenil. Os trabalhos de Huitfeldt e Kabbani (2007) e Egel e Salehi-Isfahani (2010) também avaliaram os dados do SWTS, mas para a Síria e o Irã, respectivamente. Os resultados dessas pesquisas evidenciaram uma série de particularidades enfrentadas pelo jovem no processo de transição para o trabalho.

Para atingir o objetivo proposto nessa tese, de analisar o processo de transição dos jovens da escola para o mercado de trabalho, dois artigos são apresentados separadamente, cada um trabalhando uma abordagem distinta.

O primeiro artigo busca mensurar a mobilidade educacional e a mobilidade ocupacional dos jovens, bem como avaliar o efeito de variáveis selecionadas sobre os salários recebidos pelos jovens de 15 a 29 anos de idade. Para a análise dos salários, foram estimadas equações de rendimentos pelo modelo de seleção de Heckman. Os resultados obtidos evidenciam uma elevada mobilidade educacional entre gerações, principalmente quando os pais tinham níveis mais baixos de educação, e também elevada mobilidade ocupacional. No contexto das equações de rendimentos, verificou-se que a educação dos jovens e dos pais teve grande impacto sobre os salários.

No segundo artigo, analisa-se a questão da satisfação no trabalho, tema pouco discutido em países em desenvolvimento. O ajustamento entre as capacidades profissionais dos indivíduos e as demandas do mercado de trabalho ainda é pouco compreendido. Este artigo realiza uma análise comparativa da satisfação profissional dos jovens de 15 a 29 anos nas diferentes regiões geográficas brasileiras. Ao contrário de estudos já realizados sobre satisfação profissional, que consideram trabalhadores de maneira geral, a análise implementada se concentrou apenas nos jovens trabalhadores. Seguindo a literatura existente, utilizou-se o modelo próbite ordenado, sendo a variável dependente o grau de satisfação profissional dos jovens. Utilizando diferentes especificações, verificou-se um efeito negativo significativo da qualificação excessiva sobre a satisfação no trabalho. Além disso, os fatos dos indivíduos terem trabalho formal e maior salário/hora estão positivamente relacionados com a satisfação no trabalho. Esse resultado era esperado, tendo em vista que o trabalho formal oferece garantias ao trabalhador, e que maiores salários tendem a proporcionar maior satisfação, embora esse não seja o único fator motivador.

1.1 Pesquisa *School-to-Work Transition*

A pesquisa SWTS foi fruto do Projeto “Work4Youth”, oriundo de uma parceria entre a OIT e a Fundação MasterCard. Essa pesquisa foi realizada em 28 países¹, evidenciando a importância de se estudar o período de transição entre escola e trabalho vivenciado pelos jovens. O objetivo principal do projeto “Work4Youth” é realizar pesquisas sobre o tema da transição da escola para o trabalho, visando contribuir para a elaboração de políticas públicas e para a implementação de atividades e estratégias por parte dos parceiros sociais.

Com o objetivo de garantir a relevância e a utilização dos dados produzidos pela pesquisa, durante o processo de sua preparação no Brasil, foi criado um Comitê Consultivo. Esse Comitê contribuiu para a adequação do questionário padrão (aplicado nos 28 países) à realidade brasileira e também no acompanhamento da realização da pesquisa. O Comitê contou com a participação das seguintes instituições: Ministério do Trabalho e Emprego, Ministério da Educação, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, Secretaria Nacional da Juventude da Secretaria Geral da Presidência, Instituto Brasileiro de Geografia e

¹ Ásia e Pacífico: Bangladesh, Camboja, Nepal, Samoa, Vietnã; • Europa Oriental e Ásia Central: Antiga República Iugoslava da Macedônia, Armênia, Federação Russa, Quirguistão, República da Moldávia, Ucrânia; • América Latina e Caribe: Brasil, Colômbia, El Salvador, Jamaica, Peru; • Oriente Médio e Norte da África: Egito, Jordânia, Territórios Palestinos Ocupados, Tunísia; • África Subsaariana: Benin, Libéria, Madagáscar, Malawi, República Unida da Tanzânia, Togo, Uganda, Zâmbia.

Estatística, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (VENTURINE; TORINE, 2014).

Essa iniciativa possibilitou o desenvolvimento de análises mais detalhadas de dados sobre a realidade e as necessidades dos jovens no Brasil. A relevância dessas análises é explicitada, especialmente, tendo em vista a elevada heterogeneidade de situações dos jovens nas diferentes regiões geográficas, bem como a diversidade dos percursos e das transições entre as oportunidades educativas e o mercado de trabalho. Assim, os resultados da pesquisa SWTS contribuem para a elaboração e a adequação das políticas públicas em prol dos jovens no Brasil.

O objetivo principal da pesquisa foi levantar informações estatísticas (demográficas, sociais e econômicas) sobre os jovens de 15 a 29 anos de idade residentes no território brasileiro, bem como avaliar as características dos jovens que ainda estão na escola e daqueles que se encontram empregados, desempregados ou fora da força de trabalho (inativos). Isso é possível dado que coletam informações detalhadas sobre: o que os jovens esperam em termos de caminhos de transição e qualidade do trabalho; quais as questões a prevenir em ambos os lados – da oferta e da demanda – de forma recíproca; e, quais as políticas e os programas que podem ter um impacto real.

A pesquisa é estatisticamente representativa do universo da população nesta faixa etária, com uma amostra composta por 3.288 entrevistas, distribuídas em 160 municípios e contemplando 25 Unidades da Federação. Os municípios são ainda estratificados por localização geográfica (capital e interior, áreas urbanas e rurais) e por porte (municípios pequenos, médios e grandes).

A amostragem foi feita de forma probabilística nos primeiros estágios da pesquisa, com sorteio dos municípios, dos setores censitários, dos bairros e dos domicílios. No estágio final, foram implementados controles de cotas de sexo, idade e de condição do ponto (urbano ou rural) para a seleção dos indivíduos (VENTURINE; TORINE, 2014).

Referências

EGEL, D.; SALEHI-ISFAHANI, D. Youth Transitions to Employment and Marriage in Iran: Evidence from the School-to-Work Transition Survey. **Middle East Youth Initiative Working Paper**, n. 11, June 2010.

HUITFELDT, H.; KABBANI, N. Returns to Education and the Transition from School-to-Work in Syria. American University of Beirut Institute of Financial Economics. **Lecture and Working Paper Series**, n. 1, 2007.

OIT - Organização Internacional do Trabalho. **Global employment trends for youth 2013: A generation at risk**. Geneva: OIT, 2012.

RYAN, P. The School-to-Work Transition: A Cross-National Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 39, n. 1, p. 34-92, Mar. 2001.

VENTURI, G.; TORINI, D. **Transições do mercado de trabalho de mulheres e homens jovens no Brasil**. Genebra: OIT, 2014.

2 MOBILIDADE ENTRE GERAÇÕES E DIFERENCIAL DE EDUCAÇÃO, RENDA E OCUPAÇÃO ENTRE JOVENS NO BRASIL

Resumo

Este artigo utiliza a pesquisa *School-to-Work Transition*, realizada pela Organização Internacional do trabalho em 2013, para mensurar a mobilidade educacional e ocupacional dos jovens, assim como para avaliar o efeito de variáveis selecionadas sobre os salários recebidos por estes indivíduos. A base de dados apresenta informações retrospectivas em relação às características socioeconômicas dos pais, permitindo mensurar a mobilidade entre gerações para os jovens de 15 a 29 anos de idade. Para a análise dos salários, foram estimadas equações de rendimentos pelo modelo de seleção de Heckman. Os resultados obtidos mostram uma elevada mobilidade educacional entre gerações, principalmente quando os pais tinham níveis mais baixos de educação, e também elevada mobilidade ocupacional. No contexto das equações de rendimentos, verificou-se que a educação dos jovens e dos pais teve grande impacto sobre os salários.

Palavras-chave: Transição; Jovens; Mobilidade

Abstract

This article uses the School-to-Work transition survey (SWTS) conducted by the International Labor Organization in 2013 to measure educational mobility, occupational mobility, as well as to evaluate youths' earnings. The database presents retrospective questions regarding the socioeconomic characteristics of the parents, allowing the measurement of intergenerational mobility for individuals from 15 to 29 years old. The results obtained show great mobility between generations, especially when parents had lower levels of education. To analyze the returns to education on earnings, the income equations were estimated using the Heckman selection model. The education of youths and parents had a great impact on income.

Keywords: Underreporting; Economy of crime; Public security

2.1 Introdução

A distribuição de renda é associada ao modo como a riqueza é dividida entre os indivíduos, sendo uma informação relevante quando se deseja mensurar a qualidade de vida de uma população. Isso porque, uma elevada concentração de renda pode estar associada a uma maior incidência de pobreza, dificultando a melhoria da saúde e da educação dos indivíduos e contribuindo para o avanço da criminalidade. Ademais, de acordo com Behrman et al. (2001), a sociedade é vista como menos justa se a desigualdade é, em grande parte, um reflexo da ausência de oportunidades para aqueles com familiares pobres. Nesse contexto, a elaboração de estudos com o objetivo de compreender as causas e as consequências da

desigualdade de renda contribui para que os tomadores de decisão adotem medidas eficazes para elevar o bem-estar da população.

A distribuição de renda no Brasil, assim como o acesso à saúde e à educação, são historicamente caracterizados por elevada heterogeneidade regional. A desigualdade regional de renda pode ser verificada, por exemplo, no fato de que as regiões Sul e Sudeste, economicamente mais desenvolvidas, apresentarem uma renda familiar mensal duas vezes mais elevada do que a verificada nas regiões Norte e Nordeste, segundo dados da PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 2012). Em termos educacionais, a taxa de analfabetismo em alguns estados da região Nordeste, como Maranhão e Alagoas, é superior a 50%, enquanto em outros da região Sul, como no estado de Santa Catarina, é de apenas 2,9%, se for considerada a população com mais de 15 anos de idade. No âmbito da saúde, a taxa média de mortalidade infantil, por mil nascidos vivos no Brasil, é de 29,7%, enquanto na região Nordeste essa taxa chega a 44,7% (IBGE, 2014).

Apesar das disparidades mencionadas, de 2003 a 2014, o Brasil passou por significativas transformações de cunho econômico e social, com mais de 37 milhões de pessoas saindo da pobreza sob a ótica da renda (HOFFMANN, 2007). Entre os anos de 2002 e 2012, enquanto o crescimento real da renda média da população foi de 3,5%, a renda dos 40% mais pobres cresceu em média 6,1%. Apesar desse avanço, o Banco Mundial (2015) destaca que a desigualdade no Brasil ainda permanece consideravelmente alta para um país de renda média.

Apesar do avanço mencionado, a queda da pobreza e da desigualdade parece ter cessado desde 2014. O crescimento real médio do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro diminuiu de 4,5% em 2006-2010 para 2,1% nos anos de 2011-2014, e ainda para 0,1% em 2014. Nos anos de 2015 e 2016, o PIB nacional recuou. No âmbito do índice de Gini, que varia entre 0 (igualdade completa) e 1 (desigualdade completa), o Brasil possui indicador de 0,53, enquanto em outros países de renda média, como Argentina, México e China, o indicador é de 0,43, 0,48 e 0,42, respectivamente. Outras evidências dos desafios que ainda precisam ser superados em termos de promover melhores condições de renda à população brasileira estão no fato de que cerca de 25% da população recebe menos da metade de um salário mínimo (R\$724,00 no período de análise) e, além disso, 50% dos mais pobres detêm 17% da renda do país, enquanto 1% dos mais ricos detêm 11% da renda (IBGE, 2014).

Essa persistente desigualdade constatada no Brasil possui múltiplas causas, que são provenientes tanto de fatores históricos e culturais, quanto econômicos. Nesse contexto, um

aspecto ainda pouco discutido na literatura está relacionado à existência de desigualdade de oportunidades entre os jovens no que tange ao acesso à educação e, consequentemente, a maiores níveis de renda e melhores condições laborais. Essa desigualdade pode advir de duas fontes: i) das diferenças entre as características individuais dos jovens ou; ii) das diferenças do *background* familiar (já que um melhor *background* familiar é capaz de fornecer melhores oportunidades aos jovens).

Neste artigo, investiga-se a desigualdade de oportunidade entre os jovens abordando suas duas fontes e dando ênfase especial aos efeitos da educação. Especificamente, foi analisada a transmissão das características educacionais e de ocupação dos pais para a educação e o status ocupacional dos seus filhos que possuem idade entre 15 e 29 anos (ou a mobilidade intergeracional dessas características). Além disso, por meio da estimação de equações de rendimento, buscou-se verificar os determinantes da diferença do rendimento do trabalho entre jovens no Brasil, com ênfase nos efeitos da educação individual e da educação dos pais. Toda a análise foi realizada diferenciando o sexo do jovem e, também, a região geográfica na qual ele reside, com o objetivo de captar as potenciais diferenças regionais e de gênero.

Na literatura nacional, uma análise clássica da mobilidade social no Brasil foi feita por Pastore (1979) e, mais recentemente, por Pastore e Valle Silva (2000). Este artigo contribuirá para essa literatura, primeiro, por ser um tema ainda pouco estudado, e, principalmente, por abordar informações relativas aos pais na família dos jovens. Esse importante determinante não costuma ser considerado nas análises sobre o tema devido à escassez de dados que contenham informações sobre os pais, problema que foi contornado nesse trabalho ao fazer-se uso da pesquisa *School-to-Work Transition* (SWTS). Nesta base de dados, que contém informações sobre os jovens de 15 a 29 anos no Brasil, questiona-se, dentre outros aspectos, as características socioeconômicas dos pais, permitindo a análise intergeracional.

Além dessa introdução, este artigo está dividido em mais 3 seções, nas quais são apresentadas: a metodologia utilizada, os resultados obtidos e as conclusões finais do estudo.

2.2 Metodologia

Como apontado na seção introdutória, neste artigo, duas análises complementares são implementadas. Analisa-se a mobilidade intergeracional de características educacionais e de ocupação e, então, parte-se para a estimação de equações de rendimento. Posto isso, essa seção metodológica dedica-se, primeiramente, a tratar os aspectos relativos à mobilidade. Em

sequência, são apresentados os principais aspectos teóricos e empíricos relacionados à estimativa das equações de rendimentos.

Black e Devereux (2010) apresentam os avanços recentes no estudo da mobilidade intergeracional. Os autores argumentam que a literatura colocou maior ênfase nos mecanismos causais alicerçados na relação entre os pais e os resultados das crianças, além de se concentrar na obtenção de estimativas precisas de correlações e elasticidades. Segundo esses autores, a caracterização empírica mais comum de mobilidade é dada por um modelo que relaciona o indicador socioeconômico de interesse (educação, por exemplo) dos pais, representado por $Y_{i,t-1}$, ao dos seus filhos no período t , representado por $Y_{i,t}$, conforme eq. (1):

$$\log(Y_{i,t}) = \alpha + \beta \log(Y_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

em que α e β são parâmetros a serem estimados e ε é o termo de erro para o indivíduo i no período t , cuja distribuição assume-se normal ($\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$). Se Y é definido em relação à média de sua distribuição, o parâmetro β é a elasticidade e $(1 - \beta)$ é uma medida de mobilidade entre gerações (BLACK; DEVEREUX, 2010). Mais especificamente, o coeficiente β em um modelo log-log representa a elasticidade entre as gerações, medindo a variação percentual de Y no período t com relação a uma variação percentual de Y no período $t - 1$.

A mobilidade entre gerações é definida como qualquer mudança na posição social dos membros da família que ocorra entre uma geração e outra. Imigrantes sem nenhuma instrução que têm filhos formando-se na faculdade e netos tornando-se professores são exemplos de mobilidade entre gerações. Quando o coeficiente β estimado a partir da equação (1) for próximo de zero, isso significa que a variável em análise não está estreitamente relacionada entre as gerações, ou que a mobilidade entre gerações é muito alta ($1 - \beta$).

Para analisar a transmissão da escolaridade dos pais para filhos, estimou-se a equação (1) com Y representando o logaritmo dos anos de estudo da mãe e do pai do jovem, separadamente. Em geral, β será interpretado como uma medida do nível em que o *background* familiar afeta os resultados socioeconômicos do jovem, ou como uma medida de desigualdade de oportunidade.

Outra abordagem amplamente utilizada na literatura para caracterizar a mobilidade, é a correlação entre gerações (ρ). A correlação entre o *log* do indicador socioeconômico do pai e

dos filhos é igual à elasticidade quando o *log* do desvio padrão do indicador socioeconômico (σ) é o mesmo para ambas as gerações. A elasticidade pode então ser mais elevada em uma sociedade do que em outra, simplesmente porque a variância do *log* do indicador socioeconômico da geração da criança é maior nessa sociedade.

O método de obtenção da mobilidade intergeracional através da correlação possui propriedades atrativas quando comparado ao método da elasticidade. O método da correlação elimina a dispersão oriunda do tipo de dado (corte transversal), enquanto a elasticidade pode diferir de uma geração para a outra simplesmente pelo fato de as variâncias dos dados serem diferentes nas respectivas gerações. A correlação entre gerações é definida conforme a eq. (2):

$$\rho = (\sigma_{it}/\sigma_{it-1})\beta \quad (2)$$

Para medir a transmissão da educação entre gerações, pode-se considerar o nível educacional como uma variável contínua, e calcular a correlação entre pais e filhos, ou considerar o nível educacional como uma variável discreta, e utilizar matrizes de transição (em que a educação dos pais está em um eixo e a educação do filho no outro). Usando os dois índices diferentes, Chevalier et al. (2009) mediram distintos tipos de mobilidade entre uma geração e outra.

De forma semelhante, para analisar a mobilidade ocupacional, construiu-se matrizes que distinguem setores de emprego. Behrman et. al. (2001) dividiram as ocupações em colarinho branco e colarinho azul para comparar a mobilidade ocupacional entre indivíduos em diferentes países.

Em termos de estimativa, utilizar a variável educação é mais atrativo do que utilizar a variável rendimento. Isso porque os indivíduos tendem a conhecer exatamente o seu próprio nível educacional, e o término dos estudos ocorre em idades não avançadas. Os rendimentos, por sua vez, estão sujeitos a erros de medida. Além de existir uma dificuldade em definir o que é rendimento, por ser autodeclarado, esse pode potencialmente ser sub ou superestimado. Ademais, pessoas sem emprego não tem rendimento.

A outra parte deste estudo consiste em verificar os determinantes da diferença do rendimento do trabalho entre jovens no Brasil, com ênfase nos efeitos da educação individual e da educação dos pais, o que foi feito por meio da estimativa de equações de rendimento. As equações de rendimento dos jovens entre 15 e 29 anos de idade foram estimadas corrigindo-se o viés de seleção amostral por meio do procedimento de Heckman. Esta abordagem apresenta vantagens estatísticas se comparada ao modelo de regressão tradicional, uma vez que controla

o viés de seleção oriundo do fato de que pessoas que estão fora do mercado de trabalho ou sem rendimento não entrariam na amostra caso fosse utilizado o modelo tradicional.

Considere o seguinte modelo, denominado equação de seleção². Seja Z_i^* uma variável não observada, representando a probabilidade de que uma pessoa i trabalhe, dado algumas características observáveis $\mathbf{W}_i$. A relação entre Z_i^* e $\mathbf{W}_i$ é descrita conforme a eq. (3):

$$Z_i^* = \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{W}_i + u_i \quad (3)$$

A variável Z_i^* não é observada porque está relacionada ao salário reserva de cada pessoa. Entretanto, é possível observar uma variável Z que assume valor 0 se a pessoa não participa do mercado de trabalho e valor 1 se essa pessoa participa. Formalmente:

$$Z_i = \begin{cases} 1, & \text{se } Z_i^* > 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4)$$

Considere ainda a seguinte equação de rendimentos, descrita pela eq. (5), que se pretende estimar:

$$Y_i = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

sendo Y_i o rendimento do indivíduo i , $\boldsymbol{\beta}$ o vetor de parâmetros a ser estimado, $\mathbf{X}_i$ a matriz com as características observáveis do indivíduo e ε o termo de erro. Avaliando as equações descritas em (4) e (5), verifica-se que Y_i é observado somente se Z_i^* for maior que 0, pois são observados apenas os salários dos indivíduos que estão trabalhando.

Assumindo que os erros ε_i e u_i apresentam distribuição normal bivariada com média 0 e correlação ρ , tem-se que:

$$\begin{aligned} E(Y_i | Y_i \text{ ser observado}) &= E(Y_i | Z_i^* > 0) = E(Y_i | u_i > -\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{W}_i) \\ &= \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i + E(\varepsilon_i | u_i > -\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{W}_i) = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i + \rho \sigma_\varepsilon \frac{\phi(\alpha_u)}{\Phi(\alpha_u)} = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i + \beta_\lambda \lambda_i(\alpha_u) \end{aligned} \quad (6)$$

onde ϕ é a função de densidade de probabilidade da normal padronizada e Φ é sua função de distribuição acumulada, ambas avaliadas em:

²Para mais detalhes, ver Greene (2003), Heckman (1979) e Limdep (1995).

$$\alpha_u = \frac{-\mathbf{y}'\mathbf{w}_i}{\sigma_u} \quad (7)$$

e assim,

$$Y_i|Z_i^* > 0 = E(Y_i|Z_i^* > 0) + v_i = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i + \beta_\lambda \lambda_i(\alpha_u) + v_i \quad (8)$$

Portanto, se a equação (3) for estimada por mínimos quadrados ordinários, somente para indivíduos para os quais Y_i é observado, os coeficientes $\boldsymbol{\beta}$ estimados serão tendenciosos e inconsistentes, uma vez que não é considerado o termo λ em (6), que está correlacionado com o termo de erro v .

O viés de seleção amostral surge porque as características não observáveis que afetam a decisão de trabalhar ou não (salário de reserva) estão correlacionadas com as características não observáveis que afetam o rendimento. Para obter estimativas consistentes utilizou-se o modelo de seleção de Heckman. Esse procedimento consiste em estimar, primeiramente, a equação de seleção (ou de participação no mercado de trabalho) para todos os jovens, que trabalham ou não. E então, estima-se a equação de rendimentos para aqueles que receberam pagamentos, utilizando-se o método de máxima verossimilhança. Uma comparação de diferentes modelos de seleção é apresentada por Vella (1998).

Se a decisão dos jovens entre trabalhar ou não fosse aleatória, não haveria problema em se estimar uma equação de rendimentos apenas para os trabalhadores pelo método de mínimos quadrados ordinários. No entanto, é mais provável que os indivíduos não trabalhem caso recebam baixos salários. Normalmente, as pessoas optam por não trabalhar quando o seu salário de reserva é maior do que o salário oferecido pelo empregador. O salário de reserva é o valor mínimo de salário pelo qual uma pessoa aceita trabalhar. Para contornar este problema, utilizou-se variáveis que afetam o salário de reserva, mas não a variável em estudo (a oferta de salário). Essa variável pode ser, por exemplo, o número de filhos. Uma mulher com filho deverá ter um salário de reserva mais elevado do que o de uma jovem universitária finalizando a graduação. No entanto, o fato de a mulher ter um bebê ou não, não irá mudar o salário que o empregador irá oferecer.

2.3 Resultados e discussão

Sendo a educação foco principal desse artigo, inicia-se a análise dos resultados oferecendo um breve panorama a respeito dessa variável no Brasil, e de forma comparativa

com outros países. A Figura 1 mostra o número médio de anos de escolaridade dos jovens de 15 a 29 anos no período de 2001 a 2014, com base na PNAD. Esta pesquisa investiga, de forma contínua, as características gerais da população, em matéria de educação, trabalho, renda, habitação e outros. O acesso a essas informações constituiu, ao longo dos 47 anos de existência deste levantamento, um importante instrumento para a formulação, validação e avaliação de políticas voltadas ao desenvolvimento socioeconômico e à melhoria das condições de vida no Brasil.

Observa-se que a escolaridade média no Brasil aumentou 2 anos nesse período, passando de 7,54 para 9,54 anos. Considerados os indivíduos que já não estão mais estudando (25 anos ou mais), a escolaridade média passa de 6,02 em 2001 para 7,82 anos em 2014.

Figura 1– Média de anos de escolaridade para jovens de 15 a 29 anos de idade

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da PNAD. Nota: excluiu-se a região Norte rural por motivos de comparação.

Apesar da melhoria observada, o Brasil ainda está aquém de muitos outros países latino-americanos em termos de nível de escolaridade para indivíduos com 25 ou mais, como mostra a Tabela 1. O Relatório de Desenvolvimento Humano (2015) mostra que o Brasil apresentava escolaridade média de 7,7 anos em 2014, enquanto Argentina e Chile apresentavam média de 9,8 anos e o México, de 8,5. Países desenvolvidos como Reino Unido, Estados Unidos e Suíça tem uma população de jovens com aproximadamente 13 anos de escolaridade média.

Tabela 1 – Média de anos de escolaridade para indivíduos com 25 anos ou mais em países selecionados em 2014

Países	Média de anos de escolaridade– 2014
Reino Unido	13,1
Estados Unidos	12,9
Suiça	12,8
Argentina	9,8
Chile	9,8
Peru	9,0
Venezuela	8,9
Uruguai	8,5
México	8,5
Costa Rica	8,4
Bolívia	8,2
Brasil	7,7
Paraguai	7,7
Equador	7,6
Colômbia	7,3

Fonte: Relatório de Desenvolvimento Humano (2015).

As análises que se seguem são baseadas nos microdados da pesquisa *School-to-Work Transition* (SWTS). Analisou-se a mobilidade escolar entre pais e filhos, separadamente por gênero e regiões geográficas do Brasil. Posteriormente, calculou-se a mobilidade ocupacional e o retorno da escolaridade sobre os rendimentos. Em todos os cálculos foram utilizados os pesos amostrais.

Todas as análises são limitadas aos indivíduos que já concluíram seus estudos ou que abandonaram a escola. O objetivo dessa restrição é eliminar da análise os jovens que ainda não completaram seus estudos, evitando criar uma variável censurada³.

A Tabela 2 mostra que quase dois mil jovens de 15 a 29 anos responderam que não estão estudando atualmente, o que representa 60% da amostra total da pesquisa, e a sub-amostra utilizada nessa pesquisa. A idade média desses jovens é de 23 anos.

³ Na faixa etária de 15 a 29 muitos indivíduos ainda estão estudando e por isso não se sabe quantos anos de educação eles irão completar. Devido ao fato de que os anos de educação não é observado em toda a amostra, essa variável é chamada de variável censurada. Ao utilizar as variáveis censuradas e não se levando em conta o problema pode-se introduzir viés aos resultados estimados.

Tabela 2 – Número e porcentagem de jovens de 15 a 29 anos de acordo com sua posição escolar

Situação do jovem	Frequência	%
Estudantes	1.306	39,76
Já completaram os estudos	924	28,13
Abandonaram os estudos	1.052	32,02
Não responderam	3	0,09
Total	3.2854	100

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

2.3.1 Mobilidade escolar

A Tabela 3 mostra o número médio de anos de escolaridade dos pais e dos jovens no Brasil. Embora as mães e os pais tenham menos de 6 anos de escolaridade, os seus filhos têm uma escolaridade média igual a 10 anos, representando quase o dobro da escolaridade dos pais. Estes números mostram que a educação aumentou significativamente de uma geração para a outra. Também é possível observar que as mulheres apresentam um nível educacional superior ao dos homens no Brasil, embora a diferença seja pequena.

Tabela 3 – Média educacional em anos dos pais e dos jovens (entre 15 e 29 anos)

Escolaridade*	Frequência	Média
Escolaridade do jovem	1.778	10,11
Masculino	873	9,99
Feminino	905	10,23
Escolaridade da mãe	1.674	5,79
Escolaridade do pai	1.439	5,57

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

Nota: Os valores representam a escolaridade somente daqueles jovens que completaram os estudos ou abandonaram a escola.

Para obter a caracterização da mobilidade, primeiramente, estimou-se a relação entre educação dos pais e dos filhos, como apresentado na equação (1), separadamente para pais, mães e também para regiões do Brasil (Tabela 4).

O coeficiente β da regressão entre educação das mães e dos pais e educação dos jovens (equação 1) no Brasil é próximo de 0,04. Portanto, observa-se elevada mobilidade entre gerações. A Tabela 4 apresenta os valores estimados de mobilidade entre gerações, $(1 - \beta)$, separadamente por gênero, regiões geográficas, bem como para o nível educacional do pai e da mãe.

⁴ As três observações faltantes são referentes a valores perdidos (*missings*).

Os valores variam de 0,93 para o efeito da educação da mãe sobre a educação do jovem do sexo masculino na região Centro-Oeste a 0,97 para o efeito da educação do pai sobre a educação do jovem do sexo masculino na região Sudeste. Portanto, observa-se alta mobilidade entre gerações. Os coeficientes estimados da educação do pai para região Norte não foram estatisticamente significativos ao nível de 10%, possivelmente pelo pequeno número de observações nesta região e pelo fato de que mais de 80% dos pais da amostra apresentam baixa escolaridade (primário ou menor), não havendo variabilidade suficiente. Ainda quanto à região Norte, na primeira coluna, o coeficiente estimado da escolaridade do pai não é significativo a 10%, mas é significativo a 11%.

Tabela 4 – Medida de mobilidade educacional entre gerações para jovens que já concluíram a formação ou abandonaram os estudos, por gênero e região geográfica

Região	Mobilidade Educacional entre Gerações (1- β)					
	Todos os jovens*		Mulheres		Homens	
	Escolaridade do pai	Escolaridade da mãe	Escolaridade do pai	Escolaridade da mãe	Escolaridade do pai	Escolaridade da mãe
Brasil	0,9617	0,9588	0,9626	0,9609	0,9610	0,9572
Norte	0,9856 ns	0,9601	0,9774 ns	0,9617	0,9933 ns	0,9600
Centro-Oeste	0,9416	0,9454	0,9383	0,9574	0,9432	0,9301
Nordeste	0,9638	0,9641	0,9695	0,9624	0,9608	0,9666
Sul	0,9513	0,9579	0,9533	0,9639	0,9484	0,9508
Sudeste	0,9648	0,9619	0,9605	0,9620	0,9691	0,9619

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

Nota: Os valores representam a escolaridade somente daqueles jovens que completaram os estudos ou abandonaram a escola; ns: não significativo.

As Figuras 02 e 03 apresentam os valores da Tabela 04, apenas para permitir uma melhor visualização.

Figura 2– Mobilidade educacional entre gerações para pais e jovens do sexo feminino.
Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

Figura 3– Mobilidade educacional entre gerações para pais e jovens do sexo masculino.
Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

A Tabela 5 apresenta a correlação entre gerações (ρ), estimada conforme a eq. (2), como alternativa à elasticidade. A correlação entre gerações (ρ) é apresentada separadamente por gênero, educação do pai e da mãe, bem como para as diferentes regiões geográficas. A variação passa de 0,09 para o efeito da educação do pai sobre jovens do sexo feminino na região Centro-oeste a 0,14 para o efeito da educação materna sobre jovens do sexo feminino na região Sudeste. Os baixos valores dos coeficientes de correlação mostram que, mesmo levando em consideração a dispersão dos dados cross-section, não foram observados resultados de escolaridade bastante relacionados entre as gerações, indicando elevada mobilidade (semelhante aos resultados obtidos via coeficientes estimados de β).

Tabela 5– Estimação da correlação do nível educacional entre gerações por gênero e regiões geográficas.

Região	Correlação do nível educacional entre gerações (ρ)					
	Todos os jovens*		Mulheres		Homens	
	Escolaridade do pai	Escolaridade da mãe	Escolaridade do pai	Escolaridade do pai	Escolaridade da mãe	Escolaridade do pai
Brasil	0,1146	0,1230	0,1121	0,1221	0,1167	0,1235
Norte	0,1191 ns	0,1244	0,1115 ns	0,1302	0,1260 ns	0,1212
Centro-Oeste	0,1037	0,1206	0,0895	0,1008	0,1147	0,1382
Nordeste	0,1131	0,1178	0,1156	0,1175	0,1113	0,1174
Sul	0,1239	0,1197	0,1043	0,1074	0,1480	0,1313
Sudeste	0,1150	0,1362	0,1131	0,1424	0,1170	0,1308

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

*Somente os jovens que tenham completado os estudos ou abandonado a escola.

A mobilidade educacional pode não ser linear como apresentado nas análises anteriores, podendo ser assimétrica, ou mais forte no final da distribuição. De acordo com Behrman et al. (2001) “intergenerational ties tend to be stronger at the end of the distribution, or asymmetric in that they are stronger in one direction than in another”. Para observar essas diferenças, criou-se três categorias de níveis educacionais: (1) escolaridade fundamental ou menor, incluindo todos os indivíduos com 8 anos de escolaridade ou menos; (2) ensino médio concluído ou não, incluindo indivíduos com 9 a 11 anos de educação e (3) nível mais alto de educação, incluindo aqueles que tinham ensino de faculdade ou pós-graduação. A Tabela 6 apresenta a porcentagem de pais, mães e jovens em cada categoria. A maioria dos pais encontra-se no primeiro grupo, com formação apenas primária, enquanto a maioria dos jovens que completaram a formação ou abandonaram a escola encontra-se na segunda categoria educacional.

As Tabelas 7 e 8 mostram a porcentagem de jovens em cada categoria condicional ao nível de educação do pai e da mãe, respectivamente. Cerca de 57% dos jovens cujos pais apresentavam no máximo a escolaridade fundamental tinham até o ensino médio, e 5% tinham escolaridade de faculdade ou pós-graduação. Enquanto 5% dos jovens analisados mudaram da educação primária para a de faculdade, 3% moveram-se na direção oposta, ou seja, estavam no nível fundamental enquanto seus pais estavam na faculdade (Tabela 7).

Tabela 6 – Número e porcentagem de jovens, pais e mãe de acordo com o respectivo nível educacional

Grupo de escolaridade	Pai		Mãe		Jovens do sexo masculino		Jovens do sexo feminino	
	Freq	%	Freq	%	Freq	%	Freq	%
Fundamental ou menos	1.876	68,72	2.119	67,87	356	35,58	336	34,29
Ensino médio	648	23,74	760	24,34	571	57,56	571	58,27
Faculdade ou menor	206	7,54	243	7,78	68	6,85	73	7,45
Total	2.730	100	3.122	100	992	100	980	100

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

*Somente os jovens que tenham completado os estudos ou abandonado a escola.

Apesar de as tendências seculares de melhoria na escolaridade, esses resultados refletem algumas assimetrias entre os anos de escolaridade de pais e filhos, com a proporção de jovens movendo-se para a parte superior da distribuição sendo maior do que a proporção de jovens reduzindo o nível educacional. Behrman et al. (2001) observaram que, na Colômbia, 24% das crianças cujos pais tinham no máximo a escolaridade fundamental completaram pelo menos um ano de ensino médio.

Tabela 7– Matrizes de mobilidade educacional entre pai e jovens*

Formação do pai	Fundamental ou menor	Ensino Médio	Faculdade ou pós-graduação
Fundamental ou menor	38,27	57,07	4,66
Ensino médio	10,97	76,77	12,26
Faculdade ou pós-graduação	3,13	37,5	59,38
Total	31,56	60,11	8,33

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

*Somente os jovens que tenham completado os estudos ou abandonado a escola.

Tabela 8– Matrizes de mobilidade educacional entre mãe e jovens*

Formação da mãe	Fundamental ou menor	Ensino Médio	Faculdade ou pós-graduação
Fundamental ou menor	40,55	56,09	3,36
Ensino médio	13,2	73,02	13,78
Faculdade ou pós-graduação	5,88	42,35	51,76
Total	33,93	58,58	7,5

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

*Somente os jovens que tenham completado os estudos ou abandonado a escola.

Ainda de acordo com os resultados da Tabela 7, 38% dos jovens com formação fundamental ou menos apresentam pais também com a formação fundamental ou menos, e quase 60% dos jovens com faculdade apresentam pais também com faculdade ou pós-graduação. Resultados semelhantes foram observados na análise da educação materna,

apresentada na Tabela 8. A partir dessas análises, conclui-se que a escolaridade dos jovens está melhorando em relação à escolaridade dos pais.

A Tabela 9 mostra a mobilidade educacional entre gerações, $(1 - \beta)$, por gênero, avaliada para a educação da mãe e do pai, considerando dois grupos distintos de escolaridade, a saber: baixo (menor ou igual a 8 anos de escolaridade) e alto (mais de 8 anos de escolaridade).

Considerando esses grupos, observa-se uma expressiva diferença na mobilidade. Para os pais do grupo de baixa escolaridade, a mobilidade educacional entre gerações é muito elevada. No entanto, para os pais do grupo de alta escolaridade, a mobilidade é muito menor. Quando os pais apresentam mais de 8 anos de escolaridade, a estimativa de mobilidade para jovens do sexo feminino é de 0,3 – baixa em comparação com os 0,96 estimados quando os pais apresentam 8 anos de escolaridade ou menos. Da mesma forma, quando as mães apresentam mais de 8 anos de escolaridade, a estimativa de mobilidade para jovens do sexo feminino é de 0,47, relativamente baixa quando comparada aos 0,96 estimados quando as mães apresentam 8 anos de escolaridade ou menos. A análise para jovens do sexo masculino levou a resultados semelhantes (Tabela 9).

Tabela 9– Medida de mobilidade educacional entre gerações por gênero considerando dois grupos educacionais*.

	Jovens do sexo feminino	Jovens do sexo masculino
Escolaridade do pai $\leq$ 8 anos	0,96	0,96
Escolaridade do pai $>$ 8 anos	0,30	0,66
Escolaridade da mãe $\leq$ 8 anos	0,96	0,96
Escolaridade da mãe $>$ 8 anos	0,47	0,65

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

*Somente os jovens que tenham completado os estudos ou abandonado a escola.

2.3.2 Mobilidade ocupacional

A análise da transmissão intergeracional também foi realizada para a mobilidade ocupacional. Esta análise foi motivada pelo fato de a educação, ou a renda, não explicar inteiramente o status socioeconômico de uma pessoa. Por esse motivo, também há interesse em analisar a transmissão do status ocupacional dos pais para seus filhos. A passagem de um emprego de baixa qualificação para um de alta qualificação entre gerações, mesmo mantidos o nível de escolaridade e os salários, é um indicativo de mobilidade social. Para comparar o status ocupacional entre gerações, criou-se quatro grandes categorias, baseadas na

Classificação Internacional de Ocupações (ISCO), a saber: altamente qualificado, não manual; baixa qualificação, não manual; baixa qualificação, manual; e não qualificado.

As matrizes de mobilidade ocupacional são apresentadas nas Tabelas 10 e 11, que apresentam os resultados para pais e para mães, respectivamente. Em cada célula tem-se a porcentagem de filhos e filhas na categoria ocupacional indicada na coluna, condicional à categoria do pai ou da mãe indicada na linha.

Observa-se que a maior porcentagem de jovens trabalha na categoria de baixa qualificação/manual, independente da ocupação de seus pais. Tem-se ainda que 17,22% dos jovens cujos pais trabalham em atividades não qualificadas, trabalham no grupo de atividades altamente qualificadas/não manuais, enquanto 25,15% estão trabalhando na mesma categoria que o pai. Por outro lado, apenas 6,7% dos jovens cujo pai trabalha na categoria altamente qualificado/não manual estão trabalhando em atividades não qualificadas (Tabela 10). Resultados semelhantes são observados quando se compara a ocupação da mãe com as ocupações de seus filhos ou filhas (Tabela 11).

Tabela 10 – Mobilidade ocupacional entre gerações entre pai e jovens.

Ocupação do pai	Ocupação dos jovens*			
	Altamente qualificado, não manual	Baixa qualificação, não manual	Baixa qualificação, manual	Não qualificado
Altamente qualificado, não manual	35,51	31,94	25,84	6,7
Baixa qualificação, não manual	20,61	35,38	35,59	8,42
Baixa qualificação, manual	20,84	19,7	44,16	15,29
Não qualificado	17,22	16,65	40,98	25,15
Total	24,29	29,59	34,94	11,18

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT. *Somente os jovens que tenham completado os estudos ou abandonado a escola.

Tabela 11– Mobilidade ocupacional entre gerações entre mãe e jovens.

Ocupação da mãe**	Ocupação dos jovens*			
	Altamente qualificado, não manual	Baixa qualificação, não manual	Baixa qualificação, manual	Não qualificado
Baixa qualificação, não manual	26,96	30,19	33,66	9,2
Baixa qualificação, manual	16,21	28,15	39,81	15,82
Não qualificado	9,77	23,96	41,14	25,13
Total	16,52	27,27	38,89	17,32

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT. *Somente os jovens que tenham completado os estudos ou abandonado a escola. ** Não houve presença de mães na categoria altamente qualificada, não manual.

A partir dessa análise, pode-se concluir que os filhos de pais com ocupação de status mais elevado apresentam maior probabilidade de terem uma ocupação de status mais elevado se comparados aos filhos de pais com ocupação de status inferior. Esses resultados mostram alguma relação entre gerações no status ocupacional. Jovens cujos pais têm empregos de prestígio apresentam uma probabilidade 2 vezes maior de terem também uma ocupação de nível mais elevado se comparados com aqueles cujos pais tinham uma ocupação de status inferior: 35,51% dos jovens cujos pais trabalham em atividades de alta qualificação também trabalham nessa categoria de atividades, enquanto apenas 17,22% dos jovens que trabalham em atividades de alta qualificação tem pais que trabalhavam em atividades sem qualificação. Behrman et al (2001), utilizando dados de 1996, obtiveram um valor de 2,6 para o Brasil. No entanto, observa-se também uma melhora na ocupação dos jovens em geral em relação às ocupações de seus pais.

2.3.3 Retornos da educação sobre o rendimento

Como apontado na seção metodológica, as equações de rendimento dos jovens foram estimadas levando-se em consideração o viés de seletividade da amostra (utilizando-se o modelo de seleção de Heckman), o que pode ocorrer devido ao fato de os rendimentos serem observados somente para aqueles que participam do mercado de trabalho, representando assim uma amostra não aleatória dos indivíduos.

Na amostra aqui avaliada tem-se que, entre os 1.489 homens, 902 trabalham, e entre as 1.535 mulheres, 547 trabalham. Ou seja, aproximadamente 61% dos jovens do sexo masculino e 36% das jovens do sexo feminino da amostra estão empregados. Tem-se ainda algumas pessoas que trabalham, todavia não recebem pagamentos. Do número de indivíduos que trabalham, 72% dos homens (647 de 902) e 66% das mulheres (362 de 547) recebem rendimentos.

O modelo de seleção de Heckman consiste em estimar a equação de rendimentos e a equação de participação da força de trabalho (modelo próbite) pelo método máxima verossimilhança⁵. A variável dependente da equação de rendimento é o logaritmo dos salários

⁵ Há também o modelo de Heckman em dois estágios, estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários. Este procedimento consiste em um primeiro momento estimar a equação de participação da força de trabalho (modelo próbite) por máxima verossimilhança, onde a variável dependente assume os valores 1 ou 0 se o indivíduo participa ou não no mercado de trabalho. Em um segundo momento, o inverso da razão de Mill (λ) é obtido com base nos coeficientes estimados do modelo próbite e, em seguida, usado como variável exógena no logaritmo da equação de rendimentos por hora apenas para aqueles que recebem rendimentos.

recebidos por hora. Os dados são ponderados pelo fator de expansão da amostra. As variáveis classe social, estado civil, bem como o número de filhos, foram incluídas nas equações de participação da força de trabalho e excluídas das equações de rendimento para identificar o modelo. A Tabela 12 apresenta a descrição e as médias das variáveis utilizadas nas análises.

Tabela 12 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo de Heckman.

Variáveis	Descrição	Média	
		Jovem do sexo Feminino*	Jovem do sexo Masculino *
Ln_salário/hora	Log do salário por hora	1,70	1,85
Fundamental	1 se o jovem possui ensino fundamental completo, 0 caso contrário	0,3362	0,3541
Médio	1 se o jovem possui ensino médio completo, 0 caso contrário	0,5809	0,5764
Superior	1 se o jovem possui ensino superior completo ou pós-graduação, 0 caso contrário	0,0747	0,0693
educ_mãe	Anos de escolaridade da mãe	5,65	5,93
educ_pai	Anos de escolaridade do pai	5,51	5,63
Idade	Idade dos jovens em anos	23,62	23,5
Raça	1 se branco ou asiático, 0 caso contrário	0,35	0,33
Urbano	1 se urbano, 0 caso contrário	0,85	0,84
Casado	1 se casado, 0 caso contrário	0,585	0,374
Filhos	Número de filhos	1,10	0,523
Pobre	1 se o indivíduo se auto declara pobre, 0 caso contrário	3,07	3,11
Norte	1 se reside na região Norte, 0 caso contrário	0,098	0,095
Centro-oeste	1 se reside na região Centro-oeste, 0 caso contrário	0,059	0,058
Nordeste	1 se reside na região Nordeste, 0 caso contrário	0,311	0,304
Sul	1 se reside na região Sul, 0 caso contrário	0,141	0,139
Sudeste	1 se reside na região Sudeste, 0 caso contrário	0,390	0,403

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT. *Somente os jovens que tenham completado os estudos ou abandonado a escola.

A Tabela 13 mostra os resultados das estimativas do modelo analisando o logaritmo do rendimento por horas de trabalho para toda a amostra (e para aqueles que estavam fora da escola e tinham um número definido de anos de escolaridade). Em consonância com o objetivo dessa pesquisa, o número de anos de estudo das mães e dos pais foi incluído como variável exógena na equação no intuito de medir o efeito dessas variáveis sobre a vida profissional dos jovens. Além disso, seguindo o indicado na literatura sobre o tema, incluiu-se

Embora consistente, este estimador não é totalmente eficiente de acordo com Greene (2003) e, portanto, o procedimento de Heckman por máxima verossimilhança foi escolhido.

como variável explicativa a idade dos jovens, como uma *proxy* para experiência de trabalho (variável que deve afetar os salários recebidos).

Além das variáveis supramencionadas, foram incluídas também: o número de anos de educação dos jovens, a área de residência (urbana ou rural), as regiões de residência (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil) e a raça. As variáveis de região (Sudeste sendo omitida) controlam as diferenças regionais presentes no Brasil e a variável de raça controla as divergências étnicas e culturais. Na categoria raça, a variável assume valor 1 para as raças branco ou asiático, e o valor 0, caso contrário, sendo preto, mulato e indígena⁶ as demais raças consideradas.

As primeiras quatro colunas da Tabela 13 mostram os coeficientes estimados para a amostra inteira de jovens de 15 a 29 anos, ou seja, indivíduos que estão estudando e aqueles que já não frequentam mais a escola. As quatro últimas colunas apresentam os coeficientes estimados para os jovens que não frequentam mais a escola (ou porque completaram os estudos ou porque deixaram de frequentar por desejo próprio). Os coeficientes das equações⁷ mostraram que as variáveis relacionadas ao capital humano dos jovens – educação e idade – têm efeito positivo sobre os rendimentos. Quanto maior a educação e a experiência de trabalho dos jovens, maior é o seu rendimento.

Foram incluídas variáveis binárias indicando se o indivíduo estava no ensino médio ou superior, sendo omitida a variável binária para ensino fundamental, considerando-a, então, a categoria-base da análise. Os retornos variaram de 29% para os jovens do sexo masculino que concluíram o ensino médio até mais de 200% para os jovens do sexo feminino com curso superior, ao se excluir os anos de escolaridade da mãe e do pai. A educação materna teve uma relação estimada positiva com os rendimentos dos jovens, mas apenas dos jovens do sexo masculino. Já a educação do pai, teve uma relação estimada positiva com os rendimentos também para os homens, mas apenas ao se avaliar a amostra completa (coluna 1). Viver em áreas urbanas tem um efeito positivo sobre os ganhos, quando em comparação com a residência em áreas rurais. Os coeficientes das variáveis das regiões indicaram que os salários mais baixos são recebidos nas áreas relativamente mais pobres (Norte e Nordeste) e no Centro-Oeste do país, com relação ao Sudeste (variável omitida) e Sul do Brasil.

⁶ Esse procedimento foi adotado devido ao baixo número de observações em algumas das raças.

⁷ Por se tratar de um modelo log-linear, a interpretação do modelo não é direta. Para mais detalhes, ver Greene (2003).

Tabela 13– Coeficientes das equações de rendimento (log salários/hora) estimados utilizando o modelo de seleção de Heckman por máxima verossimilhança para os jovens do sexo masculino e feminino de 15 a 29 anos.

Variável	ln salário/hora							
	Total				Não estudantes			
		Homem	Mulher		Homem	Mulher		
	1	2	3	4	5	6	7	8
Médio	0,0288 (0,082)	0,2612*** (0,094)	0,5202*** (0,132)	0,5449*** (0,131)	-0,0090 (0,089)	0,2873*** (0,100)	0,5731*** (0,142)	0,6046*** (0,139)
Superior	0,2031 (0,139)	0,5227*** (0,130)	1,0160*** (0,160)	1,0902*** (0,150)	0,0999 (0,145)	0,4838*** (0,142)	1,2216*** (0,219)	1,3431*** (0,198)
Educ_mãe	0,0178* (0,011)	- (0,011)	0,0176 (0,011)	- (0,011)	0,0266*** (0,010)	- (0,010)	0,0143 (0,014)	- (0,014)
Educ_pai	0,0176** (0,008)	- (0,008)	-0,0057 (0,011)	- (0,011)	0,0107 (0,009)	- (0,009)	0,0023 (0,013)	- (0,013)
Idade ⁸	0,0549*** (0,009)	0,1025*** (0,012)	0,0690*** (0,012)	0,0675*** (0,012)	0,0455*** (0,011)	0,0468*** (0,012)	0,0373** (0,015)	0,0357** (0,015)
Raça	-0,0255 (0,069)	-0,0608 (0,080)	0,0203 (0,088)	0,0305 (0,086)	0,0781 (0,076)	0,0282 (0,084)	-0,0735 (0,100)	-0,0617 (0,100)
Urbano	0,1697* (0,094)	0,3524*** (0,124)	0,3973*** (0,153)	0,3896** (0,152)	0,0798 (0,103)	0,2549* (0,133)	0,4077** (0,169)	0,4282*** (0,166)
Norte	-0,2261* (0,127)	-0,3849*** (0,139)	-0,1588 (0,170)	-0,1637 (0,171)	-0,0508 (0,153)	-0,1547 (0,163)	-0,2318 (0,205)	-0,2211 (0,201)
Centro-oeste	0,0247 (0,107)	-0,1952 (0,154)	-0,4546** (0,179)	-0,4474** (0,176)	0,0629 (0,131)	-0,0469 (0,171)	-0,2921 (0,198)	-0,2881 (0,190)
Nordeste	-0,1796* (0,095)	-0,5833*** (0,122)	-0,4335*** (0,107)	-0,4438*** (0,108)	-0,1262 (0,098)	-0,4871*** (0,131)	-0,3314*** (0,117)	-0,3385*** (0,118)
Sul	0,0936 (0,077)	0,1584* (0,095)	0,0708 (0,103)	0,0564 (0,103)	0,0822 (0,084)	0,1842* (0,096)	0,2056* (0,117)	0,1919 (0,118)
Constante	0,2991 (0,253)	-1,5101*** (0,365)	-1,6575*** (0,438)	-1,5638*** (0,439)	0,5310* (0,294)	-0,0395 (0,335)	-0,8572* (0,506)	-0,7633 (0,509)
Todos não estudantes	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de obs	524	524	311	311	386	386	209	209
Teste Wald	113,71*	111,83*	97,44*	92,86*	58,18*	62,29*	73,82*	67,95*

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT. Erro-padrão entre parênteses. *, **, *** denotam significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

⁸ É usual incluir a variável idade ao quadrado em regressões de rendimentos para mostrar, juntamente com a idade, uma curva parabólica com concavidade para baixo. Espera-se que o coeficiente de idade seja positivo e de idade ao quadrado seja negativo. Isso indica que, à medida que uma pessoa envelhece e adquire mais experiência de trabalho, seu salário aumenta. No entanto, após um certo ponto, geralmente cerca de 45-50 anos de idade, há uma diminuição no capital humano e os retornos começam a diminuir com a idade. Não foi incluída a variável idade ao quadrado no modelo dado o perfil da amostra ser de jovens de 15 a 29 anos e nesta faixa etária ainda não haver curva parabólica formada. Ao incluir a idade ao quadrado observou-se que seu coeficiente é na maioria das vezes não significativo e o coeficiente de idade também deixa de ser significativo.

É interessante observar que, ao incluir jovens que ainda estão na escola na análise (colunas 1 a 4), os resultados se mantêm semelhantes aos estimados apenas para jovens que completaram sua educação ou deixaram a escola (colunas 5 a 8). A educação é uma variável endógena quando se analisam jovens que ainda estudam. No entanto, como os resultados das estimativas para a amostra completa (colunas 1 a 4) são muito semelhantes àqueles estimados para a amostra selecionada (colunas 5 a 8), tem-se indicativos da robustez dos resultados.

Também foram realizados testes ao incluir e excluir a educação da mãe e do pai do modelo, avaliando, assim, o efeito dessa omissão sobre os coeficientes estimados para a educação dos próprios jovens. Foi possível observar um aumento nos coeficientes de educação dos jovens quando as variáveis educacionais dos pais foram omitidas. Lam e Schoeni (1993) avaliaram se as variáveis familiares omitidas eram responsáveis por altos retornos da escolaridade no Brasil e concluíram que o viés era modesto.

Embora as variáveis exógenas do modelo possam ser correlacionadas, como a educação das mães e a dos pais, examinou-se as correlações entre as variáveis e acredita-se que não haja problema de multicolinearidade. O maior valor de correlação observado foi de 0,6, entre a educação do pai e a da mãe. Eliminar uma dessas variáveis do modelo não alterou significativamente nenhum dos resultados.

A Tabela 14 apresenta as equações de rendimento para jovens do sexo masculino e feminino, por grupos de educação dos pais. A proposta dessa estratégia empírica foi medir o retorno da educação dos jovens sobre os rendimentos, restrito ao fato de os pais terem apenas educação primária, o ensino médio ou o ensino superior.

Para as jovens do sexo feminino, o retorno de concluir o ensino superior sobre o salário é maior para os casos em que a mãe e o pai têm apenas educação primária, quando comparado ao caso em que os pais têm um nível mais alto de educação. No caso em que os pais têm baixo nível educacional, o ganho salarial de se concluir o ensino superior é de 2,4 vezes, frente aos salários recebidos por hora para aquelas com apenas educação primária. Já no caso em que os pais têm alto nível educacional, o ganho salarial de se concluir o ensino superior é de 0,65 vezes, frente aos salários daquelas com apenas educação primária. Isso representa menos da metade do retorno obtido no caso dos pais com menor escolaridade. É possível que, tendo os pais baixa escolaridade e, provavelmente, um menor nível de renda, seus filhos precisem de mais anos de estudo para encontrar bons empregos. Nesse caso, os anos de escolaridade seriam muito importantes para obtenção de salários mais elevados. Por

outro lado, quando os pais apresentam um maior nível educacional e, consequentemente, maior status econômico e melhores ocupações, tais fatores podem auxiliar seus filhos a encontrarem bons empregos, mesmo que esses não apresentem um alto nível educacional.

Tabela 14 - Coeficientes das equações de rendimento (log salários/hora) estimados utilizando o modelo de seleção de Heckman por máxima verossimilhança para os jovens do sexo masculino e feminino de 15 a 29 anos, por grupo de educação dos pais.

Variáveis	logaritmo natural do salário/hora			
	Mulheres jovens		Homem jovens	
	Pais com baixo nível educacional	Pais com alto nível educacional	Pais com baixo nível educacional	Pais com alto nível educacional
Médio	0,5983*** (0,167)	0,1478 (0,198)	-0,0283 (0,090)	0,3038** (0,128)
Superior	1,2590*** (0,223)	0,5029** (0,251)	0,2372* (0,141)	0,5093*** (0,165)
Idade	0,0667*** (0,018)	0,0261 (0,018)	0,0430*** (0,010)	0,1210*** (0,014)
Raça	-0,1369 (0,124)	0,0390 (0,119)	0,0001 (0,077)	0,1133 (0,120)
Urbano	0,4379** (0,215)	0,3625** (0,181)	0,2075* (0,107)	0,0108 (0,198)
Norte	-0,0075 (0,223)	-0,4502** (0,222)	-0,3565*** (0,134)	0,1054 (0,198)
Centro-Oeste	-0,5456** (0,253)	0,0181 (0,256)	0,2124* (0,124)	-0,2048 (0,181)
Nordeste	-0,4679*** (0,159)	-0,3127** (0,142)	-0,2718*** (0,094)	-0,3269** (0,160)
Sul	0,1494 (0,152)	-0,0448 (0,094)	0,1353 (0,090)	0,0879 (0,154)
Constante	-1,6716*** (0,607)	0,6675 (0,926)	0,7457*** (0,276)	-1,9595*** (0,460)
Número de observações	173	188	320	322
Teste Wald	47,84*	27,21*	52,85*	91,16*

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT. Erro-padrão entre parênteses. *, **, *** denotam significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

As Figuras 4 e 5 apresentam os valores estimados dos rendimentos em função da escolaridade para os indivíduos do sexo feminino, em função dos dois diferentes níveis de escolaridade dos pais. Esses valores são oriundos dos resultados apresentados na Tabela 14. Pode-se observar que há uma dispersão expressivamente maior quando os pais apresentam maior nível de educação, em comparação com o caso de pais com nível mais baixo de educação.

Figura 4 - Valores estimados dos rendimentos em função da escolaridade para os indivíduos do sexo feminino e pais com baixa escolaridade.

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

Figura 5- Valores estimados dos rendimentos em função da escolaridade para os indivíduos do sexo feminino e pais com alta escolaridade.

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

As análises a seguir mostram os resultados das diferentes especificações dos modelos próbite (onde a variável dependente assume o valor 1 se os jovens recebem rendimentos e 0 caso contrário). Dos 1535 jovens do sexo feminino, 362 apresentam rendimentos, já dos 1489 do sexo masculino, 647 recebem rendimentos. Dentro da amostra há ainda jovens trabalhando, mas não recebendo salários. Para esses casos, a variável dependente apresenta

valor 0⁹. Na interpretação dos resultados da Tabela 15, utiliza-se o termo empregado para aqueles que trabalham e recebem rendimentos, visando facilitar as explicações.

Tabela 15 - Efeitos marginais das equações de emprego (modelo próbite) por gênero para a amostra como um todo e apenas para os indivíduos que estão fora da escola.

Variáveis	Efeito Marginal – Modelo Próbite			
	Homens jovens		Mulheres jovens	
	Total	Não estudando	Total	Não estudando
Médio	0,1067*** (0,038)	0,1829*** (0,047)	0,1017*** (0,035)	0,1130** (0,045)
Superior	0,1301** (0,062)	0,1776** (0,085)	0,2046*** (0,059)	0,2622*** (0,096)
Educação_mãe	-0,0035 (0,004)	-0,0074 (0,005)	0,0020 (0,004)	0,0058 (0,005)
Educação_pai	-0,0083* (0,004)	-0,0041 (0,006)	-0,0049 (0,004)	-0,0069 (0,005)
Idade	0,0311*** (0,004)	0,0058 (0,006)	0,0282*** (0,004)	0,0150*** (0,006)
Raça	-0,0301 (0,034)	-0,0442 (0,044)	0,0105 (0,029)	-0,0176 (0,040)
Urbano	0,0707 (0,047)	0,0974* (0,058)	0,0494 (0,038)	0,0873* (0,052)
Casado	0,1743*** (0,048)	0,1193** (0,050)	-0,0700** (0,033)	-0,1052*** (0,040)
Número de filhos	-0,0750*** (0,027)	-0,0562* (0,029)	-0,0655*** (0,018)	-0,0640*** (0,021)
Pobre	-0,0527 (0,034)	-0,0760* (0,044)	0,0256 (0,029)	0,0020 (0,040)
Norte	-0,0731 (0,054)	-0,0361 (0,075)	-0,0201 (0,046)	-0,0302 (0,066)
Centro-Oeste	-0,1690** (0,069)	-0,1476 (0,096)	-0,1523*** (0,050)	-0,1314* (0,076)
Nordeste	-0,2337*** (0,039)	-0,2618*** (0,050)	-0,1015*** (0,032)	-0,1076** (0,044)
Sul	0,0157 (0,050)	0,0702 (0,064)	0,0138 (0,039)	0,0656 (0,055)
Todos não estudantes	Não	Sim	Não	Sim
Número de obs	1182	678	1235	703
Teste Wald	163,83***	75,97***	122,54***	75,50***
Pseudo R2	0,1114	0,0877	0,0985	0,0895

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT. Erro-padrão entre parênteses. *, **, *** denotam significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

⁹ As mesmas análises foram realizadas considerando apenas se os jovens estavam empregados ou não, independente se recebiam rendimentos ou não. Neste caso, a variável dependente assumiu valor 1 caso os jovens estivessem empregados e 0 caso contrário. Os resultados foram muito semelhantes aos obtidos na tabela 15. No entanto, a escolaridade dos pais não foi estatisticamente significativa ao nível de 10%, com exceção da amostra total de jovens do sexo masculino, onde a educação do pai foi negativa e significativa em 1%.

As colunas (1) e (3) da Tabela 15 apresentam os efeitos marginais para toda a amostra, ou para indivíduos atualmente estudando ou fora da escola, por gênero. As colunas (2) e (4) também apresentam os efeitos marginais por gênero, porém apenas para os jovens que estão fora da escola, seja por terem concluído ou abandonado os estudos.

Observa-se um efeito positivo da escolaridade dos jovens sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho, indicando que mais anos de escolaridade devem levar a uma maior probabilidade de emprego. Possuir ensino superior aumenta a probabilidade de o jovem do sexo masculino estar trabalhando em 13 e 17 pontos percentuais, se todos os indivíduos forem incluídos na análise ou se apenas aqueles que completaram a formação ou abandonaram a escola forem considerados, respectivamente. Para as jovens, na mesma comparação, esses valores são de 20 e 26 pontos percentuais, muito maiores se comparados aos dos jovens do sexo masculino.

Os coeficientes da escolaridade tanto do pai quanto da mãe não foram estatisticamente significativos. Porém, os resultados indicam que a escolaridade paterna apresenta maior impacto sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho, seja para os jovens do sexo masculino ou feminino.

Peek (1978) observou que, na área urbana de Cartum, capital do Sudão, a variável educação da mãe apresentava uma das mais altas influências nas atividades das meninas. O autor concluiu que, em famílias onde a mãe é relativamente bem-educada, a filha apresenta maior probabilidade de ir à escola, ao invés de fazer trabalhos domésticos ou não remunerados.

Canagarajah e Coulombe (1997), estimando equações de trabalho infantil e matrícula escolar em Gana, concluíram que a educação materna influenciou apenas a participação escolar. Os autores alegaram que, em outros estudos em que variáveis de renda não são medidas corretamente, os resultados indicam fortes efeitos da educação dos pais sobre o trabalho infantil e a escolaridade, uma vez que essas variáveis captam o efeito renda permanente. Bhalotra e Heady (2003) encontraram efeito negativo apenas para a educação materna em áreas rurais de Gana, assim como Rosati e Tzannatos (2000) no Vietnã, e Cigno e Rosati (2005) na Índia. Por outro lado, Kassouf (2002) obteve um efeito altamente negativo e significativo da educação das mães e dos pais sobre a probabilidade de as crianças e os jovens trabalharem no Brasil.

O efeito marginal da idade é positivo, refletindo o fato de que, à medida que uma pessoa envelhece, mais experiência de trabalho é adquirida, melhorando assim as oportunidades de trabalho. O aumento de um ano na idade fornece um acréscimo de 3 pontos

percentuais na probabilidade de trabalhar para jovens do sexo masculino, considerando toda a amostra. À medida em que o jovem envelhece, adquire mais experiência e maturidade e, como esperado, tem um efeito positivo na probabilidade de trabalhar.

Segundo Jensen e Nielsen (1997), uma vez que a idade está associada a maior experiência profissional e, por consequência, maior capital humano, os jovens mais velhos devem ter um salário potencialmente mais elevado do que os mais jovens, aumentando a sua participação no mercado de trabalho. Barros e Mendonça (1991) analisaram a participação do trabalho de jovens em três áreas metropolitanas do Brasil, utilizando dados de 1987. Somente as variáveis renda, região, sexo e idade foram incluídas no modelo, e os autores também observaram um forte efeito da idade na probabilidade de trabalhar.

Neste estudo, o coeficiente da variável raça não foi estatisticamente significativo ao nível de 10%. Mas, a maioria dos efeitos marginais da variável raça mostraram-se negativos, indicando que a probabilidade de negros e mulatos trabalharem é maior do que a probabilidade de brancos e asiáticos.

A probabilidade de trabalho também é maior para os jovens vivendo em áreas urbanas em comparação com aqueles que vivem nas áreas rurais, bem como nas regiões mais ricas (Sul e Sudeste) em comparação com as regiões mais pobres (Norte e Nordeste) do Brasil. Os dados mostram que 36% dos jovens que vivem em áreas urbanas trabalham, enquanto nas áreas rurais esse percentual é de apenas 26%. A Tabela 16 apresenta a porcentagem de jovens trabalhando por região do Brasil. As regiões Sul e Sudeste apresentam a maior porcentagem de jovens trabalhando, enquanto as regiões Nordeste e Centro-Oeste apresentam os menores percentuais.

Tabela 16 – Porcentagem de jovens trabalhando por região geográfica.

Região	Jovens trabalhando
Centro-oeste	25,2
Nordeste	25,2
Norte	35,1
Sul	39,3
Sudeste	41,7

Fonte: Pesquisa *School-to-Work Transition*, OIT.

Barros e Mendonça (1991), observando uma menor taxa de participação de jovens no mercado de trabalho em áreas mais pobres, concluíram que sua decisão de trabalhar e não estudar também é afetada pelas condições do mercado de trabalho, e não apenas pela sua

própria situação econômica. Os autores mencionaram que, em grandes cidades, com um mercado de trabalho atraente que paga salários mais altos, é maior a atração de crianças e jovens para trabalhar. Os autores apontaram ainda, que a qualidade das escolas nesses lugares não é alta o suficiente para ir contra essa tendência.

Há um efeito negativo da variável número de filhos dos jovens sobre a probabilidade de trabalhar, tanto para jovens do sexo feminino quanto do sexo masculino. Este efeito negativo pode estar relacionado com um maior salário de reserva por parte desses jovens.

Os resultados também mostram que, ao se autodeclarar pobre, indivíduos do sexo masculino tem menor probabilidade de participação no mercado de trabalho. Além disso, a presença de cônjuge reduz a probabilidade de emprego dos jovens do sexo feminino, mas aumenta a dos jovens do sexo masculino.

2.4 Considerações finais

A sociedade brasileira é altamente não igualitária. As desigualdades de oportunidades educacionais e de mercado de trabalho são bem conhecidas no Brasil. Durante as últimas décadas, o governo federal instituiu grandes mudanças políticas e lançou muitos programas sociais, como forma de melhorar a renda das famílias e o nível educacional das crianças. Por exemplo, em 1996, o governo federal lançou o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), com o objetivo específico de erradicar o trabalho infantil e melhorar a escolaridade no País. Em 2001, para incentivar todas as crianças a completarem 8 anos de escolaridade, o Brasil lançou o programa Bolsa Escola de transferência condicional de renda, que foi ampliado e renomeado Bolsa Família em outubro de 2003. Atualmente, cerca de 14 milhões de famílias (ou 56 milhões de pessoas, mais de um quarto da população brasileira) recebem pagamentos do Bolsa Família. Diferentes estudos mostram impacto significativo desses programas no aumento da educação e na redução da desigualdade de renda e da pobreza no Brasil (BOURGUIGNON et al., 2003; GLEWWE; KASSOUF, 2012; BARROS et al., 2006).

Além dos programas sociais supramencionados, e do crescimento real do valor dos salários, o aumento dos anos de escolaridade da população foi um dos fatores mais relevantes para a redução da pobreza e da desigualdade de renda no Brasil nas últimas décadas. As mobilidades escolar e ocupacional também têm um papel importante na redução da desigualdade. Quando a melhoria é maior na parte inferior da distribuição de renda em relação à parte superior, significa que os pobres se beneficiaram mais do que os ricos em termos relativos.

Os resultados aqui obtidos constataam grande mobilidade educacional entre gerações, principalmente quando os pais tinham níveis de escolaridade mais baixos. Cerca de 57% dos jovens cujos pais tinham, no máximo, a escolaridade primária, tinham ensino médio, e 5% tinham graduação ou pós-graduação. Observou-se também uma elevada mobilidade ocupacional. Cerca de 17% dos jovens cujos pais trabalhavam em atividades não qualificadas, trabalhavam atualmente em atividades qualificadas, e 25% trabalhavam na mesma categoria que seus pais.

Os resultados das estimativas de equações de rendimentos evidenciaram que, quanto maior a educação e a experiência dos jovens, maior era o seu salário recebido por hora. Adicionalmente, verificou-se que os retornos à educação foram maiores quando os pais tinham um nível mais baixo de educação, em comparação com o caso em que os pais tinham um nível educacional mais alto.

Conhecendo a importância da educação como mecanismo de mobilidade social para melhorar a qualidade de vida dos que estão na parte inferior da distribuição de renda, os formuladores de políticas precisam se concentrar em melhorar a qualidade da educação no país.

Referências

- BARROS, R. P. de.; MENDONÇA, R. Infância e Adolescência no Brasil: As Consequências da Pobreza Diferenciadas por Gênero, Faixa Etária e Região de Residência. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 21, n. 2, p. 355-376, 1991.
- BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2006. v. 1. Cap. 2.
- BEHRMAN, J. R.; GAVIRIA, A.; SZÉKELY, M. Intergenerational mobility in Latin America. **Inter-American Development Bank Working Paper**, n. 452, Washington, D.C., 2001.
- BHALOTRA, S.; HEADY, C. Child Farm Labor: The Wealth Paradox. **The World Bank Economic Review**, vol. 17, n.2., p. 197-227, 2003.
- BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J. Recent Developments in Intergenerational Mobility. **NBER Working Paper**, n. 15.889, 2010.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G. Conditional cash transfers, schooling and child labor: micro-simulating Brazil's Bolsa Escola program. **World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 229–254, 2003.

CANAGARAJAH, S.; COULOMBE, H. Child Labor and Schooling in Ghana. **Policy Research Working Paper**, n. 1844, Washington, DC: World Bank, 1997. 37 p.

CHEVALIER, A.; DENNY, K.; McMAHON, D. A Multi-country study of inter-generational educational mobility. In: DOLTON, P.; ASPLUNDH, R.; BARTH, E. (Eds.). **Education and Inequality Across Europe**. London: Edward Elgar, 2009. Cap. 12, p.

CIGNO, A.; ROSATI, F. C. **The Economics of Child Labour**. Oxford: Oxford University Press, 2005.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 97, n. 2, p. 505–517, Mar. 2012.

GREENE, W. **Econometric Analysis**, 5th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

HECKMAN, J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões entre, 1997 e 2005. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. v. 2.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Síntese de indicadores 2014 – PNAD**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.

JENSEN, P.; NIELSEN, H. Child Labour or School Attendance: Evidence from Zambia. **Journal of Population Economics**, v. 10, n. 4, p. 407–424, 1997.

KASSOUF, A. L. **Aspectos Sócio-econômicos do Trabalho Infantil no Brasil**. Ministério da Justiça, Secretaria de Estado dos Direitos Humanos. Brasília, 2002. 123 p.

LAM, D.; SCHOENI, R. F. Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 4, p. 710-740, 1993.

Limdep v 7.0. **User's manual by W. Greene**. 1995.

PASTORE, J. **Desigualdade e Mobilidade Social no Brasil**. São Paulo: T.A Queiróz Editor, 1979.

PASTORE, J.; SILVA, N. V. **Mobilidade Social no Brasil**. São Paulo: Makron Books, 2000.

PEEK, P. The Education and Employment of Children: A Comparative Study of San Salvador and Khartoum. In: STANDING, G.; SHEEHAN, G. (Eds.). **Labour Force Participation in Low-Income Countries**. Geneva: ILO, 1978. p. 177-190.

Relatório de Desenvolvimento Humano, **Banco Mundial: Statistics by country – Brazil**. Access in September. <<http://www.worldbank.org/en/country/brazil/overview>> 2015.

ROSATI, F.; TZANNATOS, T. **Child Labor in Vietnam**. The World Bank, mimeo. 2000.

VELLA, F. Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey. **The Journal of Human Resources**, v. 33, n. 1, p. 127-169, 1998.

WINSHIP, C.; MARE, R. D. Models for Sample Selection Bias. **Annual Reviews of Sociology**, v. 18, p. 327-350, 1992.

3 EFEITO DO EXCESSO DE QUALIFICAÇÃO SOBRE A SATISFAÇÃO PROFISSIONAL DOS JOVENS BRASILEIROS

Resumo

A questão da satisfação no trabalho tem sido pouco estudada em países em desenvolvimento. A relação entre as capacidades profissionais dos indivíduos e as demandas do mercado de trabalho ainda é pouco compreendida. Este artigo pretende realizar uma análise da satisfação profissional dos jovens de 15 a 29 anos no Brasil. Ao contrário dos estudos já realizados que abordam o tema satisfação profissional para os indivíduos de maneira geral, a análise aqui desenvolvida se concentrou apenas nos jovens trabalhadores. Para isso, foram utilizados os dados da Pesquisa de Transição da Escola para o Trabalho (SWTS) da Organização Internacional do Trabalho (OIT). A riqueza dos dados, assim como o desenho consistente do questionário, permitem utilizar variáveis socioeconômicas atuais dos indivíduos, bem como o retrospecto profissional dos mesmos. Seguindo a literatura existente, utilizou-se um modelo próbite ordenado, sendo a variável dependente o grau de satisfação profissional dos jovens. Utilizando diferentes especificações, foi verificado efeito negativo e significativo da qualificação excessiva sobre a satisfação no trabalho. Além disso, o indivíduo ter um trabalho formal, e um maior salário/hora, estão positivamente relacionados com a satisfação no trabalho. Esses resultados eram esperados, pois o trabalho formal oferece garantias ao trabalhador, assim como maiores salários proporcionam maior satisfação, embora não seja o único motivador.

Palavras-chave: Jovens; Satisfação no trabalho; Qualificação excessiva

Abstract

There is a scarce number of studies covering job satisfaction in developing countries. The relation between individual's occupational skills and labor market demands is still poorly understood. This article aims to carry out a analysis of the 15 to 29 years old youths' professional satisfaction. Contrary to previous studies that address the subject of job satisfaction to everyone, the analysis developed here focused only on young workers. To due that, we use data from the Transition Survey of the School for Work (SWTS) of the International Labor Organization (ILO). The richness of the data, as well as the consistent design of the questionnaire, allow us to use individuals' current socioeconomic variables, as well as their professional retrospection. Following the existing literature, an ordered probit model was used, the dependent variable being the youths' degree of professional satisfaction. A negative and significant effect of over education was observed, the magnitude of the effect varies for individuals employed and those who are self-employed. Using different specifications, a negative and significant effect of over education on job satisfaction. In addition, the individual having a formal job, and a higher wage/hour, are positively related to job satisfaction. This result was to be expected, since formal work offers guarantees to the worker, as well as higher wages provide greater satisfaction, although it is not the only motivator.

Keywords: Youth; Job satisfaction; Over education

3.1 Introdução

Nas décadas passadas, acadêmicos e formuladores de políticas públicas nos países desenvolvidos reconheceram que o aumento do bem-estar dos indivíduos é um objetivo importante [ver, por exemplo, Layard (2011) e O'Donnell et al. (2014)]. Os benefícios de maiores níveis de bem-estar podem vir a refletir nos resultados sociais, econômicos e fiscais, e estão começando a ser compreendidos.

Na literatura, há um crescente esforço em examinar os determinantes do bem-estar dos indivíduos (LAYARD et al., 2014; GARDNER; OSWALD, 2007; CLARK; GEORGELLIS, 2013; CLARK, 2014; POWDTHAVEE, 2012; FRIJTERS et al., 2014). A conclusão desses estudos é que o bem-estar é determinado por uma combinação de fatores relacionados à vida adulta, dos antecedentes familiares, assim como do desenvolvimento oriundo da primeira infância (DORSETT; RIENZO; WEALE, 2015). Um ponto chave na análise do bem-estar é a satisfação no trabalho. Alguns estudos relatam que essa satisfação apresenta um efeito causal no desempenho do trabalho (OSWALD et al., 2014), o que pode aumentar (ou diminuir) a produtividade, afetando o crescimento econômico (BRYSON; FORTH; STOKES, 2015).

Clark (1997) sugeriu que o estudo do grau de satisfação no trabalho pode ser um indicador de maior importância, até maior do que os salários recebidos e a duração no posto de trabalho, como usualmente é retratado na literatura. A literatura tende a relacionar a satisfação no trabalho, geralmente medida com indicadores de avaliação subjetiva das condições de trabalho, com as características socioeconômicas dos indivíduos (CLARK; OSWALD, 1996). Além disso, Nguyen et al. (2007) argumentam que há várias razões convincentes pelas quais os economistas devem se preocupar com a satisfação no trabalho, pois essa é uma *proxy* para o desempenho do trabalhador e do seu bem-estar geral.

Estudos de satisfação no trabalho em países em desenvolvimento são escassos (FALCO et al., 2015) e muitas vezes baseados em amostras não representativas da população. As análises limitadas existentes incluem, por exemplo, o estudo de Mulinge e Mueller (1998), que verificaram os determinantes da satisfação profissional no Quênia em 1991 e 1992, concentrando-se na mão de obra técnica agrícola. Os autores observaram uma grande participação das seguintes variáveis sobre a satisfação profissional: percepção do reconhecimento organizacional, condições do local de trabalho e reconhecimento social oriundo da interação com outros trabalhadores. Outros autores como Hinks (2009), Abugre (2014), Falco et al. (2015) também avaliaram o efeito de variáveis selecionadas sobre a satisfação no trabalho para diferentes países africanos.

No Brasil, existem poucos estudos que avaliam a satisfação no trabalho. Um desses trabalhos foi elaborado por Fontes e Machado (2008) e analisa a diferença na satisfação no trabalho entre gênero, idade e ocupação. Esse artigo mostra, por exemplo, que os homens são mais propensos a estar insatisfeitos com sua ocupação do que as mulheres no Brasil.

Monte (2010) analisou dados sobre a satisfação no trabalho no Brasil. O autor investigou o efeito da insatisfação no trabalho sobre a rotatividade da mão de obra como *proxies* para a satisfação no mercado de trabalho. Em seu estudo foi feita a suposição de que procurar outro emprego é um indicador de insatisfação dos funcionários, apesar de saber que nem todos os indivíduos que estão insatisfeitos em seus empregos procuram outro emprego. Os resultados indicam a importância da satisfação em uma futura mobilidade no mercado de trabalho.

Uma das justificativas pela qual a questão da satisfação no trabalho tem sido muito pouco estudada, de maneira especial no Brasil, é devida, em parte, à falta de dados. O ajustamento entre as capacidades profissionais dos indivíduos e as demandas do mercado de trabalho ainda é pouco compreendido. O que está claro é que muitas vezes há excesso de demanda por empregos preferenciais do setor formal, o que significa que muitos têm que se contentar com outras formas de emprego. Se, por exemplo, um indivíduo ao procurar por um emprego adequado ao seu perfil não o consegue, e a necessidade obriga-o a assumir um “sub emprego”, quais serão as consequências para o mesmo?

Além das principais características do trabalho, como adequação da jornada, grau de autonomia e quantidade de esforço físico requerido, pode ser verdade que a relação entre as habilidades do trabalhador (por exemplo, formação profissional) e as habilidades exigidas pelo trabalho seja um componente importante da satisfação no trabalho. Este fato é analisado por Allen e Van Der Velden (2001), que utilizaram dados de trabalhadores com pós-graduação no final da década de 1990 na Holanda. Os resultados deste estudo mostram que o desajustes entre as competências exercem uma forte influência na satisfação no trabalho, sendo que a subutilização de competências tem um forte efeito negativo sobre a satisfação.

O Brasil, nos últimos anos, tem experimentado um processo de aumento no nível de escolaridade da população, em que indivíduos mais jovens têm acesso ao ensino básico e superior. No entanto, a juventude brasileira continua enfrentando grandes desafios no processo de transição da escola para o trabalho decente (VENTURINE; TORINE, 2014). Segundo os autores, as condições de inserção no mercado de trabalho para os jovens apresentam peculiaridades, tanto em termos de salários e horas trabalhadas, quanto nas taxas

de informalidade, evidenciando a necessidade não apenas de aumentar as oportunidades, mas também a qualidade das opções de emprego e trabalho para a juventude brasileira.

A literatura sobre esta questão abrange principalmente os países desenvolvidos. Os resultados empíricos, para os países em desenvolvimento, ainda são escassos. Uma exceção é o estudo de Quinn e Rubb (2006) realizado no México, que apresenta estimativas de efeitos da qualificação excessiva e da sub qualificação similares aos países desenvolvidos. Diaz e Machado (2008) também relatam evidências de que os retornos estimados para a escolaridade são diferentes entre as categorias de correspondência.

As evidências das consequências da (in)adequação profissional nos ganhos de trabalho dos indivíduos, para muitos países, geralmente mostram que um ano adicional de escolaridade além do exigido na ocupação do trabalhador aumenta o rendimento do trabalho, mas os retornos ao excesso de escolaridade são menores do que aqueles para os anos obrigatórios de escolaridade. Os indivíduos que apresentam um nível inferior de formação ao desejado no posto de trabalho têm normalmente rendimentos de mão de obra mais baixos do que aqueles adequadamente equiparados em ocupações semelhantes (HARTOG, 2000; McGUINNESS, 2006; LEUVEN; OOSTERBEEK, 2011).

Reis (2015) estimou os efeitos da (in)adequação profissional na renda do trabalho no Brasil, classificados de acordo com a adequação ou não do nível de educação à escolaridade necessária para a realização da atividade, de acordo com a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO - 2010) do Ministério do Trabalho e Emprego. Os resultados do Brasil não diferem daqueles relatados para os países desenvolvidos. Os trabalhadores subqualificados ganham mais do que indivíduos com o mesmo nível educacional, porém menos do que aqueles adequadamente combinados em ocupações semelhantes.

O fenômeno da qualificação excessiva tende a ocorrer quando há um número insuficiente de empregos compatíveis dado um certo nível educacional. A incompatibilidade entre oferta e demanda força alguns indivíduos a aceitar trabalhos para os quais estão excessivamente qualificados.

Rienzo et. al. (2016) apresentam uma análise comparativa da satisfação profissional dos jovens de 15 a 29 anos em três países da África Oriental e Austral: Uganda, Malawi e Madagascar. Os resultados mostram que o excesso de educação para a realização do trabalho tem forte impacto, significativo e negativo, sobre a satisfação em Uganda, e um efeito menor e menos significativo em Malawi. Este efeito, no entanto, não significativo em Madagascar.

O objetivo do presente estudo é verificar o impacto da inadequação entre a formação do indivíduo e as características exigidas na atividade sobre a satisfação no trabalho. Este

artigo contribui para entender essa questão para o Brasil, apresentando uma análise do efeito da qualificação excessiva na satisfação profissional dos jovens de 15 a 29 anos. Ao contrário de estudos anteriores, tanto em países em desenvolvimento como em países desenvolvidos, o foco da análise é apenas jovens trabalhadores. Para isso, utilizou-se os dados da Pesquisa de Transição da Escola para o Trabalho (SWTS). A riqueza dos dados, bem como o desenho consistente do questionário, permite utilizar variáveis socioeconômicas atuais dos indivíduos, assim como o retrospecto profissional dos mesmos.

Conhecer mais sobre o nível de satisfação no trabalho é relevante em termos de política pública, podendo-se avaliar se as condições socioeconômicas e o bem-estar da população estão associados. Além disso, a satisfação no trabalho pode ser uma *proxy* para felicidade, uma vez que a baixa satisfação com o emprego, capturada, por exemplo, por salários baixos, más condições de trabalho e longas jornadas, irão, inevitavelmente, afetar a qualidade de vida e a saúde, bem como a longevidade dos indivíduos e a de suas famílias. Por fim, a satisfação no trabalho pode ter um papel importante no processo de crescimento econômico.

3.2 Metodologia

3.2.1 Estratégia empírica

O SWTS é um programa de pesquisa com jovens de 15 a 29 anos, que foi realizado em 28 países¹⁰, entre 2012 e 2015, pela Organização Internacional do Trabalho (OIT) e financiado pela Fundação Mastercard. O objetivo foi coletar informações detalhadas sobre a situação da força de trabalho dos jovens, bem como identificar como é o processo de entrada no mercado de trabalho dos jovens após a conclusão dos estudos. A pesquisa tem seis partes: uma seção com detalhes de referências básicas, com o objetivo de identificar a elegibilidade do entrevistado; uma seção de informações pessoais, familiares e do domicílio; uma seção de registro de informações sobre educação e ou treinamentos formais, histórico de atividades e aspirações; uma seção para jovens trabalhadores; uma seção para jovens que não trabalham e uma seção para jovens não incluídos na força de trabalho. A pesquisa foi realizada a nível nacional sendo entrevistados 3.288 jovens, nas cinco regiões geográficas.

¹⁰ A pesquisa é parte do projeto Work4Youth conduzido em parceria pelo Programa de Emprego para Jovens da OIT e a Fundação MasterCard Foundation. Os dados da primeira rodada de pesquisas foram disponibilizados em 2013.

O uso de uma variável *proxy* para "(in)satisfação" pode conter viés, mas é comumente utilizado nas análises empíricas dada a falta de observação direta (MONTE, 2010). Segundo Diaz-Serrano e Vieira (2005), embora seja difícil medir a satisfação no trabalho, dada a sua subjetividade, os pesquisadores demonstraram que a satisfação no trabalho é um forte indicador do bem-estar individual. Quase sempre a medida utilizada para satisfação no trabalho é baseada em variáveis *proxys*, como intenção de deixar o trabalho ou não (SOUSA-POZA; SOUSA-POZA, 2007).

O objetivo principal aqui esperado foi analisar o impacto da variável inadequação entre escolaridade e características desejadas ao posto de trabalho, sobre a variável satisfação no trabalho dos jovens. Para tanto, pretende-se utilizar a variável satisfação oriunda da seguinte pergunta do questionário: “Até que ponto você está satisfeito com seu trabalho principal?” Os entrevistados escolheram uma de quatro respostas, sendo elas: "insatisfeito", "pouco insatisfeito", "um pouco satisfeito" e "muito satisfeito". A pergunta sobre a satisfação no trabalho é feita aos jovens que estão trabalhando atualmente e refere-se ao trabalho principal, ou seja, nesse estudo não haverá a necessidade de utilizar uma variável proxy, dado que a informação é apresentada diretamente no questionário.

3.2.2 O modelo próbite ordenado

Para analisar a satisfação profissional dos jovens brasileiros utilizou-se o modelo próbite ordenado [ver, por exemplo, Clark e Oswald (1996) e Chongvilaivan e Powdthavee (2014)]. Os valores seguem o ordenamento dos dados, não necessariamente de forma linear, mas sim de maneira a ordenar os possíveis resultados. Neste trabalho, a variável dependente assumiu valores inteiros entre 0 (caso esteja insatisfeito) e 3 (muito satisfeito), inclusive os extremos.

A base metodológica descrita segue à apresentada em Cameron e Trivedi (2015). O ponto de partida é um modelo com uma única variável latente:

$$y_i^* = \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i$$

onde $\mathbf{X}_i$ não inclui intercepto e i indica o indivíduo. A medida que y^* apresenta diferentes valores, passa-se a ordenar as alternativas. Por exemplo, $y^* = 0$ indica que a pessoa está insatisfeita com seu trabalho principal. Para $y^* > \alpha_1$, a pessoa está pouco insatisfeita, para $y^* > \alpha_2$ está pouco satisfeita, e assim por diante, com $0 < \alpha_1 < \alpha_2 < \dots$.

Em geral, em um modelo com m alternativas ordenadas, pode-se definir:

$$y_i = j \text{ se } \alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j$$

onde $\alpha_0 = -\infty$ e $\alpha_m = \infty$. Então,

$$P[y_i = j] = P[\alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j]$$

$$P[y_i = j] = P[\alpha_{j-1} < \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i \leq \alpha_j]$$

$$P[y_i = j] = P[\alpha_{j-1} - \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta} < u_i \leq \alpha_j - \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}]$$

$$P[y_i = j] = F(\alpha_j - \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}) - F(\alpha_{j-1} - \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta})$$

Onde $F(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada de u_i . Os parâmetros $\boldsymbol{\beta}$ da regressão e os $(m - 1)$ parâmetros de limite $\alpha_1, \dots, \alpha_{m-1}$ são obtidos por máxima verossimilhança. Para o modelo próbite ordenado, u_i assume distribuição normal padronizada.

Greene e Hensher (2010) mostram que, ao contrário do modelo de regressão linear tradicional, nos modelos próbite ordenados, nem o sinal nem a magnitude dos coeficientes podem ser interpretados como efeitos marginais das variáveis explicativas. Os autores ressaltam que os coeficientes estão relacionados diretamente com os valores da variável latente y^* e não com os valores da variável categórica observada y . Assim, é possível mostrar que o efeito da mudança em uma variável do modelo depende de todos os outros parâmetros, dos dados observados e da categoria de interesse. Resumidamente, tem-se um efeito marginal para cada uma das categorias.

Em relação aos sinais dos coeficientes, pode-se, entretanto, associar positivamente o sentido de crescimento da variável de interesse com a probabilidade da última categoria (GREENE e HENSHER, 2010).

3.2.3 Inadequação entre escolaridade e ocupação

Mehta et al. (2011) argumentam que a indisponibilidade de dados sobre o número de anos de escolaridade necessários para cada trabalho ajuda a explicar a escassez de estudos em países em desenvolvimento. Essa informação seria necessária para classificar os trabalhadores como excessivamente qualificados, subqualificados ou adequados.

Todavia, uma maneira de medir a incompatibilidade entre a função desempenhada por uma pessoa e seu nível de qualificação educacional é aplicar a medida normativa de categorias de habilidades ocupacionais da Classificação Internacional de Ocupações (ISCO) comparada ao grau de escolaridade dos indivíduos. A ISCO-08 inclui uma categorização dos principais grupos ocupacionais (níveis ISCO de 1 dígito) por nível educacional, de acordo com a Classificação Internacional Normalizada de Educação (ISCED), reproduzida na Tabela 1.

Trabalhadores em um grupo ISCO específico que tenham um nível de habilidade oriundo de suas escolaridades equivalentes, são considerados compatíveis, ou seja, possuem o grau de escolaridade adequado para a atividade que realizam. Aqueles que têm um nível de escolaridade mais elevado do que o necessário são considerados excessivamente qualificados e os que têm um nível menor de escolaridade são considerados subqualificados.

Tabela 1 - Compatibilidade entre grupos ISCO e ISCED

Principais grupos ISCO	Grupo ocupacional amplo	Nível de habilidade
Gerentes Profissionais liberais Técnicos e profissionais associados	Altamente qualificado, não manual	Terciário (ISCED 5 e 6)
Trabalhadores em serviços administrativos Trabalhadores em serviços e vendas	Baixa qualificação, não manual	Secundário e tecnólogo (ISCED 4)
Trabalhadores agrícolas e de pesca qualificados Trabalhadores artesãos e profissões correlatas Operadores de fábricas e máquinas e montadores	Baixa qualificação, manual	Secundário (ISCED 3)
Ocupações básicas	Não qualificado	Primário (ISCED 1 e 2)

Fonte: adaptado de Venturine e Torine (2014).

Além da variável de interesse de adequação entre escolaridade e ocupação, utilizou-se outras variáveis de controle com relação às características individuais, familiares e geográficas.

Utilizou-se a variável *idade*, assim como sua representação na forma quadrática, *idade*². Além disso, criou-se dois grupos de raça através da variável *branco*. Essa variável assume valor 1 para os indivíduos que se autodeclararam brancos ou amarelos, e 0 para as demais categorias.

Foi criada uma variável binária relacionada ao histórico de saúde. Ela é derivada de uma série de perguntas de saúde autodeclaradas, tendo recebido o nome de *problemas_saude*. Um indivíduo é identificado como tendo problemas de saúde se ele relatar qualquer dificuldade em uma ou mais das seguintes atividades: enxergar, ouvir, andar, lembrar, realizar cuidados pessoais (banho ou vestir-se) ou comunicar.

Para se considerar o contexto econômico familiar, foi utilizada a variável que capta a situação financeira do agregado familiar. Esta variável binária recebeu o nome de *pobre* e foi construída com base em uma avaliação autodeclarada do status das famílias, através das respostas dos indivíduos à seguinte pergunta: "Considerando esta lista, a qual dessas classes sociais você diria que pertence?" Considerou-se, então, como pobres os indivíduos que se

declararam como sendo muito pobres, pobres ou média baixa; sendo não pobres os indivíduos identificados como sendo média-média, média alta, rica ou muito rica.

Com o objetivo de identificar a estrutura familiar, criou-se a variável *chefe* que assume valor 1 caso o indivíduo entrevistado seja o chefe do domicílio, e valor 0, caso contrário.

Foram incluídas duas variáveis relativas à escolaridade. A primeira delas é a *secundário* que assume valor 1 caso o jovem tenha concluído o ensino médio e valor 0, caso contrário. A inclusão dessa variável se justifica pelo fato de que, no Brasil, muitos jovens iniciam suas atividades profissionais após a conclusão do ensino médio.

Além dessa variável relativa ao processo de escolaridade, foi incluída a variável *estuda*, que assume valor 1 caso o jovem ainda esteja estudando e valor 0, caso contrário. É muito comum jovens trabalharem enquanto estudam, seja para auxiliar nas despesas da casa ou até mesmo para financiar os estudos.

Além disso, a SWTS apresenta informações extensas sobre o emprego atual. A pesquisa registra informações sobre o status do trabalhador (empregado com carteira de trabalho assinada, militar, funcionário público, empregado sem carteira de trabalho assinada, conta própria, empregado com registro (CNPJ), empregado sem registro, membro de cooperativa com ou sem registro e trabalhador não remunerado). Definiu-se, então, a variável binária *empregado* para aqueles indivíduos que tenha relatado ser empregado com carteira de trabalho assinada, militar, funcionário público ou empregado sem carteira de trabalho assinada.

Para a amostra selecionada de empregados, considerou-se também duas outras variáveis: *trabformal* e *lnsal*. A variável binária *trabformal* indica, para o grupo de jovens empregados, se a relação de trabalho é definida legalmente, ou seja, se a carteira de trabalho foi assinada. Já a variável *lnsal* apresenta o valor do logaritmo do salário/hora.

Além das características do trabalho principal atual, a pesquisa SWTS também registra informações retrospectivas sobre o histórico de emprego. A partir dessas informações, foi possível criar a variável *last_satisf* que indica qual o nível de satisfação do indivíduo com o trabalho anterior. Essa variável apresenta os mesmos valores que a variável satisfação com o atual emprego. Acredita-se que indivíduos que estivessem insatisfeitos no trabalho anterior, possivelmente estariam satisfeitos no emprego atual.

Criou-se também variáveis binárias para cada uma das grandes regiões brasileiras, controlando-se, assim, a grande disparidade regional existente no Brasil. Vale ressaltar que a natureza dos dados em corte transversal não permite controlar a heterogeneidade não

observável, embora isso seja importante, pois pode haver mecanismos de seleção devido a variáveis omitidas correlacionadas com mudanças na satisfação no trabalho.

3.3 Resultados e discussão

A seguir são apresentadas as estatísticas descritivas das informações utilizadas na análise do impacto da inadequação entre ocupação e escolaridade sobre a satisfação no trabalho atual de jovens brasileiros de 15 a 29 anos.

Em termos de satisfação, observa-se que a grande maioria dos jovens encontra-se muito satisfeita com o trabalho atual. Todavia, aproximadamente 12%, indicam estar insatisfeito em algum nível. Esse alto índice de satisfação pode estar associado à dificuldade de se encontrar um posto de trabalho e, ao conseguir, os mesmos já se sentem satisfeitos. Essas informações podem ser observadas na Tabela 2.

Tabela 2 - Frequência e porcentagem para os diferentes níveis de satisfação no trabalho atual

Nível de satisfação no trabalho atual	Freq.	%
Insatisfeito	76	4,46
Um pouco insatisfeito	135	7,86
Um pouco satisfeito	532	31,04
Muito satisfeito	970	56,64
Total	1.713	100

Fonte: Pesquisa SWTS, OIT.

A Tabela 3 apresenta a distribuição dos jovens nos diferentes grupos ISCED. Dado que os indivíduos analisados são jovens com idade de 15 a 29 anos, aproximadamente 57,5% da amostra encontra-se no grupo ISCED 3, o que indica jovens que estão no ensino médio, ou concluíram essa etapa, mas não estão cursando ou concluíram níveis mais altos. Aproximadamente 14% da amostra já conclui o ensino médio (grupos ISCED 4, 5 e 6), sendo esse o principal momento onde os jovens brasileiros iniciam suas atividades laborais.

Tabela 3 - Frequência e porcentagem para os diferentes grupos ISCED

ISCED	Nível de escolaridade	Freq.	%
1	Fundamental (1o ao 5o ano)	278	8,46
2	Fundamental (6o ao 9o ano)	671	20,45
3	Médio	1885	57,47
4	Técnico e Superior tecnológico	63	1,93
5	Superior	346	10,54
6	Pós-graduação	37	1,14
Total		3.279	100

Fonte: Pesquisa SWTS, OIT.

A Tabela 4 apresenta a distribuição dos jovens nos diferentes grupos ISCO. Observa-se uma baixa participação no grupo ISCO 4, aproximadamente 13%. Esse grupo é formado pelas ocupações de gerentes, profissionais liberais e técnicos e profissionais associados e demandam um nível de escolaridade mais elevado. Outra informação relevante é que 22% dos jovens realizam atividades básicas que demandam um nível extremamente baixo de escolaridade.

Tabela 4 - Frequência e porcentagem para os diferentes níveis grupos ISCO

Grupo ISCO	Ocupações	Freq.	% Ocupações	% Grupos
4	Gerentes	41	2,4	12,99
	Profissionais liberais	84	4,89	
	Técnicos e profissionais associados	98	5,7	
3	Trabalhadores em serviços administrativos	207	12,09	38,11
	Trabalhadores em serviços e vendas	446	26,02	
2	Trabalhadores agrícolas e de pesca qualificados	18	1,06	26,95
	Trabalhadores artesãos e profissões correlatas	312	18,19	
	Operadores de fábricas e máquinas e montadores	132	7,7	
1	Ocupações básicas	376	21,93	21,93
Total		1,713	100	100

Fonte: Pesquisa SWTS, OIT.

Com o objetivo de criar a variável *adequação*, relacionou-se o nível de escolaridade utilizando a escala ISCED com grupos de ocupações ISCO, como apresentado na seção estratégia empírica. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Observa-se que quase 47% da população de jovens brasileiros, atualmente no mercado de trabalho, estão realizando atividades ao qual seria necessário um nível de escolaridade maior do que o que realmente apresentam. Isso poderia impactar nos índices de produtividade desses indivíduos. Entretanto, pode-se constatar que, no outro extremo, aproximadamente

20% dos jovens que atuam no mercado de trabalho apresentam escolaridade maior do que a requerida para a atividade que realizam, ou seja, está havendo uma subutilização do capital humano desses indivíduos.

Tabela 5 - Frequência e porcentagem para os diferentes grupos de adequação entre escolaridade e ocupação

Compatibilidade	Freq.	%
Excessivamente qualificado	329	19,21
Adequado	584	34,11
Subqualificado	800	46,68
Total	1.713	100

Fonte: Pesquisa SWTS, OIT.

Ao se avaliar a distribuição da satisfação no trabalho, nos diferentes grupos de adequação, a grande maioria está satisfeita com o atual trabalho. Os níveis de satisfação variam pouco entre cada um dos grupos de adequação. Esses resultados podem ser observados na Tabela 6. O que se pretendeu verificar é se há uma relação entre a qualificação excessiva e o nível de satisfação para os jovens brasileiros.

Tabela 6 - Relação entre adequação e nível de satisfação no trabalho em porcentagem

Nível de satisfação no trabalho atual	Adequação (%)			Total
	Sobre-educado	Adequado	Sub-educado	
Insatisfeito	4,44	4,94	4,15	4,47
Um pouco insatisfeito	6,93	8,12	8,10	7,88
Um pouco satisfeito	34,00	30,72	30,08	31,05
Muito satisfeito	54,63	56,22	57,67	56,59
Total	100	100	100	100

Fonte: Pesquisa SWTS, OIT.

A Tabela 7 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas diferentes especificações do modelo próbite ordenado. Como pode-se observar com as informações apresentadas anteriormente, a maioria dos jovens estão satisfeitos com seus respectivos trabalhos (88%).

Tabela 7 - Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo

Variável	Obs	Média	Desvio padrão	Min	Max
<i>satisfação</i>	1.713	2,3984	0,8156	0	3
<i>super_qualificado</i>	1.713	0,1921	0,3940	0	1
<i>adequado</i>	1.713	0,3411	0,4742	0	1
<i>baixa_qualificação</i>	1.713	0,4668	0,4990	0	1
<i>last_satisf</i>	2.192	2,3572	0,8698	0	3
<i>idade</i>	3.288	21,9054	4,3487	15	29
<i>idade2</i>	3.288	498,7534	191,2520	225	841
<i>sexo</i>	3.288	0,4996	0,5001	0	1
<i>branco</i>	3.264	0,3640	0,4812	0	1
<i>secundário</i>	3.288	0,1394	0,3464	0	1
<i>estuda</i>	3.285	0,3680	0,4823	0	1
<i>chefe</i>	3.288	0,1417	0,3488	0	1
<i>problema_saude</i>	3.286	0,2572	0,4371	0	1
<i>pobre</i>	3.281	0,6450	0,4786	0	1
<i>trabformal</i>	3.288	0,2695	0,4438	0	1
<i>lnsal</i>	1.184	0,8179	2,4558	-5,7683	7,0561
Região Norte	3.288	0,0911	0,2878	0	1
Região Centro-Oeste	3.288	0,0759	0,2649	0	1
Região Nordeste	3.288	0,2915	0,4545	0	1
Região Sul	3.288	0,1369	0,3438	0	1
Região Sudeste	3.288	0,4046	0,4909	0	1

Fonte: Pesquisa SWTS, OIT.

Com relação às características dos indivíduos, observa-se que a idade média é de 22 anos, sendo aproximadamente metade da amostra do sexo masculino. Quanto à raça, 36,4% se autodeclararam branco ou amarelo. Em termos educacionais, apenas 14% concluíram o ensino médio e 37% ainda continuam os estudos.

Do total de indivíduos, 14% são chefe do domicílio e 64,5% se autodeclararam pobres. Em termos de bem-estar, 25,7% disseram ter pelo menos um problema de saúde, um valor relativamente alto considerando que este público é constituído de jovens.

Os entrevistados podem ser empregados ou trabalharem por conta própria. Para os indivíduos empregados, apenas 27% deles possuem um emprego formal, indicando um alto valor de trabalho informal entre os jovens brasileiros.

A amostra foi realizada nas cinco regiões geográficas brasileiras. A participação na amostra é aproximadamente de 9% para a região Norte, 8% para a região Centro-Oeste, 29% para a região Nordeste, 14% para a região Sul e 40% para a região Sudeste.

Na Tabela 8, são apresentados os resultados do modelo econométrico para a satisfação no trabalho dos indivíduos, classificados de acordo com a escala de quatro pontos discutida anteriormente. Foi estimado o modelo próbite ordenado, pois ele é adequado para modelar fenômenos cuja variável dependente seja discreta e qualitativa, apresentando duas ou mais categorias ordenadas. Nesse modelo, a variável dependente assumiu valores inteiros entre 0 (caso esteja insatisfeito) e 3 (para muito satisfeito), inclusive os extremos.

Foram realizadas três estimações¹¹ para três diferentes grupos, sendo eles: 1) todos os indivíduos que trabalham (incluindo os empregados e os conta própria) totalizando 1.569 observações; 2) o grupo apenas com empregados, com 1.132 observações; e 3) apenas com indivíduos que trabalham por conta própria, com 312 observações. Para cada grupo, foram realizadas três especificações distintas, totalizando 9 modelos.

Os modelos 1, 4 e 7 foram estimados considerando todos os indivíduos que trabalhavam, independente de posição na ocupação. Para controlar essas diferenças, utilizou-se a variável binária empregado, controlando, desse modo, o fato de determinados indivíduos serem empregados e não conta própria. Observa-se um efeito negativo e estatisticamente significativo nos modelos 4 e 7 da variável de interesse *super_qualificado* sobre a satisfação no trabalho, ou seja, o indivíduo ter escolaridade maior do que a necessária para a atividade que realizada está negativamente associado à satisfação no trabalho.

A diferença entre os modelos 1, 4 e 7 é a variável omitida em cada um dos casos. No primeiro modelo omitiu-se a variável adequação, no segundo a variável *baixa_qualificação* e, no terceiro, as duas categorias conjuntamente.

Os modelos 2, 5 e 8 foram estimados considerando, apenas, os indivíduos que trabalhavam como empregados. Assim, foi excluída a variável *empregado* e pode-se incluir duas novas variáveis de controle: *trabformal* e *lnsal*. Nessas especificações, apenas para o modelo 5 houve um efeito negativo e estatisticamente significativo da variável de interesse *super_qualificado* sobre a satisfação no trabalho. Vale ressaltar que esse efeito foi maior do que os encontrados nas especificações anteriores, onde se considerou todos os indivíduos.

¹¹ Os resultados apresentados não podem ser discutidos como efeitos marginais. Como descrito na metodologia, os coeficientes estão relacionados diretamente com os valores da variável latente y^* e não com os valores da variável categórica observada y . Assim, para cada valor das variáveis dependentes, bem como das variáveis exógenas, existe um efeito marginal distinto.

Tanto a variável *trabformal* quanto a *lnsal* apresentaram efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a satisfação no trabalho. Assim, o indivíduo ter um trabalho formal, e um maior salário/hora, estão positivamente relacionados com a satisfação no trabalho. Esse resultado era esperado, pois o trabalho formal oferece garantias ao trabalhador, assim como maiores salários proporcionam maior satisfação (embora não seja o único motivador). Reis (2015) identificou a importância dos desajustes ocupacionais sobre o rendimento no caso brasileiro, encontrando um efeito negativo e significativo do excesso de qualificação.

Os modelos 3, 6 e 9 foram estimados apenas para os indivíduos que trabalham por conta própria. Em nenhuma das especificações os resultados estimados da variável de interesse *super_qualificado* foram estatisticamente significativos. Isso pode ter ocorrido devido ao pequeno número de observações. Todavia, vale ressaltar que em todas as especificações a magnitude dos coeficientes estimados foram maiores se comparados aos demais.

Tabela 8 - Resultados estimados do modelo próbite ordenado em diferentes especificações

Variáveis	Modelos								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
sobre-educação	-0,1213 (0,091)	-0,1096 (0,104)	-0,4572 (0,295)	-0,1583* (0,094)	-0,2007* (0,110)	-0,4242 (0,294)	-0,1388* (0,084)	-0,1511 (0,096)	-0,4378 (0,283)
adequação	- -	- -	- -	-0,0370 (0,078)	-0,0910 (0,096)	0,0330 (0,168)	- -	- -	- -
sub-educado	0,0370 (0,078)	0,0910 (0,096)	-0,0330 (0,168)	- -	- -	- -	- -	- -	- -
last_satisf	1,0363*** (0,062)	1,1421*** (0,082)	0,9232*** (0,119)	1,0363*** (0,062)	1,1421*** (0,082)	0,9232*** (0,119)	1,0376*** (0,062)	1,1438*** (0,082)	0,9216*** (0,119)
idade	-0,2433** (0,111)	-0,4780*** (0,142)	0,1154 (0,229)	-0,2433** (0,111)	-0,4780*** (0,142)	0,1154 (0,229)	-0,2426** (0,111)	-0,4776*** (0,142)	0,1153 (0,230)
idade2	0,0057** (0,002)	0,0105*** (0,003)	-0,0014 (0,005)	0,0057** (0,002)	0,0105*** (0,003)	-0,0014 (0,005)	0,0057** (0,002)	0,0105*** (0,003)	-0,0014 (0,005)
sexo	0,1497** (0,070)	0,1106 (0,082)	0,3772** (0,166)	0,1497** (0,070)	0,1106 (0,082)	0,3772** (0,166)	0,1430** (0,068)	0,0951 (0,079)	0,3833** (0,162)
branco	0,0793 (0,075)	0,1081 (0,089)	-0,0669 (0,167)	0,0793 (0,075)	0,1081 (0,089)	-0,0669 (0,167)	0,0806 (0,075)	0,1085 (0,089)	-0,0714 (0,168)
secundário	0,2291** (0,112)	0,1900 (0,128)	0,4937 (0,353)	0,2291** (0,112)	0,1900 (0,128)	0,4937 (0,353)	0,2142* (0,110)	0,1515 (0,122)	0,5032 (0,355)
estuda	0,0564 (0,099)	-0,0288 (0,114)	0,2476 (0,238)	0,0564 (0,099)	-0,0288 (0,114)	0,2476 (0,238)	0,0582 (0,099)	-0,0236 (0,113)	0,2460 (0,239)
chefe	-0,0872 (0,088)	-0,0806 (0,100)	-0,3252* (0,197)	-0,0872 (0,088)	-0,0806 (0,100)	-0,3252* (0,197)	-0,0880 (0,087)	-0,0834 (0,100)	-0,3245 (0,198)
problemas_saúde	-0,0656 (0,074)	-0,0793 (0,094)	-0,0396 (0,156)	-0,0656 (0,074)	-0,0793 (0,094)	-0,0396 (0,156)	-0,0656 (0,074)	-0,0821 (0,094)	-0,0430 (0,155)
pobre	-0,1653** (0,070)	-0,1462* (0,085)	-0,4132*** (0,156)	-0,1653** (0,070)	-0,1462* (0,085)	-0,4132*** (0,156)	-0,1672** (0,070)	-0,1500* (0,085)	-0,4127*** (0,156)
trabformal	- -	0,3205*** (0,090)	- -	- -	0,3205*** (0,090)	- -	- -	0,3298*** (0,090)	- -
lnsal	- -	0,0328** (0,016)	- -	- -	0,0328** (0,016)	- -	- -	0,0318** (0,016)	- -
empregado	0,0310 (0,082)	- -	- -	0,0310 (0,082)	- -	- -	0,0296 (0,082)	- -	- -
Observações	1.569	1.132	312	1.569	1.132	312	1.569	1.132	312

Fonte: Pesquisa SWTS, OIT. Erro-padrão entre parênteses. *, **, *** denotam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Controle regional e peso amostral utilizados em todos os modelos estimados.

Em todos os nove modelos estimados o coeficiente estimado da variável *last_satis* foi positivo e estatisticamente significativo. Isso demonstra a importância dessa variável no entendimento da satisfação no trabalho atual. Assim sendo, a satisfação no último trabalho está positivamente associada à satisfação no trabalho atual.

A variável *pobre* também apresentou resultado estatisticamente significativo em todos os modelos. Entretanto, esse resultado foi negativo. Ou seja, o fato de o indivíduo se autodeclarar pobre está negativamente associado à satisfação no trabalho atual.

As variáveis *idade*, *idade2*, *sexo* e *secundário* apresentam coeficientes estimados estatisticamente significativos para alguns modelos. Especificamente para as duas últimas variáveis, os coeficientes estimados foram positivos. Assim, ser homem e possuir segundo grau completo estão positivamente associadas à satisfação no trabalho. Estes resultados são consistentes com resultados conhecidos de outros trabalhos realizados em outros países, como Hinks (2009), Abugre (2014), Falco et. al. (2015), que avaliaram a satisfação no trabalho em países do continente africano.

Além dos controles utilizados, tentou-se identificar os setores de ocupação, como feito por Rienzo et. al. (2016). Todavia, dado o pequeno número de observações, tal análise não foi possível de ser realizada.

Em suma, os resultados, quando estatisticamente significativos, evidenciam o impacto negativo da qualificação excessiva sobre a satisfação no trabalho. Allen e Van Der Velden (2001) e Rienzo et. al. (2016) também encontraram efeito negativo e significativo do impacto da qualificação excessiva sobre a satisfação no trabalho respectivamente na Holanda e em países da África Oriental.

Para indivíduos subqualificados, em alguns modelos encontrou-se até resultados positivamente relacionados à satisfação, embora não sejam estatisticamente significativos.

3.4 Considerações finais

Há tempos acadêmicos e formuladores de políticas públicas nos países desenvolvidos reconheceram que o aumento do bem-estar dos indivíduos é importante. Além disso, destacam que os benefícios de maiores níveis de bem-estar se refletem nos resultados sociais, econômicos e fiscais, e estão começando a ser compreendidos.

Usando o modelo próbite ordenado, os resultados evidenciaram, utilizando diferentes especificações, um efeito negativo e significativo da qualificação excessiva sobre a satisfação no trabalho. Além disso, o indivíduo ter um trabalho formal, e um maior salário/hora, estão positivamente relacionados com a satisfação no trabalho. Esse resultado era esperado, pois o

trabalho formal oferece garantias ao trabalhador, assim como maiores salários proporcionam maior satisfação (embora não seja o único motivador).

Assim, acredita-se que conjuntamente as políticas de incentivo à formação profissional, novas e melhores condições de trabalho sejam criadas, a fim de demandar esses profissionais qualificados.

Esses resultados contribuem para a literatura existente, em especial sobre o bem-estar, que de fato não é muito analisado nos países em desenvolvimento, em especial no Brasil, como observado na revisão de literatura apresentada na introdução deste trabalho.

Assim, os resultados encontrados poderão atrair a atenção dos formuladores de políticas públicas, bem como de organizações não-governamentais para a importância não só da criação de novos postos de trabalho, mas também da criação de oportunidades de emprego com qualidade para os jovens brasileiros.

Recomenda-se também que novas pesquisas com mais observações e se possível com painel de dados sejam realizadas a fim de tentar entender esses desajustes para aos jovens brasileiros de maneira mais eficiente.

Referências

ABUGRE, J. B. Job Satisfaction of public sector employees in Sub-Saharan Africa: testing the Minnesota Satisfaction Questionnaire in Ghana. **International Journal of Public Administration**, v. 37, n. 10, p. 655-665, Aug. 2014.

ALLEN, J.; VAN DER VELDEN, R. Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search. **Oxford Economic Papers**, v. 53, n. 3, p. 434-452, July 2001.

BRYSON, A.; FORTH, J.; STOKES, L. Does worker wellbeing affect workplace performance? **NIESR Discussion Paper**, n. 447, 2015.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics**: methods and applications. Cambridge: CUP, 2015.

CHONGVILAIVAN, A.; POWDTHAVEE, N. Do different work characteristics have different distributional Impacts on the job Satisfaction? A study of slope heterogeneity in workers' well-being. **British Journal of Industrial Relations**, v. 52, n. 3, p. 426-444, Sept. 2014.

CLARK, A. E.; GEORGELLIS, Y. Back to Baseline in Britain: Adaptation in the BHPS. **Economica**, v. 80, n. 319, p. 496-512, July 2013.

CLARK, A. Son of my father? The life-cycle analysis of well-being: introduction. **The Economic Journal**, v. 124, p. F684-F687, Nov. 2014.

CLARK, A. E. Job satisfaction and gender: why are women so happy at work? **Labour Economics**, v. 4, n. 4, p. 341-372, Dec. 1997.

DIAZ, M. D. M.; MACHADO, L. *Overeducation e Undereducation no Brasil: Incidência e Retornos*. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 3, p. 431-460, jun./set. 2008.

DIAZ-SERRANO, L.; VIEIRA, J. A. C. Low pay, higher pay and job satisfaction within the European Union: empirical evidence from fourteen countries. **IZA Discussion Paper**, n. 1558, 2005.

DORSETT, R.; RIENZO, C.; WEALE, M. Intergenerational and Inter-Ethnic Well-Being: An Analysis for the UK. **NIESR Discussion Paper**, n. 451, 2015.

FALCO, P.; MALONEY, W. F.; RIJKERS, B.; SARRIAS, M. Heterogeneity in subjective wellbeing: An application to occupational allocation in Africa. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 111, p. 137-153, Mar. 2015.

FRIJTERS, P.; JOHNSTON, D. W.; SHIELDS, M. A. Does childhood predict adult life satisfaction? Evidence from British cohort surveys. **The Economic Journal**, v. 124, p. F688-F719, Nov. 2014.

FONTES, A.; MACHADO, D. C. Uma medida do grau de satisfação no trabalho: um estudo para homens e Mulheres. In.: XVI ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 2008, Caxambu-MG. **Anais...** Rio de Janeiro: ABEP, 2008. p. 1-12.

GARDNER J.; OSWALD, A. J. Money and mental wellbeing: A longitudinal study of medium sized lottery wins. **Journal of Health Economics**, v. 26, n. 1, p. 49-60, Jan. 2007.

GREENE, W. H.; HENSHER, D. A. **Modeling Ordered Choices: A Primer**. Cambridge: Cambridge University Press, 2010.

HARTOG, J. Over-education and earnings: where are we, where should we go? **Economics of Education Review**, v. 19, n. 2, p. 131-147, Apr. 2000.

HINKS, T. Job satisfaction and employment equity in South Africa. **Journal of African Economies**, v. 19, n. 2, p. 237-255, Mar. 2009.

LAYARD, R. **Happiness: Lessons from a New Science**. 2nd ed. London: Penguin Books, 2011.

LAYARD, R.; CLARK, A.; CORNAGLIA, F.; POWDTHAVEE, N.; VERNIT, J. What predicts a successful life? A life-course model of well-being. **The Economic Journal**, v. 124, p. F720-F738, Nov. 2014.

LEUVEN, E.; OOSTERBEEK, H. Overeducation and Mismatch in the Labor Market. In.: HANUSHEK, E. A.; MACHIN, S.; WOESSMANN, L. (Eds.). **Handbook of the Economics of Education**, v. 4, Amsterdam: North Holland, 2011. p. 283-326.

- McGUINNESS, S. Overeducation in the labour market. **Journal of Economic Surveys**, v. 20, n. 3, p. 387-418, July 2006.
- MEHTA, A.; FELIPE, J.; QUISING, P.; CAMINGUE, S. Overeducation in developing economies: How can we test for it, and what does it mean? **Economics of Education Review**, v. 30, n. 6, p. 1334-1347, Dec. 2011.
- MONTE, P. A. do. Job Dissatisfaction and Labour Turnover: Evidence from Brazil. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2010, Salvador. **Anais...** Brasília: ANPEC, 2010. p. 1-20.
- MULINGE, M.; MUELLER, C. W. Employees job satisfaction in developing countries: The case of Kenya. **World Development**, v. 26, n. 12, p. 2181-2199, Dec. 1998.
- NGUYEN, A.; TAYLOR, J.; BRADLEY, S. Relative pay and job satisfaction: some new evidence. **Development and Policies Research Center**, MPRA, n. 1382, 2007.
- O' DONNELL, G; DEATON, A.; DURAND, M.; HALPERN, R.; LAYARD, R. **Wellbeing and policy**. London: Legatum Institute, 2014.
- OSWALD, A. J.; PROTO E.; SGROI, D. Happiness and Productivity. **Journal of Labour Economics**, v. 33, n. 4, p. 789-822, Oct. 2014 .
- POWDTHAVEE, N. Resilience to Economic Shocks and the Long Reach of Childhood Bullying. **IZA Discussing Paper**, n. 6945, 2012.
- QUINN, M. A.; RUBB, S. Mexico's labor market: The importance of education-occupation matching on wages and productivity in developing countries. **Economics of Education Review**, v. 25, n. 2, p. 147-156, Apr. 2006.
- REIS, M. Overeducation, undereducation and labor earnings in Brazil: a panel data analysis. **Rede de Economia Aplicada**, Working paper, 2015.
- RIENZO, C.; NEWELL, A.; MCKAY, A. Job satisfaction of youth in Sub-Saharan Africa: A comparative analysis. In: SEMINAR LABOUR MARKET TRANSITIONS OF YOUNG WOMEN AND MEN: INNOVATIVE RESEARCH FROM 30 SCHOOL-TO-WORK TRANSITION SURVEY DATASETS, 2016, Geneva. **Proceddings...** Geneva: ILO, 2016.
- SOUSA-POZA, A.; SOUSA-POZA, A. A. The effect of job satisfaction on labour turnover by gender: An analysis for Switzerland. **The Journal of Socio-Economics**, v. 36, n. 6, p. 895-913, Dez. 2007.
- VENTURI, G.; TORINI, D. **Transições do mercado de trabalho de mulheres e homens jovens no Brasil**. Genebra: OIT, 2014.