

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2859

**RETORNO DA EDUCAÇÃO TÉCNICA NO
BRASIL: UM ESTUDO EM PAINEL E
CROSS-SECTION ENTRE 2007 E 2018**

**THIAGO MENDES ROSA
BRUNO DE OLIVEIRA CRUZ
LUIZ RUBENS CÂMARA DE ARAÚJO**



**RETORNO DA EDUCAÇÃO TÉCNICA
NO BRASIL: UM ESTUDO EM PAINEL E
CROSS-SECTION ENTRE 2007 E 2018**

**THIAGO MENDES ROSA¹
BRUNO DE OLIVEIRA CRUZ²
LUIZ RUBENS CÂMARA DE ARAÚJO³**

1. Assessor especial na Diretoria de Estatística e Pesquisas Socioeconômicas do Instituto de Pesquisa e Estatística do Distrito Federal (IPEDF); e doutor em economia pela Universidade de Brasília (UnB). *E-mail:* <thiagomendesrosa@outlook.com>.

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dirur/Ipea). *E-mail:* <bruno.cruz@ipea.gov.br>.

3. Assessor especial na Coordenação de Estatística da Diretoria de Estatística e Pesquisas Socioeconômicas do IPEDF. *E-mail:* <luiz.araujo@ipe.df.gov.br>.

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta

LUCIANA MENDES SANTOS SERVO

Diretor de Desenvolvimento Institucional (substituto)

FERNANDO GAIGER SILVEIRA

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia (substituta)**

LUSENI MARIA CORDEIRO DE AQUINO

**Diretor de Estudos e Políticas
Macroeconômicas (substituto)**

CLÁUDIO ROBERTO AMITRANO

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais (substituto)**

ARISTIDES MONTEIRO NETO

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação,
Regulação e Infraestrutura (substituta)**

FERNANDA DE NEGRI

Diretor de Estudos e Políticas Sociais (substituto)

CARLOS HENRIQUE LEITE CORSEUIL

Diretor de Estudos Internacionais (substituto)

FÁBIO VÉRAS SOARES

**Coordenador-Geral de Imprensa e
Comunicação Social (substituto)**

JOÃO CLÁUDIO GARCIA RODRIGUES LIMA

OUVIDORIA: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2023

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: J24; J08; I26.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2859>

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO.....	6
2 A IMPORTÂNCIA DA EDUCAÇÃO, O ENSINO TÉCNICO E OS IMPACTOS NO MERCADO DE TRABALHO	8
3 RESULTADOS EMPÍRICOS.....	12
4 RESULTADOS	27
5 COMENTÁRIOS FINAIS.....	45
REFERÊNCIAS.....	46
APÊNDICE	50

SINOPSE

Neste trabalho, estima-se o retorno da educação técnica no Brasil entre 2007 e 2018. Construímos um painel de trabalhadores por meio da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e, como estratégia de identificação, utiliza-se a descrição das ocupações definidas no Catálogo Nacional de Cursos Técnicos (CNCT) do Ministério da Educação. Este catálogo define as ocupações relacionadas aos diversos cursos técnicos no Brasil. Os resultados mostram um prêmio salarial positivo e significativo entre 21,3% e 24,9% para os trabalhadores nas ocupações técnicas, controlando por variáveis observáveis disponíveis na Rais (como escolaridade, idade, tamanho da empresa e tempo de duração do vínculo). Mesmo quando restringimos a amostra para jovens de 18 anos, o prêmio salarial se mantém positivo e significativo, ainda que em valores menores (5,8% a 7,8%). Realiza-se também uma análise de consistência com duas coletas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) (2007 e 2014), nas quais há um questionário suplementar para o ensino técnico. Novamente, o prêmio salarial se mantém em valores positivos e significativos, exceto em 2014 para os jovens de 18 anos. Uma possível explicação para esse resultado é o mercado de trabalho mais restrito devido ao início da recessão econômica. Com base nos prêmios salariais encontrados, foi realizada uma análise de custo-benefício, sugerindo a viabilidade do ensino técnico, do ponto de vista exclusivamente privado, se a mensalidade for de até R\$ 10.381,46 (a uma taxa de desconto de 6%).

Palavras-chave: ensino técnico; Rais; PNAD.

ABSTRACT

We estimate the return to technical education in Brazil between 2007 and 2018. A rich administrative record of formal labor market (Relação Anual de Informações Sociais – Rais) allows us to construct a panel of all formal workers in 2007, following them until 2018. Identification of workers was based on National Catalog of Technical Occupations (Catálogo Nacional de Cursos Técnicos – CNCT), which defines the skills that will be acquired by pupils and occupations those skills are required. Results suggest a positive and significant wage premium – between 21,3% and 24,9% in favor of workers in technical occupation/with technical education, controlling for other available observable variables (such as schooling, age, firm size, economic sector and job spell). Even restricting our sample to young workers (18 years-old) having high school diploma in the beginning of period – profile required for a technical occupation – the positive and significant wage premium remains, but in a lower magnitude (between 5,8% and 7,8%). As a consistency analysis, we use the two waves (2007 and 2014) of National Household Survey (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD), about technical education, to further investigate. We find positive impact for the 2007 and 2014 PNAD data. In 2014, however, youngster at 18 year-old the wage premium is found to be insignificant. The recession in 2014 and the tight labor may explain this lack of significance in the wage premium for this regression. In a cost-benefit analysis, taking into consideration the returns found, technical education seems to be cost-effective if it costs up to R\$ 10.381,46 monthly (at a 6% annual interest rate).

Keywords: technical education; Rais; PNAD.

1 INTRODUÇÃO

A transição escola-trabalho é um dos principais desafios para gestores públicos em diversos países, incluindo o Brasil. A Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD) em 2014,¹ por exemplo, aponta que a taxa de desemprego para jovens de 18 a 24 anos era de 10,95%, taxa essa maior que a média brasileira. Ademais, a PNAD 2014 mostra, ainda, que o percentual de jovens que não estudam e nem trabalham, os chamados nem-nem, representavam 23,5%. Uma extensa literatura tem mostrado efeitos de longo prazo sobre a trajetória profissional de jovens quando há uma dificuldade nessa transição escola-trabalho; menor renda, maior risco de desemprego no futuro, de pobreza e até maior chance de envolvimento em atividades criminosas são algumas dessas consequências (Fraja, Lemos e Rockey, 2021; Nickell e Quintini, 2002). Uma das iniciativas de melhoria nessa transição escola-trabalho é o ensino técnico e profissionalizante, em que haveria uma transição mais suave e direta para o mercado de trabalho dos jovens.

Entretanto, 83% das pessoas com 25 anos têm no máximo qualificação equivalente ao ensino médio (ou seja, aproximadamente onze anos de estudos). Os indivíduos com escolaridade equivalente ao ensino fundamental completo são 10% do total, 32% com fundamental incompleto e 12% sem escolaridade formal. Em resumo, parte relevante da população em idade ativa possui baixa qualificação com dificuldades de inserção no mercado de trabalho em ocupações que exijam maior qualificação. Nesse cenário, a educação técnica se apresenta como uma alternativa de ampliação das oportunidades no mercado laboral para os jovens, reduzindo desemprego e se tornando uma fonte de renda (Frigotto, 2005).

Desta forma, identificar se de fato há ganhos salariais no ensino técnico é essencial nesse debate, assim este estudo analisa qual o retorno para os jovens, em termos salariais ou na carreira profissional, de atuarem em ocupações que exijam qualificações técnicas ou serem portadores de um diploma de ensino técnico. Utilizando um painel da Rais para o período de 2007 a 2018, este trabalho estima os efeitos sobre a remuneração de trabalhadores em ocupações relacionadas ao ensino técnico no mercado formal.² A estratégia de identificação na Rais é utilizar as ocupações, denominadas doravante como ocupações técnicas, listadas no Catálogo Nacional de Cursos Técnicos (CNCT) do Ministério da Educação. Neste catálogo, relacionam-se as ocupações nas quais os egressos de cursos técnicos poderiam exercer uma profissão, ou seja, a partir das habilidades aprendidas nos cursos são relacionadas as competências necessárias nas ocupações correspondentes na Classificação

1. Os dados da PNAD 2014 são utilizados neste trabalho pela presença do suplemento sobre educação técnica e profissionalizante.

2. Utiliza-se 2007 como data do início do painel como comparabilidade com a PNAD 2007, a qual conta com um questionário suplementar sobre ensino técnico.

Brasileira de Ocupações (CBO). Na literatura brasileira, a maioria dos trabalhos tem o foco em pesquisas domiciliares, em especial, utilizando o suplemento do ensino técnico da PNAD 2007, ou seja, a grande parte dos trabalhos foca pesquisas em *cross-section*. O ganho metodológico do uso de painel é a possibilidade de se controlar para fatores não observados, invariantes ao longo do tempo (Stevens, Kurlaender e Grosz, 2019). A estrutura do modelo, no entanto, dificulta a estimação por efeitos fixos e, para superar essas restrições metodológicas, dos dados aqui apresentados, estimou-se um modelo de efeito aleatório complexo *within-between* com dados pareados. Como um teste de robustez, utilizou-se também as estimativas, controlando para seleção no mercado de trabalho, das duas séries PNAD 2007 e 2014, para avaliar a consistência dos resultados em painel.

Os resultados mostram que os trabalhadores que exerceram ocupações técnicas em 2007 tiveram um ganho salarial positivo e significativo ao longo do tempo, variando entre 21,3% e 24,9%, quando comparado com os demais trabalhadores, controlando para diversas características como escolaridade, experiência, idade e sexo. Trabalhadores da indústria também parecem se beneficiar mais do ensino técnico que os trabalhadores dos demais setores. Quando a análise se restringe ao grupo de 18 anos (sem nenhum registro formal anterior no mercado de trabalho) e com escolaridade equivalente ao ensino médio completo, ainda é possível identificar um efeito positivo do ensino técnico, mas em menor magnitude, entre 5,8% e 7,3%. Os resultados do painel são robustos quando se estima na metodologia de dados pareados e efeitos aleatórios *within-between*. Os resultados das *cross-section* apontam para a mesma direção, ainda que parte dos efeitos sejam menos evidentes para 2014, quando não é possível identificar efeito significativo para os jovens naquele ano.³

Por fim, realiza-se uma análise de custo-benefício, da seguinte forma: a partir do cálculo do retorno privado do ensino técnico, estima-se o valor o máximo que poderia ser gasto por aluno no ensino técnico de modo que o benefício privado seja igual ao custo por aluno, considerando uma gama de diferentes taxas de desconto (6%, 12%, 18%). Os resultados, comparados com as estimativas de custo ideal de Araújo *et al.* (2016), mostram que os ganhos salariais para os indivíduos superam estes custos ideais.⁴

3. Essa evidência abre a possibilidade de um estudo específico e mais aprofundado com base no painel da Rais para os diversos entrantes no mercado de trabalho em diferentes anos, desta forma, seria possível qualificar melhor o resultado obtido para jovens na PNAD em 2014. Essa análise, contudo, está além do escopo deste trabalho.

4. Para comparativo dos custos ideais, foram considerados dezoito meses de treinamento para o ensino técnico e uma taxa de desconto mais elevada, o que resulta num custo ideal mais elevado por mês, sendo necessário um maior retorno privado para que o treinamento passe a ter um valor presente positivo.

2 A IMPORTÂNCIA DA EDUCAÇÃO, O ENSINO TÉCNICO E OS IMPACTOS NO MERCADO DE TRABALHO

Numa perspectiva mais ampla, a correlação entre educação e desenvolvimento econômico possui uma longa história na literatura econômica (Hanushek e Woessmann, 2008), dentro do arcabouço da teoria do capital humano (Becker, 1962). Desde então, vários estudos surgiram tentando estimar o retorno do investimento em educação, por meio de equação de salários (Mincer, 1974). Entre os níveis de escolaridades ou etapas do processo educacional, a educação técnica foi concebida como uma maneira de melhorar a transição escola-trabalho.

Uma importante característica da educação técnica no Brasil é sua relação com o ensino médio formal. A educação técnica pode ser ao mesmo tempo integrada ao ensino médio ou consecutiva, em ambos os casos com um diploma reconhecido. No primeiro caso, os estudantes são matriculados em dois cursos, no ensino médio e no ensino técnico, assistindo às aulas de forma simultânea. No segundo caso, os estudantes são matriculados em apenas um tipo de curso e, de forma sequencial, assim que terminam o ensino médio os alunos podem se matricular num curso técnico, que exige o diploma do ensino médio. Uma das características mais importantes do ensino técnico no Brasil é sua associação com o ensino básico, o qual fornece uma qualificação mais ampla para os futuros trabalhadores, uma vez que demanda uma gama prévia de habilidades dos estudantes. Em oposição, a qualificação profissional é usualmente mais simples e curta, não demandando, em geral, nenhum conhecimento específico prévio (Alves e Santos Vieira, 2009). Frigotto (2005) ressalta a relevância de se atrelar o ensino técnico e o aprendizado de tarefas técnicas ao ensino médio, pois este permite a formação de cidadão com pensamento crítico e com capacidade para se adaptar e adquirir novos conhecimentos num cenário de rápida mudança tecnológica.

Essa associação entre educação básica e ensino técnico não foi sempre regra no Brasil. O Decreto nº 2.208/1997, que regulamentava a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional, separou o ensino técnico do ensino regular médio, interrompeu a sua expansão pela rede federal e dissociou esses dois tipos de ensino. Em julho de 2004, o Decreto nº 5.154/2004 alterou esse dispositivo, trazendo nova regulamentação para o ensino profissional no Brasil, modificando a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional. Atualmente, o país vive uma nova fase, com a reforma do ensino médio, por meio da Lei nº 13.415/2017, com o objetivo de tornar o ensino médio mais flexível, estabelecendo um currículo comum a ser coberto por todas as escolas do Brasil. Todas essas alterações na legislação buscaram aprimorar a transição escola-trabalho, reduzir a evasão no ensino médio e melhorar a qualidade do ensino. É importante ressaltar que, em 2014, 98,7% das crianças entre 7 e 14 anos estavam na escola no Brasil, no entanto, quando se compara a faixa de adolescentes de 15 a 17 anos, essa taxa cai para 84,3%, e somente 48,5% para pessoas

com 18 anos.⁵ Assim, pode-se considerar que o ensino fundamental está praticamente universalizado no país, enquanto ainda há um longo caminho para se atingir essa universalização no ensino médio.

Nessa discussão da transição escola-trabalho, Corseuil, Foguel e Gonzaga (2019) utilizam a Rais para avaliar o programa Jovem Aprendiz, que oferece subsídios para empresas que contratam e treinam jovens. Os autores encontram efeitos positivos na aquisição do treinamento e também conseguem lidar com o problema de endogeneidade por meio regras para entrada no programa (juntamente com o ano de ocorrência). Para responder a uma questão semelhante, Fersterer, Pischke e Winter-Ebmer (2008) utilizam firmas que fecharam por dificuldades econômicas, encontrando um efeito positivo do treinamento no emprego, com resultados parecidos entre estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) e variáveis instrumentais. Ainda que a educação técnica não tenha exatamente o mesmo desenho do Programa Jovem Aprendiz, que oferece treinamento no trabalho, ou seja, o jovem já está empregado, a concepção e o objetivo dos dois são parecidos, com uma transição mais suave da escola para o mercado de trabalho, o que faz com que esses trabalhos sejam relevantes para a discussão presente neste artigo.

Um aspecto importante do currículo formal do ensino é a discussão sobre a formação acadêmica em contraposição à formação técnica ao fim do treinamento. Alguns países tendem a colocar mais ênfase no currículo acadêmico, com o objetivo de ampliar as capacidades e habilidades gerais dos alunos, além de abrir a oportunidade para a educação superior. Nesse sentido, a família tem papel central nessa decisão sobre qual caminho é mais relevante, se haverá um peso maior para a carreira acadêmica ou técnica (Biavaschi *et al.*, 2012; Kahyarara e Teal, 2008). Em alguns momentos, as pessoas não conhecem o verdadeiro retorno da educação técnica e preferem matricular as crianças em uma trajetória acadêmica, em tese, mais segura. De fato, Psacharopoulos (1994) estima que as taxas de retorno da educação geral são mais elevadas que a da educação técnica, especificamente devido a este último ter custo mais elevado que o ensino geral. No entanto, Bennell (1996) afirma que o custo da educação geral poderia ser diferente em países em desenvolvimento, e, desta forma, o valor mais elevado da taxa de retorno da educação geral em relação ao ensino técnico não necessariamente seria equivalente em países desenvolvidos devido à heterogeneidade dos países. Meer (2007) contribui com a discussão mostrando que nos Estados Unidos a trajetória observada dos alunos que optam pelo ensino técnico não seria muito diferente caso optassem por outras trajetórias acadêmicas. Entretanto, Krafft (2018), utilizando dados longitudinais de irmãos para o Egito (15 anos a 34 anos), mostram que os retornos do ensino técnico conjugado ou não com ensino acadêmico não são tão distintos; na verdade, haveria um retorno substancial para as habilidades técnicas adquiridas fora da escola. Assim, o

5. Dados da PNAD 2014.

debate entre o ensino formal acadêmico *versus* ensino profissional parece ainda aberto. Existem características específicas dos países, o que torna relevante esse estudo com foco no Brasil. O país tem uma estratégia muito mais ligada a conjugar o ensino profissional com o ensino acadêmico.

A relação entre educação formal e profissional pode ser relacionada não somente aos resultados associados ao mercado de trabalho, mas também à própria sequência dos alunos em níveis mais avançados de educação. Nessa linha de pesquisa, Dougherty (2018) utiliza-se dos alunos inscritos e da lista de espera de alunos para programas de ensino profissional, mostrando que esses programas elevam a probabilidade de obtenção de diplomas em nível equivalente ao ensino médio. Esse é um importante resultado para países com alta evasão no ensino médio, como é o Brasil.⁶ Bishop e Mane (2004), com dados dos Estados Unidos, também sugerem impactos positivos quando os cursos técnicos são oferecidos concomitante com o ensino regular, entre esses aspectos positivos pode-se citar: aumento na frequência às aulas, maior chance de conclusão do curso, incentivo à continuidade dos estudos em nível superior e resultados positivos sobre o desempenho no mercado de trabalho. Esses efeitos também possuem taxas de retorno positivo considerando o custo do treinamento. De acordo com os autores, estudantes que dedicaram por volta de um sexto do tempo de escola para curso profissionais tiveram um salário 12% maior após a conclusão dos estudos e por volta de 8% após sete anos de conclusão do curso, controlando habilidades, conhecimentos prévios e situação socioeconômica familiar. Grubb (1996) apresenta resultados similares, sugerindo que dois anos de programa de qualificação pode melhorar o *status* socioeconômico do estudante, contudo programas de curta duração teriam resultados contrário no curto prazo. A recomendação do autor é aliar o treinamento profissional com a educação formal. Com isso, os resultados positivos do ensino profissional parecem não estar somente circunscrito ao mercado de trabalho, mas também à melhoria no desempenho acadêmico.

Uma discussão tradicional da relação entre educação e mercado de trabalho é a longa literatura que debate a conclusão de etapas educacionais como um mecanismo de sinalização (Spence, 1978). A hipótese é que devido a imperfeições informacionais do mercado de trabalho, pessoas mais educadas (com níveis mais elevados de educação ou de treinamento), possuidores de diplomas e certificados, enviariam um sinal de que possuem habilidades inatas não observáveis, sendo, portanto, mais produtivas, e, assim, conseguiriam se diferenciar no mercado de trabalho, independente da qualidade do treinamento que receberam. Nessa discussão, Carruthers e Sanford (2018) encontram evidências de que pessoas que haviam recebido diploma do Tennessee College of Applied Technology tinham salários mais elevados que alunos que não tinham completado o curso, e estes últimos, por sua vez, teriam rendimentos mais elevados

6. A discussão sobre evasão no ensino médio no Brasil está disponível em Leon e Menezes-Filho (2002) e Neri (2015).

que outros estudantes, comparados por pareamento. Desta forma, o autor mostra que o ensino técnico fornece habilidades úteis para o mercado de trabalho e reconhecidas pelos contratantes de mão de obra. Também, deve-se destacar efeitos heterogêneos importantes entre tipos de indústrias; há um retorno mais elevado para cursos relacionados ao setor de saúde. De maneira análoga, Stevens, Kurlaender e Grosz (2019) utilizam um modelo de efeitos fixos e tendências individuais específicas, encontrando efeito positivo para alunos dos cursos técnicos das faculdades estaduais e locais da Califórnia (*community colleges*), variando de 14% a 45%, no qual o setor saúde também possui destaque.

A heterogeneidade do ensino profissional não está restrita ao tipo de curso oferecido. Sakellariou (2003) mostra que, enquanto a educação formal oferece um retorno maior para homens, observa-se um impacto contrário para mulheres. Também, o retorno social do ensino profissional seria 10% superior ao retorno do ensino acadêmico. Dado que o ensino técnico tem uma variedade de cursos, e alguns deles são fortemente relacionados ao gênero, incluir esse aspecto na avaliação de impacto do ensino profissional é extremamente relevante.

No que se refere a cursos de curta duração, ainda que distintos do ensino técnico, estes possuem importância no debate, uma vez que apresentam objetivos similares de melhorar a transição escola-mercado. Attanasio, Kugler e Meghir (2011), utilizando um desenho aleatorizado de treinamento para a Colômbia, mostram que esse tipo de treinamento tem taxas elevadas de retornos em termos de salários (19,6%) e emprego no curto prazo (após um ano de conclusão do curso) para mulheres. Num trabalho subsequente (Attanasio *et al.*, 2017), e com uma amostra mais ampla, os autores encontram evidências positivas e persistentes para homens. A análise leva em consideração o mercado formal de trabalho, e os retornos estimados são de 12% a mais no rendimento dos egressos. Esses resultados também sugerem que os retornos proporcionados pela inserção no mercado de trabalho após o treinamento facilmente superam os seus custos. Em análise distinta, Brunello, Comi e Sonedda (2012) usam a variação regional dos subsídios para treinamento na Itália para mostrar um efeito positivo nos rendimentos mensais, sendo esses efeitos diferenciados pelo tamanho da firma (mais elevados para as menores). Greenberg, Michalopoulos e Robins (2003), Heckman e Smith (2004), Card, Kluve e Weber (2010; 2018) e Vooren *et al.* (2019) revisam diversos estudos sobre políticas de treinamento para o mercado de trabalho, tendo como objetivo melhoria salarial ou redução de fricções nesse mercado. Em resumo, os autores concluem que a maioria dos trabalhos sugere efeitos positivos e significativos de médio e longo prazos do ensino profissional sobre o rendimento dos trabalhadores.

Na literatura brasileira, o principal foco de trabalhos empíricos residiu na utilização do suplemento especial sobre o ensino profissional da PNAD em 2007. Os resultados em geral mostram

um efeito positivo e significativo do ensino técnico/profissional sobre os salários, entre 12% e 14% (Vasconcellos, Lima e Menezes-Filho, 2010). Barros *et al.* (2011) compara indivíduos entre 25 e 65 anos no Espírito Santo com os demais indivíduos da região Sudeste, encontrando um retorno 11% mais elevado para trabalhadores com diploma de ensino técnico. Aguas (2014), também utilizando a PNAD 2007, estima o retorno da educação utilizando três abordagens diferentes: MQO, tratamento/controle e *propensity score*. A autora encontra um prêmio salarial positivo e significativo para os portadores de diploma do ensino técnico, entre 21% e 24%. Considerando dados longitudinais, Oliveira e Rios-Neto (2007) analisam o impacto do Plano Nacional de Qualificação Profissional introduzido em Belo Horizonte entre 1996 e 2000, utilizando base própria do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG), e, com isso, encontram uma redução do tempo de desemprego entre os tratados. Reis (2015), ao utilizar a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de janeiro de 2006 a dezembro de 2012, encontra um impacto positivo da educação técnica nos salários por hora de 8%.

Assim, a literatura brasileira sobre o impacto do ensino técnico no mercado de trabalho é concentrada fortemente no suplemento especial de ensino técnico da PNAD e alguns poucos trabalhos longitudinais, nenhum deles utilizam a Rais. Nesse artigo, utiliza-se não apenas a Rais, mas também os resultados mais atualizados do suplemento especial do ensino profissional e técnico da PNAD 2014. Desta forma, utilizando dados longitudinais e duas *cross-sections*, este trabalho fornece uma visão mais aprofundada dos impactos do ensino técnico sobre o mercado de trabalho, auxiliando de forma mais ampla o debate sobre a transição escola-trabalho no Brasil.

3 RESULTADOS EMPÍRICOS

As duas bases de dados utilizadas no trabalho foram a Rais e as PNADs 2007 e 2014, anos do suplemento especial. Para a Rais, o período coberto foi de 2007 a 2018, sendo considerados trabalhadores com contrato ativo no final do ano, acima de 18 anos (exclusive jovens aprendizes), com mais de dez horas de contrato de trabalho semanais e trabalhadores recebendo igual ou acima ao salário mínimo vigente. Para a construção do painel, utilizou-se uma das informações de identificação dos trabalhadores, tendo 2007 como ano-base. Se os trabalhadores tivessem mais de um vínculo, manteve-se aquela com maior remuneração.

TEXTO para DISCUSSÃO

Para definir a ocupação técnica, no nosso caso o tratamento para a regressão em painel, foram selecionadas todas as ocupações da CBO listadas no CNCT,⁷ sendo identificados os trabalhadores que estavam nessas ocupações em 2007.⁸ Também foram selecionados trabalhadores em ocupações com, no mínimo, nível de educação formal do ensino médio, permanecendo estes nas demais ocupações não técnicas no grupo controle. Seguimos esses dois grupos de trabalhadores iniciando em 2007 até 2018, com os dados longitudinais para captar as diferenças entre os dois grupos de forma mais eficiente do que por meio de dados de *cross-section*. Dado que nosso interesse foca uma característica invariante no tempo (trabalhadores que estavam numa ocupação técnica em 2007), há dificuldades de se estimar um efeito-fixo. Assim, foram utilizadas duas metodologias: dados pareados e efeitos aleatórios *within-between*, esta última como uma análise de robustez dos resultados. Para os dados em *cross-section*, como forma de evitar possíveis problemas de seleção, foi estimado um modelo à lá Heckman (1977).

As ocupações técnicas representaram 5,2% do total das ocupações em 2007 e ao final do período, em 2018, eram de 5,8%. O gráfico 1 mostra a evolução das variáveis utilizadas nas regressões para os grupos de trabalhadores com ocupações técnicas e não técnicas. O salário-hora dos trabalhadores em ocupações técnicas mostra-se mais elevado em todos os períodos. Há, também, uma proporção maior de homens nas ocupações técnicas, a idade média dos trabalhadores em ocupações técnicas é menor em aproximadamente dois anos em relação ao demais trabalhadores, observa-se também uma proporção mais elevada de trabalhadores nas ocupações técnicas em regiões metropolitanas, municípios mais próximos da capital do estado e em municípios com a presença de um instituto federal técnico ou escola técnica. Deve-se ressaltar que os trabalhadores na categoria do ensino técnico, por definição da variável, não possuem nível superior no início do período. Ao final do período, a proporção de trabalhadores nas ocupações técnicas com nível superior supera a proporção de nível superior dos demais trabalhadores, em outras palavras, os trabalhadores nessas ocupações técnicas conseguiram dar continuidade aos estudos e a proporção de nível

7. O CNCT está disponível em: <http://portal.mec.gov.br/index.php?option=com_docman&view=download&alias=41271-cnct-3-edicao-pdf&category_slug=maio-2016-pdf&Itemid=30192>. Esse catálogo relaciona as habilidades a serem adquiridas em cada curso e a equivalência em tipos de ocupações que poderão ser exercidas pelos egressos, dados os conhecimentos obtidos nos cursos técnicos, nos diferentes eixos.

8. De acordo com a PNAD 2014, os egressos de cursos técnicos, graduação técnica ou ensino profissional em 71,9% dos casos trabalham ou trabalharam na área técnica. No caso específico do ensino técnico, este percentual é de 59,9%, ou seja, há grande inserção dos egressos nas ocupações oferecidas. Não foi possível identificar um dicionário direto, com o qual pudessem ser identificadas as CBOs listadas no CNCT diretamente na PNAD com as CBOs domiciliares. De toda forma, esse percentual do suplemento da PNAD aponta para uma participação elevada dos egressos dos cursos nas ocupações técnicas.

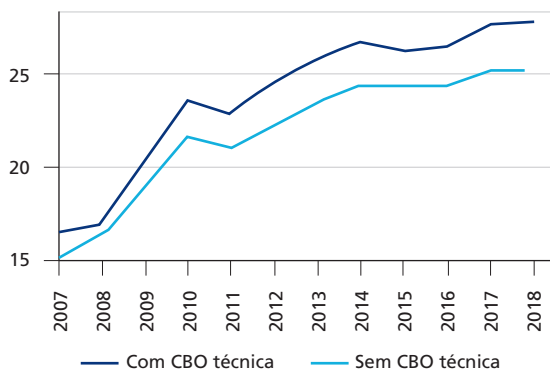
educacional no mínimo se equipara aos demais trabalhadores. Esse resultado merece uma análise mais detida, parecendo indicar que a educação técnica não é um fim em si mesma, muito menos um impeditivo para a continuidade de estudos pelos jovens. Essa evidência está em consonância com alguns trabalhos na literatura, por exemplo Bishop e Mane (2004), em que a continuidade dos estudos para aqueles portadores de diploma ensino técnico, no mínimo, não é afetada por pelo treinamento profissionalizante.

GRÁFICO 1

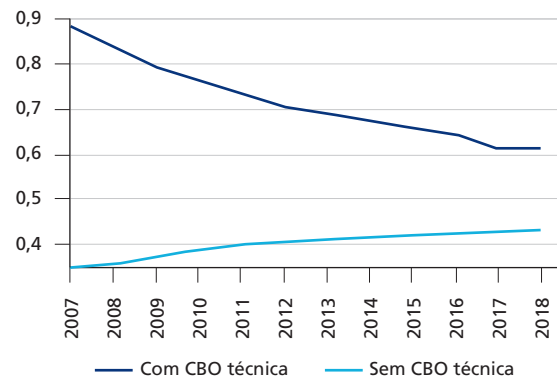
Médias/proporções das características dos trabalhadores com e sem CBO técnica no Distrito Federal (2007-2018)

(Em %)

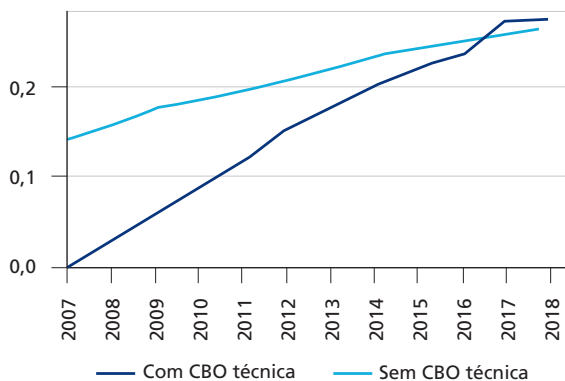
1A – Salário-hora



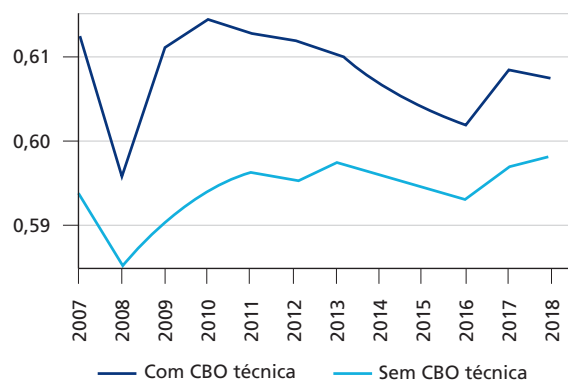
1B – Ensino médio



1C – Ensino superior

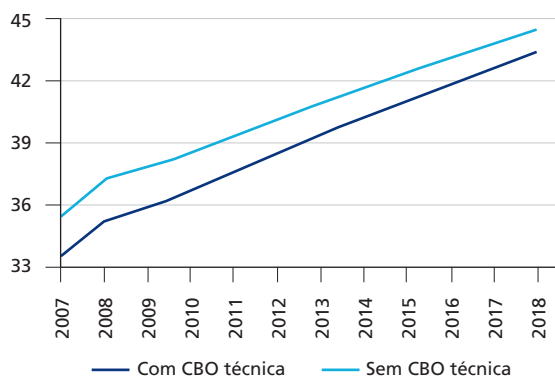


1D – Masculino

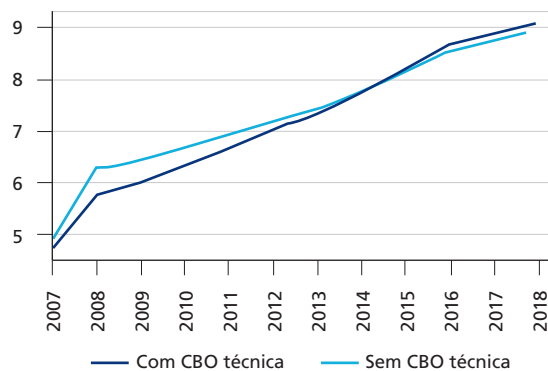


TEXTO para DISCUSSÃO

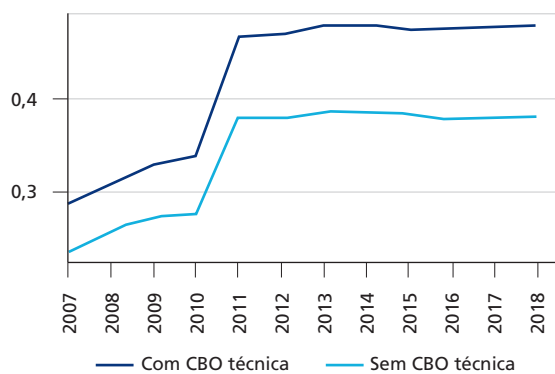
1E – Idade



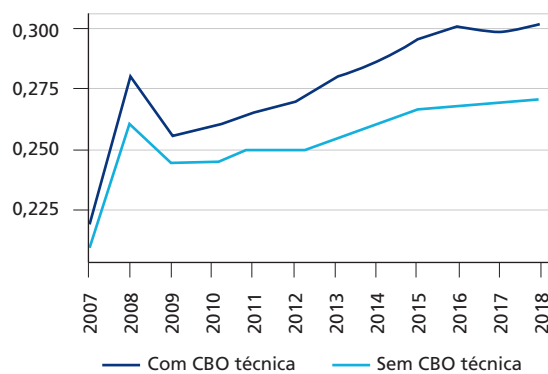
1F – Tempo no emprego



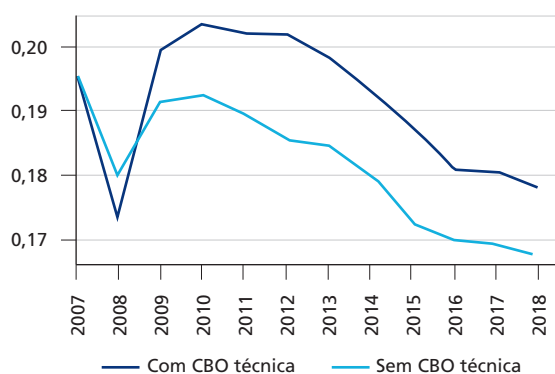
1G – Tamanho do estabelecimento



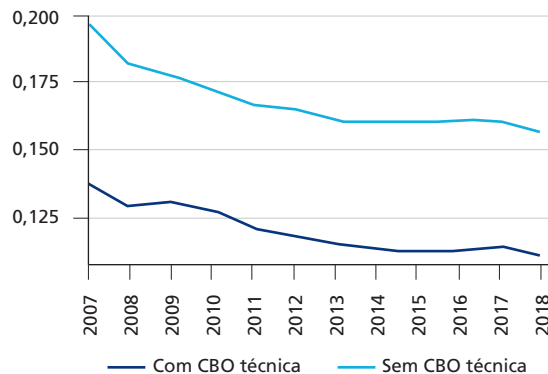
1H – Setor público



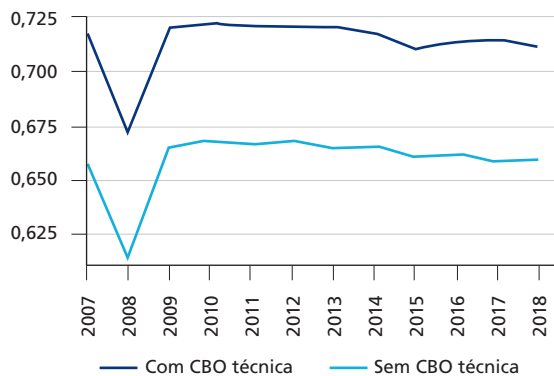
1I – Indústria



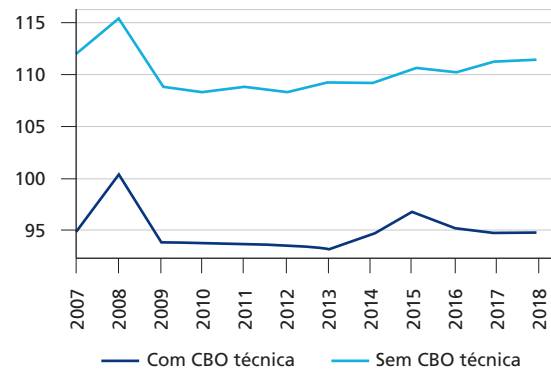
1J – Comércio



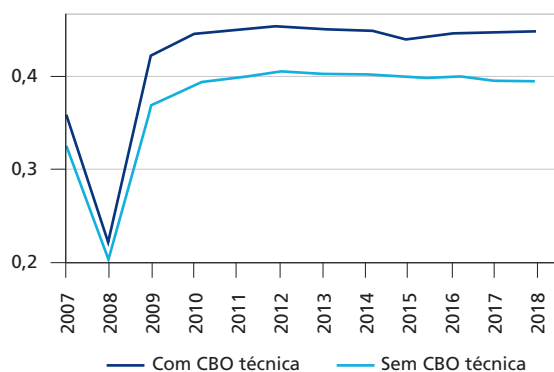
1K – Região metropolitana



1L – Distância



1M – Instituto Federal de Tecnologia



Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

A tendência das variáveis para o recorte de jovens de 18 anos sem experiência no mercado de trabalho mostra uma impressionante similaridade com a base para todos os trabalhadores. O salário-hora nos anos iniciais nas duas categorias são praticamente iguais, contudo há uma inclinação mais elevada para os trabalhadores das ocupações técnicas. Assim, ao final do período é possível observar um prêmio maior para os trabalhadores de ocupações técnicas. Novamente, há uma presença majoritária de homens nas ocupações técnicas em contraposição aos demais trabalhadores. As tendências de idade e experiência seguem praticamente as mesmas dos demais trabalhadores. Entretanto, jovens trabalhadores em ocupações técnicas tendem a estar mais empregados no serviço público, em detrimento da indústria e do comércio.

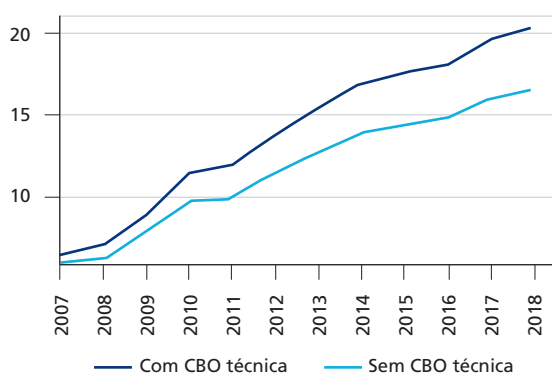
TEXTO para DISCUSSÃO

GRÁFICO 2

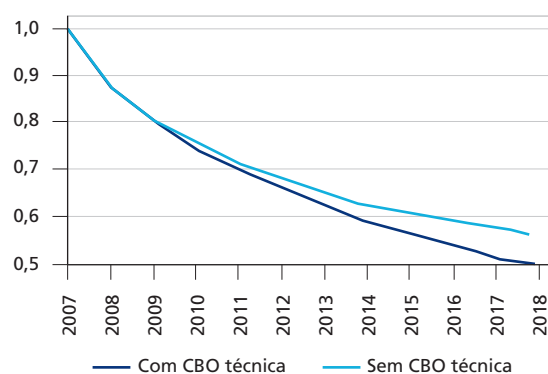
Brasil: jovens de 18 anos em ocupações técnicas e demais jovens (2007-2018)

(Em %)

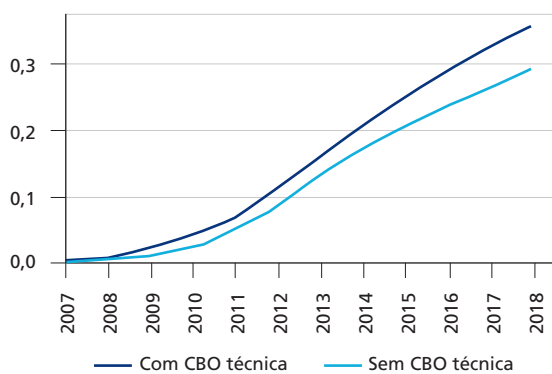
2A – Salário-hora



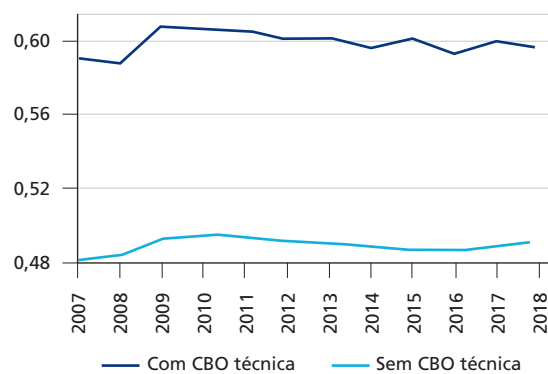
2B – Ensino médio



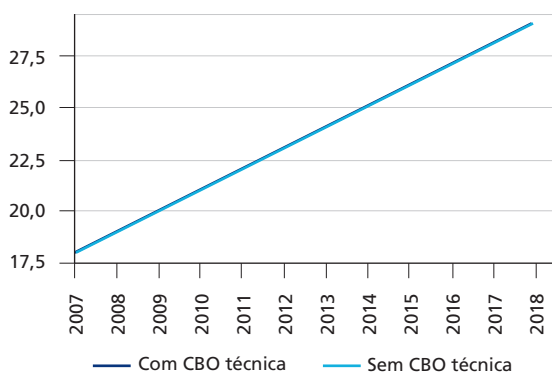
2C – Ensino superior



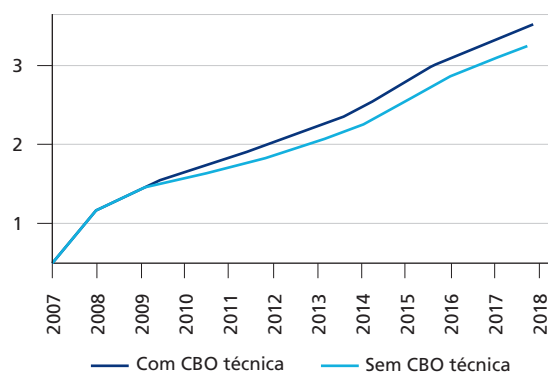
2D – Masculino



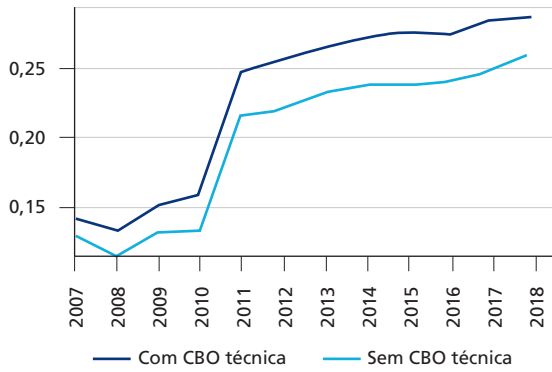
2E – Idade



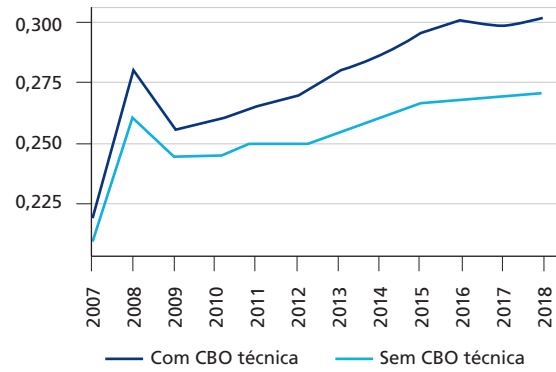
2F – Tempo no emprego



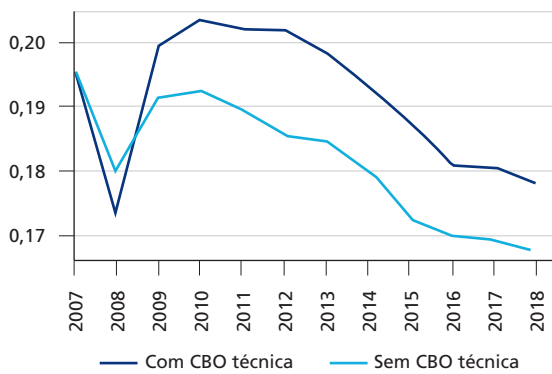
2G – Tamanho do estabelecimento



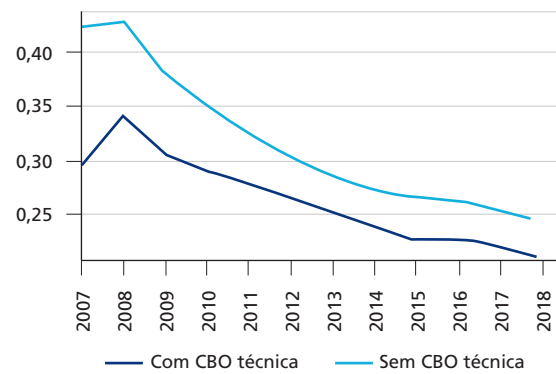
2H – Setor público



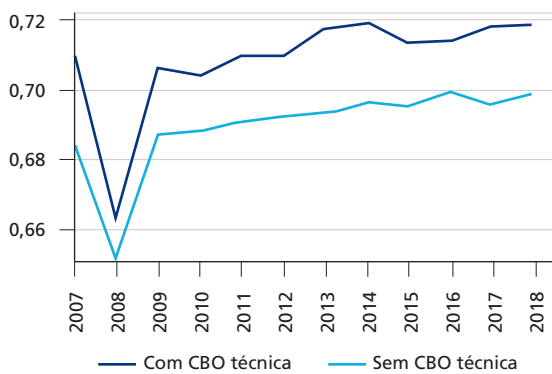
2I – Indústria



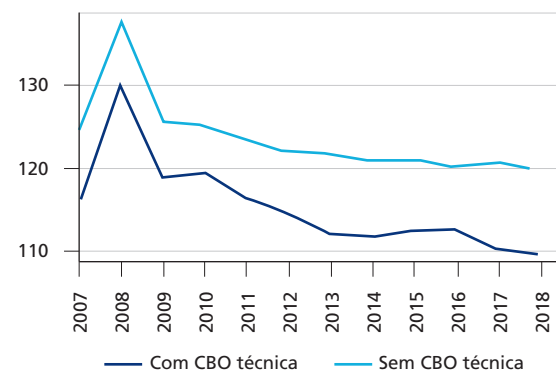
2J – Comércio



2K – Região metropolitana

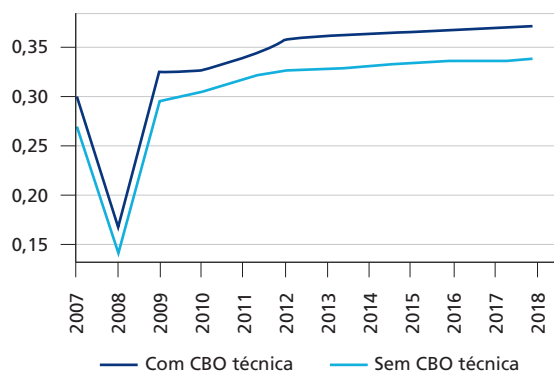


2L – Distância



TEXTO para DISCUSSÃO

2M – Instituto Federal de Tecnologia



Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Para as informações *cross-section* das PNADs 2007 e 2014, os dados estão apresentados na tabela 1. É possível observar diferenças significativas em quase todas as variáveis, exceto sexo e pessoa de referência na família, nas demais há clara diferença entre os grupos. Essa diferença motiva o uso de modelos para correção de problemas de seleção entre os dois grupos, conforme descrito anteriormente, aplicando o modelo de Heckman (1977).

TABELA 1

Estatísticas descritivas e teste de diferença de médias (2007 e 2014)

Variáveis	2007			2014		
	Demais trabalhadores (%)	Ensino técnico (%)	<i>p</i> -valor	Demais trabalhadores (%)	Ensino técnico (%)	<i>p</i> -valor
Emprego formal	40,7	23,2	0.000	41,0	26,4	0.000
Casado	74,2	73,4	0.066	72,8	71,6	0.013
Comércio	13,7	11,6	0.000	12,5	11,6	0.004
Ensino médio	65,2	21,2	0.000	60,6	25,7	0.000
Nível superior	20,2	7,3	0.000	24,7	10,9	0.000
Criança acima de 14 anos	1,4	1,5	0.000	1,1	1,1	0.001
Criança abaixo de 14 anos	1,3	1,6	0.000	0,9	1,0	0.000
Estudante	13,9	9,9	0.000	11,6	7,8	0.000
Setor público	13,1	4,0	0.000	10,5	4,2	0.000
Idade	36,7	41,3	0.000	39,6	43,4	0.000
Indústria	14,0	9,6	0.000	12,7	8,0	0.000
Homem	47,8	47,7	0.936	50,7	47,3	0.000
Negro	37,1	48,8	0.000	42,2	53,2	0.000
Pessoa de referência na família	42,5	43,0	0.306	47,2	45,0	0.000

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	2007			2014		
	Demais trabalhadores (%)	Ensino técnico (%)	<i>p</i> -valor	Demais trabalhadores (%)	Ensino técnico (%)	<i>p</i> -valor
Renda familiar	2,024.9	1,372.3	0.000	3,223.7	2,356.8	0.000
Área metropolitana	41,2	31,8	0.000	40,4	31,3	0.000
Salário-hora	41,0	22,2	0.000	78,9	48,0	0.000
Tempo de trabalho	690,1	811,3	0.000	774,4	843,9	0.000
Número de membros na família	3,6	3,9	0.000	3,3	3,5	0.000
Urbano	96,2	83,7	0.000	96,0	85,3	0.000

Fonte: PNAD.

3.1 Análise longitudinal do retorno da educação técnica entre 2007 e 2018

Como estratégia de identificação, define-se a ocupação técnica como o tratamento da seguinte forma: foram pareadas todas as ocupações da CBO com o CNCT, assim foi possível identificar todo o trabalhador da Rais, em 2007, nessa condição de ocupado em atividade, que, segundo o CNCT, exigia habilidades equivalentes a serem obtidas em um curso técnico. Dado que é necessário ter o ensino médio para completar o ensino técnico, foram selecionados trabalhadores com pelo menos ensino médio ou superior incompleto. Assim, foram considerados trabalhadores com escolaridade compatível com a do ensino técnico e em ocupações técnicas como potenciais trabalhadores com certificado de educação técnica (ou, pelo menos, o mercado de trabalho estaria reconhecendo que estes trabalhadores teriam habilidades suficientes para exercerem essas ocupações).

Atualmente, a educação técnica possui 227 cursos, com 800h, 1.000h e 1.200h, divididos em treze eixos (ambiente e saúde; controle e processos industriais; desenvolvimento educacional e social; gestão e negócios; informação e comunicação; infraestrutura; militar; produção alimentícia; produção cultural e *design*; produção industrial; recursos naturais; segurança; turismo, hospitalidade e lazer).⁹ O CNCT detalha todos os requerimentos de infraestrutura, o programa e formação esperada, o campo de trabalho, a legislação e a norma, os certificados a serem obtidos e a possível área de atuação com a listagem das CBOs associadas.

9. Os códigos para a regressão e a apresentação dos dados estão na mesma ordem apresentada com os eixos numerados de 1 a 13.

TEXTO para DISCUSSÃO

O foco deste trabalho, portanto, são estes trabalhadores portadores de diplomas do ensino médio ou superior incompleto, uma vez que trabalhadores com nível superior completo possuem competências e habilidades diferentes das obtidas pelo ensino técnico. O grupo controle para o nosso estudo são todos os demais trabalhadores fora da categoria descrita anteriormente e, pelo menos, com ensino médio. Os trabalhadores são então identificados na Rais e os dois grupos acompanhados ao longo do horizonte temporal do trabalho de 2007 a 2018. Desta forma, espera-se capturar a diferença entre os dois grupos, de maneira mais eficiente do que pelo uso de simples *cross-section*. Uma vez que a característica utilizada no estudo é invariante em relação ao tempo, isto é, o fato de o trabalhador possuir uma ocupação técnica em 2007 é fixo ao longo tempo, o uso de um modelo de efeito fixo não é identificável para a variável de interesse. Assim, utiliza-se um modelo de efeito aleatório com especificações alternativas para resolver o problema de possível endogeneidade. Entretanto, mesmo numa abordagem de efeitos fixos, uma segunda fonte de viés seria o fato de a tendência de crescimento dos salários ser diferente e haver uma distorção na mensuração do efeito do tratamento. Para evitar esse problema foram selecionados trabalhadores de 18 anos em 2007, sem experiência anterior de trabalho formal. Desta forma, pode-se assegurar que todos os grupos teriam ponto de partida igual nessa característica. Como exercício de robustez, também são pareados tratados e controle para criar um grupo mais homogêneo.

Assim, a equação (1) apresenta o modelo-padrão a ser estimado:

$$y_{it} = \alpha + \beta^T X_{it} + v_{it} \quad (1)$$

Em que y_{it} representa o logaritmo do salário-hora; e X_{it} são os regressores.

Conforme destacado, para estimar $v_{it} = \mu_i + \epsilon_{it}$ na análise de painel dentro de um contexto de efeitos fixos, o parâmetro não observável (μ_i) se anula com desvios em relação à média (*within estimator*) ou com operadores de primeira diferença. No entanto, seguindo essa trajetória, todas as demais características invariantes em relação ao tempo, como o gênero ou a nossa variável de interesse também se anula. Para evitar esse problema, uma estratégia de efeitos aleatórios pode ser aplicada com um quase desvio em relação à média, conforme a equação a seguir (Croissant e Millo, 2008).

$$y_{it} - \theta \underline{y} = (X_{it} - \theta \underline{X}_i) \beta + (v_{it} - \theta \underline{v}_i) \quad (2)$$

Em que $\theta = 1 - \left[\frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + T \sigma_\epsilon^2} \right]$, \underline{y} e \underline{X}_i são médias de y and X ao longo do tempo para cada unidade de observação, no nosso caso trabalhadores. Quando $\theta = 1$, o modelo é o de estimador de efeitos-fixos, quando $\theta = 0$, o modelo resume-se ao modelo de MQO agrupado (*pooled OLS*).

Na seção de análise de robustez dos resultados, foi estimado um modelo de efeito aleatório complexo *within-between*, (REWB), seguindo Bell, Fairbrother e Jones (2019), o qual incorpora os efeitos intra e entre (*within* e *between*), permitindo assim estimar os parâmetros invariantes em relação ao tempo:

$$y_{it} = \alpha + \beta_{nW}(X_{it} - \underline{X}_i) + \beta_{nB}\underline{X}_i + \beta_n z_i + \mu_i(X_{it} - \underline{X}_i) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Em que $(X_{it} - \underline{X}_i)$ é desvio em relação à média das variáveis não constantes em relação ao tempo, β_{nW} é o coeficiente intra (*within*), β_{nB} é o coeficiente entre (*between*) e β_n e z_i são coeficientes e variáveis constante no tempo, respectivamente.

Para controlar para efeito de transbordamento do ensino técnico, foi introduzida também no modelo econométrico uma variável *proxy* para o controle de mercado, de modo a testar um possível efeito de transbordamento (Ferracci, Jolivet e Berg, 2014). Cada ano, o município e o eixo são considerados com uma parcela de trabalhadores do ensino técnico sobre o total de trabalhadores. A equação (4) apresenta os controles, em que $y_{it} = \alpha + Axis.share_{y,m,a}$ é a participação no ano y , no município m e no eixo a , $T_{y,m,a}$ são trabalhadores identificados nas ocupações técnicas e $W_{y,m,a}$ são todos os trabalhadores.

$$Axis.share_{y,m,a} = \frac{\sum T_{y,m,a}}{\sum W_{y,m,a}} \quad (4)$$

O quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas e a descrição. Todas as características listadas são controles normalmente encontrados em equações de salários.

QUADRO 1

Variáveis do modelo longitudinal: descrição por tipo

Tipo	Variável	Descrição
IDS painel ¹	Informação do trabalhador	Nome, identificação no Programa de Integração Social/Número de Identificação Social (PIS/NIS) e Cadastro de Pessoa Física (CPF).
	Ano	2007 a 2018.
Resposta	Salário-hora	Salário-médio real por hora no ano.
Tratamento	CBO técnica	CBO códigos usados para identificar ocupações relacionadas ao ensino técnico.

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tipo	Variável	Descrição
Controle	Idade	Em 31 de dezembro, idade ao quadrado para testar efeitos não lineares.
	Sexo	Masculino ou feminino.
	Escolaridade	Duas <i>dummies</i> : ensino médio ou ensino superior.
	<i>Tenure</i>	Duração, em anos, do contrato de trabalho no emprego atual e o quadrado para testar efeitos não lineares.
	Tamanho da empresa	<i>Dummy</i> para grandes empresas (acima de quinhentos empregados).
	Ocupação	<i>Dummies</i> para os dez grupos na CBO.
	Indústria	<i>Dummy</i> para a indústria, conforme a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).
	Comércio	<i>Dummy</i> para comércio, conforme a CNAE.
	Setor público	<i>Dummy</i> para setor público, segundo a natureza legal do estabelecimento.
	PIB <i>per capita</i>	Produto interno bruto (PIB) <i>per capita</i> no município.
	PBF <i>per capita</i>	Transferências anuais <i>per capita</i> do Programa Bolsa Família (PBF) por município.
	BPC <i>per capita</i>	Transferências anuais <i>per capita</i> do Benefício de Prestação Continuada (BPC).
	Região metropolitana	<i>Dummy</i> para municípios em regiões metropolitanas.
	Distância da capital	Distância do município para a capital do estado, em quilômetros.
	FIT	<i>Dummy</i> para municípios com a presença de Instituto Federal de Tecnologia (Federal Institute of Technology – FIT) no ano (censo escolar).
Eixos	Participação dos trabalhadores em um dado mercado. As dimensões dessa variável são o ano, o município e um dos treze eixos tecnológicos.	

Fonte: Rais, Inep, MDS e IBGE.

Nota: ¹ Identificador do painel.

A base completa contempla 294,7 milhões de observações, a qual representa uma limitação computacional para a análise.¹⁰ Para contornar essa restrição, foram realizadas amostras aleatórias dos trabalhadores em 2007 e estes foram selecionados e acompanhados nos anos seguintes, resultando num total de 3,97 milhões de observações.¹¹ A tabela 2 detalha esses números.

10. Na Rais, uma pessoa pode aparecer mais uma vez, dado que a base apresenta vínculos e os trabalhadores podem ter mais de um vínculo. Se um indivíduo tem mais de um vínculo no ano, para fins deste trabalho foi selecionado o vínculo com maior salário.

11. Devido a restrições na capacidade de processamento, esse foi o valor máximo possível para o tamanho da amostra.

TABELA 2**Rais: total de observações, amostra e participação das CBOs técnicas (2007-2018)**

	Observações	Amostra	%	CBO técnica (%)
2007	35.996,861	502.061	1,39	5,2
2008	28.511,965	272.393	0,96	5,4
2009	26.855,478	374.185	1,39	5,5
2010	26.208,774	357.283	1,36	5,6
2011	25.370,347	353.519	1,39	5,6
2012	24.538,620	341.963	1,39	5,6
2013	23.732,256	329.943	1,39	5,7
2014	22.936,243	318.885	1,39	5,7
2015	21.711,226	301.382	1,39	5,8
2016	20.444,715	283.311	1,39	5,8
2017	19.553,765	270.904	1,39	5,8
2018	18.848,543	261.709	1,39	5,8

Fonte: Rais.

Para os dois primeiros anos, há uma perda elevada de observações, muito provavelmente devido à crise de 2008, há uma parcela considerável de trabalhadores que perderam o vínculo formal neste período, a partir 2009, com a recuperação de empregos formais, as perdas seguem mais por atrito (*attrition*) do que por impacto do ciclo econômico. Novamente, com a crise de 2014-2016, observa-se outro choque no total das observações, com redução acentuada no total de vínculos. Quanto à parcela de ocupações técnicas no total das ocupações, nota-se uma estabilidade em torno de 5,6% do total das ocupações.

3.2 PNAD

O IBGE aplicou dois suplementos especiais sobre o ensino técnico nas coletas da PNAD, em 2007 e 2014. Esses suplementos especiais têm o objetivo de detalhar temas não abordados nos questionários normalmente aplicados (Travassos, Viacava e Laguardia, 2008). A base da PNAD, por ser uma pesquisa domiciliar ampla, possui informações sobre a família e o domicílio, fornecendo, assim, um controle maior de características individuais sobre a participação dos indivíduos no mercado de trabalho, além de suas condições socioeconômicas. No entanto, apesar da riqueza de informações sobre os indivíduos, dada a metodologia da coleta das pesquisas, perde-se a estrutura longitudinal observada na Rais, assim as duas abordagens tornam-se complementares. A análise com a Rais fornece a possibilidade de uma rica gama de informações sobre o estabelecimento e o acompanhamento dos trabalhadores ao longo, enquanto a PNAD oferece mais controles e informações sobre o indivíduo, além da coleta exata sobre a conclusão ou não do

TEXTO para DISCUSSÃO

ensino técnico, ainda que não permita uma análise longitudinal. O quadro 2 apresenta as variáveis utilizadas para a estimativa dos retornos do ensino técnico, a partir da base da PNAD.¹²

QUADRO 2

Variáveis da PNAD: descrição por tipo

Tipo	Variável	Descrição
Resultado	Status ocupacional ¹	<i>Dummy</i> indicativa de que a pessoa trabalhava na semana de referência.
	Salário-hora	Salário-hora real no mês anterior.
Tratamento	Ensino técnico	<i>Dummy</i> para pessoas com educação técnica.
Controles	Idade ¹	Idade na data de referência da pesquisa.
	Sexo ¹	Masculino ou feminino.
	Negro ¹	<i>Dummy</i> para negros.
	Escolaridade ¹	Duas <i>dummies</i> : ensino médio ou ensino superior.
	Tempo no emprego	Duração, em anos, do contrato de trabalho no emprego atual e o quadrado para testar efeitos não lineares.
	Ocupação	<i>Dummies</i> para os dez grupos na CBO.
	Urbano ¹	<i>Dummy</i> para áreas urbanas.
	Região metropolitana ¹	<i>Dummy</i> para municípios em regiões metropolitanas.
	Unidade Federativa ¹	<i>Dummy</i> para os 26 estados e Distrito Federal (excluindo a base de referência).
	Pessoa de referência ¹	<i>Dummy</i> para pessoa de referência na família.
	Frequência escolar ¹	<i>Dummy</i> para pessoa ainda frequentando escola (qualquer nível educacional).
	Crianças abaixo de 14 anos ¹	Número de crianças abaixo ou com 14 anos na família.
	Crianças acima de 14 anos ¹	Número de crianças acima de 14 anos na família.
	Casado ¹	<i>Dummy</i> para estado civil casado/equivalente.
	Renda domiciliar ¹	Renda domiciliar excluindo renda pessoal, caso a pessoa tenha uma renda.
	Setor público	<i>Dummy</i> para setor público.
	Indústria	<i>Dummy</i> para indústria.
	Comércio	<i>Dummy</i> para comércio.
Emprego formal	<i>Dummy</i> para emprego formal.	

Fonte: Rais.

Nota: ¹ Variáveis presentes na equação de seleção.

12. A partir de 2012, o IBGE iniciou a coleta da chamada PNAD Contínua, na qual há um painel rotativo para o acompanhamento do mercado de trabalho. Apesar disso, o suplemento sobre o ensino técnico foi realizado na coleta anual no formato antigo, por isso, neste trabalho, optou-se por utilizar os questionários suplementares e as informações da PNAD. Infelizmente, a PNAD não possui detalhamento suficiente para a identificação das CBOs técnicas, assim, a partir do questionário suplementar, pode-se identificar os indivíduos com ensino técnico, ainda que não tenhamos a informação exata da ocupação técnica.

Em 2007, o tamanho da amostra foi de 399.964 pessoas entrevistadas, enquanto em 2014, a amostra representava 362.627, ambas representativas para o país como um todo. Os resultados aqui obtidos levam em consideração a complexidade e as características do desenho amostral da pesquisa (Silva, Pessoa e Lila, 2002), e a tabela 3 apresenta algumas estatísticas descritivas para os dois anos.

TABELA 3

PNADs 2007 e 2014: população acima de 18 anos, segundo tipo de educação e população total

Variável	2007		2014	
	N	%	N	%
População com ensino técnico	7.451.167	5,7	8.606.057	5,8
População com outra escolaridade que não o ensino técnico	123.797.241	94,3	140.089.887	94,2
Total da população com 18 anos ou mais	131.248.408	69,1	148.695.945	73,2
Total da população	189.955.482	100,0	203.190.817	100,0

Fonte: PNAD.

A população estimada pela PNAD para o Brasil em 2007 era de quase de 190 milhões. Essa estimativa foi ampliada em quase 13 milhões para 2014. Interessante notar que a participação da população com ensino técnico permanece praticamente constante, em torno de 5,8%, numa proporção parecida com a observada para as ocupações técnicas na Rais, o que sugere que ambas as análises possuem grupos alvos similares. Para contextualizar a situação do mercado de trabalho no Brasil nas duas pesquisas, a tabela 4 apresenta as taxas de desemprego para 2007 e 2014.

TABELA 4

PNADs 2007 e 2014: desemprego para a população jovem e para a população acima de 18 anos com educação técnica e demais trabalhadores

Variável	2007		2014	
	N	%	N	%
Desempregados (18 anos ou mais)	6.928.989	7,45	6.410.849	6,25
Desempregados (18 anos)	464.625	21,06	471.476	22,96
Desempregados com ensino técnico (18 anos ou mais)	458.885	7,07	474.176	6,57
Desempregados com ensino técnico (18 anos)	1.482	28,64	26.328	26,24

Fonte: PNAD.

De forma geral, pode-se notar que a taxa de desemprego para jovens é por volta de três vezes a taxa de desemprego para a população em geral, com uma pequena redução em 2014.

As taxas de desemprego para a população em geral são bastante próximas das observadas para as pessoas com ensino técnico, enquanto para as pessoas com 18 anos, nota-se uma taxa mais elevada para aqueles com esse ensino (essa diferença pode estar relacionada ao chamado efeito *lock-in*, no qual pessoas com maior qualificação possam estar sujeitas a menores oportunidades de emprego no curto prazo (Card, Kluve e Weber, 2010; 2018).

4 RESULTADOS

Nesta seção, apresentamos os resultados da análise longitudinal, a partir dos dados da Rais, para duas amostras: uma primeira irrestrita com os trabalhadores da amostra; e uma segunda amostra filtrada para trabalhadores com 18 anos em 2007. Da mesma forma, para as estimativas das ondas das PNADs 2007 e 2014, os resultados são apresentados para a amostra completa e para filtrada. Na sequência, apresentamos alguns efeitos heterogêneos e especificações alternativas como forma de teste de robustez. Finalmente, realiza-se uma análise de custo-benefício para se estimar os possíveis retornos sociais da política.

4.1 Análise longitudinal: retornos da educação técnica de 2007 a 2018

A análise longitudinal permite avaliar a evolução ao longo do tempo da amostra de mudanças nas características dos dois grupos, trabalhadores nas ocupações técnicas e os demais trabalhadores.

Por definição da seleção da variável, nenhum trabalhador em ocupação técnica possuía ensino superior em 2007. Ao longo dos anos, é possível notar que a qualificação dos trabalhadores cresce e essa discrepância entre os dois grupos diminui significativamente e a partir de 2016, a parcela de trabalhadores com ocupação técnica supera a parcela do grupo dos demais trabalhadores (Bishop e Mane, 2004; Corseuil, Foguel e Gonzaga, 2019). Esse crescimento da educação pode ser relacionado com o debate sobre aprendizado continuado, no qual Purcell, Wilton e Elias (2007) discutem as dificuldades de egressos de treinamentos ou curso em idade mais avançada no mercado de trabalho, enquanto Jenkins *et al.* (2003) conduzem um estudo longitudinal para o Reino Unido onde encontram efeitos positivos.¹³ Trabalhadores do ensino técnico tendem a ser mais jovens, a ter maior parcela de homens, a trabalhar em empresas relativamente maiores, no serviço público e na indústria (principalmente depois de 2009) e a ter menor tendência a trabalhar no comércio. Contudo, a *tenure*, isto é, a duração do contrato de trabalho, tende a ser bastante

13. Uma discussão mais ampla sobre aprendizado continuado pode ser encontrada no Instituto Unesco para Aprendizado Continuado, disponível em: <<https://uil.unesco.org/>>.

parecida, indicando que a rotatividade entre os dois grupos é parecida, a localização das ocupações técnicas é mais próxima da capital do estado, mais presente em regiões metropolitanas e municípios onde há a presença de FIT. Esse último ponto parece também validar o instrumento escolhido para identificar o grupo de tratamento, uma vez que a existência de mais ocupações técnicas em locais onde há maior formação técnica é um indicativo de que os trabalhadores nas ocupações técnicas são de fato egressos dos cursos técnicos. Os gráficos A.1 e A.2 e a tabela A.1 do apêndice mostram as descritivas por CBO, eixo e CNAE, respectivamente.

A variável resposta é o logaritmo natural do salário-hora real. Para calculá-la, a periodicidade do salário disponível na Rais é a mensal, o salário foi convertido em valor correspondente em horas, de acordo com o tipo de contrato.¹⁴ O deflator utilizado foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), com base em dezembro de 2020.¹⁵

Os efeitos aleatórios e as transformações nos parâmetros foram estimados, conforme Swamy e Arora (1972).¹⁶ A tabela 5 apresenta os resultados da equação de salários para todos os trabalhadores.

TABELA 5**Efeito aleatório: estimativas para amostra completa (2007-2018)**

Variável	Estimativa	Erro-padrão	t-valor	p-valor
Intercepto	0.699	0.005	133.930	0.000
Idade	0.063	0.000	370.402	0.000
Idade	-0.001	0.000	-290.848	0.000
Tenure	0.018	0.000	215.653	0.000
Tenure	0.000	0.000	-51.170	0.000
Eixo 1	0.145	0.018	8.278	0.000
Eixo 2	0.700	0.028	25.283	0.000
Eixo 3	0.390	0.123	3.162	0.002
Eixo 4	1.502	0.023	66.378	0.000
Eixo 5	0.024	0.012	2.091	0.037
Eixo 6	2.840	0.058	49.336	0.000
Eixo 7	0.110	0.018	6.129	0.000

(Continua)

14. Considera-se 4,35 semanas por mês.

15. IPCA, coletado pelo IBGE.

16. Mais informações sobre os efeitos aleatórios disponíveis em Greene (2003), Wooldridge (2010), Baltagi (2008) e Croissant e Millo (2008).

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Variável	Estimativa	Erro-padrão	t-valor	p-valor
Eixo 8	-0.372	0.129	-2.879	0.004
Eixo 9	7.995	0.137	58.457	0.000
Eixo 10	-0.081	0.041	-1.954	0.051
Eixo 11	-0.177	0.084	-2.106	0.035
Eixo 12	18.449	0.185	99.524	0.000
Eixo 13	0.978	0.108	9.055	0.000
Tamanho do estabelecimento	0.076	0.001	139.584	0.000
Setor público	0.135	0.001	129.543	0.000
CBO1	-0.026	0.004	-7.205	0.000
CBO2	-0.030	0.004	-8.141	0.000
CBO3	-0.161	0.004	-44.547	0.000
CBO4	-0.246	0.004	-68.869	0.000
CBO5	-0.325	0.004	-90.219	0.000
CBO6	-0.368	0.004	-93.469	0.000
CBO7	-0.274	0.004	-75.575	0.000
CBO8	-0.247	0.004	-65.509	0.000
CBO9	-0.266	0.004	-69.868	0.000
Indústria	0.064	0.001	81.404	0.000
Comércio	-0.035	0.001	-49.248	0.000
PIB <i>per capita</i>	0.002	0.000	135.609	0.000
PBF	0.000	0.000	38.457	0.000
BPC	0.000	0.000	129.789	0.000
Região metropolitana	0.036	0.001	36.209	0.000
Distância da capital	0.000	0.000	-49.691	0.000
FIT	0.046	0.001	73.483	0.000
Ensino médio	0.022	0.001	43.702	0.000
Ensino superior	0.224	0.001	283.299	0.000
Homem	0.178	0.001	124.209	0.000
CBO técnica	0.193	0.003	61.687	0.000

Fonte: Rais.

Obs.: R^2 -Adj = 0.36; F = 1,977,380; DF1 = 41; DF2 = 3,967,497.

O retorno estimado é de 21,3%, muito próximo das estimativas reportadas na literatura econômica no Brasil¹⁷ (Barros *et al.*, 2011; Oliveira e Rios-Neto, 2007; Vasconcellos, Lima e Menezes Filho, 2010; Aguas, 2014). Entre outras características, o ensino superior e o indivíduo ser do sexo masculino são as variáveis mais relevantes. Também é interessante notar que as variáveis de mercado (participação dos eixos no total de trabalhadores) são importantes em todos os casos. Em linha com Ferracci, Jolivet e Berg (2014) sobre o tratamento desses efeitos de transbordamento, os resultados sugerem que o efeito em geral é positivo para salários. Assim, o resultado esperado de uma maior parcela do ensino técnico (e por consequência maior competição) implicando um salário menor não é o caso. Esse resultado pode indicar que ainda há espaço para o crescimento de empregos técnicos no mercado formal de trabalho do Brasil, em outras palavras, a participação das ocupações técnicas ainda é baixa no mercado de trabalho para que o efeito de competição faça que haja uma redução dos salários.

Apesar de a estrutura longitudinal dos dados nos oferecer a possibilidade de análise temporal, ainda assim pode haver uma tendência diferente entre os dois grupos e o histórico anterior no mercado de trabalho, as condições iniciais para trabalhadores em momentos dispares da carreira pode afetar os efeitos que se deseja estimar do ensino técnico sobre os salários. Para atacar esse problema, foi aplicado o filtro para trabalhadores com 18 anos em 2007 e sem experiência prévia no mercado de trabalho e desta sem nenhuma tendência ou histórico anterior de salários.¹⁸

Essas tendências apresentam notável similaridade no começo do período de análise: praticamente o mesmo salário-hora, por definição de idade, escolaridade e tempo no emprego são iguais. Ainda assim, há diferenças nessa amostra filtrada para os trabalhadores mais jovens: aqueles em ocupações técnicas tendem a estar mais no setor público, menos presentes no comércio e na indústria. É interessante notar que a diferença no setor industrial se reduz ao longo do tempo, sendo que nos últimos anos praticamente converge para o mesmo percentual. Da mesma forma que na amostra completa, ou seja, para todos os trabalhadores, as ocupações técnicas tendem a estar mais próximas da capital do estado, da região metropolitana e os municípios dos FIT. A tabela 6 mostra as estimativas para os jovens na amostra filtrada.

17. Pela transformação logarítmica, o impacto efetivo é dado por $e\beta - 1$, assim no caso do ensino técnico para amostra completa, como o coeficiente estimado foi de 0,193, substituindo na fórmula $e0,193 - 1$, temos o valor de 0,213 (isto é, 21,3%).

18. Por definição, nesta amostra os dois grupos possuem a mesma trajetória salarial, ou seja, nenhuma experiência prévia no mercado de trabalho.

TABELA 6

Efeito aleatório: estimativas para jovens de 18 anos (2007-2018)

Variável	Estimativa	Erro-padrão	t-valor	p-valor
Intercepto	-1.840	0.014	-135.342	0.000
Idade	0.303	0.001	273.121	0.000
Idade	-0.005	0.000	-221.638	0.000
Tenure	0.037	0.000	111.082	0.000
Tenure	-0.002	0.000	-43.109	0.000
Eixo 1	-1.076	0.036	-29.888	0.000
Eixo 2	0.705	0.047	15.163	0.000
Eixo 3	1.665	0.218	7.622	0.000
Eixo 4	1.170	0.039	30.046	0.000
Eixo 5	0.256	0.027	9.644	0.000
Eixo 6	1.881	0.100	18.896	0.000
Eixo 7	0.019	0.037	0.517	0.605
Eixo 8	1.611	0.201	8.001	0.000
Eixo 9	3.608	0.209	17.305	0.000
Eixo 10	0.975	0.076	12.808	0.000
Eixo 11	-1.038	0.156	-6.658	0.000
Eixo 12	6.468	0.341	18.965	0.000
Eixo 13	0.449	0.168	2.671	0.008
Tamanho do estabelecimento	0.095	0.001	108.587	0.000
Setor público	0.171	0.002	93.424	0.000
CBO1	-0.143	0.005	-26.338	0.000
CBO2	-0.127	0.005	-23.642	0.000
CBO3	-0.261	0.005	-49.193	0.000
CBO4	-0.365	0.005	-69.225	0.000
CBO5	-0.353	0.005	-66.719	0.000
CBO6	-0.349	0.006	-55.373	0.000
CBO7	-0.343	0.005	-64.231	0.000
CBO8	-0.310	0.006	-55.778	0.000
CBO9	-0.286	0.006	-50.651	0.000
Indústria	0.066	0.001	64.272	0.000
Comércio	-0.007	0.001	-8.422	0.000
PIB <i>per capita</i>	0.001	0.000	45.564	0.000
PBF	-0.001	0.000	-44.374	0.000
BPC	0.000	0.000	-3.134	0.002
Região metropolitana	0.027	0.001	20.546	0.000
Distância da capital	0.000	0.000	-28.840	0.000
FIT	0.039	0.001	37.370	0.000
Ensino superior	0.227	0.001	204.875	0.000
Homem	0.100	0.001	75.359	0.000
CBO técnica	0.056	0.003	20.850	0.000

Fonte: Rais.

Obs.: R²-Adj = 0.57; F = 1.605,544; DF1 = 40; DF2 = 1,308,728.

No caso da amostra restrita, ainda assim é possível encontrar um prêmio salarial para o ensino técnico, mas com uma magnitude menor que a amostra completa, como 5,8%. Para as demais covariáveis, o ensino superior, seguido da ocupação no setor público, mostra-se como a variável mais relevante. Esses trabalhadores no setor público possuem uma inserção de maior qualidade *vis-à-vis* os jovens entrantes no setor privado, tendo uma trajetória profissional mais estável. Novamente, a variável de mercado mostra também um efeito positivo sobre salários sugerindo também nessa amostra restrita a jovens um efeito de *spillover*.

Comparando os dois resultados das duas amostras, na primeira amostra completa, as estimativas de prêmio salarial são compatíveis com os resultados obtidos na literatura, contudo quando se estima o efeito para jovens trabalhadores sem experiência no mercado de trabalho formal, parte desse efeito é reduzido, sugerindo que as tendências salariais podem gerar algum viés na estimativa total do impacto da educação técnica. Da mesma forma, também parece exigir um importante efeito geracional nos retornos educacionais, com desvantagem para os coortes mais recentes. Ou, ainda, o resultado pode indicar uma certa complementaridade na inserção de jovens no mercado de trabalho que só seriam captados em estágios mais avançados da carreira, ou seja, um impacto positivo de uma boa inserção no mercado na juventude, impactando a carreira profissional do jovem.

4.2 Análise de *cross-section*: retornos da educação técnica em 2007 e 2014

Para iniciar a análise e os testes de robustez com as pesquisas domiciliares, são apresentadas as médias e um teste estatístico de diferenças entre os grupos tratados e o controle (tabela7).

TABELA 7

Estadísticas descritivas e teste de diferença de médias (2007 e 2014)

Variável	2007			2014		
	Demais trabalhadores (%)	Ensino técnico (%)	p-valor	Demais trabalhadores (%)	Ensino técnico (%)	p-valor
Emprego formal	40,7	23,2	0.000	41,0	26,4	0.000
Casado	74,2	73,4	0.066	72,8	71,6	0.013
Comércio	13,7	11,6	0.000	12,5	11,6	0.004
Ensino médio	65,2	21,2	0.000	60,6	25,7	0.000
Ensino superior	20,2	7,3	0.000	24,7	10,9	0.000
Criança acima de 14 anos	1,4	1,5	0.000	1,1	1,1	0.001
Criança abaixo de 14 anos	1,3	1,6	0.000	0,9	1,0	0.000

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Variável	2007			2014		
	Demais trabalhadores (%)	Ensino técnico (%)	p-valor	Demais trabalhadores (%)	Ensino técnico (%)	p-valor
Estudante	13,9	9,9	0.000	11,6	7,8	0.000
Setor público	13,1	4,0	0.000	10,5	4,2	0.000
Idade	36,7	41,3	0.000	39,6	43,4	0.000
Indústria	14,0	9,6	0.000	12,7	8,0	0.000
Masculino	47,8	47,7	0.936	50,7	47,3	0.000
Negro	37,1	48,8	0.000	42,2	53,2	0.000
Pessoa de referência	42,5	43,0	0.306	47,2	45,0	0.000
Renda domiciliar	2.024,9	1.372,3	0.000	3.223,7	2.356,8	0.000
Região metropolitana	41,2	31,8	0.000	40,4	31,3	0.000
Salário-hora	41,0	22,2	0.000	78,9	48,0	0.000
Tenure	690,1	811,3	0.000	774,4	843,9	0.000
Número de pessoas no domicílio	3,6	3,9	0.000	3,3	3,5	0.000
Urbano	96,2	83,7	0.000	96,0	85,3	0.000

Fonte: PNAD.

Em 2007, com a exceção de homens, de pessoa de referência e de famílias compostas por pessoas casadas, os dois grupos são estatisticamente diferentes em todas as variáveis. Em 2014, as diferenças estão presentes em todas as variáveis. Assim, os perfis dos grupos são distintos estatisticamente, especialmente no salário-hora. Desta forma, há um potencial para um problema de seleção nas variáveis, para mitigar esse problema foi estimado um primeiro estágio para criar a Razão Inversa de Mills (Inverse Mills Ratio – IMR), seguindo a contribuição seminal de Heckman (1977). A tabela 8 apresenta os resultados do primeiro estágio.

TABELA 8

Primeiro estágio da regressão: *probit* sobre a situação ocupacional (2007 e 2014)

Variável	2007		2014	
	Estimativa	Erro-padrão	Estimativa	Erro-padrão
Intercepto	-0.996***	0.043	-1.276***	0.046
Idade	0.089***	0.002	0.100***	0.002
Idade	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000
Ensino médio	0.269***	0.009	0.249***	0.008
Ensino superior	0.788***	0.018	0.719***	0.014
Masculino	0.661***	0.008	0.693***	0.008
Negro	-0.008	0.007	-0.010	0.007

(Continua)

(Continuação)

Variável	2007		2014	
	Estimativa	Erro-padrão	Estimativa	Erro-padrão
Casado	0.094***	0.008	0.065***	0.008
Urbano	-0.450***	0.019	-0.306***	0.017
Região metropolitana	-0.040***	0.010	0.022**	0.010
Pessoa de referência	0.382***	0.009	0.259***	0.008
Criança abaixo de 14 anos	-0.001	0.002	-0.003	0.003
Criança acima de 14 anos	0.009***	0.003	0.004	0.003
Estudante	-0.009	0.012	-0.060***	0.014
Renda domiciliar	0.000***	0.000	0.000***	0.000
Número de pessoas no domicílio	-0.007**	0.002	-0.015***	0.003

Fonte: PNAD.

Obs.: Nível de significância (* = 10%; ** = 5%; *** = 1%).

Como esperado, a idade possui uma relação com a inserção no mercado de trabalho. A educação (principalmente a educação superior), o gênero (positivo para homens), o estado civil casado, ser pessoa de referência, ter criança mais velha e uma maior renda familiar, descontada a renda pessoal, possuem um efeito positivo na participação no mercado de trabalho. As estimativas são consistentes para os dois anos, os sinais se mantêm, ainda que a variável "filho no domicílio maior que 14 anos" não seja mais significativa em 2014. Quanto aos efeitos negativos, estar em área urbana como também em região metropolitana e uma família numerosa tem efeitos negativos sobre a condição no mercado de trabalho. Em 2014, a variável "região metropolitana" tem alteração no sinal, enquanto a condição de estudante reduz a probabilidade de entrada no mercado de trabalho. Deve-se ressaltar que nem as variáveis "negro" ou "jovem" afetam significativamente o *status* ocupacional nos dois anos. De forma geral, os resultados apontam para a relevância da inclusão da IMR na equação de salários na tabela 9.

TABELA 9**Equação de salário para amostra completa: todos os trabalhadores (2007 e 2014)**

Variável	2007		2014	
	Estimativa	Erro-padrão	Estimativa	Erro-padrão
Intercepto	1.727***	0.057	2.417***	0.058
Educação técnica	0.133***	0.008	0.112***	0.008
Idade	0.044***	0.002	0.047***	0.002
Idade	0.000***	0.000	-0.001***	0.000
Ensino médio	0.208***	0.006	0.180***	0.006

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Variável	2007		2014	
	Estimativa	Erro-padrão	Estimativa	Erro-padrão
Ensino superior	0.824***	0.014	0.753***	0.014
Homem	0.347***	0.011	0.393***	0.011
Negro	-0.141***	0.005	-0.116***	0.004
Tenure	0.020***	0.001	0.017***	0.001
Tenure	0.000***	0.000	0.000***	0.000
Urbano	0.104***	0.014	0.085***	0.011
Região metropolitana	0.140***	0.009	0.145***	0.008
CBO1	0.234***	0.025	0.058**	0.023
CBO2	0.020	0.024	-0.117***	0.021
CBO3	-0.084***	0.023	-0.234***	0.021
CBO4	-0.369***	0.023	-0.509***	0.021
CBO5	-0.556***	0.023	-0.622***	0.020
CBO6	-0.808***	0.028	-0.911***	0.024
CBO7	-0.504***	0.023	-0.525***	0.020
CBO8	-0.514***	0.025	-0.572***	0.024
CBO9	-0.432***	0.025	-0.473***	0.023
Setor público	0.248***	0.009	0.209***	0.009
Indústria	-0.014*	0.008	-0.092***	0.007
Comércio	-0.008	0.006	-0.072***	0.006
Trabalho formal	0.121***	0.006	0.065***	0.005
IMR	0.238***	0.028	0.404***	0.030

Fonte: PNAD.

Obs.: Nível de significância (* = 10%; ** = 5%; *** = 1%).

De fato, em ambos os anos, pode-se constatar que a IMR aparece com sinal positivo e significativo. Também é possível notar que o efeito da educação técnica é de 14,3% em 2007 e 11,8% em 2014, ambas as estimativas menores que a estimativa em painel, podendo estar correlacionada com a correção do problema de seleção. De toda forma, mesmo levando em consideração a questão da seleção, o retorno da educação técnica se mantém positivo e compatível com a literatura (Oliveira e Rios-Neto, 2007).

Apesar desses resultados consistentes entre a estimativa com os dados longitudinais e as *cross-sections*, há discrepância nos resultados quando se considera a amostra restrita a jovens na PNAD. Ainda que não tenhamos uma estrutura de painel na PNAD, selecionamos três amostras nas duas ondas de 2007 e 2014. As duas primeiras jovens de 18 anos, conforme havia sido feito

com a Rais. Uma terceira amostra foi filtrada para jovens com 25 anos em 2014, ou seja, o mesmo corte de 18 anos selecionado em 2007, assim haveria uma comparabilidade da mesma geração de pessoas nas ondas da PNAD (tabela 10).

TABELA 10

Equação de salários para pessoas com 18 anos (2007 e 2014) e pessoas com 25 anos (2014)

Variável	Pessoas com 18 anos				Pessoas com 25 anos	
	2007		2014		2014	
	Estimativa	Erro-padrão	Estimativa	Erro-padrão	Estimativa	Erro-padrão
Intercepto	1.391***	0.228	2.688***	0.327	3.118***	0.136
Educação técnica	0.249***	0.064	-0.068	0.060	0.097**	0.038
Homem	0.290**	0.106	0.170	0.133	0.320***	0.052
Negro	-0.064*	0.034	-0.052	0.032	-0.084***	0.023
Tenure	0.034	0.023	0.029	0.026	0.044***	0.009
Tenure	-0.004	0.003	-0.013**	0.004	-0.005***	0.001
Urbano	-0.070	0.094	-0.073	0.105	0.105**	0.043
Região metropolitana	0.110**	0.040	0.012	0.041	0.073**	0.026
CBO1	0.830***	0.220	0.037	0.233	0.101	0.098
CBO2	0.568***	0.169	0.106	0.196	0.024	0.088
CBO3	0.716***	0.144	0.299	0.208	-0.061	0.085
CBO4	0.445***	0.132	-0.065	0.185	-0.327***	0.082
CBO5	0.270**	0.137	-0.151	0.188	-0.438***	0.082
CBO6	0.326**	0.163	-0.241	0.219	-0.633***	0.096
CBO7	0.410**	0.135	-0.075	0.192	-0.349***	0.082
CBO8	0.461**	0.145	-0.200	0.209	-0.410***	0.109
CBO9	0.188	0.158	-0.135	0.208	-0.343***	0.094
Setor público	0.050	0.108	-0.075	0.113	0.191***	0.054
Indústria	-0.055	0.040	-0.037	0.054	-0.050	0.033
Comércio	0.004	0.041	-0.083**	0.036	-0.069**	0.026
Trabalho formal	0.163***	0.034	0.100**	0.037	0.072**	0.025
IMR	0.609**	0.295	0.367	0.366	0.364**	0.139

Fonte: PNAD.

Obs.: Nível de significância (* = 10%; ** = 5%; *** = 1%).

Observa-se um impacto elevado para jovens em 2007, 28,2%, praticamente o dobro encontrado na amostra completa para a pesquisa domiciliar. Em 2014, o resultado para amostra restrita a jovens de 18 anos aponta para um coeficiente não significante e negativo. Quando se

analisam os resultados para os jovens de 2014, com 25 anos, isto é, aqueles sete mais velhos que os selecionados em 2007, encontra-se também um efeito positivo e significativo, mas em menor magnitude, 10,2%, quase um terço do efeito encontrado em 2007. Se admitirmos que as duas amostras são comparáveis, uma vez que foi selecionada a mesma geração em dois momentos no tempo, o efeito parece decrescer ao longo do tempo. Comparado aos resultados obtidos com a base da Rais e os dados longitudinais, na amostra restrita a jovens de 18 anos, as estimativas longitudinais são ainda inferiores que as obtidas nas pesquisas domiciliares. Deve-se lembrar que na amostra da Rais os dados cobrem o período de 2007 a 2018, assim o efeito menor sete anos depois nos dados da PNAD, podem indicar um efeito decrescente ao longo do tempo do prêmio salarial do ensino técnico. Entretanto, há que se reconhecer que 2014 é o início da grande recessão de 2014-2016, com efeitos adversos sobre o mercado de trabalho, o que pode explicar em parte a ausência de resultados para jovens em 2014 e também a queda nos prêmios salariais. Nesse contexto, o chamado efeito cicatriz pode ser relevante nas estimativas, uma vez que existe relação consolidada entre desemprego juvenil e perda permanente de salários e pior inserção futura no mercado de trabalho para gerações afetadas diretamente pelo ciclo econômico, notadamente uma severa recessão (Gregg e Tominey, 2005; Schmillen e Umkehrer, 2017; Eliason e Storrie, 2006; Ouyang, 2009). De acordo com Gangl (2006), uma rede de proteção social tem papel crucial em remediar esses impactos negativos, ainda mais quando há exposição em sequência ao desemprego e a seus efeitos negativos.

Assim, os resultados parecem indicar que os retornos do ensino técnico não são constantes ao longo do tempo, nem parecem ser os mesmos entre gerações. É importante atualizar essas estimativas, assim que novas bases estejam disponíveis para se testar e verificar as hipóteses aqui levantadas.

4.3 Efeitos heterogêneos

É comum na literatura que o efeito do tratamento varie em diferentes subgrupos da população. Dadas as características do problema analisado, pode-se questionar se esse não seria o caso para alguns subgrupos, principalmente no que se refere ao setor de atividade. O setor público tem um papel importante no mercado de trabalho brasileiro, com significativo prêmio-salário, atraindo trabalhadores (Belluzo, Anuatti-Neto e Pazello, 2005; Holanda Barbosa e Holanda Barbosa Filho, 2012; Holanda, 2009; Souza e Medeiros, 2013). Além disso, a educação técnica tradicionalmente tem relação mais forte com atividades do setor industrial que em outros setores da economia. De forma a testar essas afirmações, foram estimadas novamente as regressões com os seguintes filtros: somente setor privado, somente setor industrial e somente atividade do comércio, os resultados estão apresentados na tabela 11 tanto para os dados longitudinais como para os dados de *cross-section*.

TABELA 11

Efeitos heterogêneos do ensino técnico/CBO técnica sobre o setor privado, indústria e comércio para todos os trabalhadores e jovens (18 anos)

Grupos	Longitudinal		Cross-section			
	Todos	Jovens	Todos (2007)	Jovens (2007)	Todos (2014)	Jovens (2014)
Privado	0.146*** (0.002)	0.048*** (0.002)	0.152*** (0.009)	0.206*** (0.060)	0.121*** (0.009)	-0.024 (0.058)
Indústria	0.152*** (0.003)	0.068*** (0.003)	0.228*** (0.019)	0.362*** (0.082)	0.212*** (0.020)	0.092 (0.119)
Comércio	0.118*** (0.003)	0.029*** (0.003)	0.120*** (0.019)	0.221* (0.124)	0.091*** (0.019)	0.107 (0.068)

Fonte: Rais e PNAD.

Obs.: 1. Nível de significância (* = 10%; ** = 5%; *** = 1%).

2. Erro-padrão entre parênteses.

Para todos os trabalhadores nos dados longitudinais, as estimativas são em geral muito similares entre os setores. Quando considerado apenas o setor privado, a diferença no retorno geral é de 5,7%, quando se considera a indústria é de 4,9% e para o comércio essa diferença é de 8,8 pontos percentuais (p.p.). Tomando a amostra restrita para jovens as diferenças são respectivamente para o setor privado, indústria e comércio 0,8 p.p., -1,2 p.p. e 2,9 p.p., com valores abaixo da amostra completa.

Com relação aos dados em *cross-section*, os resultados obtidos mostram que o prêmio salarial é maior para indústria, em ambas as amostras e para jovens, com 11,4 p.p. de diferença (25,6%) e 15,3 p.p. de diferença (43,6%) em 2007, respectivamente. Em 2014, o retorno da indústria é também mais elevado que a estimativa geral, mas apenas para amostra completa (mais baixa em 2007), com 11,8 p.p. diferença (23,6% de retorno). Para jovens com 18 anos, os efeitos continuam não significantes, sugerindo uma situação diferente entre as gerações.

Assim, a educação técnica parece apresentar um retorno mais elevado para indústria em um dado ano (quando o dado *cross-section* é considerado, mas a evidência não é corroborada pelos dados longitudinais). É natural pensar em retornos mais elevados para indústria, uma vez que tais atividades devem envolver maior conteúdo tecnológico que outros setores como o comércio. Esses efeitos heterogêneos estão em linha com a literatura e resultados obtidos por Carruthers e Sanford (2018) e Stevens, Kurlaender e Grosz (2019).

4.4 Testes de robustez

A despeito de toda riqueza da base de dados e do tamanho da amostra utilizada no estudo, ainda assim pode haver algum problema restante com seleção não totalmente controlada nas estimativas do impacto ensino técnico. Desta forma, para atacar essa questão, propõe-se um modelo de pareamento (*match*) de pessoas com ensino técnico e os trabalhadores numa razão de dois para um, no início da amostra. Foi utilizado o vizinho mais próximo, com distância *logit* (*propensity score*),¹⁹ controlando para todas as variáveis usadas na equação de salários. Também, para elevar o número de observações para ambas as amostras, completa e a restrita a jovens, (utilizando 2007 como data de referência, 5% para o primeiro e 20% para o segundo). De forma alternativa, restringimos a amostra para pessoas presentes em todos os doze anos do período (2007 a 2018), construindo assim um painel balanceado. Os resultados são apresentados na tabela 12.

TABELA 12

Resultados de pareamento (*matching*) para dados longitudinais e *cross-sections* para a amostra completa e restrita

Base de dados	Estimativa	Erro-padrão	<i>t</i>	<i>p</i> -valor
Rais – todos os trabalhadores	0.223	0.002	114.6	0.000
Rais – todos os trabalhadores (balanceado)	0.224	0.002	123.8	0.000
Rais – jovens (18 anos)	0.075	0.002	36.6	0.000
PNAD 2007 – todos os trabalhadores	0.128	0.009	14.7	0.000
PNAD 2007 – jovens (18 anos)	0.230	0.082	2.8	0.006
PNAD 2014 – todos os trabalhadores	0.122	0.009	13.0	0.000
PNAD 2014 – jovens (18 anos)	-0.081	0.066	-1.2	0.225

Fonte: Rais e PNAD.

Fica claro que não há grandes alterações nos resultados, o que indica que as estimativas originais tanto para os dados longitudinais como os de *cross-section* são bastante robustas. As correções para o problema de seleção nos nossos dados parecem agregar pouca robustez e as estimativas anteriores são consistentes.

De forma a investigar de modo ainda mais acurado, a tabela 13 traz as estimativas do modelo de efeitos aleatórios *within between* para todos os trabalhadores. Devido a limitações

19. As estimativas de pareamento (*matching*) foram realizadas utilizando o *software* econométrico R com o pacote "MatchIt" (Ho *et al.*, 2018).

computacionais, associadas à necessidade de parcimônia na especificação (Bell, Fairbrother e Jones, 2019), o modelo foi estimado com menos covariáveis do que no modelo de pareamento (*matched*) (omitindo o quadrado das variáveis idade e *tenure*, indústria e comércio, CBO, eixos, BPC, região metropolitana e distância para a capital do estado). Foram mantidas, contudo, as variáveis mais relacionadas às características individuais dos trabalhadores e omitidas as variáveis de características da ocupação/estabelecimento/setor ou do município.

TABELA 13

Efeitos aleatórios dentro e entre (*within e between*) para todos os trabalhadores (2007-2018)

Variáveis	Estimativa	Erro-padrão	<i>t</i>	<i>p</i> -valor
Intercepto	1.468	0.008	194.2	0.000
Ano	0.041	0.001	54.2	0.000
Idade Bw	0.006	0.000	38.0	0.000
Idade Wi	-0.008	0.001	-9.5	0.000
<i>Tenure</i> Bw	0.038	0.000	154.3	0.000
<i>Tenure</i> Wi	0.005	0.000	23.3	0.000
FIT Bw	-0.017	0.003	-5.5	0.000
FIT Wi	0.041	0.002	26.7	0.000
Setor público Bw	-0.034	0.005	-7.3	0.000
Setor público Wi	0.117	0.004	32.4	0.000
Tamanho do estabelecimento Bw	0.246	0.004	60.1	0.000
Tamanho do estabelecimento Wi	0.058	0.002	37.0	0.000
PIB <i>per capita</i> Bw	0.006	0.000	68.7	0.000
PIB <i>per capita</i> Wi	0.003	0.000	55.0	0.000
PBF Wi	-0.002	0.000	-62.4	0.000
PBF Bw	0.001	0.000	38.5	0.000
Ensino superior Bw	0.853	0.008	112.9	0.000
Ensino superior Wi	0.094	0.002	40.1	0.000
Ensino médio Bw	-0.011	0.004	-2.6	0.008
Ensino médio Wi	-0.016	0.002	-9.7	0.000
Homem	0.259	0.003	90.8	0.000
CBO técnica	0.211	0.003	74.4	0.000

Fonte: Rais.

Obs.: 1. Bw – *between*; Wi – *within*.

2. N = 1,068,146; n = 129,754; Marg. R² = 0.43; Cond. R² = 0.95.

TEXTO para DISCUSSÃO

Novamente, não há diferenças significativas entre este modelo e o modelo padrão. Com essa nova especificação, o retorno estimado da educação técnica é de 23,5%, ou seja, 2,2 p.p. acima das estimativas anteriores e -1,4 p.p. menor do que a estimativa dos dados pareados. Como esse modelo permite distinguir o efeito intra (*within*), mais relacionado ao indivíduo, do efeito entre (*between*), mais relação com a evolução temporal, nota-se que os efeitos individuais são mais importantes para a presença de FIT e do setor público, enquanto os efeitos ao longo tempo (*between*) são mais relevantes para idade, tempo de emprego, tamanho do estabelecimento e nível superior. A tabela 14 apresenta as estimativas desse mesmo modelo para a amostra com jovens de 18 anos em 2007.

TABELA 14

Efeitos aleatórios dentro e entre (*within e between*) para jovens de 18 anos (2007)

Variável	Estimativa	Erro-padrão	t	p-valor
Intercepto	1.351	0.018	75.4	0.000
Ano	0.067	0.001	127.4	0.000
Idade Bw	0.009	0.001	10.1	0.000
Tenure Bw	0.048	0.001	37.1	0.000
Tenure Wi	0.009	0.001	14.7	0.000
FIT Bw	0.021	0.004	5.7	0.000
FIT Wi	0.044	0.003	12.9	0.000
Setor público Bw	0.042	0.009	4.7	0.000
Setor público Wi	0.184	0.008	22.2	0.000
Tamanho do estabelecimento Bw	0.172	0.006	30.9	0.000
Tamanho do estabelecimento Wi	0.079	0.003	24.0	0.000
PIB <i>per capita</i> Bw	0.003	0.000	37.7	0.000
PIB <i>per capita</i> Wi	0.002	0.000	26.8	0.000
PBF Wi	-0.002	0.000	-31.6	0.000
PBF Bw	0.000	0.000	7.6	0.000
Ensino superior Bw	0.472	0.008	56.4	0.000
Ensino superior Wi	0.132	0.005	28.4	0.000
Homem	0.097	0.003	32.5	0.000
CBO técnica	0.072	0.003	23.3	0.000

Fonte: Rais.

Obs.: 1. *Age within* foi omitida da regressão devido à ausência de variação.

2. N = 230638; n = 34,806; Marg. R² = 0.42; Cond. R² = 0.89.

Da mesma forma que na amostra completa, as estimativas são próximas ao modelo-padrão. O retorno da educação técnica pelo modelo REWB é de 7,5%, ou seja, 1,7 p.p. mais elevada que o modelo padrão e -0,3 p.p. abaixo das estimativas pelo modelo de pareamento. Assim, as evidências obtidas com esse modelo são praticamente as mesmas das estimativas anteriores, indicando grande robustez nos resultados.

Em suma, podemos afirmar que os resultados obtidos são robustos a especificações alternativas (modelo-padrão de efeitos aleatórios, com ou sem pareamento dos dados e modelos de efeitos aleatórios *within-between*), todos eles sugerem o mesmo padrão, um retorno positivo e significativo da educação técnica. Para a amostra completa, os retornos são elevados (entre 21,3% e 24,9%) mais elevada que para jovens trabalhadores e sem experiência prévia no mercado de trabalho (entre 5,8% e 7,8%), o que pode indicar efeitos diferenciados entre gerações.

De forma geral, podemos dizer que os principais resultados obtidos foram os descritos a seguir.

- 1) Nos dados longitudinais da Rais, o retorno estimado para as pessoas nas ocupações técnicas foi de 21,3%, ser homem e possuir nível superior tem impacto significativo também sobre o salário-hora. Outro resultado interessante foi a medida de mercado de trabalho e a externalidade. Estas são relevantes em todas as estimativas, o que além de um possível efeito de transbordamento da variável de tratamento (estar exercendo atividades em ocupações técnicas), parecem apontar para a importância da discussão do efeito heterogêneo da capacitação técnica. Contudo, quando a base é restrita para jovens de 18 anos sem experiência formal no mercado, o impacto da ocupação técnica sobre o retorno do salário é bem mais baixo, 5,8%.
- 2) Para os dados em *cross-section*, o efeito da educação técnica é também positivo e significativo, 14,3% e 11,8%, respectivamente para 2007 e 2014. Fazendo um corte somente para jovens de 18 anos na PNAD e pessoas com 25 anos em 2014, sete anos depois da primeira onda da PNAD com o suplemento especial, os resultados apresentam um retorno de 28,2% em 2007 e 10,2% para jovens de 25 anos em 2014. Esse resultado pode indicar uma queda no retorno ao longo dos anos ou mesmo um primeiro sinal de efeito negativo da recessão que se observaria no país no período.
- 3) Como forma de controlar para os efeitos heterogêneos, foram realizados três filtros, o primeiro excluindo o setor público, o segundo considerando apenas a indústria e o último o comércio. Os resultados foram apresentados na tabela 12, na qual é possível observar que a indústria é o setor com maior retorno. O resultado se mantém no comparativo entre todos os trabalhadores e os jovens de 18 anos.

4.5 Análise custo-benefício

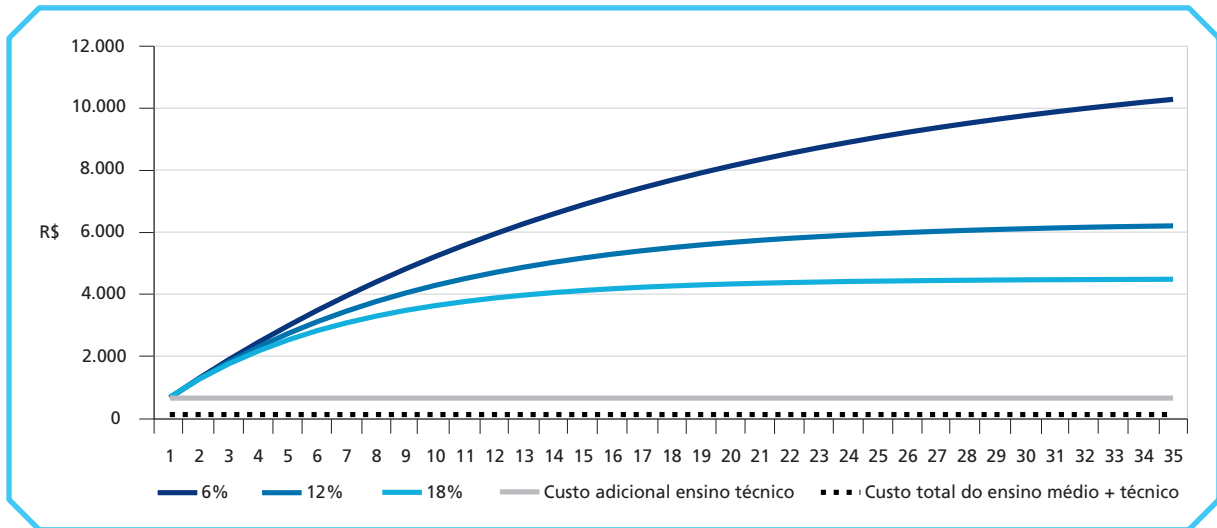
O objetivo desta subseção é estimar uma análise de custo-benefício, confrontando o retorno estimado com os custos ideais propostos por Araújo *et al.* (2016). O Plano Nacional de Educação (PNE) estabelece parâmetros mínimos para qualidade educacional e Araújo *et al.* (2016) estimam esses custos para cada etapa de ensino no Brasil. Assim, as estimativas dos autores do custo anual por aluno em 2015 foram de R\$ 6.111,16 e R\$ 7.944,50 (R\$ 8.368,79 e R\$ 10.381,46 em valores de janeiro 2022). O retorno médio utilizado no exercício de análise de custo-benefício foi o obtido na estimativa em painel com dados pareados (*matching*). Foram escolhidas três taxas de desconto, 6%, 12% e 18%. Estimou-se o acréscimo mensal devido ao impacto positivo do tratamento, ou seja, o retorno da ocupação técnica para todos os trabalhadores e para jovens de 18 anos. Esse acréscimo mensal pode ser considerado o valor máximo mensal no qual o treinamento ainda se mantém economicamente viável, para diferentes níveis de contribuição no mercado de trabalho (de 1 ano a 35 anos). Quanto ao custo ideal estimado por Araújo *et al.* (2016), tomou-se a taxa de 18% que gera um maior custo mensal, assim pode-se considerar que os custos ideais estão nos valores mais altos, tornando o teste de viabilidade do ensino técnico ainda mais rigoroso. Também foi considerado um período de duração do ensino técnico de dezoito meses. Ainda em relação ao custo, foram feitas duas distinções:

- somente o diferencial devido ao ensino técnico, ou seja, a diferença entre o custo do ensino médio e o custo do ensino médio mais ensino técnico; e
- o custo total do ensino médio e do ensino técnico.

Os gráficos 3 e 4 mostram os resultados obtidos comparando as diferentes taxas de desconto. No caso da estimativa para todos os trabalhadores, os resultados mostram que o retorno do ensino técnico cobre os custos mensais, considerando o custo adicional desse ensino no custo total ensino técnico mais ensino médio. Para os jovens de 18 anos, quando se considera o custo total (ensino médio + ensino técnico), seriam necessários respectivamente quatro anos (com 6% de taxa de desconto), cinco anos (considerando 12% de taxa de desconto) e seis anos (considerando 18% de taxa de desconto) no mercado de trabalho para que o retorno mensal estimado superasse o custo mensal estimado para o ensino técnico. No caso apenas do custo adicional do ensino técnico, o retorno no primeiro ano já seria suficiente para cobrir os custos. Este exercício apenas ilustra de maneira simples um comparativo entre os retornos estimados e os custos do ensino técnico, mas, obviamente, há uma heterogeneidade de cursos, que certamente se refletem em custos diferenciados para cada eixo de ensino. Contudo, é interessante que nesse primeiro exercício, o ensino técnico se mostra não somente com um efeito positivo, mas que esse efeito também cobre facilmente os custos do treinamento.

GRÁFICO 3

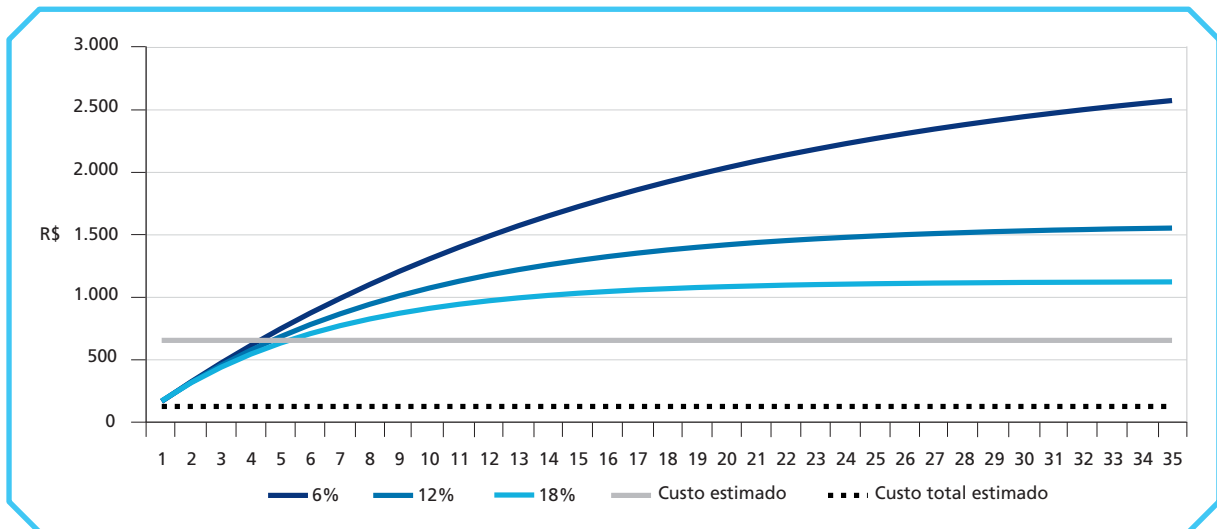
Retorno do ensino técnico para todos os trabalhadores *versus* custo ideal considerando diferentes taxas de desconto para diferentes anos de trabalho



Fonte: Rais.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4

Retorno do ensino técnico para jovens de 18 anos *versus* custo ideal considerando diferentes taxas de desconto para diferentes anos de trabalho



Fonte: Rais.
Elaboração dos autores.

5 COMENTÁRIOS FINAIS

Nesta seção são estimados os impactos do ensino técnico sobre a educação técnica, utilizando dados longitudinais e *cross-section*. No caso do painel, foi possível analisar a evolução ao longo tempo dos trabalhadores em ocupações técnicas em 2007 (nossa *proxy* para o tratamento) com os demais trabalhadores, com nível similar de educação. Para os dados em *cross-section*, foi possível controlar para viés de seleção nos dados. Os resultados mostram que há um efeito positivo e significativo em favor dos trabalhadores em ocupações técnicas. O prêmio salarial fica entre 21,3% e 24,9% para todos os trabalhadores e entre 5,8% e 7,8% para trabalhadores jovens, o que indica que a educação técnica oferece, no curto e no longo prazo, boas oportunidades de uma melhor inserção no mercado de trabalho. Os resultados se mantêm na análise de *cross-section*, ainda que em 2014, selecionando-se apenas os jovens de 18 anos, não é possível identificar efeito do ensino técnico. Os resultados obtidos estão em consistência com a literatura, em especial Oliveira e Rios-Neto (2007).

Para estudantes terminando a vida acadêmica, buscando uma transição mais suave da escola para o mercado de trabalho, a educação técnica pode se mostrar como uma alternativa relevante. Outro resultado interessante do painel da Rais é que trabalhadores em ocupações técnicas, ao final período, conseguem atingir percentual muito parecido de trabalhadores formados com nível superior. Ou seja, parece não existir um *trade-off* entre o ensino técnico e a sequência para adquirir níveis educacionais mais elevados. Ademais, os retornos estimados, considerando apenas os efeitos nos salários, facilmente cobrem os custos estimados. Os resultados, comparados com as estimativas de custo ideal de Araújo *et al.* (2016), mostram que os ganhos salariais para os indivíduos superam esses custos ideais. Na estimativa para todos os trabalhadores, já no primeiro ano de trabalho, o retorno mensal privado supera o custo mensal estimado do ensino técnico. Para os jovens de 18 anos, considerando todo o custo do ensino técnico juntamente com ensino médio, seriam necessários respectivamente quatro anos (com 6% de taxa de desconto), cinco anos (considerando 12% de taxa de desconto) e seis anos (considerando 18% de taxa de desconto) no mercado de trabalho para que o retorno mensal estimado superasse o custo mensal estimado para o ensino técnico.²⁰ Certamente, há um limite para a oferta de cursos técnicos, as ocupações técnicas representam de 5,2% a 5,8% do total das ocupações pela Rais, entre 2007 e 2014. Da mesma forma, pela PNAD, há uma relativa estabilidade no percentual de pessoas com nível técnico de 2007 a 2014, passando de 5,7% e 5,8% do total de trabalhadores na PNAD. Mesmo que um desenho de oferta de treinamento

20. Para comparativo dos custos ideais, foram considerados dezoito meses de treinamento para o ensino técnico e uma taxa de desconto mais elevada, o que resulta num custo ideal mais elevado por mês, sendo necessário um maior retorno privado para que o treinamento passe a ter um valor presente positivo.

deva levar em conta esse balanceamento entre oferta e demanda por mão de obra, de toda forma, pelas estimativas aqui apresentadas, o ensino técnico mostra uma taxa de retorno positiva comparando o impacto sobre salários e o custo ideal estimado.

REFERÊNCIAS

AGUAS, M. **Ensaio sobre a educação profissional e os rendimentos do trabalho**: uma análise para o Brasil. 2014. Tese (Doutorado) – Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2014.

ALVES, E.; VIEIRA, C. Qualificação profissional: uma proposta de política pública. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 12, 2009. Disponível em: <<https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/143>>.

ARAÚJO, H. *et al.* **Quanto custa o Plano Nacional de Educação?** Uma estimativa orientada pelo custo aluno qualidade (CAQ). Brasília: Ipea, 2016. (Nota Técnica, n. 30). Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7272/1/NT_n30_Disoc.pdf>.

ATTANASIO, O.; KUGLER, A.; MEGHIR, C. Subsidizing vocational training for disadvantaged youth in Colombia: evidence from a randomized trial. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 3, n. 3, p. 188-220, 2011.

ATTANASIO, O. *et al.* Vocational training for disadvantaged youth in Colombia: a long-term follow-up. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 9, n. 2, 2017.

BARROS, R. *et al.* Educação técnica e distribuição de renda no Espírito Santo. **Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação**, v. 1, p. 104-135, 2011.

BECKER, G. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, p. 9-49, 1962.

BELL, A.; FAIRBROTHER, M.; JONES, K. Fixed and random effects models: making an informed choice. **Quality and Quantity: International Journal of Methodology**, v. 53, n. 2, p. 1051-1074, 2019.

BELLUZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, 2005.

BIAVASCHI, C. *et al.* **Youth unemployment and vocational training**. Washington, DC: World Bank, 2012.

BISHOP, J.; MANE, F. The impacts of career-technical education on high school labor market success. **Economics of Education Review**, v. 23, n. 4, p. 381-402, 2004.

BRUNELLO, G.; COMI, S. L.; SONEDDA, D. Training subsidies and the wage returns to continuing vocational training: evidence from Italian regions. **Labour Economics**, v. 19, n. 3, p. 361-372, 2012.

CARD, D.; KLUVE, J.; WEBER, A. Active labour market policy evaluations: a meta-analysis. **The Economic Journal**, v. 120, n. 548, p. F452-F477, 2010.

_____. What works? A meta analysis of recent active labor market program evaluations. **Journal of the European Economic Association**, v. 16, n. 3, p. 894-931, 2018.

CARRUTHERS, C.; SANFORD, T. Way station or launching pad? Unpacking the returns to adult technical education. **Journal of Public Economics**, v. 165, n. 146-159, 2018.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N.; GONZAGA, G. Apprenticeship as a stepping stone to better jobs: evidence from Brazilian matched employer-employee data. **Labour Economics**, v. 57, p. 177-94, 2019.

DOUGHERTY, S. The effect of career and technical education on human capital accumulation: causal evidence from Massachusetts. **Education Finance and Policy**, v. 13, n. 2, p. 119-148, 2018.

ELIASON, M.; STORRIE, D. Lasting or latent scars? Swedish evidence on the long-term effects of job displacement. **Journal of Labor Economics**, v. 24, n. 4, p. 831-856, 2006.

FERSTERER, J.; PISCHKE, J.-S.; WINTER-EBMER, R. Returns to apprenticeship training in Austria: evidence from failed firms. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 733-753, 2008.

FRAJA, G. de; LEMOS, S.; ROCKEY, J. The wounds that do not heal: the lifetime scar of youth unemployment. **Economica**, v. 88, n. 352, p. 896-941, 2021.

FRIGOTTO, G. Concepções e mudanças no mundo do trabalho e o ensino médio. In: FRIGOTTO, G.; CIAVATTA, M. (Org.). **Ensino médio integrado: concepções e contradições**. São Paulo: Cortez, 2005. p. 57-82.

GANGL, M. Scar effects of unemployment: an assessment of institutional complementarities. **American Sociological Review**, v. 71, n. 6, 2006.

GREENBERG, D. H.; MICHALOPOULOS, C.; ROBINS, P. K. A meta-analysis of government-sponsored training programs. **ILR Review**, v. 57, n. 1, p. 31-53, 2003.

GREGG, P.; TOMINEY, E. The wage scar from male youth unemployment. **Labour Economics**, v. 12, n. 4, p. 487-509, 2005.

GRUBB, W. N. **Working in the middle**: strengthening education and training for the mid-skilled labor force. [s.l.]: [s.n.], 1996.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 3, p. 607-668, 2008.

HECKMAN, J. J. **Sample selection bias as a specification error (with an application to the estimation of labor supply functions)**. [s.l.]: NBER, 1977. (Working Paper, n. 0172). Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w0172>>.

HECKMAN, J. J.; SMITH, J. A. The determinants of participation in a social program: evidence from a prototypical job training program. **Journal of Labor Economics**, v. 22, n. 2, p. 243-298, 2004.

HO, D. *et al.* **Package 'MatchIt'**. [s.l.]: [s.n.], 2018.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio**: aspectos complementares da Educação de Jovens e Adultos e educação profissional. [s.l.]: IBGE, 2009.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio**: síntese de indicadores. [s.l.]: IBGE, 2014.

KAHYARARA, G.; TEAL, F. The returns to vocational training and academic education: evidence from Tanzania. **World Development**, v. 36, n. 11, p. 2223-2242, 2008.

KRAFFT, C. Is school the best route to skills? Returns to vocational school and vocational skills in Egypt. **The Journal of Development Studies**, v. 54, n. 7, p. 1100-1120, 2018.

MEER, J. Evidence on the returns to secondary vocational education. **Economics of Education Review**, v. 26, n. 5, p. 559-573, 2007.

MINCER, J. A. **Schooling, experience and earnings**. [s.l.]: NBER Books, 1974.

NICKELL, S.; QUINTINI, G. The recent performance of the UK labour market. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 18, n. 2, p. 202-220, 2002.

OLIVEIRA, A. M. C. H. de; RIOS-NETO, E. L. G. Uma avaliação experimental dos impactos da política de qualificação profissional no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, p. 353-378, 2007.

OUYANG, M. The scarring effect of recessions. **Journal of Monetary Economics**, v. 56, n. 2, p. 184-199, 2009.

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

PURCELL, K.; WILTON, N.; ELIAS, P. Hard lessons for lifelong learners? Age and experience in the graduate labour market. **Higher Education Quarterly**, v. 61, n. 1, p. 57-82, 2007.

REIS, M. Vocational training and labor market outcomes in Brazil. **The BE Journal of Economic Analysis and Policy**, v. 15, n. 1, p. 377-405, 2015.

SAKELLARIOU, C. Rates of return to investments in formal and technical/vocational education in Singapore. **Education Economics**, v. 11, n. 1, p. 73-87, 2003.

SCHMILLEN, A.; UMKEHRER, M. The scars of youth: effects of early-career unemployment on future unemployment experience. **International Labour Review**, v. 156, n. 3-4, p. 465-494, 2017.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

SPENCE, M. Job market signaling. **Uncertainty in Economics**, p. 281-306, 1978.

STEVENS, A. H.; KURLAENDER, M.; GROSZ, M. Career technical education and labor market outcomes evidence from California community colleges. **Journal of Human Resources**, v. 54, n. 4, p. 986-1036, 2019.

SWAMY, P. A. V. B.; ARORA, S. S. The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression models. **Econometrica**, v. 40, n. 2, p. 261-275, 1972.

TRAVASSOS, C.; VIACAVA, F.; LAGUARDIA, J. Os suplementos saúde na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) no Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 11, p. 98-112, 2008.

VASCONCELLOS, L.; LIMA, L.; MENEZES-FILHO, N. **Avaliação econômica do ensino médio profissional**. Brasília: Fundação Itaú Social, 2010.

VOOREN, M. *et al.* The effectiveness of active labor market policies: a meta-analysis. **Journal of Economic Surveys**, v. 33, n. 1, p. 125-149, 2019.

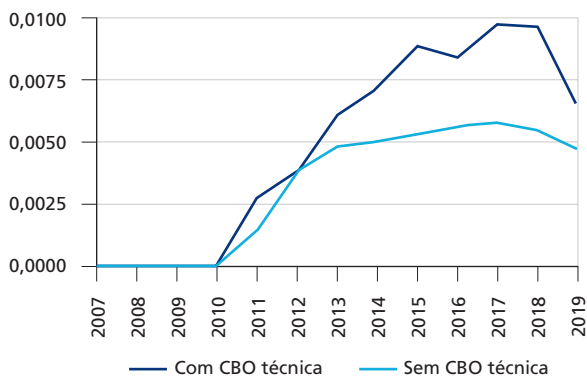
APÊNDICE

GRÁFICO A.1

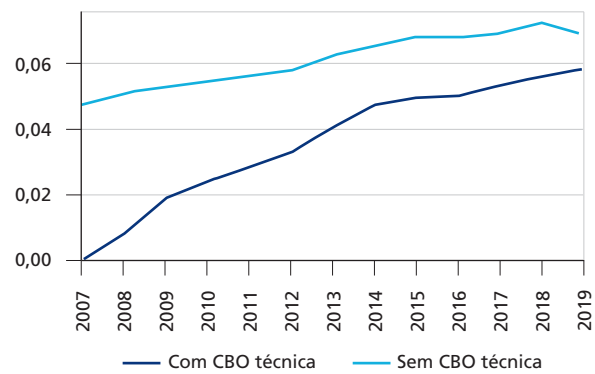
Descritivas da base completa por grupo da CBO (2007-2019)

(Em %)

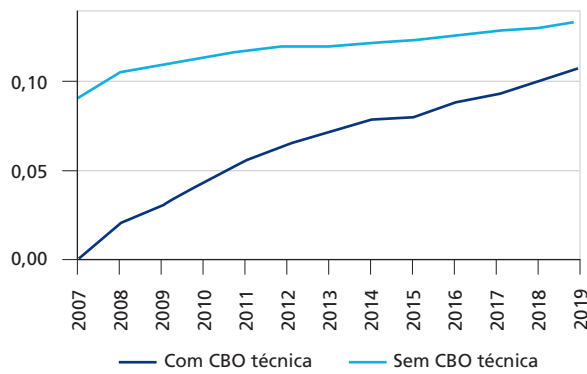
A.1A – CBO: 0



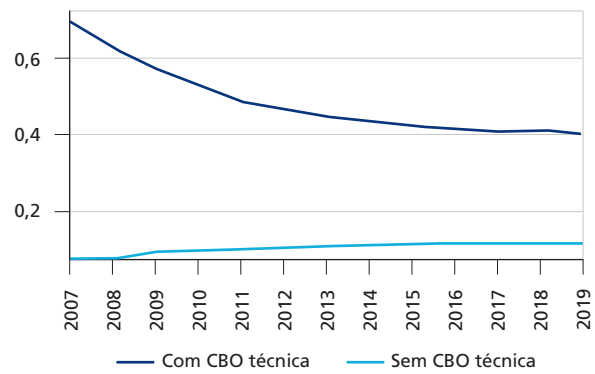
A.1B – CBO: 1



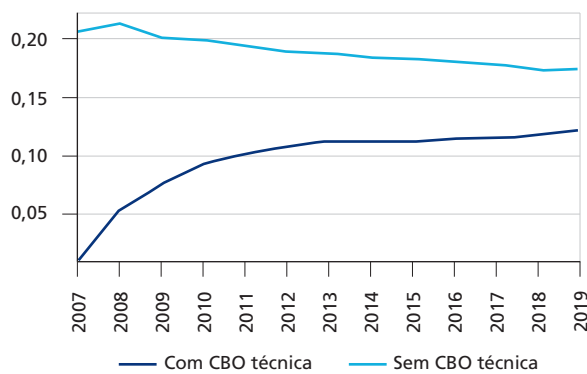
A.1C – CBO: 2



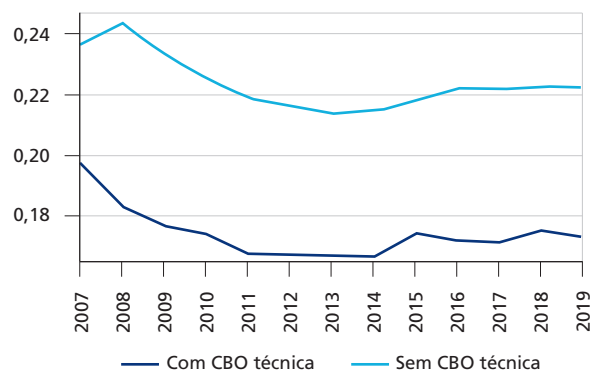
A.1D – CBO: 3



A.1E – CBO: 4

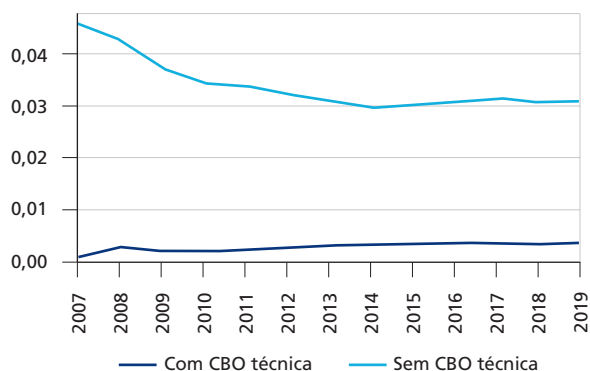


A.1F – CBO: 5

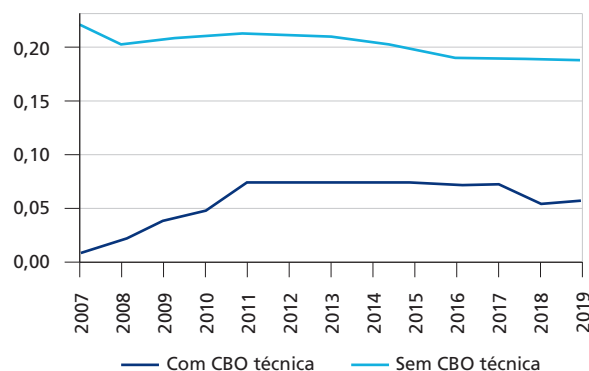


TEXTO para DISCUSSÃO

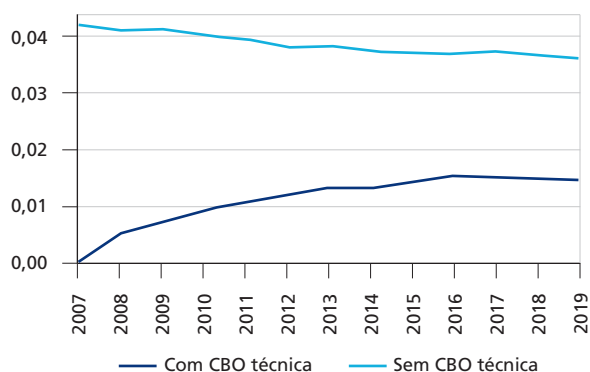
A.1G – CBO: 6



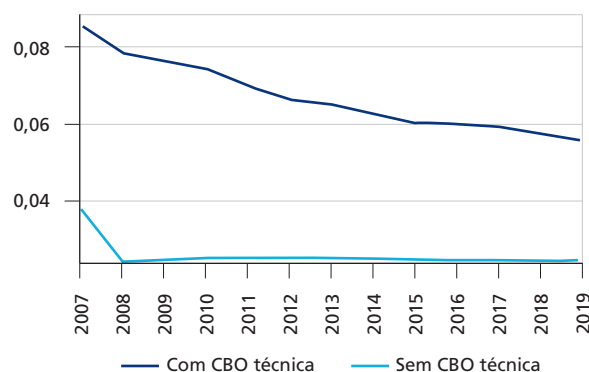
A.1H – CBO: 7



A.1I – CBO: 8



A.1J – CBO: 9



Fonte: Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (Rais/MTE).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. CBO – Classificação Brasileira de Ocupações.

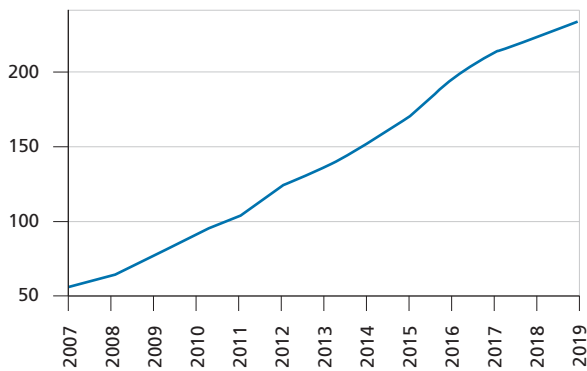
2. Código CBO: 0 – forças armadas, policiais e bombeiros militares; 1 – membros superiores do poder público, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas e gerentes; 2 – profissionais das ciências e das artes; 3 – técnicos de nível médio; 4 – trabalhadores de serviços administrativos; 5 – trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados; 6 – trabalhadores agropecuários, florestais, da caça e pesca; 7 – trabalhadores da produção de bens e serviços industriais; 8 – trabalhadores da produção de bens e serviços industriais; 9 – trabalhadores da produção de bens e serviços industriais.

GRÁFICO A.2

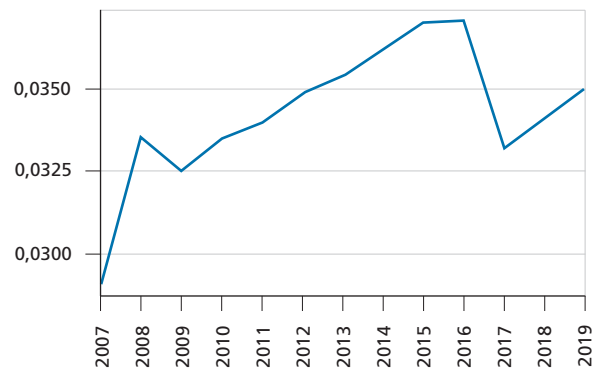
Descritivas para base completa de todos os trabalhadores por eixo (2007-2019)

(Em %)

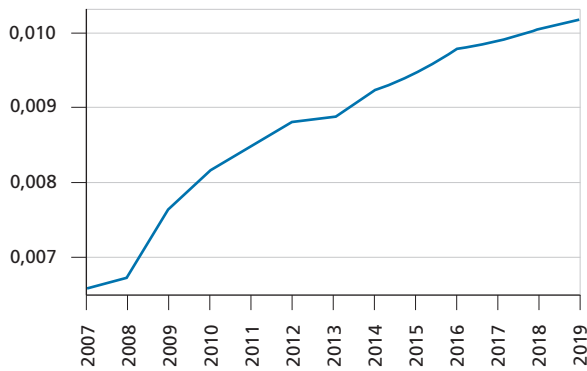
A.2A – Benefício de Prestação Continuada



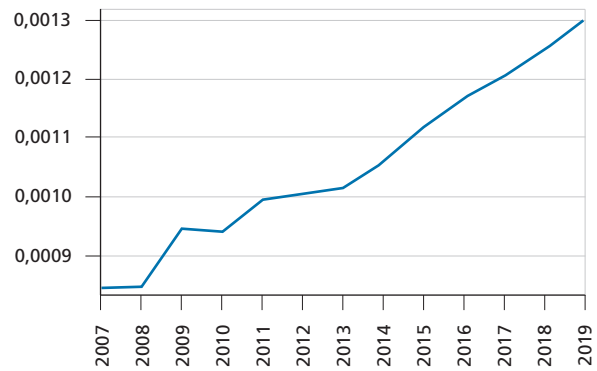
A.2B – Eixo 1



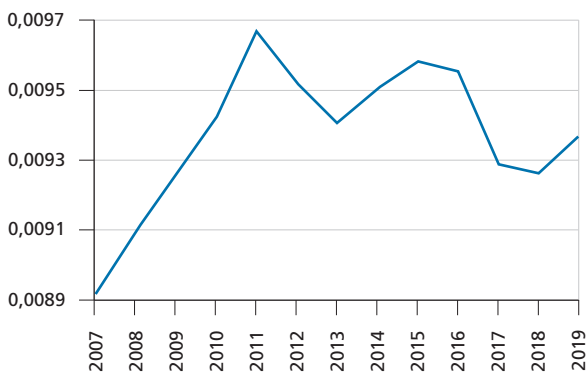
A.2C – Eixo 2



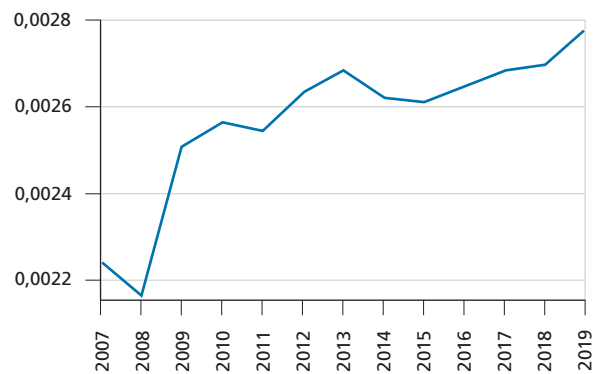
A.2D – Eixo 3



A.2E – Eixo 4

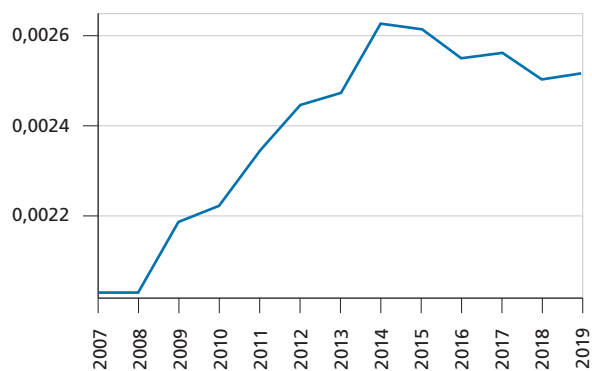


A.2F – Eixo 5

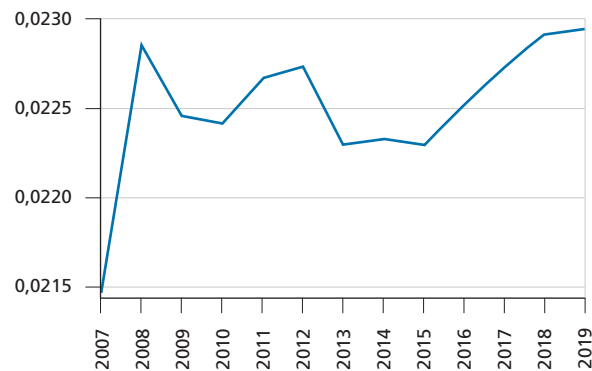


TEXTO para DISCUSSÃO

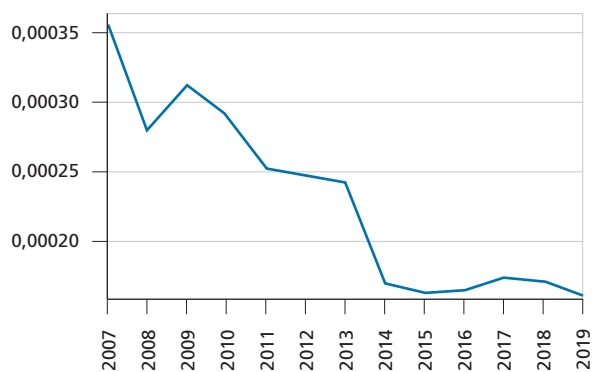
A.2G – Eixo 6



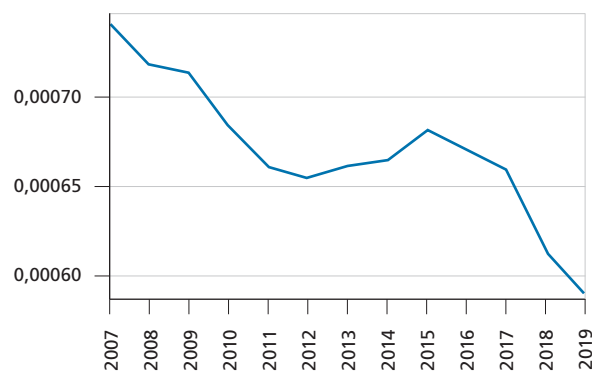
A.2H – Eixo 7



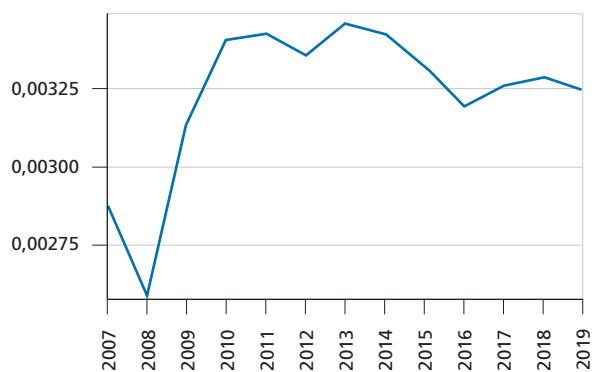
A.2I – Eixo 8



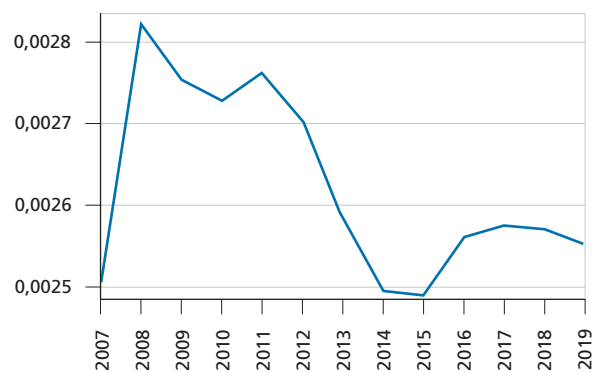
A.2J – Eixo 9



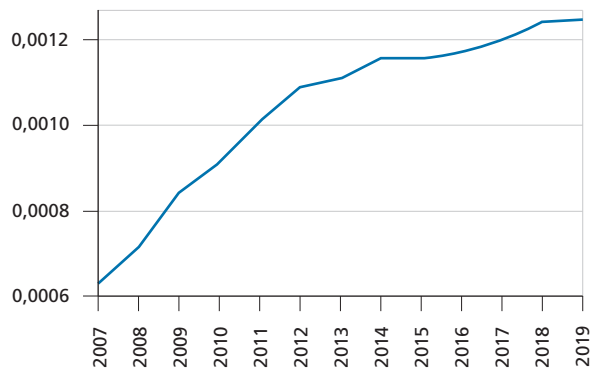
A.2K – Eixo 10



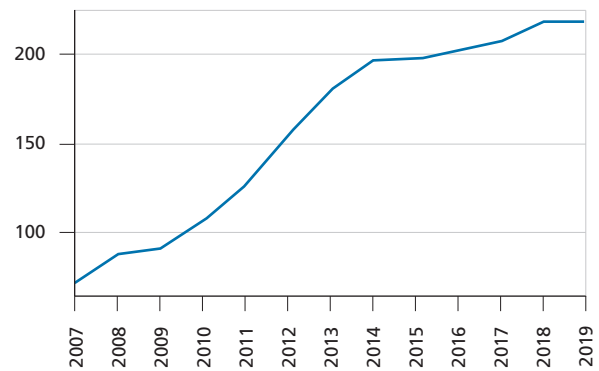
A.2L – Eixo 11



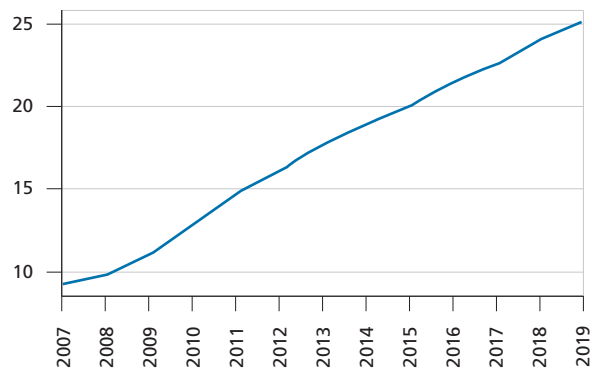
A.2M – Eixo 12



A.2N – Programa Bolsa Família



A.2O – Produto interno bruto



Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Obs.: Legenda: 1 – ambiente e saúde; 2 – controle e processos industriais; 3 – desenvolvimento educacional e social; 4 – gestão e negócios; 5 – informação e comunicação; 6 – infraestrutura; 7 – militar; 8 – produção alimentícia; 9 – produção cultural e *design*; 10 – produção industrial; 11 – recursos naturais; 12 – segurança; 13 – turismo, hospitalidade e lazer.

TABELA A.1

Descritivas para base completa de todos os trabalhadores por CNAE e grupo de CBO

Base completa		CBO									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
A	0.16	1.39	0.43	0.59	0.81	0.58	70.25	1.49	1.1	2.44	
B	0.01	0.32	0.56	0.98	0.26	0.09	0.08	1.31	1.21	2.35	
C	0.45	10.41	5.71	13.71	8.95	4.56	18.67	42.16	64.76	27.13	
D	0.04	0.26	0.66	0.93	0.4	0.05	0.01	0.48	0.94	0.42	
E	1.07	0.51	0.42	0.54	0.73	1.16	0.16	1.05	3.16	1.52	
F	0.23	1.59	1.43	2.42	2.11	1.1	0.64	14.87	1.14	8.61	
G	0.28	23.81	4.26	7.18	20.09	28.35	2.51	12.04	19.48	26.18	
H	0.11	2.38	1.4	3.27	6.02	4.04	0.93	13.54	0.92	8.32	
I	0.17	3.62	0.45	0.37	1.89	8.43	0.34	0.34	2.95	0.81	
J	0.08	2.91	4.73	2.99	2.01	0.59	0.06	0.78	0.15	0.51	
K	0.12	5.72	4.42	1.57	7.24	0.32	0.07	0.07	0.04	0.14	
L	0.01	0.37	0.13	0.11	0.63	0.24	0.09	0.13	0.02	0.14	
M	0.12	1.78	3.09	2.73	4.04	0.86	0.55	0.96	0.51	1.16	
N	0.21	3.67	2.26	3.4	8.59	22.04	2.21	3.29	1.5	6.13	
O	95.02	35.09	47.69	39.65	23.74	18.76	2.04	5.31	1.2	10.46	
P	0.92	2.19	12.74	5.1	3.05	1.83	0.22	0.3	0.12	0.8	
Q	0.7	1.66	6.07	11.36	5.85	3.28	0.19	0.47	0.34	0.93	
R	0.14	0.42	0.59	0.37	0.53	0.61	0.34	0.15	0.08	0.51	
S	0.17	1.87	2.94	2.7	3.05	3.05	0.61	1.26	0.37	1.45	
T	0	0	0	0	0	0.04	0.04	0	0	0	
U	0	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0	0.01	0.02	0.01	

Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. CNAE – Classificação Nacional de Atividades Econômicas.

2. A: agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura; B: indústrias extrativas; C: indústrias de transformação; D: eletricidade e gás; E: água, esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação; F: construção; G: comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas; H: transporte, armazenagem e correio; I: alojamento e alimentação; J: informação e comunicação; K: atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados; L: atividades imobiliárias; M: atividades profissionais, científicas e técnicas; N: atividades administrativas e serviços complementares; O: administração pública, defesa e seguridade social; P: educação; Q: saúde humana e serviços sociais; R: artes, cultura, esporte e recreação; S: outras atividades de serviços; T: serviços domésticos; U: organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais.
3. Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Revisão

Bruna Neves de Souza da Cruz

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Luciana Bastos Dias

Rebeca Raimundo Cardoso dos Santos

Vivian Barros Volotão Santos

Débora Mello Lopes (estagiária)

Maria Eduarda Mendes Laguardia (estagiária)

Editoração

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Mayana Mendes de Mattos

Mayara Barros da Mota

Capa

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico

Aline Cristine Torres da Silva Martins

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO

