

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

Thiago Mendes Rosa<sup>1</sup>      Bruno de Oliveira Cruz<sup>2</sup>  
Luiz Rubens Câmara de Araújo<sup>3</sup>

## ÁREA

### 4. POLÍTICAS PÚBLICAS E PLANEJAMENTO REGIONAL E URBANO

Avaliação de políticas públicas, população e políticas públicas, políticas públicas e desenvolvimento, planejamento urbano, planejamento regional, políticas territoriais, entre outros temas.

## Resumo

Estimamos o retorno da educação técnica brasileira entre 2007 e 2018. Construimos um painel de trabalhadores com a RAIS e o Catálogo Nacional de Ocupações Técnicas. Os resultados mostram um prêmio salarial positivo e significativo entre 21,3% e 24,9% para trabalhadores nas ocupações técnicas, sendo menor para jovens de 18 anos (5,8% a 7,8%). Uma análise de consistência com as PNADs 2007 e 2014 também sugerem valores positivos (significantes), exceto para jovens de 18 anos em 2014. Uma análise de custo-benefício sugere a viabilidade do ensino-técnico se a mensalidade for de até R\$ 8.595,10 (6% de taxa de desconto).

**Palavras-Chave:** Ensino Técnico, RAIS e PNAD.

---

<sup>1</sup> Companhia de Planejamento do Distrito Federal (Codeplan), thiagomendesrosa@outlook.com

<sup>2</sup> IPEA, bruno.cruz@ipea.gov.br

<sup>3</sup> Companhia de Planejamento do Distrito Federal (Codeplan), luiz.araujo@codeplan.df.gov.br

# 1. INTRODUÇÃO

A transição escola-trabalho é um dos principais desafios para gestores públicos em diversos países, incluindo o Brasil. A PNAD, em 2014<sup>4</sup>, apontou que a taxa de desemprego para jovens de 18 a 24 anos era de 10,95%, taxa essa maior que a média geral. Ademais, a PNAD/2014 mostra, ainda, que o percentual de jovens que não estudam 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 dificuldade nessa transição escola-trabalho; menor renda, maior risco de desemprego no futuro, pobreza e até maior chance de envolvimento em atividades criminosas são algumas dessas consequências (por exemplo, De Fraja et. Al., 2021 ou Nickell et. Al., 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.

Por outro lado, 83% das pessoas com 25 anos têm, no máximo, qualificação equivalente ao ensino médio (ou seja, aproximadamente 11 anos de estudos). Os indivíduos com escolaridade equivalente ao ensino fundamental completo são 10% do total, 32% têm 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).

Com isso, identificar se de fato há ganhos salariais no ensino técnico é essencial nesse debate, assim este texto analisa qual o retorno para os jovens, em termos salariais, de atuarem em ocupações que exijam qualificações técnicas ou serem portadores de um diploma de ensino técnico. Utilizando um painel com os trabalhadores formais da RAIS, para o período 2007 a 2018, este trabalho estima os efeitos sobre a remuneração de trabalhadores em ocupações relacionadas ao ensino técnico<sup>5</sup>. A estratégia de identificação na RAIS é de se utilizar as ocupações, denominadas doravante como ocupações técnicas, listadas no Catálogo Nacional das Ocupações Técnicas do Ministério da Educação. Neste catálogo, relacionam-se as ocupações nas quais egressos de cursos técnicos poderiam exercer uma profissão, ou seja, a partir das habilidades aprendidas nos cursos são relacionadas às competências necessárias nas ocupações correspondentes na CBO<sup>6</sup>. Na literatura brasileira, a maioria dos trabalhos têm o foco em pesquisas domiciliares, em especial, utilizando o suplemento do ensino técnico da PNAD/IBGE de 2007, ou seja, a grande parte dos trabalhos foca em 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, and Grosz 2019). A estrutura do modelo, no entanto, dificulta a estimativa por efeitos fixos e, para superar essas restrições metodológicas, estimou-se um modelo de efeito aleatório complexo *within-between* com dados pareados. Como um teste de robustez nos modelos, utilizou-se também as estimativas com dados pareados, 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 variando entre 21,3% a 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, 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 na mesma

---

<sup>4</sup> Os dados da PNAD/2014 são utilizados neste trabalho pela presença neste do suplemento sobre educação técnica e profissionalizante.

<sup>5</sup> 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.

<sup>6</sup> Classificação Brasileira de Ocupações.

direção, ainda que parte dos efeitos sejam menos evidentes para o ano de 2014, não sendo possível identificar efeito significativo para os jovens naquele ano.<sup>7</sup>

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 as estimativas de custo ideal de Araújo *et. al.* (2016), mostram que os ganhos salariais para os indivíduos superam estes 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, seriam necessários, respectivamente, 4 anos (com 6% de taxa de desconto), 5 anos (considerando 12% de taxa de desconto) e 6 anos (considerando 18% de taxa de desconto) no mercado de trabalho para que o retorno mensal estimado superasse o custo mensal estimado<sup>8</sup>.

## **2. IMPORTÂNCIA DA EDUCAÇÃO, 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 et al. 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 salariais (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 as 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, podem se matricular num curso técnico, que exige o diploma do ensino médio. Sendo associado ao ensino básico no Brasil, o ensino técnico fornece uma qualificação mais ampla para os futuros trabalhadores, uma vez que demanda uma gama prévia de habilidades. 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.

Esta associação entre educação básica e ensino técnico não foi sempre regra no Brasil. O Decreto 2.208/1997, que regulamentava a Lei de Diretrizes e Bases da Educação, separou o ensino técnico do ensino regular médio, interrompeu também a sua expansão pela rede federal e dissociou esses dois tipos de ensino. Em julho 2004, o Decreto 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 13.415/2017, com o objetivo de tornar essa etapa mais flexível, além de estabelecer um currículo comum a ser coberto por todas as escolas do país. Todas essas alterações na legislação buscam 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,

---

<sup>7</sup> Esta 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. Esta análise, contudo, está além do escopo deste trabalho.

<sup>8</sup> Para comparativo dos custos ideais, foram considerados 18 meses de treinamento para o ensino técnico e uma taxa 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.

esta taxa cai para 84,3%, e somente 48,5% para pessoas com 18 anos<sup>9</sup>. 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, and 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, lidando com o problema de endogeneidade por meio das regras e ano para entrada no programa. Semelhantemente, Fersterer, Pischke, and Winter-Ebmer (2008) utilizam firmas que fecharam por dificuldades econômicas, encontrando um efeito positivo do treinamento no emprego, com resultados parecidos entre estimativas por MQO e variáveis instrumentais. Ainda que a educação técnica não tenha exatamente o mesmo desenho do programa Jovem Aprendiz, em que este recebe o treinamento já empregado, a concepção e o objetivo dos dois são parecidos com uma transição mais suave da escola para o mercado de trabalho, fazendo estes trabalhos relevantes para o debate.

Um aspecto importante do currículo formal do ensino é a discussão sobre a formação acadêmica em contraposição à formação técnica. Alguns países tendem a colocar mais ênfase no currículo acadêmico, com o objetivo de ampliar as capacidades e habilidades gerais, 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 (veja, por exemplo, Biavaschi *et al.* (2012) e Kahyarara e Teal (2008)). Em alguns casos, 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 as da educação técnica, especificamente devido a este último ter custo mais elevado. 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 não necessariamente seria equivalente em países desenvolvidos devido à heterogeneidade dos países. Meer (2007) contribui com a discussão mostrando que nos EUA a trajetória observada dos alunos que optam pelo ensino técnico não seria muito diferente caso optassem por outras trajetórias acadêmicas. Por outro lado, Krafft (2018), utilizando dados longitudinais de irmãos para o Egito (15-34 anos), mostra 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 debate entre o ensino formal acadêmico *versus* ensino profissional parece ainda aberto. Existem características específicas dos países, o que torna relevante este estudo com foco no Brasil, país que tem uma estratégia muito mais ligada a conjugar o ensino profissional com o ensino básico.

A relação entre educação formal e profissional pode ser associada não somente aos resultados no mercado de trabalho, mas também à própria sequência dos alunos em níveis mais avançados de educação. Nesse sentido, Dougherty (2018) se utiliza dos alunos inscritos e na lista de espera para programas de ensino profissional, demonstrando que estes programas elevam a probabilidade de obtenção de diplomas em nível equivalente ao ensino médio. Este é um importante resultado para países com alta evasão no ensino médio, como é o Brasil<sup>10</sup>. Bishop e Mane (2004), com dados dos EUA, também sugerem impactos positivos quando os cursos técnicos são oferecidos concomitante com o ensino regular; pode-se citar: aumento na frequência às aulas, maior chance de conclusão do curso, incentivo a continuidade dos estudos em nível superior e resultados positivos sobre o desempenho no mercado de trabalho. Esses efeitos também possuem taxas de retorno positivas considerando o custo do treinamento. De acordo com os autores, estudantes que dedicaram por volta de 1/6 do tempo escolar para curso profissionais, tiveram um salário 12% maior após a conclusão dos estudos e por volta de 8% após 7 anos de conclusão, controlando para habilidades e conhecimentos prévios e situação socioeconômica familiar. Grubb (1996) apresenta resultados similares, sugerindo que dois anos de programa de qualificação podem melhorar o status socioeconômico dos estudantes; por outro lado, programas de curta duração teriam resultados contrário no curto prazo. A recomendação do autor é aliar o treinamento profissional com a educação

---

<sup>9</sup> Dados da PNAD/IBGE.

<sup>10</sup> Veja, por exemplo, Leon e Menezes-Filho (2002) e Neri (2015) para uma discussão sobre evasão no ensino médio no Brasil.

formal. Com isso, os resultados positivos do ensino profissional parecem não estar somente circunscrito ao mercado de trabalho, mas também a melhoria no desempenho acadêmico.

Uma discussão tradicional da relação entre educação e mercado de trabalho é a longa literatura que discute a educação como um mecanismo de sinalização (Spence, 1978). A hipótese é que, devido a imperfeições informacionais do mercado de trabalho, pessoas mais educadas (níveis mais elevados de educação ou treinamento), possuidores de diplomas e certificados, sinalizam que possuem mais habilidades inatas, sendo, portanto, mais produtivas, independente da qualidade do treinamento que receberam. Nesta discussão, Carruthers e Sanford (2018) encontram evidências que pessoas detentoras de 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 que outros estudantes, comparados por pareamento. Desta forma, os autores mostram que o ensino técnico fornece habilidades úteis para o mercado de trabalho e reconhecidas pelos empregadores. Também deve-se destacar efeitos heterogêneos entre tipos de atividade, com retorno mais elevado para cursos relacionados ao ramo de saúde. De maneira análoga, Stevens, Kurlaender, and 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 circunscrita 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, desta forma 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, eles possuem importância no debate, uma vez que possuem objetivos similares de melhorar a transição escola-mercado, sendo mais curtos e baratos. 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, encontram evidências positivas e persistentes também 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. Estes 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 estes 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), Card, Kluve e Weber (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 no mercado de trabalho. 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, com efeitos retenção (*lock-in*) no curto prazo.

Na literatura brasileira, o principal foco de trabalhos empíricos residiu na utilização do suplemento especial sobre o ensino profissional da PNAD/IBGE 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) comparam 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

CEDEPLAR/UFMG, encontrando uma redução do tempo de desemprego entre os tratados. Reis (2015) utiliza a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do IBGE, de janeiro de 2006 a dezembro de 2012, encontrando um impacto positivo da educação técnica nos salários por hora de 8%.

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

### 3. DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção, apresentaremos as duas bases de dados e a estratégia de identificação para cada uma delas.

#### 3.1. Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)

A RAIS é um registro administrativo organizado pelo Ministério do Trabalho, que contém informações de todos os trabalhadores do mercado formal de trabalho. Toda empresa com relação trabalhista durante o ano é obrigada a informar ao Ministério sobre essa relação.

Cobrimos o período de 2007 a 2018, mantendo apenas os trabalhadores que finalizaram o ano com vínculo ativo (último dia do ano). Além disso, são mantidos apenas os trabalhadores com, pelo menos, dez horas de trabalho e salário-hora acima do valor mínimo federal<sup>11</sup>. Adicionalmente, são considerados apenas os trabalhadores com 18 anos ou mais, a idade inicial para um trabalho em tempo integral.

Para a construção do painel, são utilizadas as informações dos documentos dos trabalhadores (CPF), sendo possível seguir a trajetória laboral das pessoas ao longo do tempo. Como a base utilizada é nacional, eventuais migrações dos trabalhadores entre municípios estão sendo consideradas.

A ocupação técnica, variável de tratamento, foi definida da seguinte maneira: as CBOs<sup>12</sup> informadas na RAIS em 2007 são cruzadas com o Catálogo Nacional de Cursos Técnicos<sup>13</sup>. Considerando-se que o ensino médio é requisito para o ensino técnico, identificamos os indivíduos que possuem, pelo menos, o ensino médio completo ou o ensino superior incompleto, de modo a se ter uma escolaridade compatível. Todos os demais trabalhadores são considerados como controles.

Atualmente, a educação técnica brasileira tem 227 cursos, de 800, 1.000 ou 1.200 horas, divididos em 13 eixos (1. Meio Ambiente e Saúde; 2. Processos e Controle Industrial; 3. Educação e Desenvolvimento 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; e 13. Turismo, Hospitalidade e Lazer)<sup>14</sup>.

Os dois grupos de trabalhadores são seguidos de 2007, o ponto de partida, até 2018. Como a variável de interesse é invariante no tempo (ter ocupação técnica em 2007), não é possível estimar esse retorno por efeitos-fixos. Para superar essa limitação, utiliza-se um painel de efeitos aleatórios com algumas especificações alternativas para lidar com possíveis problemas de endogeneidade. É importante ressaltar que, mesmo em um cenário no qual os efeitos-fixos fosse uma possibilidade, se a tendência salarial dos trabalhadores em ocupação técnica e aqueles fora dela fosse diferente, o real efeito do tratamento não seria capturado. Além disso, se outras características supostamente fixas no tempo não o fossem (e.g. o aumento da habilidade ao longo do tempo), os efeitos não seriam corretamente estimados. Para lidar com a primeira situação, fazemos uma estimativa apenas para os

---

<sup>11</sup> Valores inferiores ao mínimo não deveriam ser permitidos. Porém, como se trata de um registro de autopreenchimento, erros são possíveis.

<sup>12</sup> Classificação Brasileira de Ocupações.

<sup>13</sup> Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/catalogos-nacionais-de-cursos-tecnicos>. Acesso em 18/05/2022.

<sup>14</sup> Os códigos dos eixos são considerados nessa mesma ordem nas regressões.

jovens com 18 anos em 2007, uma vez que não há tendência salarial anterior entre os grupos no mercado de trabalho formal. A segunda situação é acomodada pelos efeitos aleatórios. Além disso, realizamos um pareamento baseado em variáveis observáveis para tornar os grupos mais homogêneos.

A equação 1 apresenta o modelo padrão a ser estimado.

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

Em que  $y_{it}$  é o log do salário-hora,  $\mathbf{X}_{it}$  são os regressores e  $\alpha$  a constante.

É usual tratarmos  $v_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$  em análises de painel (Baltagi 2008), um contexto de efeito fixo, no qual o parâmetro de características não observáveis e independente do tempo ( $\mu_i$ ) é eliminado conforme a técnica de estimação (*within* ou *first-difference*<sup>15</sup>). Entretanto, ao fazer isso, todas as variáveis também fixas no tempo, como sexo de nascimento e a nossa variável de interesse, são “eliminadas”. Uma alternativa seria utilizar efeitos aleatórios, ou um modelo “quase *whithin*”, definido na equação 2.

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

Em que  $\theta = 1 - \left[ \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + T \sigma_\varepsilon^2} \right]^{1/2}$ ,  $\bar{y}$  e  $\bar{\mathbf{X}}_i$  são as médias temporais de  $y$  e  $\mathbf{X}$ . Quando  $\theta = 1$ , tem-se o estimador de efeitos fixos, enquanto  $\theta = 0$  resulta em um MQO empilhado.

Na seção de robustez, seguindo Bell, Fairbrother e Jones (2019), incorporamos um efeito “*within*” e “*between*”, que permite estimar parâmetros invariantes no tempo (equação 3):

$$y_{it} = \alpha + \beta_{nW}(\mathbf{X}_{it} - \bar{\mathbf{X}}_i) + \beta_{nB} \bar{\mathbf{X}}_i + \beta_n z_i + \mu_i(\mathbf{X}_{it} - \bar{\mathbf{X}}_i) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Em que  $(\mathbf{X}_{it} - \bar{\mathbf{X}}_i)$  é o preditor tomado como o desvio da média das variáveis invariantes no tempo,  $\beta_{nW}$  é o coeficiente *within*,  $\beta_{nB}$  é o coeficiente *between* e  $\beta_n$  são os demais coeficientes das características  $z_i$  invariantes no tempo.

Consideramos, ainda, uma variável de controle de mercado para capturar eventuais efeitos transbordamento da educação técnica (Ferracci, Jolivet, and Berg 2014). Todo município e eixo é considerado um mercado e, em cada ano, é calculado o percentual de “trabalhadores técnicos” em relação ao total. A equação 4 apresenta esses controles, sendo o  $Eixo.share_{y,m,a}$  o percentual no ano  $y$ , município  $m$  e eixo  $a$ ,  $T_{y,m,a}$  são as pessoas em ocupação técnica e  $W_{y,m,a}$  são todos os trabalhadores.

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

A Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis utilizadas para realizar as estimativas.

**Tabela 1:** RAIS: variáveis – descrição por tipo

Tipo	Variável	Descrição
	Informações do trabalhador	CPF
ID do painel	Ano	Ano da informação
Variável resposta	Salário-hora	Salário-hora médio real
Tratamento	CBO Técnica	Códigos da CBO utilizados para identificar as ocupações técnicas

<sup>15</sup> Desvio médio ou primeira diferença.

	Idade	Em 31 de dezembro (e seu quadrado para capturar não-linearidades)
	Sexo	Masculino ou feminino
	Escolaridade	Duas <i>dummies</i> : ensino médio ou superior completo
	Tempo	Tempo, em anos, no trabalho atual (e seu quadrado para capturar não-linearidades)
	Tamanho da empresa	<i>Dummy</i> para grandes empresas (acima de 500 empregados)
	Ocupação	<i>Dummies</i> para dez grupos de CBOs
	Indústria	Uma <i>dummy</i> para Indústria, baseado na Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE)
	Comércio	Uma <i>dummy</i> para o Comércio (CNAE)
Controles	Setor público	A <i>dummy</i> para setor público, conforme a Natureza Jurídica
	PIB PP	PIB <i>per capita</i> do município
	PBF PP	Transferência anual <i>per capita</i> do Programa Bolsa Família do município
	BPC PP	Transferência anual <i>per capita</i> do Benefício de Prestação Continuada do município
	RM	Uma <i>dummy</i> para municípios em Região Metropolitana
	Distância	Distância, em km, do município para a capital do Estado
	FIT	Uma <i>dummy</i> para municípios com Instituto Federal de Tecnologia no ano (conforme Censo da Educação Superior).
	Eixos	Percentual de trabalhadores técnicos no mercado. Para cada ano, o mercado é cada município e eixo tecnológico

Fonte: RAIS, INEP e IBGE

A base completa tem 294,7 milhões de observações, o que traz limitações computacionais para a análise. Para conseguir processar as informações, tiramos uma amostra aleatória de cerca de 1,4% de trabalhadores em 2007, seguindo-os ao longo dos anos, o que resulta em 3,97 milhões de observações. A Tabela 2 mostra esses dados.



**Tabela 2:** RAIS – total de observações, amostra e percentual de CBO técnicas, 2007-2018

Ano	Observações	Amostra	% amostra	% CBO Tec.
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

Observa-se que, exceto pelos dois primeiros anos (2007 e 2008), perde-se, em média, menos de um milhão de observações. É provável que, devido à crise global de 2008, uma grande porção de trabalhadores perdeu o trabalho formal e nunca mais retornou. Na nossa amostra, observamos uma reversão da crise de 2008 a 2009; o percentual de trabalhadores com ocupação técnica começa em 5,2% do total, subindo para 5,8% no último período, o que sugere uma baixa participação deste tipo de ocupação no Brasil.

### **3.2. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**

A PNAD é uma investigação anual da força de trabalho, realizada pelo IBGE desde 1967. Em alguns anos, existem suplementos para investigar outros assuntos de interesse governamental (Travassos, Viacava, and Laguardia 2008). No que diz respeito a educação técnica, foram feitos dois questionários suplementares, em 2007 e 2014.

Por ser uma pesquisa domiciliar, existem informações sobre as famílias dos trabalhadores, o que nos permite levar em consideração uma gama maior de características, incluindo determinantes de participação no mercado de trabalho. Por outro lado, não existe uma estrutura de painel para lidar o componente temporal, fazendo ambas as análises complementares. A Tabela 3 apresenta as variáveis utilizadas para estimar os retornos salariais, incluindo a seleção no mercado de trabalho.

**Tabela 3:** PNAD: variáveis – descrição por tipo

<b>Tipo</b>	<b>Variável</b>	<b>Descrição</b>
Resultado	Situação ocupacional*	<i>Dummy</i> indicando se a pessoa trabalhou na semana de referência da pesquisa
	Salário-hora	Salário-hora real no mês anterior
Tratamento	Ensino Técnico	<i>Dummy</i> para pessoas com ensino técnico
Controles	Idade*	Na data de referência da pesquisa
	Sexo*	Masculino ou feminino
	Black*	<i>Dummy</i> para pretos e pardos
	Escolaridade*	Dois <i>dummies</i> : ensino médio ou superior
	Tempo	Tempo, em anos, no trabalho atual
	Ocupação	Grandes grupos de CBO
	Urbano*	<i>Dummy</i> para áreas urbanas
	MR*	<i>Dummy</i> para municípios em Regiões Metropolitanas
	UF*	<i>Dummy</i> para 26 estados e o DF (menos a referência)
	RP*	<i>Dummy</i> para pessoa de referência na família
	Frequência escolar*	<i>Dummy</i> para estudantes (qualquer nível)
	Crianças u14*	Nº de pessoas abaixo de 14 anos na família
	Pessoas o14*	Nº de pessoas acima de 14 anos na família
	Casado*	<i>Dummy</i> para famílias com cônjuges
	Renda domiciliar*	Renda domiciliar exclusive a renda da pessoa (caso tenha renda)
	Setor público	<i>Dummy</i> para trabalho no setor público
	Indústria	<i>Dummy</i> para trabalho na indústria
	Comércio	<i>Dummy</i> para trabalho no comércio
	Formal	<i>Dummy</i> para trabalho formal

Fonte: PNAD.

Obs.: \* Variáveis presentes na equação de seleção.

Em 2007, a amostra foi de 399,964, enquanto, em 2014, foi de 362,627, ambas representativas para o país. Os resultados aqui apresentados levam em consideração o desenho amostral complexo da PNAD (veja Silva, Pessoa e Lila 2002). A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas.

**Tabela 4:** PNAD 2007 e 2014 – população acima de 18 anos por status de educação técnica e população total

Variável	2007		2014	
	N	%	N	%
Com Educação Técnica	7.451.167	5,7	8.606.057	5,8
Sem Educação Técnica	123.797.241	94,3	140.089.887	94,2
Pessoas 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: IBGE/PNAD

O Brasil tinha quase 190 milhões de habitantes em 2017, somando mais 13 milhões de pessoas em 2014. O percentual da população com 18 anos ou mais se elevou, enquanto o percentual de pessoas com ensino técnico permaneceu estável em 5,8%. Destaca-se que esses valores estão compatíveis com a RAIS, sugerindo grupos similares de análise.

Para contextualizar a situação geral do mercado de trabalho brasileiro, a Tabela 5 apresenta o número de desempregados.

**Tabela 5:** PNAD 2007 e 2014 – desempregados. Por grupo de idade e situação educacional

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 Ens. Técnico (18 anos ou mais)	458.885	7,07	474.176	6,57
Desempregados com Ens. Técnico (18 anos)	14.820	28,64	26.328	26,24

Fonte: IBGE/PNAD

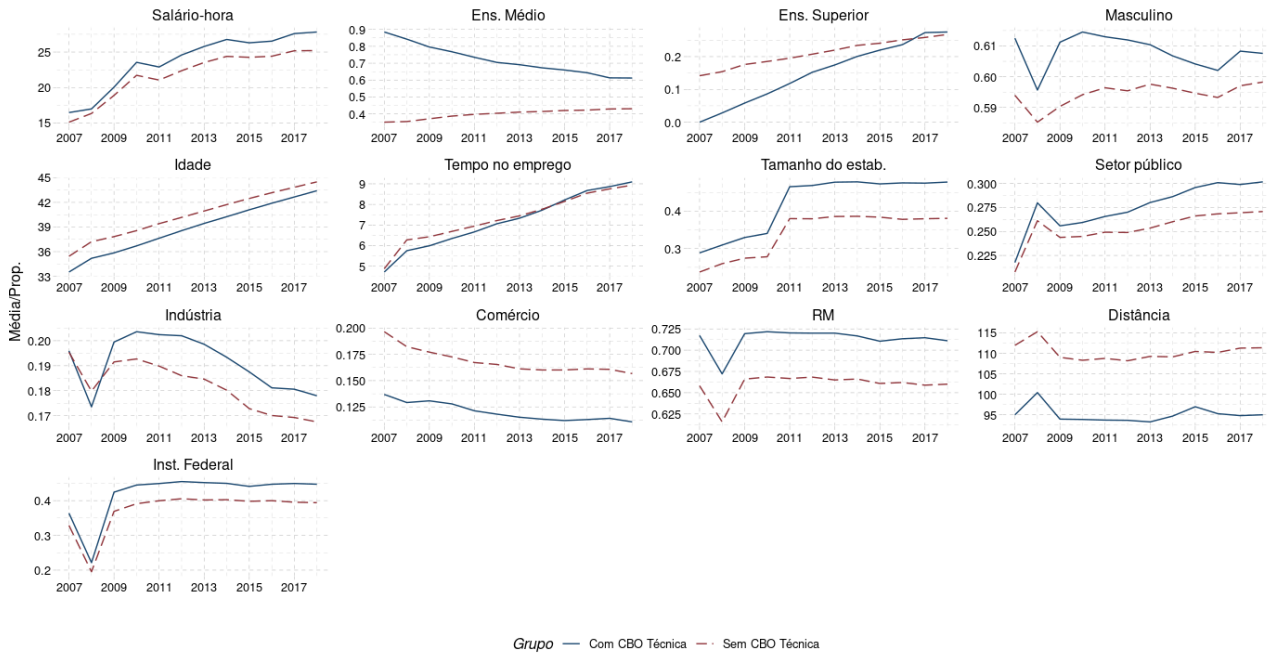
Em geral, a taxa de desemprego dos jovens é cerca de três vezes a da população geral em 2007, sendo um pouco maior em 2014. Enquanto a taxa de desemprego para população geral é similar entre pessoas com e sem ensino técnico, para jovens com 18 anos a taxa é maior para o grupo com ensino técnico (o que pode ser relacionado ao efeito “*lock-in*”, no qual pessoas em qualificação sofrem perda de oportunidades de trabalho no curto prazo; para uma discussão, ver Card, Kluve e Weber (2010) e Card, Kluve e Weber (2018)).

#### 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Dado que nosso interesse foca numa 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).

A Figura 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, com idade média menor (aproximadamente dois anos), mais moradores de Regiões Metropolitanas, em municípios mais próximos da capital do estado e com a presença de um Instituto Federal de Tecnologia.

**Figura 1:** Estatísticas descritivas para todos os trabalhadores, 2007 a 2018

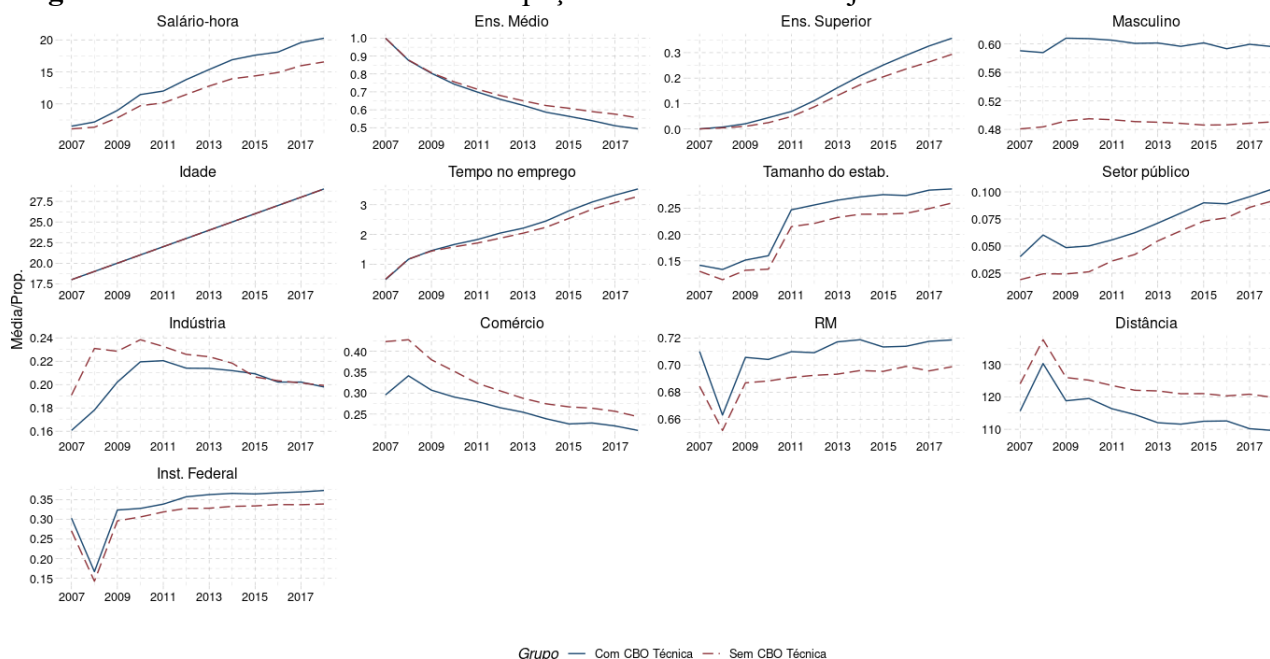


Fonte: RAIS/2007 a 2018

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, a proporção de trabalhadores nas ocupações técnicas com nível superior supera a proporção dos demais trabalhadores, ou seja, estes trabalhadores conseguiram dar continuidade aos estudos e a proporção de nível educacional, no mínimo, passa a se equiparar aos demais trabalhadores. Este resultado merece uma análise mais detida, pois parece indicar que a educação técnica não é um fim em si mesma, muito menos impeditivo para a continuidade de estudos pelos jovens. Esta evidência está em consonância com a literatura, e.g. Bishop e Mane (2004), em que a continuidade dos estudos para portadores de diploma ensino técnico, no mínimo, não é afetada por pelo treinamento profissionalizante.

A tendência das variáveis para o recorte de jovens de 18 anos, sem experiência no mercado de trabalho, mostra uma impressionante similaridade com os demais trabalhadores. O salário-hora nos anos iniciais nas duas categorias são praticamente iguais. 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 ao demais trabalhadores. As tendências de idade e experiência seguem praticamente a mesma dos demais trabalhadores. Por outro lado, jovens trabalhadores em ocupações técnicas tendem a estar mais empregados no serviço público, em detrimento da indústria e do comércio.

**Figura 2: Brasil - Jovens de 18 em ocupações técnicas e demais jovens 2007 a 2018**



Fonte: RAIS/2007 a 2018

Para os dados da *cross-section* da PNAD (2007 e 2014), Tabela 6, 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. Esta diferença motiva o uso de modelos para correção de problemas de seleção entre os dois grupos (Heckman (1977)).

**Tabela 6: Estatísticas Descritivas e teste de diferença de médias entre 2007 e 2014**

Variáveis	2007			2014		
	Demais Trabalhadores	Ensino Técnico	P.valor	Demais Trabalhadores	Trabalhadores 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
Nível superior (%)	20,2	7,3	0,000	24,7	10,9	0,000
Criança acima de 14	1,4	1,5	0,000	1,1	1,1	0,001
Criança abaixo de 14	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
Industria (%)	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
Renda Familiar (WPI)	2.024,9	1.372,3	0,000	3.223,7	2.356,8	0,000
RM (%)	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/IBGE

Os principais resultados obtidos foram:

- a) Nos dados longitudinais (RAIS), o retorno estimado para as pessoas nas ocupações técnicas foi de 21,3%<sup>16</sup>, 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 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), parece apontar para a importância da discussão do efeito heterogêneo da capacitação técnica. Por outro lado, 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%;
- b) Para os dados em *cross-section*, o efeito da educação técnica é também positivo e significativo, 14,3% e 11,8%, respectivamente para os anos de 2007 e 2014. Fazendo um corte somente para jovens de 18 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. Este 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;
- c) 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. A indústria é o setor com maior retorno, mantendo-se no comparativo entre todos os trabalhadores e os jovens de 18 anos.

---

<sup>16</sup> O efeito é recuperado por  $e^{\beta} - 1$ .

**Tabela 7:** Resultados dos efeitos aleatórios para todos os trabalhadores e jovens com 18 anos, 2007 a 2018

Variável	Todos		18 anos	
	Estimativa	E.P	Estimativa	E.P
Intercepto	0,699***	0,005	-1.840***	0,014
Idade	0,063***	0,000	0.303***	0,001
Idade <sup>2</sup>	-0,001***	0,000	-0.005***	0,000
Tempo	0,018***	0,000	0.037***	0,000
Tempo <sup>2</sup>	0,000***	0,000	-0.002***	0,000
Eixo1	0,145***	0,018	-1.076***	0,036
Eixo2	0,7***	0,028	0.705***	0,047
Eixo3	0,39***	0,123	1.665***	0,218
Eixo4	1.502***	0,023	1.170***	0,039
Eixo5	0,024**	0,012	0,256***	0,027
Eixo6	2.840***	0,058	1.881***	0,100
Eixo7	0,11***	0,018	0.019	0,037
Eixo8	-0,372***	0,129	1.611***	0,201
Eixo9	7.995***	0,137	3.608***	0,209
Eixo10	-0,081*	0,041	0,975***	0,076
Eixo11	-0,177**	0,084	-1.038***	0,156
Eixo12	18.449***	0,185	6.468***	0,341
Eixo13	0,978***	0,108	0,449***	0,168
Tamanho	0,076***	0,001	0,095***	0,001
Setor público	0,135***	0,001	0,171***	0,002
CBO1	-0,026***	0,004	-0,143***	0,005
CBO2	-0,03***	0,004	-0,127***	0,005
CBO3	-0,161***	0,004	-0,261***	0,005
CBO4	-0,246***	0,004	-0,365***	0,005
CBO5	-0,325***	0,004	-0,353***	0,005
CBO6	-0,368***	0,004	-0,349***	0,006
CBO7	-0,274***	0,004	-0,343***	0,005
CBO8	-0,247***	0,004	-0,310***	0,006
CBO9	-0,266***	0,004	-0,286***	0,006
Industria	0,064***	0,001	0,066***	0,001
Comércio	-0,035***	0,001	-0,007***	0,001
PIB PP	0,002***	0,000	0,001***	0,000
PBF	0,000***	0,000	-0,001***	0,000
BPC	0,000***	0,000	0,000***	0,000
MA	0,036***	0,000	0,027***	0,001
Distância	0,000***	0,001	0,000***	0,000
FIT	0,046***	0,001	0,039***	0,001
Ensino médio	0,022***	0,001		
Ensino superior	0,224***	0,001	0,227***	0,001
Masculino	0,178***	0,001	0,100***	0,001
CBO Técnica	0,193***	0,003	0,056***	0,003

Fonte: RAIS. Obs.1 Todos.: R<sup>2</sup>-Adj: 0.57; F = 1,605,544; DF1: 40; DF2: 1,308,728. Obs.2 Jovens.: R<sup>2</sup>-Adj: 0.57; F = 1,605,544; DF1: 40; DF2: 1,308,728. Nível de significância (\* = 10%; \*\* = 5%; \*\*\* = 1%)

**Tabela 9:** Primeiro estágio – *Probit* do status ocupacional, 2007 e 2014

Variável	2007		2014	
	Estimativa	E.P.	Estimativa	E.P.
Intercepto	-0,996***	0,043	-1,276***	0,046
Idade	0,089***	0,002	0,100***	0,002
Idade <sup>2</sup>	-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
Casado	0,094***	0,008	0,065***	0,008
Urbano	-0,450***	0,019	-0,306***	0,017
RM	-0,040***	0,010	0,022**	0,010
Pessoa de Referência	0,382***	0,009	0,259***	0,008
Filho (menor 14)	-0,001	0,002	-0,003	0,003
Filho (maior 14)	0,009***	0,003	0,004	0,003
Estudante	-0,009	0,012	-0,060***	0,014
Renda domiciliar (SRP)	0,000***	0,000	0,000***	0,000
Nº pessoas no domicílio	-0,007**	0,002	-0,015***	0,003

Fonte: PNAD/IBGE

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



**Tabela 10:** Equação de salários para todos os trabalhadores, *cross-section*, 2007 e 2014

Variável	2007		2014	
	Estimativa	E.P.	Estimativa	E.P.
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 <sup>2</sup>	0,000***	0,000	-0,001***	0,000
Ensino médio	0,208***	0,006	0,180***	0,006
Ensino superior	0,824***	0,014	0,753***	0,014
Masculino	0,347***	0,011	0,393***	0,011
Negro	-0,141***	0,005	-0,116***	0,004
Tempo	0,020***	0,001	0,017***	0,001
Tempo <sup>2</sup>	0,000***	0,000	0,000***	0,000
Urbano	0,104***	0,014	0,085***	0,011
RM	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
Industria	-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/IBGE

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

**Tabela 11:** Equação salarial para pessoas com 18 anos (2007 e 2014) e 25 anos em 2014

Variável	2007		2014		2014/25 anos	
	Estimativa	E.P.	Estimativa	E.P.	Estimativa	E.P.
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
Masculino	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
Tempo	0,034	0,023	0,029	0,026	0,044***	0,009
Tempo <sup>2</sup>	-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
RM	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/IBGE

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

**Tabela 12:** Efeitos Heterogêneos das Ocupações Técnicas e Ensino Técnico no Setor privado, indústria e comércio. Todos os trabalhadores e jovens (18 anos)

Grupos	RAIS (Longitudinal)		Cross-section			
	Todos os indivíduos	Jovem (18 anos)	Todos 2007	Jovens (18 anos) 2007	Todos 2014	Jovens (18 anos) 2014
Setor 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/IBGE

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

Obs.2: Erro-Padrão nos parênteses.

#### 4.1. Teste de robustez

Apesar da riqueza e do tamanho da amostra, pode-se restar algum viés de seleção para a educação técnica não controlado completamente. Para lidar com isso, fazemos um pareamento das pessoas com ensino/ocupação técnica na proporção dois para um. Usamos o vizinho mais próximo de acordo com uma distância *logit* (score de propensão), considerando todas as variáveis utilizadas na regressão salarial. Adicionalmente, aumentamos a amostra da RAIS para os dois grupos de idade (5% para o

primeiro e 20% para o segundo) e, além disso, restringimos a análise para pessoas presentes em todos os anos (eliminando o atrito do painel) (Tabela 13).

**Tabela 13:** Resultado pareado para as bases longitudinais e *cross-section*. Todos os trabalhadores e jovens (18 anos)

Base	Estimativa	EP	t	P-valor
RAIS - todos trabalhadores	0.223	0.002	114.6	0.000
RAIS - todos 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 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 trabalhadores	0.122	0.009	13.0	0.000
PNAD 2014 - Jovens (18 anos)	-0.081	0.066	-1.2	0.225

Fonte: RAIS/ME e PNAD/IBGE

Obs.: EP = Erro padrão

Observamos que as conclusões permanecem praticamente as mesmas. Os resultados são robustos para ambas as bases, corroborando as conclusões apresentadas anteriormente.

Avançando na análise, a Tabela 14 apresenta as estimativas para o modelo de efeitos aleatórios “*within-between*” para todos os trabalhadores. Devido a limitações computacionais e a necessidade de uma especificação mais parcimoniosa (Bell, Fairbrother e Jones 2019), a estimação é restringida aos dados pareados com menos covariáveis (os termos quadráticos são omitidos, as *dummies* de indústria e comércio, CBO, eixos, BPC, área metropolitana e distância). O objetivo foi focar nas variáveis relacionadas às características dos trabalhadores.

**Tabela 14:** Efeitos aleatórios “*between-within*” para todos os trabalhadores, 2007 a 2018

Variável	Estimativa	E.P.	t	P 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
Tempo Bw	0,038	0,000	154,3	0,000
Tempo 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 empresa Bw	0,246	0,004	60,1	0,000
Tamanho empresa Wi	0,058	0,002	37,0	0,000
PIB PP Bw	0,006	0,000	68,7	0,000
PIB PP 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

---

Fonte: RAIS/ME

Obs.1: E.P. = Erro Padrão; Bw = *Between*; Wi = *Within*.

Obs.2: N: 1.068.146; n: 129.754; Marg. R<sup>2</sup>: 0,43; Cond. R<sup>2</sup>: 0,95.

As estimativas, mais uma vez, são muito próximas ao modelo padrão. Agora, o retorno da ocupação técnica é de 23,5%, 2,2 p.p. maior que a estimativa padrão, e -1,4 p.p. menor que a estimativa com a base pareada. Como esse modelo permite distinguir os coeficientes “*within*” (relacionados aos indivíduos) dos efeitos “*between*” (relacionados ao tempo), observa-se que a primeira classe é mais relevante para a existência de institutos federais e setor público, enquanto a segunda é mais relevante para idade, tempo na empresa, tamanho da firma e educação superior.

Os resultados para os jovens são semelhantes, sendo 1,7 p.p. acima da estimativa padrão e -0,3% menor que a base pareada, com conclusões semelhantes para os coeficientes *within* e *between*<sup>17</sup>. Em suma, todos os resultados aqui estimados são robustos a diferentes especificações (efeitos aleatórios, com e sem pareamento, além da versão *between-within*). Assim, os retornos estimados são entre 21,3% e 24,9% para todos os trabalhadores e 5,8% e 7,8% para os jovens, o que sugere uma mudança geracional dos retornos.

## 5. ANÁLISE CUSTO-BENEFÍCIO

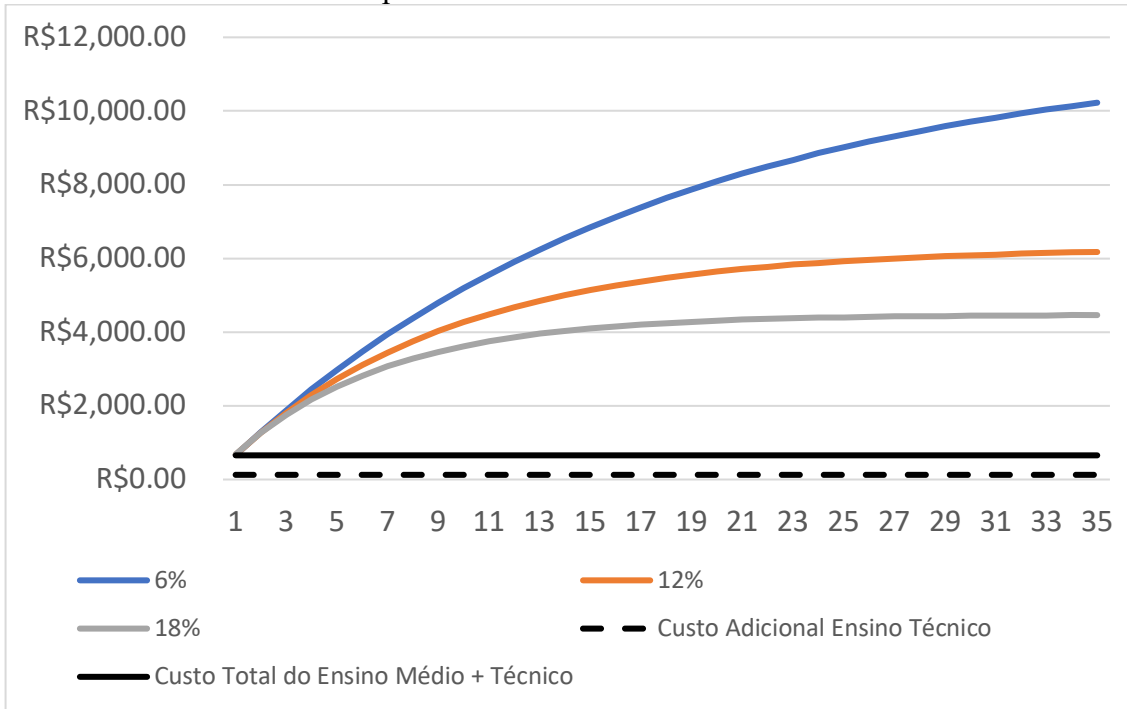
O objetivo desta seção é confrontar o retorno estimado com os custos ideais. O Plano Nacional de Educação estabelece parâmetros mínimos para qualidade educacional e Araújo *et. al.* (2016) estimam custos ideais para cada etapa de ensino no Brasil. Assim, as estimativas dos do custo anual por aluno, em 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. 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. Este 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 um ano a 35 anos). Quanto ao custo ideal estimado (Araújo *et. al.* (2016)), tomou-se a taxa de 18%, que gera um maior custo mensal, tornando o teste de viabilidade ainda mais rigoroso. Também foi considerado um período de duração do ensino técnico de 18 meses. Ainda em relação ao custo, foram feitas duas distinções: i) 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; ii) o custo total do ensino médio e do ensino técnico.

As Figuras 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 deste ensino. Para os jovens de 18 anos, quando se considera o custo total (ensino médio mais técnico), seriam necessários, respectivamente, 4 anos (com taxa de 6%), 5 anos (taxa de 12%) e 6 anos (com taxa de 18%) 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. 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 este efeito também cobre facilmente os custos do treinamento.

---

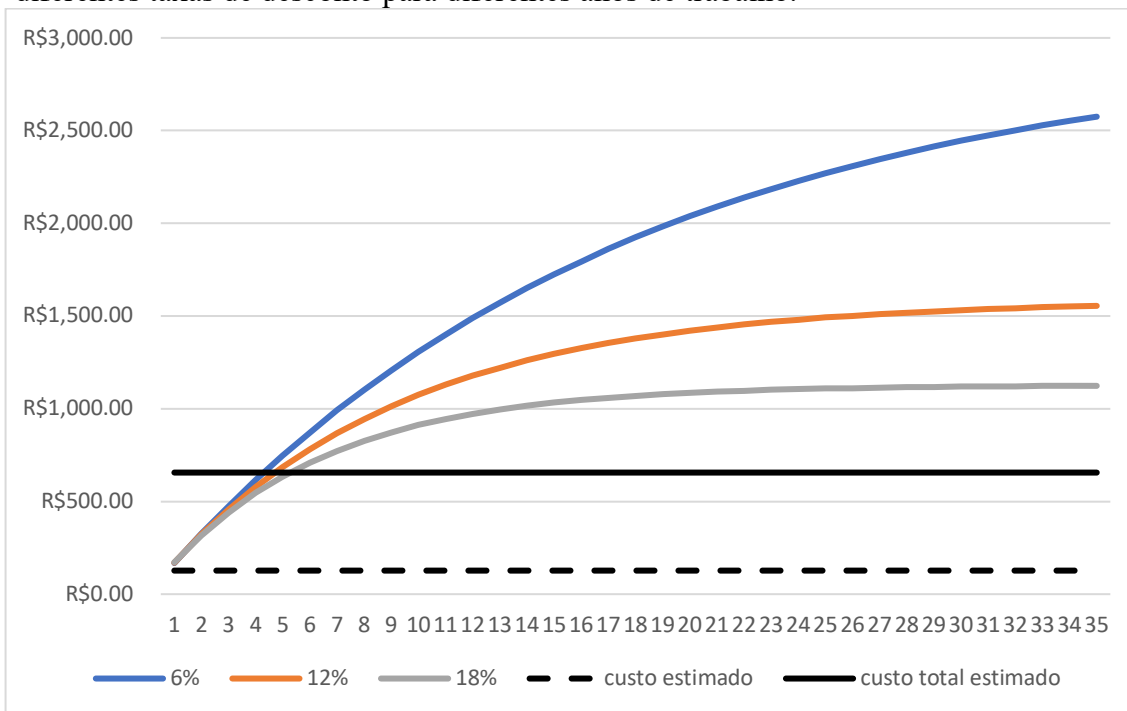
<sup>17</sup> Por questões de espaço e objetividade, esses resultados não são repostados aqui, estando disponíveis mediante consulta aos autores.

**Figura 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

**Figura 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

## 6. CONCLUSÕES

Neste texto, foram estimados os impactos do ensino técnico sobre o mercado de trabalho, utilizando dados longitudinais e *cross-section*. No caso do painel, foi possível analisar a trajetória dos trabalhadores em ocupações técnicas em 2007 (*proxy* para o tratamento) com os demais trabalhadores, com nível similar de educação. Para os dados *cross-section*, foi possível controlar para viés de participação. 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 essa educação oferece, no curto e longo prazo, boas oportunidades de uma melhor inserção laboral. Os resultados se mantêm na análise *cross-section*, ainda que em 2014, selecionando-se apenas os jovens de 18 anos, não seja possível identificar efeito. Os resultados obtidos estão em consistência com a literatura, especialmente 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 atraente. Outro resultado interessante do painel é que trabalhadores em ocupações técnicas, ao final período, conseguem atingir percentual muito parecido de nível superior educacional. Ou seja, parece não existir *trade-off* entre o ensino técnico e a sequência para adquirir mais educação. 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 superam estes custos. Na estimativa para todos os trabalhadores, já no primeiro ano de trabalho, o retorno mensal privado supera o custo mensal estimado. Para os jovens de 18 anos, considerando todo o custo do ensino técnico juntamente com ensino médio, seriam necessários, respectivamente, 4 anos (taxa de desconto de 6%), 5 anos (taxa de 12%) e 6 anos (taxa de 18%) no mercado de trabalho para que o retorno mensal estimado superasse o custo mensal estimado. Certamente, há um limite para a oferta de cursos técnicos, todavia as ocupações técnicas representam de 5,2% a 5,8% do total de trabalhadores, segundo a RAIS, ou entre 5,7% e 5,8% segundo a PNAD no período analisado. Mesmo que um desenho de treinamento deva levar em conta esse balanceamento entre oferta e demanda por mão por obra, pelas estimativas aqui apresentadas, o ensino técnico mostra uma taxa de retorno positiva, parecendo ainda haver espaço para crescimento.

## REFERENCIAS

- Aguas, Marina Ferreira Fortes. 2014. “Ensaio Sobre a Educação Profissional e Os Rendimentos Do Trabalho: Uma análise Para o Brasil.” PhD thesis.
- Alves, Edgard Luiz Gutierrez, and Carlos Alberto dos Santos Vieira. 2009. “Qualificação Profissional: Uma Proposta de Política pública.” *Planejamento e Políticas públicas*, no. 12. <https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/143>.
- Araújo, Herton Ellery, Camillo de Moraes Bassi, Ana Luiza Machado de Codes, and Ana Paula Barbosa Meira. 2016. “Quanto Custa o Plano Nacional de Educação?: Uma Estimativa Orientada Pelo Custo Aluno Qualidade (CAQ).” [https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=28785](https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=28785).
- Attanasio, Orazio, Arlen Guarín, Carlos Medina, and Costas Meghir. 2017. “Vocational Training for Disadvantaged Youth in Colombia: A Long-Term Follow-up.” *American Economic Journal: Applied Economics* 9 (2): 131–43.
- Attanasio, Orazio, Adriana Kugler, and Costas Meghir. 2011. “Subsidizing Vocational Training for Disadvantaged Youth in Colombia: Evidence from a Randomized Trial.” *American Economic Journal: Applied Economics* 3 (3): 188–220.
- Baltagi, Badi. 2008. *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Barros, Ricardo, Samuel Franco, Diana Grosner, Rosane Mendonça, and Andrezza Rosalém. 2011. “Educação técnica e Distribuição de Renda No Espírito Santo.” *Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação*, no. 1: 104–35.
- Becker, Gary S. 1962. “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis.” *The Journal of Political Economy*, 9–49. <http://www.jstor.org/stable/1829103>.
- Bell, Andrew, Malcolm Fairbrother, and Kelvyn Jones. 2019. “Fixed and Random Effects Models: Making an Informed Choice.” *Quality & Quantity* 53 (2): 1051–74.
- Belluzo, Walter, Francisco Anuatti-Neto, and Elaine T. Pazello. 2005. “Distribuição de Salários e o Diferencial Público-Privado No Brasil” 4 (59): 511–53. <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v59n4/a01v59n4.pdf>.
- Bennell, Paul. 1996. “General Versus Vocational Secondary Education in Developing Countries: A Review of the Rates of Return Evidence.” *The Journal of Development Studies* 33 (2): 230–47.
- Biavaschi, Costanza, Werner Eichhorst, Corrado Giulietti, Michael Jan Kendzia, Alexander Muravyev, Janneke Pieters, Núria Rodríguez-Planas, Ricarda Schmidl, and Klaus F. Zimmermann. 2012. “Youth Unemployment and Vocational Training.”
- Bishop, John H., and Ferran Mane. 2004. “The Impacts of Career-Technical Education on High School Labor Market Success.” *Economics of Education Review* 23 (4): 381–402.
- Brunello, Giorgio, Simona Lorena Comi, and Daniela Sonedda. 2012. “Training Subsidies and the Wage Returns to Continuing Vocational Training: Evidence from Italian Regions.” *Labour Economics* 19 (3): 361–72.
- Card, David, Jochen Kluve, and Andrea Weber. 2010. “Active Labour Market Policy Evaluations: A Meta-Analysis.” *The Economic Journal* 120 (548).
- . 2018. “What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations.” *Journal of the European Economic Association* 16 (3): 894–931.
- Carruthers, Celeste K., and Thomas Sanford. 2018. “Way Station or Launching Pad? Unpacking the Returns to Adult Technical Education.” *Journal of Public Economics* 165: 146–59.
- Corseuil, Carlos Henrique, Miguel N. Foguel, and Gustavo Gonzaga. 2019. “Apprenticeship as a Stepping Stone to Better Jobs: Evidence from Brazilian Matched Employer-Employee Data.” *Labour Economics* 57: 177–94.
- Croissant, Yves, and Giovanni Millo. 2008. “Panel Data Econometrics in R: The Plm Package.” *Journal of Statistical Software* 27 (2).
- Dougherty, Shaun M. 2018. “The Effect of Career and Technical Education on Human

- Capital Accumulation: Causal Evidence from Massachusetts.” *Education Finance and Policy* 13 (2): 119–48.
- Eliason, Marcus, and Donald Storrie. 2006. “Lasting or Latent Scars? Swedish Evidence on the Long-Term Effects of Job Displacement.” *Journal of Labor Economics* 24 (4): 831–56.
- Ferracci, Marc, Grégory Jolivet, and Gerard J. van den Berg. 2014. “Evidence of Treatment Spillovers Within Markets.” *Review of Economics and Statistics* 96 (5): 812–23.
- Fersterer, Josef, Jörn-Steffen Pischke, and Rudolf Winter-Ebmer. 2008. “Returns to Apprenticeship Training in Austria: Evidence from Failed Firms.” *Scandinavian Journal of Economics* 110 (4): 733–53.
- Frigotto, Gaudêncio. 2005. “Concepções e Mudanças No Mundo Do Trabalho e o Ensino médio.” *Ensino médio Integrado: Concepção e Contradições*. São Paulo: Cortez, 57–82.
- Gangl, Markus. 2006. “Scar Effects of Unemployment: An Assessment of Institutional Complementarities.” *American Sociological Review* 71 (6): 986–1013.
- Greenberg, David H., Charles Michalopoulos, and Philip K. Robins. 2003. “A Meta-Analysis of Government-Sponsored Training Programs.” *ILR Review* 57 (1): 31–53.
- Greene, William H. 2003. *Econometric Analysis*. Pearson Education India.
- Gregg, Paul, and Emma Tominey. 2005. “The Wage Scar from Male Youth Unemployment.” *Labour Economics* 12 (4): 487–509.
- Grubb, W. Norton. 1996. *Working in the Middle: Strengthening Education and Training for the Mid-Skilled Labor Force*. ERIC.
- Hanushek, Eric A., Ludger Woessmann, Eliot A. Jamison, and Dean T. Jamison. 2008. “Education and Economic Growth.” *Education Next* 8 (2).
- Heckman, James J. 1977. *Sample Selection Bias as a Specification Error (with an Application to the Estimation of Labor Supply Functions)*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA. <http://www.nber.org/papers/w0172>.
- Heckman, James J., and Jeffrey A. Smith. 2004. “The Determinants of Participation in a Social Program: Evidence from a Prototypical Job Training Program.” *Journal of Labor Economics* 22 (2): 243–98.
- Ho, Daniel, Kosuke Imai, Gary King, Elizabeth Stuart, and Alex Whitworth. 2018. *Package ‘MatchIt’*. Version.
- Holanda, Ana Luiza Neves. 2009. “Diferencial de Salários Entre Os Setores público e Privado: Uma Resenha Da Literatura” 1457 (IPEA). [http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td\\_1457.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1457.pdf).
- Holanda Barbosa, Ana Luiza Neves, and Fernando Holanda Barbosa Filho. 2012. “Diferencial de Salários Entre Os Setores público e Privado No Brasil: Um Modelo de Escolha Endógena,” no. IPEA. [http://www.en.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/t\\_d\\_1713.pdf](http://www.en.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/t_d_1713.pdf).
- Jenkins, Andrew, Anna Vignoles, Alison Wolf, and Fernando Galindo-Rueda. 2003. “The Determinants and Labour Market Effects of Lifelong Learning.” *Applied Economics* 35 (16): 1711–21.
- Kahyarara, Godius, and Francis Teal. 2008. “The Returns to Vocational Training and Academic Education: Evidence from Tanzania.” *World Development* 36 (11): 2223–42.
- Krafft, Caroline. 2018. “Is School the Best Route to Skills? Returns to Vocational School and Vocational Skills in Egypt.” *The Journal of Development Studies* 54 (7): 1100–1120.
- Leon, Fernanda Leite Lopez de, and Naércio Aquino Menezes-Filho. 2002. “Reprovação, Avanço e Evasão Escolar No Brasil.” *Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE) - Artigos*. <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4286>.
- Meer, Jonathan. 2007. “Evidence on the Returns to Secondary Vocational Education.” *Economics of Education Review* 26 (5): 559–73.
- Mincer, Jacob A. 1974. “Schooling and Earnings.” In *Schooling, Experience, and Earnings*, 41–63. NBER. <http://www.nber.org/chapters/c1765.pdf>.
- Neri, Marcelo. 2015. “Motivos Da Evasão Escolar.” *Pesquisa Todos Pela Educação*. [https://www.cps.fgv.br/ibrecps/rede/finais/Etapa3-Pesq\\_MotivacoesEscolares\\_sumario\\_principal\\_anexo-Andre\\_FIM.pdf](https://www.cps.fgv.br/ibrecps/rede/finais/Etapa3-Pesq_MotivacoesEscolares_sumario_principal_anexo-Andre_FIM.pdf).



- Oliveira, Ana Maria Hermeto Camilo de, and Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto. 2007. "Uma Avaliação Experimental Dos Impactos Da Política de Qualificação Profissional No Brasil." *Revista Brasileira de Economia* 61 (3): 353–78.
- Ouyang, Min. 2009. "The Scarring Effect of Recessions." *Journal of Monetary Economics* 56 (2): 184–99.
- Psacharopoulos, George. 1994. "Returns to Investment in Education: A Global Update." *World Development* 22 (9): 1325–43.
- Purcell, Kate, Nick Wilton, and Peter Elias. 2007. "Hard Lessons for Lifelong Learners? Age and Experience in the Graduate Labour Market." *Higher Education Quarterly* 61 (1): 57–82.
- Reis, Mauricio. 2015. "Vocational Training and Labor Market Outcomes in Brazil." *The BE Journal of Economic Analysis & Policy* 15 (1): 377–405.
- Sakellariou, Chris. 2003. "Rates of Return to Investments in Formal and Technical/Vocational Education in Singapore." *Education Economics* 11 (1): 73–87.
- Schmillen, Achim, and Matthias Umkehrer. 2017. "The Scars of Youth: Effects of Early-Career Unemployment on Future Unemployment Experience." *International Labour Review* 156 (3-4): 465–94.
- Silva, Pedro L. N., Djalma Galvão Carneiro Pessoa, and Maurício Franca Lila. 2002. "Análise Estatística de Dados Da PNAD: Incorporando a Estrutura Do Plano Amostral." *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (4): 659–70. <http://www.scielo.br/pdf/csc/v7n4/14597>.
- Souza, Pedro, and Marcelo Medeiros. 2013. "Diferencial Salarial Público-Privado e Desigualdade de Renda Per Capita No Brasil" 43: 5–28. [http://www.scielo.br/pdf/ee/v43n1/a01\\_v43n1.pdf](http://www.scielo.br/pdf/ee/v43n1/a01_v43n1.pdf).
- Spence, Michael. 1978. "Job Market Signaling." In *Uncertainty in Economics*, 281–306. Elsevier.
- Stevens, Ann Huff, Michal Kurlaender, and Michel Grosz. 2019. "Career Technical Education and Labor Market Outcomes Evidence from California Community Colleges." *Journal of Human Resources* 54 (4): 986–1036.
- Swamy, PAVB, and Swarnjit S. Arora. 1972. "The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 261–75.
- Travassos, Claudia, Francisco Viacava, and Josué Laguardia. 2008. "Os Suplementos Saúde Na Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios (PNAD) No Brasil." *Revista Brasileira de Epidemiologia* 11: 98–112.
- Vasconcellos, Lígia, Fernanda Costa Lima, and N. Menezes-Filho. 2010. "Avaliação Econômica Do Ensino Médio Profissional." *Fundação Itaú Social, Brasília*.
- Vooren, Melvin, Carla Haelermans, Wim Groot, and Henriëtte Maassen van den Brink. 2019. "The Effectiveness of Active Labor Market Policies: A Meta-Analysis." *Journal of Economic Surveys* 33 (1): 125–49.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* MIT press.