

Trajetória Longitudinal dos Alunos de Escolas Profissionalizantes para o Mercado de Trabalho^{*}

FRANCISCA ZILANIA MARIANO[†]
RONALDO ALBUQUERQUE ARRAES[‡]

Sumário

1. Introdução.....	451
2. Metodologia.....	455
3. Resultados.....	458
4. Conclusões.....	464
Apêndice A. Procedimentos Metodológicos ...	470
Apêndice B. Descrição das Variáveis	473
Apêndice C. Resultados Complementares.....	475

Palavras-chave

Ensino profissionalizante, mercado de trabalho, dados longitudinais

JEL Codes

C21, I21, I28

Resumo - Abstract

O artigo avalia o efeito das Escolas Profissionalizantes (EP) sobre as ocupações e rendimentos de seus egressos no mercado de trabalho. Combinando informações longitudinais do Censo Escolar (2011), SPAECE (2011) e RAIS (2014), estimativas da equação de rendimentos, ponderada pelos pesos da entropia e corrigida para seletividade amostral, indicaram efeitos insignificantes das EPs sobre os rendimentos. Estimativas adicionais de um modelo discreto multinomial, ponderado pela entropia para cinco níveis de ocupações, também apontaram efeitos insignificantes das EPs, exceto para a área da saúde em ocupações intermediárias.

1. Introdução

Avaliação de políticas públicas direcionadas para a inserção de jovens no mercado de trabalho tem se mantido na agenda de pesquisadores devido à persistência de altas taxas daqueles que nem estudam e nem trabalham. Bassi, Busso, Urzúa, e Vargas (2012) verificam que, no Brasil e em outros países da América Latina, aproximadamente 15% dos jovens entre 16 e 24 anos inserem-se nessa categoria. Segundo relatório do Banco Mundial (de Hoyos, Rogers, & Székely, 2016), essa proporção aumentou para 19% nesta região. Além disso, nessa fase existem elevadas taxas de empregos informais, indicando que estes jovens não possuem habilidades exigidas em empregos formais de qualidade (Araújo, Chein, & Pinto, 2014). No Brasil, cerca de 4 milhões de jovens trabalham em atividades informais, das quais 90% correspondem a menos de um salário mínimo (Simões, 2010).

Segundo Guimarães e Almeida (2013), esse grupo de jovens torna-se um público vulnerável que enfrentam maiores dificuldades de encontrar emprego, e tendem a trabalhar

^{*} Os autores agradecem a Secretaria de Educação do Estado do Ceará e ao Ministério do Trabalho pela disponibilização dos dados.

[†] Universidade Federal do Ceará, Campus Sobral – Mucambinho, Bloco I. Rua Coronel Estanislau Frota, s/n, Centro, Sobral, CE, CEP 62010-560, Brasil.

[‡] Universidade Federal do Ceará (UFC), Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN). Av. da Universidade, 2762, Fortaleza, CE, CEP 60020-181, Brasil.

✉ zilania@ufc.br ✉ ronald@ufc.br

em ocupações mais precárias devida à incipiente formação educacional adquirida. Araújo et al. (2014) afirmam, juntamente com outros estudos realizados para países da América Latina, que grande parte dos jovens egressos do ensino médio apresenta condições piores de trabalho, como, por exemplo, menores salários e menos estabilidade, em comparação aos trabalhadores mais experientes. Segundo os autores, isso ocorre porque a maioria dos jovens inicia a trajetória profissional no mercado de trabalho informal e, posteriormente, aprimoram as habilidades até conseguirem um emprego formal. Na visão desses autores, essas habilidades deveriam ser adquiridas na etapa de ensino de conclusão da educação básica, o nível médio.

Dentre os tipos de políticas que visam amenizar essa situação, encontra-se a educação profissional, a qual proporciona ao aluno um ensino específico direcionado ao mercado de trabalho. Para Silva, Pelissari, e Steimbach (2013), os jovens procuram os cursos técnicos visando uma formação de qualidade superior, profissionalização em áreas com melhores *status* e garantia de empregabilidade. A educação profissional pode ser uma opção para os países em desenvolvimento que buscam melhorar as oportunidades e os ganhos dos jovens no mercado de trabalho, ao prepara-los com técnicas e habilidades de trabalhos específicos. Porém, o debate sobre os benefícios deste tipo de ensino é inconclusivo na literatura internacional (Mahirda & Wahyuni, 2016). Em alguns países, estudantes do ensino profissional obtêm maiores rendimentos quando comparados aos alunos de escolas gerais. Neuman e Ziderman (1991) encontraram que, em Israel, os graduados de escolas profissionais ganham 10% a mais que os estudantes das escolas tradicionais. No Egito, esse tipo de ensino resulta em prêmio de 29,3% para homens e 27,2% para as mulheres (El-Hamidi, 2006). Attanasio, Kugler, e Meghir (2011) avaliam o impacto de um programa de treinamento sobre jovens desfavorecidos na Colômbia em 2005, escolhidos de forma aleatória, e verificaram que a participação deste programa eleva as chances de adquirir emprego formal e eleva os ganhos em 19,6% para as mulheres. Newhouse e Suryadarma (2011) utilizaram uma rica base de dados contendo informações longitudinais de 1993 a 2007 para os jovens na Indonésia e verificaram que o prêmio estimado sobre os salários é maior para as mulheres graduadas do ensino profissional do que para os homens.

Por outro lado, na Tanzânia (Kahyarara & Teal, 2008) e no Suriname (Horowitz & Schenzler, 1999) foram constatados que estudantes das escolas gerais apresentam maiores rendimentos do que as profissionais, enquanto que na Alemanha (Lechner, 2000), Coréia do Sul (Chae & Chung, 2009), Romênia (Malamud & Pop-Eleches, 2010) e na Indonésia (Chen, 2009; Mahirda & Wahyuni, 2016), os resultados entre as escolas não diferiram significativamente.

Trabalhos feitos para o Brasil têm focado nos efeitos desse tipo de ensino sobre a inserção no mercado de trabalho, porém, alguns autores analisam apenas a probabilidade de estar trabalhando, não considerando os rendimentos ou ocupações (Araújo et al., 2014), enquanto outros negligenciam as devidas correções ao considerar somente os indivíduos que estão no mercado de trabalho (Severnini & Orellano, 2010; Assunção & Gonzaga, 2010; Amoroso Neto, Menezes-Filho, & Komatsu, 2017). Além disso, não se constata em nenhum deles análises com informações longitudinais a fim de identificar o jovem pós ensino médio no mercado de trabalho. Este fato, aliado à carência de tratamento adequado aos dados na maioria destes trabalhos, comprometem seus resultados.

Severnini e Orellano (2010) questionam se os programas de qualificação profissional realmente contribuem para os treinados obterem uma melhoria de bem-estar através de uma eventual elevação na probabilidade de inserção no mercado de trabalho. Para tanto,

os autores conduziram uma investigação comparativa entre os egressos e aqueles que não cursaram esse tipo de ensino. Através de microdados da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) do IBGE de 1996 encontraram que os egressos de cursos profissionalizantes de nível básico tinham renda esperada 37% maior do que a dos demais. Por outro lado, para os egressos do ensino profissional de nível tecnológico, constataram uma redução de 27% da renda esperada, comparativamente aos que não participaram desse tipo de curso no ensino superior.

Assunção e Gonzaga (2010), com base nos microdados do suplemento especial sobre educação profissional da PNAD/2007, observaram que a ocorrência de indivíduos que optam por educação profissional, e cujas famílias detêm renda per capita inferior a dois salários mínimos, é bem menor do que nas demais faixas de renda, além do que, essa opção proporciona uma maior produtividade aos trabalhadores.

Araújo et al. (2014) avaliaram os efeitos da educação profissional e tecnológica (EPT) de nível médio sobre a inserção produtiva do aluno, e verificaram um aumento entre 1,2 e 1,3 pontos percentuais na probabilidade de estar empregado. Já a probabilidade de trabalhar em atividade para a qual se preparou é de, aproximadamente, 17 pontos percentuais maior do que os alunos que não realizaram EPT.

Apresentando similaridades com o presente estudo, Amoroso Amoroso Neto et al. (2017) compararam indivíduos com níveis de educação formal semelhante para cada modalidade de estudo (médio técnico, graduação tecnológica e qualificação profissional), além daqueles diferenciados que concluíram os cursos do PRONATEC.¹ Utilizando dados em *cross section* do suplemento da PNAD/2014, estimaram a equação de rendimentos e o *Propensity Score Matching* – PSM, embora sem o devido controle pelo *background* educacional dos alunos, nem correções para seletividade amostral. Concluíram que os formandos no ensino médio técnico e dos cursos de qualificação profissional ganham salários, em média, 15% e 10% maiores, respectivamente, do que os indivíduos com características semelhantes que se graduaram na educação formal; ao considerar somente os que concluíram o ensino médio técnico, a superioridade é 19%. Além disso, encontraram que os egressos de cursos de qualificação profissional do PRONATEC têm retornos comparativamente menores.

Embora não sendo uma avaliação do ensino profissional, Lin, Lutter, e Ruhm (2016) usaram informações de uma pesquisa longitudinal de jovens e dados suplementares para avaliar como o desempenho cognitivo, medido no fim do ensino secundário, está relacionado com resultados no mercado de trabalho. Observam-se cinco resultados principais. Primeiro, o desempenho cognitivo está positivamente associada a resultados futuros do mercado de trabalho em todas as idades. Segundo, os retornos da habilidade cognitiva aumentam com a idade. Terceiro, o efeito sobre os rendimentos totais reflete uma combinação de impactos positivos do desempenho cognitivo tanto para salários/hora e horas de trabalho anuais. Em quarto lugar, os retornos da habilidade cognitiva são maiores para as mulheres que para os homens e para os negros e hispânicos do que para os brancos não-hispânicos. Por fim, os ganhos médios dos rendimentos ao longo da vida previsto para maiores níveis de desempenho cognitivo são, apenas, ligeiramente superiores aos reportados em estudos anteriores.

As Escolas Estaduais de Educação Profissional (EEEP) no Ceará fornecem, além do ensino com as disciplinas básicas do currículo do ensino médio tradicional, os cursos técnicos e profissionalizantes voltados para diversas áreas (saúde, agricultura, computação, finanças,

¹Programa Nacional de Acesso ao Ensino e Emprego – PRONATEC

etc). Essa ação possibilita, não apenas o aluno concluir o ensino médio e se profissionalizar para o mercado de trabalho, como também capacitá-lo a ingressar em universidades. É, pois, centrado nessas políticas de ensino que este trabalho se desenvolve, com ênfase no ensino profissionalizante. Cabe destacar, todavia, que a opção pela escolha do estado do Ceará como objeto de estudo decorre de sua representatividade² nacional e pertinência na geração das amostras para verificações empíricas em nível longitudinal. Além disso, esta escolha foi fundamentada, principalmente, no acesso a permissibilidade da obtenção de uma rica base de dados identificada com disposições longitudinais sobre características pessoais e educacionais dos alunos, background familiar, infraestrutura das escolas e informações sobre o mercado de trabalho, as quais permitiram acompanhar o aluno no término do ciclo do ensino médio e a entrada no mercado de trabalho, através do cruzamento das seguintes bases: Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará – SPAECE, Censo Escolar, e Relação Anual de Informações Sociais – RAIS.

Frente aos demais trabalhos consultados na literatura brasileira, acredita-se que este forneça inovações ao trazer evidências acerca do papel das escolas profissionais públicas sobre os rendimentos e os tipos de ocupações dos jovens, baseadas em uma composição inédita de dados. A contribuição do empirismo reside na construção de identificadores que tornaram possível a geração de uma amostra com informações longitudinais através do cruzamento de diferentes bases de dados — Censo Escolar 2011, SPAECE 2011 e Relação Anual de Informações Sociais, RAIS 2014 cujo procedimento permitiu identificar cada aluno concluinte das escolas estaduais do Ceará em 2011, e sua trajetória para a inserção no mercado de trabalho em 2014. Porém, o fato de se observar apenas os jovens que estão inseridos no mercado de trabalho requereu que se conduzisse a correção da seletividade amostral através da aplicação dos procedimentos de Heckman (1979). Além disso, visando uma maior homogeneização da amostra, aplicou-se o método do balanceamento por entropia desenvolvido por Hainmueller (2012), o qual pondera as distribuições das variáveis a fim de satisfazer um conjunto de condições especiais predeterminadas.

Para verificar o efeito do ensino profissionalizante e dos cursos sobre as remunerações no mercado de trabalho, estimou-se a equação de rendimentos ponderada pelos pesos da entropia e corrigida pela razão inversa de Mills, e comparou-se com a mesma equação sem tais correções. Procedimento semelhante foi utilizado para as ocupações no mercado de trabalho, porém, dado o elevado número destas, aplicou-se os procedimentos de (Jannuzzi, 2001, 2003) para reagrupa-las em apenas cinco estratos sócio-ocupacionais. Em seguida, buscou-se estimar o impacto desse tipo de ensino e do curso escolhido sobre os cinco níveis de ocupações através de um modelo logit multinomial ponderado pela entropia e corrigido pela razão inversa de Mills.

Em sequência, o artigo está organizado com as seguintes seções: abordagem metodológica dividida em Seletividade Amostral e Balanceamento por Entropia; resultados e conclusões.

²Esse estado ganhou destaque em âmbito nacional, ao combinar o ensino integral com o profissionalizante e aumentar a participação de jovens no Exame Nacional de Ensino Médio – ENEM. Segundo informações disponibilizadas pelo INEP 2009 a 2014, este estado apresentou a 3ª maior participação de estudantes de escolas públicas estaduais no ENEM em 2014. A taxa de participação desses estudantes passou de 4,13% em 2009 para 7,91% em 2014, perfazendo a maior variação (92%) dentre os estados brasileiros.

2. Metodologia

Quando se pretende identificar o efeito do ensino profissionalizante adquirido durante o ensino médio sobre o mercado de trabalho utilizando pesquisas censitárias como bases de dados, deve-se levar em consideração diferentes fontes de vieses que lhes são inerentes, portanto, alguma ação deve ser tomada para corrigi-las, como a correção do problema de seletividade amostral. Ao fazer o cruzamento da lista de concludentes do ensino médio do Ceará com a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) como base de dados, deve-se considerar que as informações coletadas são fornecidas apenas para aqueles que estavam no mercado de trabalho formal no período da pesquisa, ou seja, os salários e as ocupações observados estão relacionados com a decisão de um indivíduo trabalhar ou não e esta pode estar correlacionada a fatores não observáveis que afetam seu rendimento.

Assim, quando se observa apenas os jovens que estão no mercado de trabalho, é possível que estes tenham sido pré-selecionados através de características que influenciaram esta decisão, e a não consideração dessa seleção pode levar a resultados duvidosos quando se pretende avaliar o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos, já que, o salário é observado apenas para quem ingressou no mercado de trabalho.

Em vista da composição da amostra aqui utilizada, há que se considerar inicialmente a correção para solucionar o possível viés de seletividade amostral. Para tanto, aplica-se o procedimento de Heckman (1979) em dois estágios, o qual é formado por duas equações: a primeira descreve a participação no mercado de trabalho em 2014 inserindo todos os concludentes em 2011, ou seja, estejam ou não identificados no mercado de trabalho auferindo renda positiva; a outra equação segue a especificação minceriana, que considera somente os que possuem algum rendimento. No segundo estágio, acrescenta-se a variável Mills obtida através da estimação da primeira equação, a qual indicará se os indivíduos observados no mercado de trabalho foram ou não previamente selecionados.

Além de se verificar o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos, buscar-se-á também encontrar o seu impacto sobre o tipo de ocupação que o jovem, após o término do ensino médio, ocupa no mercado de trabalho. Para tanto, será estimado um modelo logit multinomial com base nos cinco níveis de ocupações definidas em Jannuzzi (2001, 2003),³ cujos procedimentos metodológicos encontram-se no Apêndice A.

Além do problema de seletividade amostral, existe uma fonte de vieses inerente aos dados que está associado à variável que identifica os concludentes das escolas profissionalizantes, pois, dado o número limitado de escolas, não há vagas suficientes para atender todos os alunos que pretendem cursar o ensino médio no Ceará. Como decorrência, a Secretaria de Educação (SEDUC) estabelece critério para o processo seletivo de entrada em cada escola, o qual é baseado nas maiores médias das notas obtidas pelos pretendentes no ensino fundamental até o preenchimento das vagas. Os critérios de desempate, caso necessário, são a idade e a proximidade da residência com a escola. Dessa forma, não existe um valor pré-estabelecido da nota média mínima para garantia de uma vaga por parte do aluno, pois esta pode variar de acordo com as notas médias dos alunos inscritos em determinada escola, cuja oferta de vagas é limitada.

Cabe mencionar que existe a possibilidade do surgimento de vieses decorrentes de características não observáveis e observáveis associadas ao processo seleção. No primeiro caso poderia se inserir a não observação da característica relacionada à motivação do aluno

³Este procedimento será definido na seção 2.1.

em efetuar sua inscrição. Neste caso, uma forma de solucioná-lo seria considerar na análise todos os alunos inscritos em cada escola, distinguidos entre os que ingressaram e não ingressaram; porém, essa lista não é disponibilizada. A característica observável se relaciona à indisponibilidade de informações relativas ao desempenho dos alunos inscritos no ensino fundamental, pois, caso contrário, seria possível verificar a nota limite à entrada por cada escola e, dependendo do tamanho da amostra, poderia-se aplicar regressão descontínua com vários pontos de descontinuidade.

Tendo em vista a indisponibilidade dessas informações, optou-se por minimizar os vieses daí decorrentes através do pareamento dos alunos por suas notas no desempenho do SPAECE e idades dos concludentes, cuja adequação é justificada pela suposição de haver uma correlação direta com a nota média no ensino fundamental. Ademais, como os candidatos têm conhecimento prévio que o processo seletivo se baseia no desempenho, acredita-se que essa variável seja um dos fatores que afetam a motivação para o aluno concorrer a uma vaga. Vale ressaltar que esse procedimento será utilizado, não para solucionar esses problemas, mas minimizá-los ao tornar a amostra mais homogênea. O procedimento escolhido para essa homogeneização amostral se baseia na aplicação do balanceamento por entropia⁴ às variáveis proficiência em matemática e português e à variável idade.

Hainmueller e Xu (2013) descrevem o balanceamento por entropia como uma generalização da abordagem do pareamento por escore de propensão (PEP), embora com procedimentos distintos. Enquanto o PEP calcula os escores de propensão através de uma regressão logit ou probit para fazer o pareamento, e verificar se os pesos estimados equilibram as distribuições das covariadas, a entropia calcula os pesos diretamente para ajustar as distribuições amostrais conhecidas, integrando o balanceamento das covariáveis aos pesos. Embora ambos os procedimentos avaliem efeitos de tratamentos, o balanceamento por entropia também pode ser aplicado para ajustar a amostra, conforme demonstrado por Watson e Elliot (2016).

Segundo Hainmueller (2012), esse método permite ponderar um conjunto de dados, tais que, as distribuições das variáveis nas observações reponderadas satisfaçam um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro (média), segundo (variância) e terceiro (assimetria) momentos das distribuições de variáveis independentes nos grupos de tratamento e controle. Assim, é possível se especificar um nível de equilíbrio desejável para as covariadas, usando um conjunto de condições associados aos momentos da distribuição. A vantagem deste método sobre os algoritmos logit/probit reside na capacidade de implementar diretamente o equilíbrio exato. Para tanto, será utilizada uma variável binária para o tratamento, a qual irá permitir encontrar o efeito das escolas profissionalizantes sobre a remuneração e as ocupações dos concludentes do ensino médio em 2011 no mercado de trabalho em 2014.

Para fazer o balanceamento por entropia, será utilizado como covariáveis as proficiências de matemática e português no SPAECE e a idade dos alunos, partindo do pressuposto que existe uma relação direta destas variáveis com o processo seletivo das escolas. Esse procedimento permitirá comparar indivíduos semelhantes em termos de desempenho escolar e idade. Assim, após equilibrar os grupos nessas características, espera-se que esses alunos egressos do ensino médio em 2011 que se encontram no mercado de trabalho em 2014 não possuam diferenças significativas em termos de habilidades escolares observadas e que estejam na mesma faixa etária.

⁴Especificação do método encontra-se no Apêndice A.

Tendo em vista que durante o ensino profissionalizante o aluno tem a opção de escolher um curso, dentre vários, para se especializar, optou-se por considerar desagregar a variável que indica se o jovem concluiu o ensino médio nas escolas profissionalizantes em variáveis binárias, as quais serão definidas de acordo com o curso escolhido durante o ensino profissionalizante presente na amostra, cuja descrição encontra-se na [Tabela B-1](#) do [Apêndice B](#).

2.1 Variáveis e Bases de Dados

Para avaliar o efeito da política de profissionalização no ensino médio das EEEP sobre o mercado de trabalho, construiu-se uma amostra com informações longitudinais a partir da junção das seguintes bases de dados: lista dos concludentes no ensino médio em 2011, SPAECE 2011, Censo Escolar 2011, e Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) 2014. Dessa forma, foram identificados os alunos concludentes das escolas estaduais do Ceará em 2011,⁵ e sua inserção no mercado de trabalho em 2014. Vale ressaltar que, como as informações da RAIS são de 2014, optou-se por identificar os egressos do ensino médio em 2011, para permitir uma defasagem temporal a fim de evitar o eventual impedimento para a entrada no mercado de trabalho devido à idade do jovem ou tempo gasto por procura de emprego.

Para compor a amostra, observou-se inicialmente a lista dos concludentes disponibilizada pela SEDUC, dos quais 7.606 concluíram em 2011, fez-se o cruzamento com o censo escolar e com o SPAECE para obter informações sobre características pessoais e escolares desses alunos, tais como, sexo, raça, idade, escola de conclusão, turma, curso de profissionalização, localização da escola, desempenho dos alunos nas proficiências de matemática e português, dos quais resultaram 6.796 concludentes com essas informações disponíveis. Destes, 3.830 estudaram nas escolas de ensino profissionalizante e 2.966 das escolas regulares.

Em seguida, a partir da RAIS 2014, identificou-se que, 1.956 (51,07%) e 1.032 (34,7%) alunos advindos das escolas profissionalizantes e regulares, respectivamente, foram para o mercado de trabalho, totalizando 2.988 alunos,⁶ os quais constituem a amostra resultante para análise. A [Tabela C-3](#) e os gráficos da [Figura C-1](#) e [Figura C-2](#) apresentam uma caracterização dos concludentes referentes aos desempenhos em português e matemática, para os que foram ou não para o mercado de trabalho. Destaca-se que os formados pelas escolas profissionalizantes em 2011, e que foram para o mercado de trabalho, possuem desempenho levemente inferior aos que concluíram nessas escolas, mas não estavam presentes na RAIS 2014, ao contrário do que se observa nos graduados das escolas regulares.

Para compor a análise do modelo (pareamento por entropia), cuja variável de tratamento é binária, foram criados os seguintes grupos: (a) Tratados — alunos que se profissionalizaram nesse período, estavam presentes no mercado de trabalho em 2014, em que foram observados 1.956 do ensino profissional; (b) Controle — alunos advindos do ensino regular, perfazendo um total de 1.032 alunos. Cabe destacar que os cursos profissionalizantes observados na amostra estão assim distribuídos: saúde (40%), informação (33,2%), gestão e negócios (10%), Hospitalidade e lazer (11,1%) e outros (5,7%).⁷

⁵Identificadores foram criados pela SEDUC.

⁶Aproximadamente 44% dos concludentes.

⁷Para mais detalhes ver [Figura C-3](#) no [Apêndice C](#).

As variáveis que representam as ocupações, descritas na [Tabela B-1](#) do [Apêndice B](#), serão utilizadas para verificar o impacto das escolas e dos cursos profissionalizante sobre o mercado de trabalho. Tendo em vista o elevado número de 596 ocupações criadas a partir da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO 2002), e sua intratabilidade estatística, utilizou-se o procedimento de [Jannuzzi \(2001, 2003\)](#) para reagrupa-las em apenas cinco estratos sócio-ocupacionais, a partir de indicadores de renda, escolaridade e nível de precarização ocupacional, onde estes foram organizados com base no índice socioeconômico posicional (Isep),⁸ na ordenação das ocupações proporcionada pelos índices socioeconômicos, na tipologia de grupos ocupacionais de [Valle Silva \(1992\)](#) e na proposta metodológica de estratificação social segundo grupos ocupacionais de [Goldthorpe \(1992\)](#).

O primeiro estrato compreende as ocupações em posto de comando, de direção ou com especialização técnica superior. O segundo estrato (Isep de 85%) é composto pelos pequenos proprietários, chefes e supervisores e empregados qualificados de escritório e técnicos de média especialização na indústria e serviços. O terceiro estrato (Isep de 69%) reúne a maioria de ocupações no Comércio, Serviços e postos qualificados da Indústria. O quarto grupo socioocupacional (Isep de 45%) compreende os empregados em prestação de serviços de baixa qualificação nos serviços, construção civil e indústria tradicional. Na última categoria (Isep de 18%), estão agrupados os trabalhadores rurais, além das ocupações urbanas de baixo status, ou seja, as que possuem remunerações e escolaridade mais baixas e elevada precariedade no mercado de trabalho.⁹

Para estimações das equações de participação no mercado de trabalho (Estimação I), dos rendimentos e as ocupações (Estimação II), foram utilizadas diferentes covariadas, tais como descritas na [Tabela B-2](#) do [Apêndice B](#).

3. Resultados

3.1 Análise Descritiva

Estatísticas descritivas das variáveis de resultados e de controles relacionadas aos alunos egressos de escolas profissionalizantes (EEEP) e das escolas regulares em 2011 estão explicitadas na [Tabela 1](#). Observa-se que a remuneração média em 2014 dos alunos advindos das EEEP é superior aos alunos que concluíram nas escolas regulares em apenas 4,4%.

Referentes aos tipos de ocupações socioeconômicas, verifica-se que os concludentes das EEEP se concentram, principalmente, na categoria 2 com 48,1%, seguida das categorias 3 e 4 com 36,2% e 10,54%, respectivamente. Para os egressos das escolas regulares, a categoria 3 detém a maior proporção (39,84%), seguida da categoria 4 (29,25%). Por outro lado, a categoria 1 concentra as mais baixas proporções de trabalhadores de ambas as escolas, 4,6% para as EEEP e 2,52% para as regulares.

Apesar dessas estatísticas apresentarem valores que favorecem aos alunos que concluíram nas escolas de ensino profissional, não se pode afirmar que o efeito destas sobre a remuneração e os tipos de ocupações no mercado de trabalho sejam positivas, pois o grupo de alunos advindos das escolas regulares não representam necessariamente o contrafactual de não tratamento. Dessa forma, se faz necessário técnicas mais apropriadas que busquem isolar o efeito desta política sobre as variáveis de resultado.

⁸Corresponde à porcentagem de indivíduos ocupados cujos níveis médios combinados de rendimento e escolaridade são menores ou iguais aos da ocupação considerada.

⁹Para mais detalhes ver [Jannuzzi \(2001, 2003\)](#).

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis da amostra por tipos de escolas.

Variáveis	Alunos egressos das EEEP			Alunos egressos das Regulares		
	Média	Proporção (%)	Desvio Padrão	Média	Proporção (%)	Desvio Padrão
<i>Mercado de trabalho em 2014</i>						
Renda_media	885,65	–	324,63	848,12	–	314,31
Ocupação1	–	4,6	0,2097	–	2,52	0,1570
Ocupação2	–	48,18	0,4997	–	26,33	0,4406
Ocupação3	–	36,20	0,4807	–	39,84	0,4898
Ocupação4	–	10,54	0,3072	–	29,25	0,4551
Ocupação5	–	0,48	0,0677	–	2,06	0,1414
<i>Características dos Alunos em 2011</i>						
Sexo – Masculino	–	47,54	0,4995	–	56,87	0,4954
Raça – Branca	–	16,71	0,3732	–	13,46	0,3415
Zona Urbana	–	87,83	0,4995	–	50,67	0,5001
Proficiência_MT	299,2016	–	50,6841	268,6783	–	51,2099
Proficiência_PT	289,8749	–	41,4428	261,7721	–	46,4631
Idade1	–	99,13	0,0928	–	89,53	0,3062
Idade2	–	0,066	0,0812	–	9,20	0,2892
Bolsa_familia	–	55,36	0,4972	–	66,95	0,4705
Escolaridade pai	–	33,69	0,4727	–	48,64	0,5000
Escolaridade mãe	–	29,11	0,4544	–	42,58	0,4947

Notas: A) Ocupações: 1 – médicos, engenheiros, professores universitários, empresários, gerentes e postos superiores na administração pública (juizes, promotores, delegados, oficiais das forças armadas, etc.); 2 – técnicos de contabilidade e administração, mestre e contramestres na indústria, professores de ensino fundamental e médio, corretores de imóveis, inspetores de polícia, carteiros, comerciantes (proprietários) e agricultores; 3 – torneiro mecânico, montadores de equipamentos elétricos, vendedores, operadores de caixa, comerciantes conta-própria, professores de ensino pré-escolar, motoristas, inspetores de alunos, auxiliares de enfermagem, auxiliares administrativos e de escritório, policiais e praças das forças armadas; 4 – ocupações da indústria de alimentos, da indústria têxtil, pedreiros, pintores, garçons, vigias, porteiros, estivadores; 5 – trabalhadores rurais, além das ocupações urbanas de baixo status, como a de serventes de pedreiro, lavadeiras, empregadas domésticas e lixeiros. B) Covariadas: MT = matemática; LP = língua portuguesa; Idade1 = faixa etária 17–25; Idade2 = faixa etária 26–40; Escolaridade pai e Escolaridade mãe: se o pai(mãe) não estudou ou se possui até a 4ª série do ensino fundamental.

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS (2014); SPAECE (2011) e Censo escolar (2011).

Comparando estes grupos referentes às demais variáveis, observa-se, ainda na [Tabela 1](#), que a proporção de homens advindos das escolas regulares é superior aos das profissionalizantes, em aproximadamente 20%. Quanto à raça e à zona residencial, a proporção de alunos considerados brancos e que moram em áreas urbanas são maiores nas EEEP, 24% e 73%, respectivamente.

Com relação às variáveis de proficiências, matemática e português, os alunos das escolas de ensino profissionalizante apresentaram desempenho superior em, aproximadamente, 11% comparados aos alunos das escolas regulares. Ademais, 99% desses alunos apresentavam idade entre 17 e 25 anos, enquanto que no outro grupo, 89% estava contido nessa faixa etária. Analisando as variáveis sobre background familiar, observa-se que 55,3% dos alunos das EEEP estão inseridos em famílias que recebem o bolsa família, enquanto que, para os alunos das regulares, essa proporção aumenta para, aproximadamente, 67%. Quanto à herança educacional, pais de alunos das EEEP possuem, proporcionalmente, grau de educação superior do que os de escolas regulares.

A [Tabela 2](#) apresenta as estatísticas descritivas das variáveis de resultado no mercado de trabalho em 2014, remuneração e tipos de ocupação, relativas aos cursos escolhidos

Tabela 2. Estatística descritiva das variáveis de resultados no mercado de trabalho em 2014 por Curso Concluído em 2011.

Cursos dos egressos das EEEP em 2011	Renda Média (R\$) em 2014	Ocupações no Mercado de Trabalho – 2014 (%)				
		1	2	3	4	5
Saúde	924,06	2,30	55,11	32,48	9,46	0,65
Gestão	840,39	8,76	38,65	42,26	10,33	–
Informação	869,90	6,81	46,13	35,75	10,83	0,48
Hospitalidade e Lazer	831,62	4,12	38,99	44,05	12,84	–
Outros	891,27	1,76	46,03	38,95	12,38	0,88

Nota: Ocupações: 1 – médicos, engenheiros, professores universitários, empresários, gerentes e postos superiores na administração pública (juizes, promotores, delegados, oficiais das forças armadas, etc.); 2 – técnicos de contabilidade e administração, mestre e contramestres na indústria, professores de ensino fundamental e médio, corretores de imóveis, inspetores de polícia, carteiros, comerciantes (proprietários) e agricultores; 3 – torneiro mecânico, montadores de equipamentos elétricos, vendedores, operadores de caixa, comerciantes conta-própria, professores de ensino pré-escolar, motoristas, inspetores de alunos, auxiliares de enfermagem, auxiliares administrativos e de escritório, policiais e praças das forças armadas; 4 – ocupações da indústria de alimentos, da indústria têxtil, pedreiros, pintores, garçons, vigias, porteiros, estivadores; 5 – trabalhadores rurais, além das ocupações urbanas de baixo status, como a de serventes de pedreiro, lavadeiras, empregadas domésticas e lixeiros.

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS (2014); SPAECE (2011) e Censo escolar (2011).

pelos egressos das EEEP em 2011. Verifica-se que as áreas de saúde provem a maior remuneração média (R\$924,06) seguida de outros cursos (R\$891,27), e cursos na área de gestão (R\$869,90).

Dentre os cursos profissionalizantes, a área de gestão apresenta a maior proporção de trabalhadores situados na ocupação socioeconômica do tipo 1, 8,76%, seguido das áreas de informação e hospitalidade e lazer, com 6,81% e 4,12%, respectivamente. Referente a ocupação 2, destaca-se os cursos da área de saúde, com 55,11% da proporção dos concludentes das profissionalizantes, enquanto que os demais cursos apresentam proporções que variam entre 38,65% a 46,13%. Na ocupação 3, a área com maior proporção são os cursos da área de Hospitalidade e Lazer, com 44,05%, seguido dos outros tipos de cursos, com 38,95%, assim como para a categoria de ocupação 4, 12,84% e 12,38%, respectivamente, porém, na categoria 5, as áreas de saúde, informação e outros apresentam proporção semelhante, menos de 1%, enquanto as áreas de gestão e hospitalidade não apresentaram proporções de concludentes.

Cabe destacar que dentre os alunos formados nas áreas de saúde, 55,11% encontram-se nas ocupações de categoria 2, seguido da ocupação 3, com 32%, enquanto as ocupações 1, 4 e 5 perfazem os restantes 22,41%. Resultado semelhante, porém, com menor proporção na categoria 2, situa-se a área de informação e outros tipos de cursos, enquanto que as áreas de hospitalidade e lazer e gestão apresentam maiores proporções de trabalhadores nas ocupações socioeconômicas 3, seguidas da categoria 2.

3.2 Resultados dos Modelos

Ao propor verificar o efeito do ensino profissionalizante sobre variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, faz-se necessário a correção do problema de seletividade amostral, uma vez que são observados apenas os jovens egressos das escolas estaduais do Ceará em 2011 que estão presentes na RAIS 2014. Ou seja, existe uma escolha feita pelos jovens após a conclusão do ensino médio que deve ser levada em consideração, em que, a tomada de decisão em ir para o mercado de trabalho formal pode ser ter sido afetada por diversas características observadas ou não durante o período anterior a esta escolha, por exemplo,

nem todo jovem egresso se sente preparado em ingressar no mercado de trabalho, alguns tiveram acesso ao ensino médio técnico que os propiciou a conseguir um emprego com mais facilidade; outros podem optar por ingressar no ensino superior e outros, simplesmente, não querem trabalhar. Além disso, as condições socioeconômicas da família podem influenciar essa decisão também.

Como primeira etapa deste modelo, especificou-se uma variável binária de participação no mercado de trabalho e calculou-se a razão inversa de Mills, utilizando como variáveis explicativas sexo, idade no período de conclusão do ensino médio, tipo de ensino utilizado na escola, zona de residência, variável indicativa referente ao bolsa família, escolaridade do pai e da mãe, cujos resultados podem ser observados na [Tabela C-4 no Apêndice C](#). Destes resultados, cabe ressaltar que, o efeito do ensino profissionalizante sobre a participação no mercado de trabalho foi positivo e significativo, indicando que alunos advindos dessas escolas apresentam maiores chances de estarem inseridos em trabalhos formais em 2014.

Antes de estimar o efeito deste tipo de ensino sobre a renda e a categoria de ocupação no mercado de trabalho, optou-se por fazer um balanceamento por entropia, utilizando como covariáveis as proficiências de matemática e português no SPAECE e a idade dos alunos, partindo do pressuposto que existe uma relação direta destas variáveis com o processo seletivo das escolas. Esse procedimento permitirá comparar indivíduos semelhantes em termos de desempenho escolar e idade. Assim, após equilibrar os grupos, alunos que concluíram nas escolas profissionalizante e alunos advindos das escolares regulares, nessas características, espera-se que esses alunos egressos do ensino médio em 2011 que se encontram no mercado de trabalho em 2014 não possuam diferenças significativas em termos de habilidades escolares observadas e que estejam na mesma faixa etária. Para tanto, considerou-se a variável binária de tratamento para os concludentes de escolas profissionalizantes (tratados) e regulares (controle), referentes aos alunos que terminaram o ensino médio em 2011. Algumas estatísticas das covariadas nos dois grupos estão expostas na [Tabela 3](#), a fim de verificar, inicialmente, se os grupos estão equilibrados e se divergem em características, para em seguida encontrar-se o efeito.

Uma vez que existem diferenças significativas na média, variância e assimetria dessas variáveis, conclui-se que os grupos não se apresentam adequadamente balanceados, requerendo-se, portanto, a aplicação do balanceamento por entropia, a fim de equilibrar as características entre os grupos.

O algoritmo busca equilibrar os valores dos momentos especificados na amostra de referência, neste caso, o grupo dos concludentes das profissionalizantes, e procura, a partir de um conjunto de pesos de entropia, ajustar o grupo de controle combinando-o com a amostra de referência. Esta aplicação tem por objetivo encontrar pesos que minimizem

Tabela 3. Condições de momentos das covariadas antes do balanceamento por entropia.

Covariadas	Tratados – Escolas EEEP			Controles – Regulares			Diferenças			p-valor
	Média	Var	Ass.	Média	Var	Ass.	Média	Var	Ass.	
Proficiência_MT	299,201	2,569	-0,0914	268,678	2,622	0,2827	30,523	-53	-0,3741	0,0000
Proficiência_LP	289,874	1,718	-0,4711	261,772	2,159	-0,1086	28,102	-441	-0,3625	0,0000
Idade1	0,9913	0,0086	-10,59	0,8953	0,0937	-2,583	0,0959	-0,0851	-8,007	0,0000
Idade2	0,0066	0,0066	12,14	0,0920	0,0836	2,822	-0,0854	-0,0770	9,318	0,0000

Notas: A) Var: Variância; Ass: Assimetria. B) Covariadas: MT = matemática; LP = língua portuguesa; Idade1 = faixa etária 17–25; Idade2 = faixa etária 26–40.

as diferenças entre tratados e controles, considerando os três momentos da distribuição. A convergência ocorre quando todos os momentos são pareados entre os grupos dentro de um determinado número de interações e nível de tolerância.¹⁰

Com base nos resultados após o balanceamento por entropia apresentados na Tabela 4, se pode inferir que, em todas as covariadas, os três momentos da distribuição não diferem entre os grupos, ou seja, não há diferenças estatísticas significativas entre eles. Dessa forma, conclui-se que os grupos estão perfeitamente equilibrados quanto às variáveis utilizadas na amostra, após a entropia, ou seja, o grupo formado pelos alunos das escolas regulares tornaram-se semelhantes ao grupo dos alunos das escolas profissionalizante em desempenho escolar medido pelas proficiências em matemática e português e em faixa etária. Assim, quando se estimar a regressão de rendimentos ou de ocupações considerando o balanceamento, as diferenças entre esses grupos são se darão por essas características.

Uma vez encontrado os pesos que tornam a amostra mais homogênea, estimou-se o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos, considerando a razão inversa de Mills para a verificação do problema de seletividade amostral e as variáveis sexo, raça e idade. Ademais, como existe a possibilidade de escolher um tipo de curso no qual se pretenda se especializar, estimou-se a equação de rendimentos utilizando variáveis binárias para cada curso presente na amostra, cujos resultados estão expostos na Tabela 5.

Ao considerar as correções no modelo referentes aos problemas de seleção tanto no mercado de trabalho quanto nas escolas, o efeito do ensino profissionalizante, independente

Tabela 4. Condições de Momentos das covariadas após o balanceamento por entropia.

Covariadas	Tratados – Escolas EEEP			Controles – Regulares			Diferenças			p-valor
	Média	Var	Ass.	Média	Var	Ass.	Média	Var	Ass.	
Proficiência_MT	299,201	2,569	-0,0914	299,201	2,569	-0,09144	0	0	4E-05	0,999
Proficiência_LP	289,874	1,718	-0,4711	289,874	1,718	-0,4711	0	0	0	0,998
Idade1	0,9913	0,00862	-10,59	0,9913	0,008626	-10,59	0	-6E-06	0	0,999
Idade2	0,00664	0,006605	12,14	0,00665	0,006613	12,14	-1E-05	-8E-06	0	0,978

Notas: A) Var: Variância; Ass: Assimetria. B) Covariadas: MT=matemática; LP=língua portuguesa; Idade1=faixa etária 17–25; Idade2=faixa etária 26–40.

Tabela 5. Estimação das Equações de Rendimentos em 2014 com Correções – EEEP e por Curso Concluído em 2011.

Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão
EEEP	-14,4464	38,4818	-	-
Saúde	-	-	35,75	40,46
Gestão	-	-	-65,75	41,89
Informação	-	-	-37,94	38,82
Hospitalidade e Lazer	-	-	-66,62	43,75
Outros	-	-	-19,86	49,84
Mills	-256,41	110,64	-255,16**	111,29
Nº observações			2.980	

** Coeficiente significativa a 5%.

¹⁰ O número de iteração e o nível de tolerância padrão são 20 e 0,015, respectivamente, e podem ser aumentados se a convergência falhar.

da escolha do curso, não se mostrou significativo sobre os rendimentos no mercado de trabalho em 2014. Mesmo após desagregar esse ensino nos tipos de cursos escolhido pelos alunos, saúde, gestão, informação, hospitalidade e lazer, e outros, o efeito permanece insignificante. Porém, observa-se que a razão inversa de Mills foi significativa nas duas análises, indicando que a não inclusão desta variável em equações de rendimentos fornecerá estimativas viesadas. Dessa forma, é possível afirmar que os indivíduos que estão no mercado de trabalho em 2014 foram pré-selecionados se comparados aos egressos que não estão trabalhando no emprego formal, ou seja, apresentam características comuns que levaram a tomar essa decisão de trabalhar.

Para efeitos de comparação, considerou-se também a estimação dessas equações sem as correções, cujos resultados podem ser observados na [Tabela 6](#). Caso as correções amostrais — razão inversa de Mills e o balanceamento por entropia — não fossem consideradas, o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos seria positivo e significativo, com um retorno de R\$61,15, equivalente a um aumento de 7,22% se considerar a média dos rendimentos no mercado de trabalho em 2014 dos alunos que concluíram nas escolas regulares em 2011, R\$848,13. Os resultados para a equação de rendimentos sem correção corroboram com o estudo de Amoroso [Amoroso Neto et al. \(2017\)](#), que avaliaram o efeito de cursos de educação profissional no Brasil, em 2014, sobre os ganhos salariais dos egressos que concluíram o ensino médio através da estimação do método de pareamento por escore de propensão e encontraram uma estimativa positiva e significativa de 19% para o retorno do curso de ensino médio técnico. Todavia, os autores não consideraram variáveis de background educacional dos alunos, e não levaram em consideração o problema de seleção ao identificar somente os alunos egressos do ensino superior que estavam no mercado de trabalho, procedimento similar feito por este trabalho para o modelo sem correções.

Os resultados aqui apresentados fornecem fortes indícios de que a não consideração destes procedimentos corretivos — balanceamento dos grupos pelas proficiências em matemática e português e a não correção da seletividade amostral — tendem aviesar os resultados e, conseqüentemente, podem induzir os gestores de política educacional a tomadas de decisão inadequadas.

Além do efeito sobre os rendimentos, buscou-se avaliar o impacto desse tipo de ensino e do curso escolhido sobre os tipos de ocupações presentes no mercado de trabalho em 2014 ocupadas pelos concludentes do ensino médio em 2011. O Painel A da [Tabela 7](#) apresenta

Tabela 6. Estimação das Equações de Rendimentos em 2014 sem Correções – EEEP e por Curso Concluído em 2011.

Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão
EEEEP	61,1481 ***	12,2535	–	–
Saúde	–	–	112,2651 ***	15,7828
Gestão	–	–	12,8299	18,4121
Informação	–	–	35,4416 **	17,0833
Hospitalidade e Lazer	–	–	9,4406	21,9208
Outros	–	–	56,9815 *	31,6416
Nº observações		2.988		

Nota: Níveis de significância dos coeficientes: * 10%; ** 5%; *** 1%.

os resultados dos efeitos marginais após as estimações do modelo logit multinomial¹¹ considerando o ensino profissionalizante independente do curso escolhido na primeira análise e os tipos de cursos escolhidos pelos concludentes na segunda análise, cujos resultados estão expostos na [Tabela C-5](#) e no Painel A da [Tabela C-6](#), no [Apêndice C](#).

Vale ressaltar que, para obtenção destas estimativas, aplicou-se os procedimentos da correção de Heckman e o balanceamento pela entropia. Dos resultados, observa-se que, para todas as categorias de ocupações no mercado de trabalho, o efeito do ensino profissionalizante, independente do curso, não foi significativo. Porém, ao considerar os tipos de cursos, apenas a área da saúde apresentou efeito significativo sobre a categoria de ocupação de nível 3, indicando que, fazer esse curso durante o ensino médio reduz em 8,44% a probabilidade de o jovem estar inserido nessa ocupação.

Assim como para a equação de rendimentos, foram também estimados os efeitos marginais das EEEP e dos cursos sobre os tipos de ocupações sem aplicar os procedimentos das correções. Para tanto, estimou-se o modelo multinomial sem a razão inversa de mills e sem ponderar pelos pesos da entropia, cujos resultados estão expostos nos painéis B e C da [Tabela C-6](#), no [Apêndice C](#). O Painel B da [Tabela 7](#) mostra que, desconsiderando as correções, o efeito do ensino profissionalizante passa a ser significativo em todas as categorias ocupacionais, aumentando a probabilidade de o jovem pertencer às de níveis 1 e 2, porém, reduzindo nas de níveis 3 e 4. Resultado semelhante pode ser observado quando se desagrega esse tipo de ensino pelo curso escolhido nas áreas de saúde e informação, exceto para os níveis 1 e 3, respectivamente. Para o curso na área de gestão, o efeito seria significativo, positivo no nível 1 e negativo no nível 3. No curso de hospitalidade e lazer, o efeito teria sido significativo apenas para o nível 4 das categorias ocupacionais. Semelhante a equação de rendimentos, esses resultados reforçam que a não consideração das correções tendem a gerar resultados viesados.

4. Conclusões

Espera-se que este trabalho contribua com o debate na literatura que relaciona educação e mercado de trabalho, ao trazer novas evidências, em nível longitudinal, que associam os alunos de escolas de ensino profissionalizante e suas inserções no mercado de trabalho comparativamente com os de escolas regulares. Isso é feito com procedimentos amostrais inéditos.

Uma das contribuições deste estudo reside na base de dados utilizada para mensurar este efeito, pois através da construção de identificadores providos pela SEDUC foi possível construir uma amostra com informações longitudinais a partir da junção das seguintes bases de dados: Censo Escolar (2.011), SPAECE (2011) e RAIS (2014). Dessa forma, foram identificados os alunos concludentes das escolas estaduais do Ceará em 2011, e sua inserção no mercado de trabalho em 2014.

Ao considerar apenas os jovens egressos das escolas estaduais do Ceará em 2011 que estão presentes na RAIS 2014 para composição da amostra, surge o inevitável problema de seletividade amostral, o qual se fez necessário corrigi-lo através dos procedimentos de Heckman (1979) a fim de eliminar vieses na estimação. Como primeira etapa deste modelo, estimou-se a equação de participação no mercado de trabalho, e verificou-se que o efeito do ensino profissionalizante foi positivo e significativo. A partir desta, calculou-se a razão

¹¹Utilizou-se a categoria de ocupação 5 como base para a estimação.

Tabela 7. Efeito Marginal das EEEP e dos Cursos em 2011 sobre Tipos de Ocupações no Mercado de Trabalho em 2014.

Ocupações no Mercado de Trabalho em 2014	Egressos das EEEP em 2011		Egressos do Curso na área Saúde em 2011		Egressos do Curso na área Gestão em 2011		Egressos do Curso na área Informação em 2011		Egressos do Curso na área Hospitalidade e lazer em 2011	
	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão
Panel A: Com correções										
1	0,0142	0,0242	-0,0046	0,0174	0,0670	0,0466	0,0451	0,0288	0,0170	0,0277
2	0,0201	0,0638	0,0518	0,0467	-0,0824	0,0501	0,0062	0,0461	-0,0805	0,0501
3	-0,0757	0,0603	-0,0844**	0,0421	0,0006	0,0541	-0,0611	0,0424	0,0120	0,0526
4	0,0278	0,0375	0,0299	0,0363	0,0168	0,0457	0,0062	0,0332	0,0537	0,0493
Nº de Observações	2.974									
Panel B: Sem correções										
1	0,0211***	0,0069	-0,0037	0,0105	0,0688**	0,0284	0,0416***	0,0141	0,0202	0,0216
2	0,2070***	0,0187	0,2307***	0,0300	0,0665	0,1081	0,1736***	0,0520	0,0781	0,1145
3	-0,0446**	0,0196	-0,1044**	0,0498	-0,0262	0,1046	-0,0881	0,0637	-0,0066	0,1113
4	-0,1717***	0,0161	-0,1218***	0,0281	-0,1064**	0,0429	-0,1259***	0,0325	-0,0885*	0,0459
Nº de Observações	2.982									

Notas: Ocupações: 1 – médicos, engenheiros, professores universitários, empresários, gerentes e postos superiores na administração pública (juizes, promotores, delegados, oficiais das forças armadas, etc.); 2 – técnicos de contabilidade e administração, mestre e contramestres na indústria, professores de ensino fundamental e médio, corretores de imóveis, inspetores de polícia, carteiros, comerciantes (proprietários) e agricultores; 3 – torneiro mecânico, montadores de equipamentos elétricos, vendedores, operadores de caixa, comerciantes conta-própria, professores de ensino pré-escolar, motoristas, inspetores de alunos, auxiliares de enfermagem, auxiliares administrativos e de escritório, policiais e praças das forças armadas; 4 – ocupações da indústria de alimentos, da indústria têxtil, pedreiros, pintores, garçons, vigias, porteiros, estivadores. Níveis de significância dos coeficientes: * 10%; ** 5%; *** 1%.

inversa de Mills, utilizando como variáveis explicativas sexo, idade no período de conclusão do ensino médio, tipo de ensino utilizado na escola, zona de residência, variável indicativa referente ao bolsa família, escolaridade do pai e da mãe, das quais, apenas idade não foi significativa para determinação da decisão do jovem de ingressar no mercado de trabalho.

Ademais, visando obter uma maior homogeneidade da amostra, antes de estimar o efeito do ensino profissionalizante sobre a renda e sobre o tipo de ocupação no mercado de trabalho, este trabalho optou por aplicar o método do balanceamento por entropia desenvolvido por Hainmueller (2012), o qual permite ponderar um conjunto de dados, tais que, as distribuições das variáveis nas observações reponderadas satisfaçam um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro (média), segundo (variância) e terceiro (assimetria). Para tanto, utilizou-se como covariáveis, as proficiências de matemática e português no SPAECE e a idade dos alunos, partindo do pressuposto que existe uma relação direta destas variáveis com o processo seletivo das escolas.

Observou-se que, antes de aplicar o pareamento por entropia, existiam diferenças significativas na média, variância e assimetria entre os grupos de tratados e controle. Dessa forma, os grupos não se apresentam adequadamente balanceados, porém, após a aplicação desse método, todas as covariadas, nos três momentos da distribuição, não diferiram entre os grupos. Ou seja, o grupo formado pelos alunos das escolas regulares tornaram-se semelhantes ao grupo dos alunos das escolas profissionalizante em faixa etária e em desempenho escolar medido pelas proficiências em matemática e português.

Dessa forma, para verificar o efeito do ensino profissionalizante, independente do curso, sobre as remunerações no mercado de trabalho, estimou-se a equação de rendimentos ponderada pelos pesos da entropia e corrigida pela razão inversa de Mills e para fins de comparação, estimou-se a mesma equação, porém sem as devidas correções. Dos resultados, constatou-se que, ao considerar as correções no modelo, o efeito do ensino profissionalizante, independente da escolha do curso, não se mostrou significativo sobre os rendimentos no mercado de trabalho em 2014. Mesmo após desagregação desse ensino nos tipos de cursos escolhido pelos alunos, saúde, gestão, informação, hospitalidade e lazer, e outros, o efeito permaneceu insignificante. Porém, observa-se que a razão inversa de Mills foi significativa nas duas análises, indicando que a não inclusão desta variável em equações de rendimentos forneceria estimativas viesadas. Além disso, se não considerar as correções amostrais, razão inversa de mills e o balanceamento por entropia, o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos seria positivo e significativo, assim como, os cursos nas áreas de saúde, informação e outros.

Considerando os diferentes tipos de ocupações exercidas pelos concludentes no mercado de trabalho em 2014, utilizou-se o procedimento de Jannuzzi (2001, 2003) para reagrupa-los em apenas cinco estratos sócio-ocupacionais, a partir de indicadores de renda, escolaridade e nível de precarização ocupacional. Em seguida, para avaliar o impacto desse tipo de ensino e do curso escolhido sobre os cinco níveis de ocupações, estimou-se um modelo logit multinomial para obtenção dos efeitos marginais, levando em consideração a correção de Heckman e o balanceamento pela entropia. Dos resultados, observa-se que, para todas as categorias de ocupações no mercado de trabalho, o efeito do ensino profissionalizante, independente do curso, não foi significativo. Porém, ao considerar os tipos de cursos, apenas a área da saúde apresentou efeito significativo sobre a categoria de ocupação de nível 3, indicando que, fazer esse curso durante o ensino médio reduz a probabilidade do jovem está inserido nessa ocupação em 8,44%.

Assim como para a equação de rendimentos, optou-se por estimar os efeitos marginais das EEEP e dos cursos sobre os tipos de ocupações sem aplicar os procedimentos das correções. Os resultados mostraram que o efeito do ensino profissionalizante passou a ser significativo em todas as categorias ocupacionais, aumentando a probabilidade do jovem pertencer as categorias de níveis mais elevados, e reduz a probabilidade de inserção nas categorias intermediárias e menos qualificadas. Quando se desagrega por área cursada no ensino profissionalizante, alguns cursos, tais como gestão, saúde e informação, se mostrariam significantes em elevar a probabilidade de inserção em categorias com melhores remunerações.

Cursar disciplinas técnicas durante o ensino médio nas escolas estaduais de ensino profissionalizante no Ceará eleva a probabilidade de inserção dos seus egressos no mercado de trabalho quando comparado aos alunos que concluíram nas escolas regulares. Porém, após aplicar os procedimentos de correção necessários, ou seja, considerar que os indivíduos que estão presentes no mercado de trabalho são pré-selecionados e que os egressos das escolas profissionalizantes foram selecionados via proficiência e idade, os resultados forneceram fortes indícios que o ensino público profissionalizante não se mostra significativo em elevar os rendimentos ou melhorar os níveis de ocupações dos jovens egressos do ensino médio que já se encontram no mercado de trabalho. Nesse sentido, cabe realçar que negligenciar tais procedimentos incorreria-se na provisão de resultados viesados e contraditórios, portanto, inadequados para fins de política educacional vis a vis o mercado de trabalho.

Referências bibliográficas

- Amoroso Neto, V., Menezes-Filho, N., & Komatsu, B. K. (2017). *Os efeitos da educação profissional e do PRONATEC sobre os salários* (Policy Paper N° 25). São Paulo: Insper. <https://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2018/09/Efeitos-Educacao-Profissional-Pronatec-Salarios.pdf>
- Araújo, A. J. N., Chin, F., & Pinto, C. (2014, 19–12 de dezembro). Ensino profissionalizante, desempenho escolar e inserção produtiva: Uma análise com dados do ENEM. In *42º Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Natal, RN. Acessado em 08 agosto 2016: http://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files_I/i12-ac3a8f487db438fc6278e117ab468a01.pdf
- Assunção, J., & Gonzaga, G. (2010). *Educação profissional no Brasil: Inserção e retorno* (Série Cenários N° 3). Brasília: SENAI.DN.
- Attanasio, O., Kugler, A., & Meghir, C. (2011). Subsidizing vocational training for disadvantaged youth in Colombia: Evidence from a randomized trial. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(3), 188–220. <http://dx.doi.org/10.1257/app.3.3.188>
- Bassi, M., Busso, M., Urzúa, S., & Vargas, J. (2012). *Desconectados: Habilidades, educación y empleo en América Latina*. Washington, DC. <https://publications.iadb.org/handle/11319/427?scope=123456789>
- Chae, C., & Chung, J. (2009). *Pre-employment vocational education and training in Korea* (SP Discussion Paper N° 0921). Washington, DC: The World Bank – Social Protection & Labor. <http://documents.worldbank.org/curated/en/644501468045004776/Pre-employment-vocational-education-and-training-in-Korea>
- Chen, D. (2009). *Vocational schooling, labor market outcomes, and college entry* (Policy Research Working Paper N° 4814). Washington: World Bank. <http://documents.worldbank.org/curated/en/771881468049456978/Vocational-schooling-labor-market-outcomes-and-college-entry>
- de Hoyos, R., Rogers, H., & Székely, M. (2016). *Out of school and out of work: Risk and opportunities for Latin America's Ninis*. Washington, DC: World Bank. <http://hdl.handle.net/10986/22349>

- El-Hamidi, F. (2006). General or vocational schooling? Evidence on school choice, returns, and 'sheepskin' effects from Egypt 1998. *The Journal of Policy Reform*, 9(2), 157–176.
<http://dx.doi.org/10.1080/13841280600772861>
- Goldthorpe, J. H. (1992). *Social mobility and class structure in modern Britain*. New York: Oxford University Press.
- Guimarães, A. Q., & Almeida, M. E. (2013). Os jovens e o mercado de trabalho: Evolução e desafios da política de emprego no Brasil. *Temas de Administração Pública*, 8(2). <http://seer.fclar.unesp.br/temasadm/article/view/6845>
- Hainmueller, J. (2012). Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis*, 20(1), 25–46.
<http://dx.doi.org/10.1093/pan/mpr025>
- Hainmueller, J., & Xu, Y. (2013). ebalance: A Stata package for entropy balancing. *Journal of Statistical Software*, 54(7). <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v054.i07>
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
<http://dx.doi.org/10.2307/1912352>
- Hirano, K., Imbens, G., & G., R. (2003). Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. *Econometrica*, 71(4), 1161–1189.
<http://dx.doi.org/10.1111/1468-0262.00442>
- Ho, D. E., Imai, K., King, G., & A., S. E. (2007). Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. *Political Analysis*, 15(3), 199–236.
<http://dx.doi.org/10.1093/pan/mpl013>
- Horowitz, A. W., & Schenzler, C. (1999). Returns to general, technical and vocational education in developing countries: Recent evidence from Suriname. *Education Economics*, 7(1), 5–19.
<http://dx.doi.org/10.1080/09645299900000001>
- Imbens, G. (2004). Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 4–29.
<http://dx.doi.org/10.1162/003465304323023651>
- Jannuzzi, P. M. (2001). Status socioeconômico das ocupações brasileiras: Medidas aproximativas para 1980, 1991 e anos de 1990. *Revista Brasileira de Estatística*, 61(2), 47–74. http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/111/rbe_2000_v61_n216.pdf
- Jannuzzi, P. M. (2003). *Indicadores sociais no Brasil* (2ª ed.). Campinas: Alínea.
- Kahyarara, G., & Teal, F. (2008). The returns to vocational training and academic education: Evidence from Tanzania. *World Development*, 36(11), 2223–2242.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2007.11.011>
- Lechner, M. (2000). An evaluation of public-sector-sponsored continuous vocational training program in East Germany. *Journal of Human Resources*, 35(2), 347–375.
<http://dx.doi.org/10.2307/146329>
- Lin, D., Lutter, R., & Ruhm, C. J. (2016). *Cognitive performance and labor market outcomes* (Discussion Paper N° 10075). IZA – Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit. <https://www.iza.org/de/publications/dp/10075/cognitive-performance-and-labor-market-outcomes>
- Mahirda, K., & Wahyuni. (2016). Returning to general and vocational high-schools in Indonesia. *Review of Economic and Business Studies*, 9(2), 9–28.
<http://dx.doi.org/10.1515/rebs-2016-0031>
- Malamud, O., & Pop-Eleches, C. (2010). General education versus vocational training: Evidence from an economy in transition. *The Review of Economics and Statistics*, 92(1), 43–60.
<http://dx.doi.org/10.1162/rest.2009.11339>

- Neuman, S., & Ziderman, A. (1991). Vocational schooling, occupational matching, and labour market earnings in Israel. *The Journal of Human Resources*, 26(2), 256–281.
<http://dx.doi.org/10.2307/145923>
- Newhouse, D., & Suryadarma, D. (2011). The value of vocational education: High School type and labor market outcomes in Indonesia. *The World Bank Economic Review*, 25(2), 296–322.
<http://dx.doi.org/10.1093/wber/lhr010>
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 45(2), 212–218. <https://www.jstor.org/stable/2345524>
- Rubin, D. B. (2006). *Matched sampling for causal effects*. Cambridge University Press.
- Sekhon, J. S. (2009). Opiates for the matches: Matching methods for causal inference. *Annual Review of Political Science*, 12, 487–508.
<http://dx.doi.org/10.1146/annurev.polisci.11.060606.135444>
- Severnini, E. R., & Orellano, V. I. F. (2010). O efeito do ensino profissionalizante sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e sobre a renda no período pré-PLANFOR. *Revista Economia*, 11, 155–174. http://www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n1p155_174.pdf
- Silva, M. R., Pelissari, L. B., & Steimbach, A. A. (2013). Juventude, escola e trabalho: Permanência e abandono na educação profissional técnica de nível médio. *Educação e Pesquisa*, 39(2), 403–417.
<http://dx.doi.org/10.1590/S1517-97022012005000022>
- Simões, C. A. (2010). Políticas públicas do ensino médio: Realidade e desafios. In C. A. Ferreira, S. O. Peres, C. N. Braga, & M. L. de Macedo Cardoso (Orgs.), *Juventude e iniciação científica: Políticas públicas para o ensino médio* (pp. 135–142). Rio de Janeiro: EPSJV, UFRJ. <http://www.epsjv.fiocruz.br/publicacao/livro/juventude-e-iniciacao-cientifica-politicas-publicas-para-o-ensino-medio>
- Valle Silva, N. (1992). *Uma proposta de classificação das ocupações brasileiras* [Mimeografado]. LNCC.
- Watson, S. K., & Elliot, M. (2016). Entropy balancing: A maximum-entropy reweighting scheme to adjust for coverage error. *Quality & Quantity*, 50(4), 1781–1797.
<http://dx.doi.org/10.1007/s11135-015-0235-8>

Apêndice A. Procedimentos Metodológicos

Seletividade Amostral

O primeiro estágio consiste em estimar a seguinte equação de participação:

$$L_i = \beta_i X_i + \mu_i, \quad (\text{A-1})$$

em que L_i é a variável que designa a participação no mercado de trabalho e X_i representa um conjunto de variáveis que explicam a participação no mercado de trabalho observadas durante o ensino médio. Como L_i não é observado, utiliza-se uma variável *dummy* definida como segue:

$$L_i = \begin{cases} 1, & \text{se } L_i^* > 0, \\ 0, & \text{se } L_i^* \leq 0. \end{cases} \quad (\text{A-2})$$

Neste caso, L_i assume o valor 1 para representar o indivíduo que está trabalhando e 0 caso contrário.

Após a estimação do modelo binário com a hipótese *probit*, o segundo procedimento para aplicar o método de Heckman (1979) consiste em estimar a equação de rendimentos, levando em consideração o viés de seleção amostral:

$$W_i = \alpha X_i + \gamma_i' Z_i + \varepsilon_i, \quad (\text{A-3})$$

em que W é a renda do indivíduo; X representa uma variável binária, identificando se o aluno concluiu o ensino médio nas EEEP; Z é o vetor de características pessoais; e ε é o vetor de erros. Assim, o viés de seleção amostral pode ser observado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(W_i | L_i^* > 0) &= \mathbb{E}(W_i | \mu_i > -\beta_i X_i) \\ &= \gamma_i' Z_i + \mathbb{E}(\varepsilon_i | \mu_i > -\beta_i X_i) \\ &= \gamma_i' Z_i + \frac{\text{Cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \frac{\varnothing(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)}, \end{aligned} \quad (\text{A-4})$$

em que \varnothing é a função de densidade de probabilidade e Φ é a função de distribuição normal padronizada acumulada. A função $\varphi_i = \varnothing(\beta_i X_i) / \Phi(\beta_i X_i)$ é denominada razão inversa de Mills e representa a variável que segundo Heckman (1979) é utilizada como explicativa na regressão principal para eliminar o viés de seletividade amostral, em que a significância desta função indicará a presença de viés de seletividade amostral. Logo, a equação¹² será representada da seguinte forma:

$$Y_i = \alpha X_i + \gamma_i' Z_i + \gamma_\varphi \varphi_i + \varepsilon_i, \quad (\text{A-5})$$

$$Y_i = \gamma_i' K_i + u_i. \quad (\text{A-6})$$

¹²Em vista da especificação da equação (A-5), cabe registrar que a estimação da equação (A-3) pelo método de mínimos quadrados ordinários forneceria estimativas viesadas e inconsistentes, devido à omissão da variável φ_i , resultando no erro de especificação descrito por Heckman (1979).

Modelo Multinomial

Especificamente, a probabilidade é determinada por $p[(Y = j) | x]$, com $j = 1, 2, 3, 4, 5$:

$$p_{ij} = p[(Y_i = j) | x_i] = \frac{e^{x_i' \beta_j}}{\sum_{j=1}^5 e^{x_i' \beta_j}}, \tag{A-7}$$

em que Y_i é a variável aleatória que indica a escolha da ocupação; p_{ij} é a probabilidade de um indivíduo i optar pela escolha j ; x_i é o vetor de características; β é o vetor de parâmetros a serem estimados. A equação estimada fornece um conjunto de probabilidades para $J + 1$ escolhas, porém, aplicando uma normalização em (A-7), e fazendo $\beta_0 = 0$, J parâmetros serão necessários para determinar as $J + 1$ probabilidades. Assim, a equação (A-7) pode ser substituída por

$$p_{ij} = p[(Y_i = j) | x_i] = \frac{e^{x_i' \beta_j}}{1 + \sum_{j=1}^5 e^{x_i' \beta_j}}, \quad \beta_0 = 0. \tag{A-8}$$

As razões de chances podem ser calculadas da seguinte forma:

$$\ln \frac{p_{ij}}{p_{ik}} = x_i' (\beta_j - \beta_k) = x_i' \beta_j, \quad k = 0. \tag{A-9}$$

Uma vez que os coeficientes estimados não representam diretamente as respostas marginais das variáveis explicativas, faz-se necessário calcular os efeitos marginais para analisar corretamente os resultados, os quais são obtidos por:

$$\delta_{ij} = \frac{\partial p_{ij}}{\partial x_i} = p_{ij} \left[\beta_j - \sum_{j=1}^5 p_{ij} \beta_k \right] = p_{ij} [\beta_j - \bar{\beta}_i], \tag{A-10}$$

em que $\bar{\beta}_i = \sum_{j=1}^5 p_{ij} \beta_k$ é a probabilidade média de β_j .

Balanceamento por Entropia

Considere amostras aleatórias extraídas de unidades de tratados e de controle, nas quais inserem-se as seguintes definições:

- a) D_i é uma variável binária que assume o valor 1 se a unidade pertence ao tratamento, e 0 se pertencer ao controle;
- b) X é uma matriz composta pelos elementos x_{ij} , referentes aos valores da variável exógena pré-determinada j na unidade i ;
- c) A densidade das covariadas nas amostras de tratamento e controle são dadas por $f_{X|D_i=1}(x)$ e $f_{X|D_i=0}(x)$, respectivamente;
- d) A variável resultado observado é expressa por $Y_i = Y_i(1)D_i + (1 - D_i)Y_i(0)$.

O Efeito Médio Tratamento sobre os Tratados (EMTT) é dado por $\tau = \mathbb{E} [Y_i(1) | D_i = 1] - \mathbb{E} [Y_i(0) | D_i = 1]$, onde a primeira média pode ser diretamente identificada do grupo de tratados, mas a segunda corresponde ao contrafactual, o qual não é observado. **Rosenbaum e**

Rubin (1983) mostra que, assumindo seleção nos observáveis, $Y(0) \perp D | X$, e sobreposição, $\Pr(D_i = 1 | X_i = x) < 1$ para todo x no suporte de $f_{X|D_i=1}$, o EMTT é identificado como

$$\tau = \mathbb{E}(Y_i | D_i = 1) - \int \mathbb{E}(Y_i | X_i = x, D_i = 0) f_{X|D_i=1}(x) dx. \quad (\text{A-11})$$

Para estimar o contrafactual, a distribuição da covariável no grupo de controle necessita ser ajustada para torná-la semelhante à distribuição no grupo de tratamento, tal que o indicador de tratamento D se torne mais perto de ser ortogonal em relação às covariáveis. Uma variedade de métodos de pré-processamento de dados, tais como pareamento pelo vizinho mais próximo, cem, escore de propensão têm sido propostos para reduzir o desequilíbrio na distribuição de variáveis de controle. Uma vez ajustadas as distribuições de variáveis independentes, métodos de análise padrão, tais como a regressão, podem ser posteriormente utilizados para estimar o tratamento com menor erro e modelo de dependência (Ho, Imai, King, & A., 2007; Imbens, 2004; Rubin, 2006; Sekhon, 2009).

Considere o caso mais simples em que o efeito tratamento nos dados pré-processados é estimado usando a diferença nos resultados médios entre os grupos de tratados e controle ajustado, cujo método muito utilizado na literatura é o escore de propensão ponderado (Hirano, Imbens, & G., 2003), cuja a média contrafactual é estimada como segue:

$$\mathbb{E}\left[Y_i(0) \mid \hat{D}_i = 1\right] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_i d_i}{\sum_{\{i|D=0\}} d_i}. \quad (\text{A-12})$$

As unidades de controle recebem um peso dado por $d_i = \frac{\hat{p}(x_i)}{1-\hat{p}(x_i)}$; $\hat{p}(x_i)$ na equação (A-12) é o escore de propensão, o qual é comumente estimado através de uma regressão probit ou logit. Se este modelo estiver corretamente especificado, então o peso estimado d_i assegura que a distribuição da covariável das unidades de controle reponderadas corresponda à distribuição no grupo de tratamento. No entanto, na prática, essa abordagem muitas vezes não consegue equilibrar conjuntamente todas as covariáveis.

O balanceamento por entropia generaliza a abordagem de ponderação do escore de propensão ao estimar os pesos diretamente de um conjunto de restrições de equilíbrio que exploram o conhecimento do pesquisador sobre os momentos amostrais. Considere w_i o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade de controle, os quais foram encontrados pelo seguinte esquema de reponderação que minimiza a distancia métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i), \quad (\text{A-13})$$

sujeito as restrições de equilíbrio e normalização

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r, \quad \text{com } r \in 1, \dots, R; \quad (\text{A-14})$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1; \quad (\text{A-15})$$

$$w_i \geq 0, \quad \text{para todo } i, \text{ tal que } D = 0, \quad (\text{A-16})$$

em que $q_i = 1/n$ é um peso base, sendo n o tamanho da amostra das unidades de controle; $c_{ri}(X_i) = m_r$ descreve um conjunto de R restrições referentes aos momentos das covariadas

no grupo de controle reponderados. Inicialmente, escolhe-se a covariada que será incluída na reponderação. Para cada covariada, especifica-se um conjunto de restrições de balanceamento (A-14) para equiparar os momentos das distribuições das covariadas entre os grupos de tratamento e controles reponderados. As restrições de momentos podem ser a média (primeiro momento), a variância (segundo momento), e a assimetria (terceiro momento).

Dessa forma, o balanceamento por entropia procura, para um conjunto de unidades, pesos $W = [w_1, \dots, w_{n_0}]'$ no qual minimiza a equação (A-13), distancia de entropia entre W e o vetor base de pesos $Q = [q_1, \dots, q_{n_0}]'$, sujeita as restrições de balanceamento na equação (A-14), restrição de normalização (A-15), e restrição de não-negatividade (A-16). Devido à sua propriedade de minimizar os desequilíbrios entre os grupos de tratados e controle, este método será aqui aplicado.

Apêndice B. Descrição das Variáveis

Tabela B-1. Agrupamentos de Ocupações.

Ocupações	Categorias Profissionais
1	Médicos, engenheiros, professores universitários, empresários, gerentes e postos superiores na administração pública (juizes, promotores, delegados, oficiais das forças armadas, etc.).
2	Técnicos de contabilidade e administração, Mestre e Contramestres na indústria, Professores de ensino fundamental e médio, Corretores de Imóveis, Inspetores de Polícia, Carteiros, Comerciantes (proprietários) e Agricultores.
3	Torneiro Mecânico, Montadores de Equipamentos Elétricos, Vendedores, Operadores de caixa, Comerciantes conta-própria, Professores de ensino pré-escolar, Motoristas, Inspetores de alunos, Auxiliares de enfermagem, Auxiliares administrativos e de escritório, Policiais e Praças das Forças Armadas.
4	Ocupações da Indústria de Alimentos, da Indústria Têxtil, Pedreiros, Pintores, Garçons, Vigias, Porteiros, Estivadores.
5	Trabalhadores rurais, além das ocupações urbanas de baixo status, como a de serventes de pedreiro, lavadeiras, empregadas domésticas e lixeiros.

Tabela B-2. Variáveis na amostra e suas fontes.

Variável	Descrição	Fonte
Estimação I		
<i>Dependente</i>		
Participação no Mercado de Trabalho	1 se o concludente em 2011 estava auferindo renda positiva no mercado de trabalho formal em 2014; 0 caso contrário	RAIS
<i>Explicativas</i>		
EEEP ^a	1 se o aluno concluiu ensino médio na escola profissionalizante; 0 se o aluno concluiu na escola regular	SEDUC/Censo escolar
Idade_2011	Idade do concludente em 2011	SPAECE
Sexo	1 se masculino; 0 se feminino	SPAECE
Zona Residencial	1 se urbana; 0 caso contrário	SPAECE
Bolsa família	1 se alguém da família recebe o benefício do bolsa família; 0 caso contrário	SPAECE
Escolaridade Pai	1 se o pai não estudou ou se possui até a 4 ^ª série do ensino fundamental; 0 caso contrário	SPAECE
Escolaridade Mãe	1 se o pai não estudou ou se possui até a 4 ^ª série do ensino fundamental; 0 caso contrário	SPAECE
<i>Entropia</i>		
Proficiência MT	Proficiência do aluno na prova de matemática em 2011	SPAECE
Proficiência LP	Proficiência do aluno na prova de português em 2011	SPAECE
Faixa_idade1	1 se o indivíduo possui idade entre 17 e 25 anos	Censo escolar
Faixa_idade2	1 se o indivíduo possui idade entre 26 e 40 anos	Censo escolar
Estimação II		
<i>Dependente</i>		
Renda média	Remuneração anual média	RAIS
Ocupações	Indicador categórico que reflete nível de status socioeconômico e grau de precarização das ocupações, variando de 1 (alto status) a 5 (baixo status)	RAIS
<i>Explicativas</i>		
EEEP ^a	1 se o aluno concluiu ensino médio na escola profissionalizante; 0 se o aluno concluiu na escola regular	SEDUC/Censo escolar
Saúde	1 se participou do curso de profissionalizante na área da saúde; 0 Caso contrário	SEDUC/Censo escolar
Gestão	1 se participou do curso de profissionalizante na área de gestão; 0 Caso contrário	SEDUC/Censo escolar
Informação	1 se participou do curso de profissionalizante na área de informação; 0 Caso contrário	SEDUC/Censo escolar
Hospitalidade e Lazer	1 se participou do curso de profissionalizante na área de Hospitalidade e Lazer; 0 Caso contrário	SEDUC/Censo escolar
Outros	1 se participou do curso de profissionalizante em outras áreas; 0 Caso contrário	SEDUC/Censo escolar
Sexo	1 se masculino; 0 caso contrário	RAIS
Raça	1 se branca; 0 caso contrário	RAIS
Idade 2014	Idade do concludente em 2014	RAIS
Mills	Razão inversa de Mills	

^a Escolas Estaduais de Ensino profissionalizante.

Apêndice C. Resultados Complementares

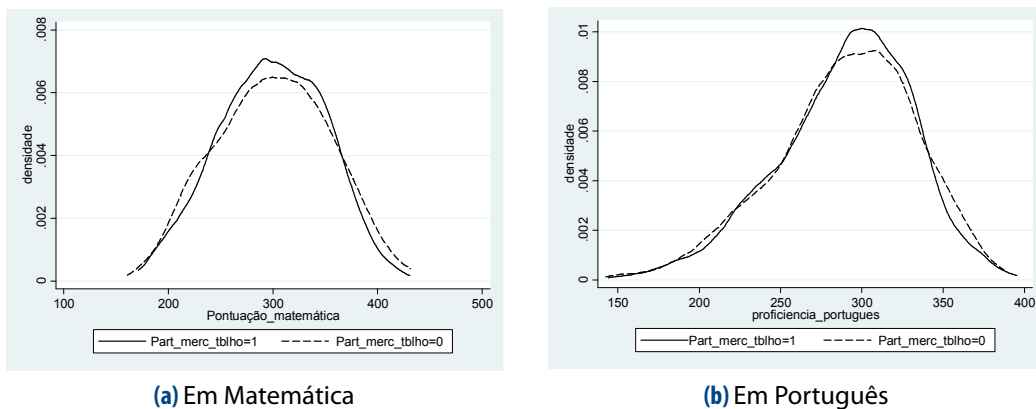


Figura C-1. Desempenho dos concludentes das ETEP

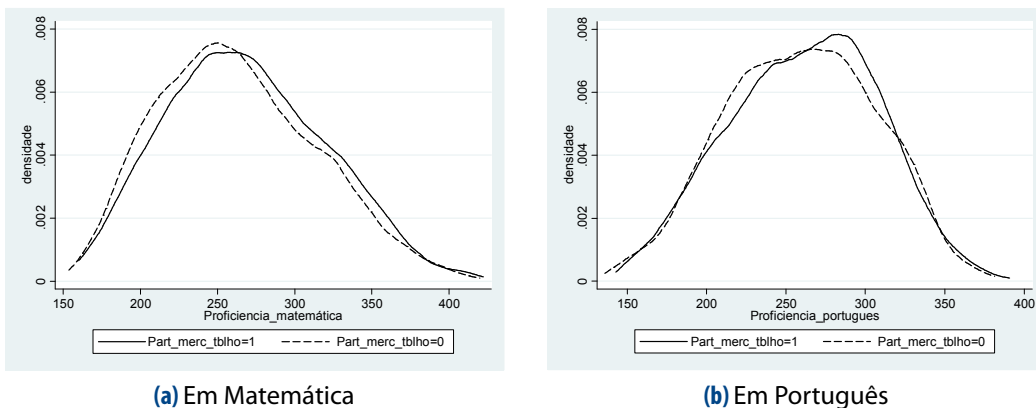
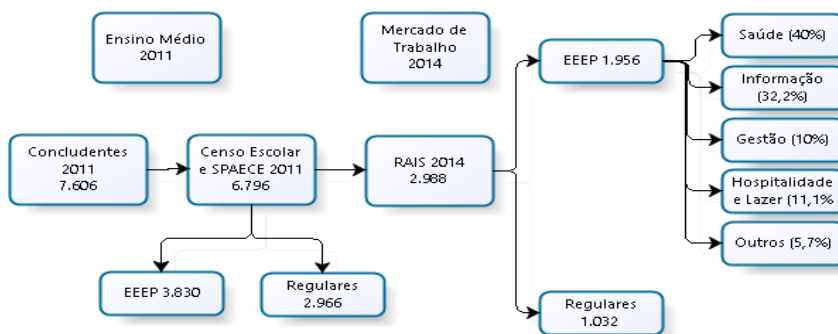


Figura C-2. Desempenho dos Concludentes das Escolas Regulares



Fonte: Elaboração dos Autores com base nos Microdados do SPAECE 2011, Censo Escolar 2011 e RAIS 2014.

Figura C-3. Construção da amostra.

Tabela C-3. Desempenho dos egressos de 2011 por Tipo de Escola e Participação no Mercado de Trabalho.

Proficiências	Participam no Mercado de Trabalho				Não Participam do Mercado de Trabalho			
	Média	Desvio-padrão	Valor Mín	Valor Máx	Média	Desvio-padrão	Valor Mín	Valor Máx
<i>Escolas Profissionalizantes</i>								
Matemática	299,20	50,68	171,3	430,7	299,94	54,87	160,7	431,7
Português	289,87	41,44	144,2	395,2	290,04	43,28	142,5	387,3
<i>Escolas Regulares</i>								
Matemática	268,67	51,20	160,0	422,2	262,86	51,05	153,6	420,0
Português	261,77	46,46	142,8	390,8	259,29	46,97	136,0	381,3

Tabela C-4. Estimação do Probit – Participação no Mercado de Trabalho 2014.

Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão
EEEP	0,3683 ***	0,0355
Idade	0,0067	0,0055
Gênero-Masculino	0,3058 ***	0,0313
Residência – Urbano	0,1456 ***	0,0375
Bolsa_familia	0,0645 **	0,0324
Escolaridade pai *	-0,0878 **	0,0348
Escolaridade mãe *	-0,0507	0,0359
Constante	-0,7063 ***	0,1143
Nº de observações	6.773	

Notas: Escolaridade pai e Escolaridade mãe: se o pai(mãe) não estudou ou se possui até a 4ª série do ensino fundamental. Significância estatística dos coeficientes: * 10%; ** 5%; *** 1%.

Tabela C-5. Estimação do modelo multinomial das ocupações no mercado de trabalho – com correção da seletividade amostral e balanceamento por entropia.

	Ocupação 1		Ocupação 2		Ocupação 3		Ocupação 4	
	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão
EEEP	-2,1332 *	1,1589	-2,4679 ***	0,9753	-2,7061 ***	0,9671	-2,3298 **	0,9841
Gênero-Masculino	-4,0100 ***	1,1601	-4,6980 ***	1,0715	-4,2341 ***	1,0690	-2,7722 ***	1,0809
Raça-Branca	0,0349	0,5508	-0,2121	0,5038	-0,4720	0,5005	-0,5815	0,5151
Idade	-0,0428	0,0329	-0,2112 ***	0,0655	-0,1063 ***	0,0375	-0,0424	0,0297
Mills	-12,2297 ***	3,9572	-12,9144 ***	3,5289	-12,0601 ***	3,5074	-8,5183 **	3,5619
Constante	17,2877 ***	5,1245	24,3611 ***	4,8253	21,3264 ***	4,6341	14,8591 ***	4,6602
Nº de Observações	2.974							

Notas: Ocupações: 1 – médicos, engenheiros, professores universitários, empresários, gerentes e postos superiores na administração pública (juizes, promotores, delegados, oficiais das forças armadas, etc.); 2 – técnicos de contabilidade e administração, mestre e contramestres na indústria, professores de ensino fundamental e médio, corretores de imóveis, inspetores de polícia, carteiros, comerciantes (proprietários) e agricultores; 3 – torneiro mecânico, montadores de equipamentos elétricos, vendedores, operadores de caixa, comerciantes conta-própria, professores de ensino pré-escolar, motoristas, inspetores de alunos, auxiliares de enfermagem, auxiliares administrativos e de escritório, policiais e praças das forças armadas; 4 – ocupações da indústria de alimentos, da indústria têxtil, pedreiros, pintores, garçons, vigias, porteiros, estivadores. Níveis de significância dos coeficientes: * 10%; ** 5%; *** 1%.

Tabela C-6. Estimação do modelo multinomial das ocupações no mercado de trabalho.

	Ocupação 1		Ocupação 2		Ocupação 3		Ocupação 4	
	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão
Panel A: Sem correção da seletividade amostral e sem balanceamento por entropia								
EEEEP	2,0141 ***	0,4675	1,9670 ***	0,4143	1,2859 ***	0,4128	0,4274	0,4177
Gênero	-0,9651 **	0,4962	-1,6426 ***	0,4626	-1,3001 ***	0,4621	-0,7130	0,4671
Raça	-0,2508	0,4925	-0,5568	0,4450	-0,7655 *	0,4448	-0,8063 *	0,4537
Idade	-0,0255	0,0512	-0,0433	0,0405	-0,0450	0,0405	-0,0208	0,0403
Constante	1,5415	1,2780	4,6983 ***	1,0516	5,0087 ***	1,0422	3,8026 ***	1,0426
Nº de Observações	2.982							
Panel B: Cursos — com correção da seletividade amostral e balanceamento por entropia								
Saúde	-2,4910 *	1,3578	-2,2279 *	1,2570	-2,5729 **	1,2532	-2,1620 *	1,2611
Gestão	12,2687 ***	1,3252	10,9355 ***	1,2216	11,1616 ***	1,2201	11,2674 ***	1,2385
Informação	-0,6177	1,3190	-1,5229	1,2439	-1,6968	1,2397	-1,4969	1,2471
Hospitalidade e Lazer	11,3455 ***	1,3423	10,7226 ***	1,2270	10,9702 ***	1,2220	11,2528 ***	1,2365
Gênero	-3,6035 ***	1,3132	-4,2515 ***	1,2641	-3,7534 ***	1,2623	-2,3388 *	1,2677
Raça	0,0614	0,5507	-0,1862	0,5011	-0,4378	0,4981	-0,5519	0,5125
Idade	-0,0254	0,0328	-0,2017 ***	0,0667	-0,0965 ***	0,0377	-0,0342	0,0292
Mills	-9,3644 **	4,3325	-10,6385 ***	4,1488	-9,5013 **	4,1372	-6,2880	4,1587
Constante	13,5614 **	5,5978	21,4086 ***	5,5465	18,0445 ***	5,3951	11,9895 **	5,3864
Panel C: Cursos — sem correção da seletividade amostral e sem balanceamento por entropia								
Saúde	0,7884	0,5946	1,4035 ***	0,5142	0,6108	0,5146	-0,0886	0,5245
Gestão	16,8844	12,8702	15,9066	12,8702	15,6858	12,8702	14,6999	12,8702
Informação	2,5042 ***	0,6706	1,9911 ***	0,6284	1,3641 **	0,6281	0,5210	0,6364
Hospitalidade e Lazer	15,9715	11,8743	15,6838	11,8743	15,4905	11,8743	14,7166	11,8743
Gênero	-1,1811 **	0,5045	-1,6650 ***	0,4688	-1,3578 ***	0,4685	-0,7644	0,4736
Raça	-0,2774	0,4952	-0,5901	0,4458	-0,7790 *	0,4459	-0,8056 *	0,4549
Idade	-0,0255	0,0507	-0,0506	0,0402	-0,0493	0,0398	-0,0208	0,0396
Constante	1,7161	1,2635	5,0256 ***	1,0370	5,2065 ***	1,0287	3,8427 ***	1,0280

Notas: Ocupações: 1 – médicos, engenheiros, professores universitários, empresários, gerentes e postos superiores na administração pública (juizes, promotores, delegados, oficiais das forças armadas, etc.); 2 – técnicos de contabilidade e administração, mestre e contramestres na indústria, professores de ensino fundamental e médio, corretores de imóveis, inspetores de polícia, carteiros, comerciantes (proprietários) e agricultores; 3 – torneiro mecânico, montadores de equipamentos elétricos, vendedores, operadores de caixa, comerciantes conta-própria, professores de ensino pré-escolar, motoristas, inspetores de alunos, auxiliares de enfermagem, auxiliares administrativos e de escritório, policiais e praças das forças armadas; 4 – ocupações da indústria de alimentos, da indústria têxtil, pedreiros, pintores, garçons, vigias, porteiros, estivadores. Níveis de significância dos coeficientes: *10%; **5%; ***1%.

