

O IMPACTO DOS INSTITUTOS FEDERAIS DE EDUCAÇÃO NO DESEMPENHO DAS ESCOLAS PÚBLICAS ESTADUAIS NO ENSINO MÉDIO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Lauana Rossetto Lazaretti

Doutoranda em Economia do Desenvolvimento pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS)

E-mail: lauana.lazaretti@gmail.com

Marco Tulio Aniceto França

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS).

E-mail: marco.franca@puers.br

Resumo: A expansão dos Institutos Federais (IFs) decorre da lei 11.892 de dezembro de 2008, e se caracteriza como uma fonte exógena de competição para as demais escolas de nível médio. Com isso, o objetivo deste estudo é identificar o impacto da instalação dos Institutos Federais sobre o desempenho das demais escolas estaduais nos municípios beneficiados. Para tanto, a abordagem metodológica compreende o Pareamento por Escore de Propensão (PSM) integrado ao método de Diferenças em Diferenças Generalizado (DDG). Os resultados mostram um impacto significativo e negativo sobre a taxa de aprovação dos alunos que permanecem na rede pública estadual, e positivo na taxa de reprovação. O aumento da possibilidade de escolha gerada pelos IFs não possui impacto significativo sobre a taxa de abandono escolar dos alunos do ensino médio da rede estadual de ensino. A política de expansão da Rede Federal de ensino básico brasileira, liderada pelos Institutos Federais de educação, pode levar a um processo de *cream skimming* e piorar a situação dos alunos que permanecem nas escolas públicas da rede estadual. Conclui-se que o sistema de ensino público estadual brasileiro, além dos problemas recorrentes, carece de alternativas de melhoria quando ocorre a ampliação da possibilidade de escolha escolar.

Palavras-chave: Institutos Federais. Escolha de Escola. Competição Escolar. *Cream Skimming*.

Abstract: The expansion of the Federal Institute of Education (IFs) stems from 11,892 law the December, 2008 and is characterized as an exogenous source of competition for the other secondary schools. Therefore the aim of this study is to identify the impact of the Federal Institutes' installation on the performance of the other public schools (state responsibility) in the cities benefited. The methodological approach used is the Propensity Score Matching (PSM) integrated to the generalized difference in differences method. The results show a significant and negative impact on the approval rate of students who remain in the state public educational system, and positive in the failure rate. The increase in the possibility of choice of school generated' IFs didn't have a significant impact on the abandonment rate. The policy of expansion of the Federal Education, led by the Federal Institutes of Education, may lead to a cream skimming process and worsen the situation of students who remain in the public schools of the state educational system. We conclude that the system of public Brazilian state education lacks alternatives for improvement when the possibility of school choice increases.

Keywords: Federal Institute. School Choice. School Competition. Cream Skimming.

JEL: D78; I21; I28.

Área Temática: Desigualdade, pobreza e políticas sociais.

1. INTRODUÇÃO

O sistema de ensino brasileiro é ofertado por todos os entes federados (União, Estados, Distrito Federal e Municípios), além da esfera privada. Os Municípios são responsáveis por grande parte da Educação Infantil e do Ensino Fundamental, enquanto o ensino médio é prioridade dos Estados e do Distrito Federal. A União, além da responsabilidade da oferta de ensino superior, tem ganhado força com a educação profissional (ensino médio propedêutico e profissional), e o privado oferta educação para todos os níveis, com a contrapartida de investimento do próprio cidadão. No ano de 2017, a proporção de matrículas no primeiro ano do ensino médio correspondente ao Estado era de 85%, ao setor privado 11%, ao núcleo Federal 2,3% e nos Municípios, a magnitude é quase nula. De modo específico, a rede federal de ensino básico vem ganhando força, e isso se deve ao projeto de expansão desenvolvido entre 2003 a 2016, que construiu 500 novas unidades de ensino nos municípios brasileiros (MEC, 2019).

Por meio da lei 11.892, de 29 de dezembro de 2008, ocorreu a expansão dos Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia em todo o Brasil, esta lei é o marco da segunda fase de expansão e se tornou consenso da nova institucionalidade e engenharia da educação profissional (GOUVEIA, 2016; OTRANTO, 2010). Os Institutos Federais (IFs) são órgãos vinculados ao ministério da Educação, com o objetivo de promover a educação básica, profissional e superior. Sendo que, entre as finalidades da lei, se encontra a ênfase no desenvolvimento socioeconômico local, regional e nacional. No entanto, para Faveri, Petterini e Barbosa (2018) e Tavares (2012), uma das trajetórias dos IFs no Brasil foi sua utilização como ensino médio regular, preparatório para o ensino superior, principalmente pelos jovens de renda média e nas regiões onde o ensino preparatório para vestibular era escassa.

A educação federal também possui destaque no nível de qualidade. O Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) permite avaliar a qualidade da educação praticada no Brasil e o seu resultado no ano de 2017 indica que a esfera federal de educação possui os maiores indicadores, quando superou as notas do ensino privado brasileiro, 247,24 e 241,62 pontos, respectivamente (INEP, 2018). No caso dos IFs, ao contrário do restante da rede pública de ensino básico, se espera que os estudantes com desempenho maior estejam ocupando as suas vagas. O motivo se deve ao IF ter critério de seleção objetivo (prova), logo, acredita-se que os estudantes com maiores notas ocupem as vagas.

A política de expansão dos Institutos Federais é uma variação exógena na ampliação da possibilidade de escolha de escola. A partir da ideia de eficiência do livre mercado, proposta por Friedman (1962), o aumento da possibilidade de escolha entre as escolas leva ao aumento da competição, o que torna as escolas mais eficientes e produtivas. Desta forma, à luz de outros mercados competitivos, eleva o desempenho dos alunos, a fim de captar o maior número deles ou manter o quadro de matrículas (HOXBY, 2003; AKYOL, 2016).

No campo da educação, esse processo, de aumento da opção de escolha, que eleva a competitividade e impulsiona o aumento do desempenho, é mais complexo, devido à restrição da oportunidade da escolha escolar em meio às heterogeneidades sociais. Para MacLeod e Urquiola (2012), diferente de um mercado, a produtividade da escola reflete a composição estudantil, e é difícil separar esse efeito. A composição dos alunos pode gerar um viés na avaliação da sua qualidade, logo, a concorrência e a reputação não são capazes em si de melhorar o desempenho. Para Urquiola (2016), isso decorre, principalmente, devido às escolas de maior qualidade reterem os melhores alunos, e a estratificação escolar aumentar.

A introdução de uma fonte de concorrência escolar tem resultados diversos na literatura e, conforme destaca MacLeod e Urquiola (2012), os resultados são mais modestos e mistos do que o esperado. Os aspectos positivos são encontrados pela concorrência pressionar por melhores resultados como um todo (BELFIELD; LEVIN, 2002; GREENE; KANG, 2004). No entanto, Bukowski e Kobus (2018) e Dills (2005) concluem que a introdução de uma nova escola amplia a

decisão familiar de matricular o filho, o que pode levar a retirada dos melhores alunos (efeito *cream skimming*) e aumentar as desigualdades escolares. Conforme Hastings, Kane e Staiger (2006), as preferências de escola são heterogêneas quanto ao nível socioeconômico das famílias, pois, aqueles alunos com um *background* melhor possuem maiores chances de ingressar em escolas de maior qualidade.

Conforme sugere o último relatório da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), realizado em 2015, para o resultado do Programa Internacional da Avaliação de Estudantes (PISA¹), os alunos brasileiros de níveis socioeconômicos mais elevados possuem cerca de um ano letivo de aprendizado superior aos alunos de um nível socioeconômico menor. No caso brasileiro, mesmo com o baixo desempenho escolar em vários indicadores educacionais, como o PISA e o IDEB (Índice de Desenvolvimento da Educação Básica), pouco tem se estudado sobre a competitividade das escolas.

Diante disso, o objetivo do presente estudo é identificar o impacto da instalação dos IFs sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais nos municípios beneficiados. Para tanto, analisa-se o desempenho das escolas estaduais no ensino médio dos municípios que receberam o IF a partir de 2010 entre o período de 2007 a 2016, por meio da abordagem econométrica duplamente robusta de Pareamento por Escore de Propensão (PSM) integrado ao método de Diferenças em Diferenças Generalizado (DDG). As *proxies* utilizadas para medir o desempenho são: a taxa de Aprovação e de Reprovação, que caracterizam o rendimento das escolas, e taxa de Abandono, que identifica o movimento escolar. A taxa de aprovação constitui parte do cálculo do IDEB (Índice de Desenvolvimento da Educação Básica), que passou a ser calculado para o ensino médio a partir de 2017, quando o SAEB² começou a ser medido para este nível de ensino.

Os resultados indicam que o desempenho das escolas estaduais nos municípios que receberam o IF foi negativo. Após a instalação do Instituto a taxa de aprovação dos alunos diminuiu, bem como a de reprovação aumentou. A hipótese de que os IFs retêm os melhores alunos e os demais permanecerem em uma situação pior não é descartada, e pode caracterizar um efeito de *cream skimming* com a introdução de uma nova possibilidade de escolha escolar. A política não tem efeito sobre a taxa de abandono dos alunos de ensino médio das escolas públicas estaduais. Os resultados são robustos para um conjunto de especificações alternativas. Essas evidências corroboram para a necessidade de desenhos elaborados cuidadosamente para políticas educacionais que visam o aumento de escolha escolar, como o caso de políticas de *vouchers* escolares no Brasil.

O artigo está dividido em seis seções, a contar desta introdução. A segunda seção apresenta uma revisão de literatura dos efeitos da concorrência sobre as escolas, a qual proporciona o suporte para a estrutura de modelagem econométrica, que é apresentada em seguida. A quarta seção versa e discute os principais resultados da pesquisa. Uma análise de robustez é apresentada na quinta seção. Por fim, são apresentadas as considerações finais.

2. COMPETIÇÃO ESCOLAR

Para a teoria do capital humano e da sinalização, a educação é uma forma de gerar crescimento econômico. O lado da oferta foi pouco discutido, já que existem escolas mais efetivas, em que, apenas os recursos monetários não são suficientes para explicar o maior desempenho de seus alunos (HANUSHEK, 2006; WALTENBERG, 2006). Neste sentido, a disponibilidade de mais escolas, amplia a possibilidade de escolha escolar e, conseqüentemente, gera competitividade

1 O *Programme for International Student Assessment* (PISA) – Programa Internacional de Avaliação de Estudantes – é uma iniciativa de avaliação comparada, aplicada de forma amostral a estudantes matriculados a partir do 7º ano do ensino fundamental na faixa etária dos 15 anos, idade em que se pressupõe o término da escolaridade básica obrigatória na maioria dos países.

2 Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), o qual é um indicador chave para o cálculo do IDEB.

pressionada pelo mercado, que leva as escolas a buscarem resultados melhores (BECKER, 1995; HOXBY, 2003).

A literatura internacional de escolha de escola aponta que ela depende de fatores como: renda, qualidade da escola, escolaridade dos pais e a distância da casa do aluno até a instituição de ensino (BURGESS; BRIGGS, 2010; CHUMACERO; GÓMEZ; PAREDES, 2011; DUSTAN; NGO, 2018; HASTINGS; KANE; STAIGER, 2006; HASTINGS; WEINSTEIN, 2007; KONING; VAN DER WIEL, 2013; MANCEBÓN-TORRUBIA; XIMÉNEZ-DE-EMBÚN, 2014; NUNES; REIS; SEABRA, 2015). No caso brasileiro, Opice (2014), ao analisar a escolha da escola no estado de São Paulo, identificou que a qualidade da escola é um fator importante para o efeito de migração dos alunos, sendo que, são os melhores alunos que se deslocam.

Hoxby (2003) buscou entender três questões que a possibilidade de escolha escolar pode gerar: o impacto sobre o desempenho dos alunos, a produtividade das escolas públicas e a retirada dos melhores alunos. A partir dos estudos realizados nos Estados Unidos e seus diferentes desenhos, a autora observou que a competição resultou positivamente sobre o desempenho dos alunos e das escolas, e sem efeitos de retirada dos melhores alunos, já que as políticas proporcionaram a possibilidade de escolha escolar aos alunos com desempenho menor. As escolas buscaram melhores resultados para conseguir manter os seus alunos, caso contrário, as escolas mais produtivas se sobrepõem as escolas com produtividade inferior. Porém, a direção dos resultados está ligada ao desenho das políticas públicas que elevam a concorrência.

Recentemente, a partir de uma lei exógena de criação de escolas comunitárias na Polônia, Bukowski e Kobus (2018) analisaram o impacto do aumento dessa concorrência nas escolas públicas urbanas. O resultado encontrado é um efeito negativo e significativo, já que o fácil acesso faz com que os pais mantenham os seus filhos nas escolas comunitárias e as escolas públicas perdem alunos. Ao perder essas matrículas, o valor recebido do governo diminui nas entidades públicas, pois o recurso repassado se refere ao número de alunos da escola. Como o custo fixo é constante, os recursos disponíveis se tornam relativamente menores, o que dificulta a manutenção de seu desempenho.

MacLeod e Urquiola (2012) realizaram uma revisão de literatura para identificar o efeito da concorrência sobre o desempenho das escolas. Diferente do que a abordagem de livre mercado educacional propõe, melhoria nos resultados, os testes escolares apresentaram evidências modestas e mistas. Neste sentido, Cremata e Raymond (2014) estudaram o efeito das escolas *charter* de Washington para a melhoria das demais escolas na proximidade, e supõem que os resultados mistos encontrados na literatura não levam em consideração o nível de qualidade das escolas. O maior impacto sobre o desempenho é visualizado quando a escola instalada possui maior qualidade.

Belfield e Levin (2002) realizam uma revisão da literatura nos Estados Unidos, a fim de verificar em que medida a concorrência pode melhorar a qualidade educacional. Ao revisar os estudos que tratam dos resultados acadêmicos (testes escolares) e outras medidas, como: qualidade, taxa de acesso ao ensino superior e remuneração e eficiência dos professores, os autores atribuíram resultados positivos ao efeito da competição, ainda que modestos. Greene e Kang (2004) salientam que a competição entre escolas públicas e privadas em Nova Iorque foi positiva nos resultados dos alunos de ensino médio, com ênfase na continuidade dos estudos e na redução da taxa de evasão, que pode refletir a melhoria de características não observáveis, ou seja, não direcionadas diretamente sobre o desempenho dos alunos (pelo lado da demanda) e sobre a eficiência e custos reduzidos (pelo lado da oferta).

O comportamento das escolas públicas e o seu desempenho com o aumento da concorrência é bastante discutido a partir das políticas de *vouchers* escolares. Epple e Romano (1998) desenvolveram um modelo teórico e computacional para entender a relação da competição entre as escolas públicas e privadas a partir da política de *vouchers* escolares e o desencadeamento sobre o efeito dos pares. A política de *vouchers* gera um movimento dos alunos de escolas públicas para as escolas privadas. Os alunos com menor renda e habilidade permanecem no setor público e ficam

em situação pior, pois os alunos de baixa renda e com maior habilidade migram para o setor privado, onde os seus ganhos de desempenho são maiores. Da mesma forma, para Akyol (2016), uma política de *vouchers* tende a transferir os melhores alunos, movimento chamado de *cream skimming*. Para Dills (2005), os alunos que permanecem nessas escolas sofrem uma perda da qualidade do grupo de pares, o que agrava a estratificação do sistema de ensino.

No entanto, para Walsh (2009), o efeito dos pares (*peer effects*) não possui grande magnitude. O autor defende que as escolas já possuem alunos homogêneos: as famílias com capacidade financeira melhor já direcionam os seus filhos para escolas de maior qualidade. Sendo que, aqueles alunos caracterizados como de alta qualidade representam uma parcela muito pequena do total de alunos. A ideia da magnitude também perpassou pelo estudo de Epple e Romano (1998), pois a política de *vouchers* gerou pouco impacto sobre os alunos de baixa habilidade e renda. Contudo, os autores identificaram que o aumento da competitividade caracterizou uma mudança nas escolas públicas ineficazes, o que atenua o efeito negativo dos pares.

Para complementar essa visão, Dustan e Ngo (2018) aproveitaram a expansão do transporte público no México para verificar se as preferências escolares se alteram com a facilidade de acesso às melhores escolas. O resultado foi uma mudança na escolha escolar dos alunos com maior desempenho e com os pais mais qualificados, enquanto as preferências dos estudantes com baixo desempenho e os pais com nível de escolaridade inferior não se alterou. Na Espanha, o padrão benéfico dos subsídios públicos para frequentar escolas privadas também foram visualizadas entre as famílias com renda mais alta e maior qualificação (MANCEBÓN-TORRUBIA; XIMÉNEZ-DE-EMBÚN, 2014). Moenjok e Worswick (2003) analisaram a escolha da escola de ensino secundário normal e profissional na Tailândia, e verificaram que os indivíduos pertencentes a famílias com maior status socioeconômico, possuem maiores chances de ingressar em uma escola técnica no ensino médio.

No Brasil, há uma escassa literatura sobre a influência do aumento da competitividade escolar no desempenho das escolas. Marques (2013) buscou verificar o impacto da divulgação da nota média dos alunos no Enem (Exame Nacional do Ensino Médio) sobre o desempenho das demais escolas. O autor utilizou uma abordagem espacial, que considera uma matriz de distâncias espaciais entre as unidades de ensino, e as variáveis socioeconômicas dos alunos. O resultado encontrado convergiu para um impacto positivo do aumento da competitividade sobre a performance das demais escolas públicas. No setor privado, a divulgação das notas não apresentou impacto, que pode ser justificado devido às escolas desse setor já possuírem notas elevadas, quando comparadas àquelas do setor público.

Ao buscar entender as espacialidades no processo competitivo gerado pelas escolas privadas de Salvador-BA, Moreira et al. (2016) salientam que o sistema de repasses de recursos no Brasil, por si apenas, não contribui para o aumento da competitividade das escolas públicas, uma vez que os recursos são limitados e o seu repasse não possui base na produtividade. Os resultados indicaram que a qualidade das escolas vizinhas gera implicações sobre os investimentos das demais escolas privadas. Neste sentido, para Estevan (2008), a qualidade da escola pública no Brasil é um fator relevante para os pais matriculem os filhos no sistema.

Em resumo, não há um consenso na literatura do impacto da introdução de novas escolas sobre o desempenho das demais. Em específico, os autores não discordam que um nível de qualidade maior da nova escola é um determinante importante do efeito *cream skimming* e pode gerar mais concorrência, ao passo que amplia a possibilidade de escolha de escola. Isso também vai ao encontro dos determinantes da escolha escolar, que depende principalmente da qualidade, da distância e dos custos atrelados a decisão da matrícula. No caso deste estudo, a partir da oferta de Institutos Federais é gerada mais uma opção para a escolha, os quais são conhecidos pela qualidade e gratuidade. Além disso, se trata de uma variação exógena, o que minimiza problemas de identificação, muito comum na evidência empírica.

Contudo, no caso brasileiro, não foram realizados estudos que levam em consideração a política de expansão dos IFs no desempenho das demais escolas dos municípios beneficiados. Os estudos que envolvem a expansão dos Institutos Federais englobam o seu impacto sobre o desenvolvimento e a renda da região. A próxima seção trata da estratégia empírica para atender tal objetivo.

3. ABORDAGEM METODOLÓGICA

Diante do contexto proposto, a análise centra-se em identificar se a competição escolar provocada pelos IFs, em específico para o período de maior número de unidades inauguradas, isto é, a partir de 2010, gerou mudanças no desempenho dos demais estudantes da rede estadual de ensino. A abordagem metodológica é desenhada com base em características que os municípios apresentam, o que os torna elegíveis ao recebimento da política.

Os critérios para o município receber um Instituto Federal, segundo o Ministério da Educação (BRASIL, 2011), são divididos em três dimensões: social, geográfica e de desenvolvimento. O aspecto social inclui aqueles municípios com elevado percentual de extrema pobreza, mais populosos e com baixa renda per capita. A dimensão geográfica requer prioridade aos municípios com mais de 50.000 habitantes ou pertencentes a uma microrregião não atendida. Na esfera de desenvolvimento são requeridos os municípios com arranjos produtivos locais identificados (APLs) e que possuam em seu entorno investimentos em grande escala. Esses critérios podem seguir uma ordem de prioridade, conforme salienta Tavares (2012). No governo de Dilma Roussef (2011-2014) foi afirmada a maior prioridade para os municípios com mais de 50.000 mil habitantes e pertencentes a microrregião que não possui Institutos Federais, localizados no interior do país.

A partir dessas características, a primeira estratégia metodológica a ser adotada é o método de *Propensity Score Matching* (PSM). O recorte temporal da análise abrange o período de 2007 a 2016, o qual possui municípios com IF em funcionamento a partir de 2010. Como não há um ano específico para os institutos passarem a funcionar, o trabalho apresenta diferentes anos de tratamento entre os municípios beneficiados. Desta forma, o desenho caracteriza o método de Diferenças em Diferenças Generalizado (DDG), a segunda estratégia empírica acoplada ao PSM. Os dois modelos são apresentados formalmente na próxima seção.

3.1 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A base do pareamento por escore de propensão é buscar o par de comparação mais parecido, condicionado a probabilidade de receber o IF dado um conjunto de características observáveis e relaxar a hipótese de endogeneidade (KHANDKER; KOOLWAL; SAMAD, 2010; PEIXOTO et al., 2012). Essa probabilidade de receber o IF a partir de características observáveis pode ser definida como na Equação 1.

$$P(X) = Pr[T = 1 \vee X] \quad (1)$$

Como essa probabilidade representa todas as informações contidas no vetor de características observáveis (X), e a hipóteses de seleção nos observáveis é válida, pode-se condicionar o tratamento ao escore de propensão (Equação 2).

$$Y_i(0) \perp T_i \vee X_i = Y_i(0) \perp T_i \vee p(X_i) \quad (2)$$

Cada município do grupo de tratamento deve ter um par que possa reproduzir como seria o seu resultado na ausência do IF. Segundo Khandker, Koolwal e Samad (2010) o par deve pertencer ao suporte comum e sua escolha pode ser realizada a partir da designação por: vizinho mais próximo, *caliper* e raio, estratificação e *matching* de intervalo, matriz *Kernel* ou linear local. Para Dehejia e Wahba (2002), a escolha do par pode ser com ou sem reposição. Para comprovar que a comparação abrange municípios com as mesmas características observáveis, é realizado o teste de comparação de médias (PEIXOTO et al., 2012). A partir da definição do grupo de controle, é possível identificar se a instalação dos IFs modifica o desempenho das demais escolas estaduais dos municípios beneficiários dessas instituições.

Para tanto, além dos critérios para o recebimento do programa, que possibilita a realização do PSM, o estudo possui características do período anterior a instalação e posterior a ela, o que permite a utilização de um modelo de diferenças em diferenças (DD). O DD é composto pelo cálculo de uma dupla diferença das médias nas variáveis de resultado. A primeira, é a diferença na média de resultado no tempo (antes e depois do programa) para os indivíduos tratados e controle e a segunda, é a diferença do cálculo entre os grupos (PEIXOTO et al., 2012). Esse resultado de subtrações é o impacto do programa. Uma forma simples de verificar tal efeito é por meio da Equação 3.

$$\beta_{dd} = \{E[Y \vee T = 1, t = 1] - E[Y \vee T = 1, t = 0]\} - \{E[Y \vee T = 0, t = 1] - E[Y \vee T = 0, t = 0]\} \quad (3)$$

Em que T assume valores iguais a unidade quando representa a participação do município no programa e zero caso contrário. t identifica se o período é o anterior (zero) ou o posterior (um) ao programa. β_{dd} é o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT), a função estrutural é representada pela Equação 4.

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + \rho t + \gamma T_i + \beta D_{t,T_i} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Em que, Y_{it} é a variável resultado nos municípios $i = 1, \dots, n$ no período $t = 2007, \dots, 2016$. X'_{it} é um vetor de variáveis de controle. t e T_i assumem valor um para qualquer ano após o tratamento e se o município pertence ao grupo de tratados, respectivamente. A interação desses dois termos é o coeficiente de interesse, β , que indica o efeito causal do programa.

Para Gertler et al. (2015), o método de diferenças em diferenças permite comparar grupos controle e tratamento constantes no tempo, logo, não sendo possível eliminar as diferenças que variam no tempo. Desta forma, se torna necessário assumir a suposição de Igualdade de Tendências ou Tendências Paralelas. Na ausência do tratamento, os resultados dos dois grupos se movem conjuntamente no tempo, isto é, supõem-se que a tendência no tempo seja igual quando não há tratamento.

No entanto, o efeito médio de tratamento sobre os tratados é inapropriado quando existem múltiplos períodos de tempo e múltiplos pontos de início de tratamento. Deve existir um ATT para cada período do tempo que a unidade pode receber o tratamento e para cada possível trajetória de tratamento, conhecido como método de diferenças em diferenças generalizado (STREZHNEV, 2017). Para o cálculo dos ATTs são assumidos os pressupostos de causalidade não reversa e consistência. Além disso, o pressuposto de tendências paralelas é análogo ao de DD com dois períodos de tempo, assumido para todo o período de tempo.

Com o pressuposto de tendências paralelas generalizado, se torna possível adicionar períodos de pré-tratamento. E no período de pós-tratamento, o cálculo de uma média do efeito do tratamento sobre os tratados (AATT) é utilizada. Com um estimador não paramétrico isso equivale a dois períodos do tempo. O modelo de *two-way fixed effects* gera os mesmos resultados que um estimador não paramétrico. Conforme salienta Angrist e Pischke (2008), a generalização do modelo

saturado (Equação 4) permite a análise para a adoção de uma política em diferentes períodos de tempo e de indivíduos. Para a generalização são incluídos no modelo *dummies* para cada município e para cada ano (Equação 5).

$$Y_{it} = \theta_i + \delta_t + X'_{it}\alpha + \rho t + \gamma T_i + \beta D_{t,T_i} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Em que, θ_i e δ_t representam efeitos fixos de municípios e de tempo, respectivamente.

A utilização do método DD em conjunto com o PSM resolve o problema da necessidade de identificação do período de pós-tratamento no grupo de controle. Esta é uma das maiores dificuldades em um desenho com múltiplos períodos de tempo e de tratamento. A estratégia usada foi o PSM sem reposição, que facilita a identificação do par ideal e proporciona a inclusão do período de pós-tratamento idêntico ao município tratado. Conjuntamente, os dois métodos também requerem hipóteses mais fracas, ou seja, com a hipóteses de seleção nos observáveis (condicional ao vetor de características que influenciam o município a receber o Instituto Federal) se assume que não existem características não observáveis que contribuam para o recebimento do tratamento e no resultado (GERTLER et al., 2015), Sendo que, as características não observáveis invariantes no tempo são controladas pelo DD.

A próxima seção explica o desenho do modelo utilizado neste estudo.

3.2 MODELO EMPÍRICO

Para Belfield e Levin (2002), existem desafios na pesquisa da competitividade escolar, entre eles os metodológicos, como a simultaneidade e o viés de variável omitida. Dee (1998) utilizou um conjunto de variáveis socioeconômicas para conter o problema de variáveis omitidas, como: grau de educação dos pais, percentual de crianças que não sabem falar o idioma local, proporção de pessoas vulneráveis à pobreza, percentual de estudantes em escolas privadas, crianças não brancas, percentual de famílias com ensino médio, percentual de famílias com graduação, renda média das famílias e o tamanho da cidade. Para o problema de simultaneidade ou endogeneidade, o autor utilizou uma estimação em dois estágios.

Para Hoxby (2003), o estabelecimento de tendências de pré-tratamento é um método importante para corrigir o problema de viés de seleção, já que a escolha endógena de escola é comum em áreas com educação de qualidade inferior. Nesse aspecto, com os critérios de seleção para o recebimento dos IFs e com o método de pareamento por score de propensão, a hipótese de endogeneidade pode ser superada. Conforme Bukowski e Kobus (2018), a política de expansão dos IFs pode ser considerada uma variação exógena na pressão competitiva sobre as demais escolas de cada município contemplado. A lei de expansão foi instituída em 2008, mas o funcionamento das instalações ocorreu, principalmente, a partir de 2010, e não foram simultâneas. A Equação 6 representa a forma estrutural do modelo a ser estimado.

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + EF_i + EF_t + \beta D_{t,T_i} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Em que Y_{it} representa a taxa de aprovação, de reprovação e de abandono do ensino médio de cada município para cada ano da análise. X'_{it} é o conjunto de variáveis de controle para cada município i no ano t , com base em Dee (1998), sendo elas: renda per capita, percentual de pessoas com ensino superior, percentual de pessoas com ensino médio, percentual de crianças vulneráveis à pobreza, percentual da população com idade entre zero a 18 anos, nota do Saeb, percentual de pessoas que recebem o Bolsa Família, proporção de escolas privadas e uma variável *dummy* com valor um para os municípios com menos de 50.000 habitantes, e zero, caso contrário. EF_i e EF_t indicam efeitos fixos para os municípios e para o ano, respectivamente. β é o parâmetro de interesse

que reflete o efeito causal de longo prazo da política de expansão dos Institutos Federais de ensino. Segundo Angrist e Pischke (2008), para entender o que ocorre com os efeitos no decorrer do tempo, se ele cresce ou desaparece, é possível usar uma especificação alternativa (Equação 7).

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + EF_i + EF_t + \sum_{\tau=0}^m \beta_{+\tau} D_{t+\tau, T_i} + D_{t-\tau, T_i} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Em que m leads ($\beta_0, \beta_{+1}, \dots, \beta_m$) é o período de tratamento e de pós-tratamento, e inclui o ano da intervenção, um ano, dois anos e três ou mais anos após a inauguração do IF no município. Como o estudo também possui dados para três anos antes da intervenção, torna-se possível testar causalidade de Granger. Para Angrist e Pischke (2008), é uma forma de testar se a causa ocorre antes da consequência, ou seja, se são os IFs que causam o resultado de interesse Y_{it} . Então, o parâmetro de interesse no período anterior a adoção não deve ser significativo na Equação 8.

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + EF_i + EF_t + \beta D_{t, T_i} + \sum_{\tau=1}^q \beta_{-\tau} D_{t-\tau, T_i} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Em que, q lags ($\beta_{-1}, \dots, \beta_q$) é o efeito antecipado da política de expansão da rede federal. Para checagem de robustez, também é possível inserir tendências de tempo específicas para os municípios. Isso permite que os municípios de tratamento e de controle sigam diferentes tendências de maneira limitada. A ideia da inclusão da tendência temporal é a de que os efeitos de tratamento não devem ter alterações (Equação 9).

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + EF_i + EF_t + \beta D_{t, T_i} + \gamma_{0i} + \gamma_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Em que γ_{0i} é o intercepto específico de municípios e γ_{1it} é um coeficiente de tendência específico do município multiplicado por uma variável de tendência temporal, t . Outra forma de avaliar a robustez é por meio de um teste de placebo, que utiliza um grupo de tratamento falso (GERTLER et al., 2015). Neste caso, é falsificado para um ano anterior a implantação da política. O impacto no modelo de diferenças em diferenças para esses grupos deve ser nulo.

A Equação 5 também é calculada para as taxas de aprovação, de reprovação e de abandono das escolas privadas nos municípios afetados. Além de contribuir para o entendimento do impacto da instalação de um Instituto Federal, a última especificação projeta um teste de robustez, tendo em vista que o efeito encontrado pode ser distinto entre as esferas Privada e Públicas e, com isso, não é aleatório.

Como a responsabilidade do ensino médio público é prioritariamente dos Estados e cada um pode adotar políticas educacionais distintas, uma especificação com efeitos fixos por Estado também foi utilizada.

3.3 FONTE E BASE DE DADOS

Os Institutos Federais analisados neste estudo, conforme exposto anteriormente, passaram a entrar em funcionamento a partir de 2010. Porém, vale ressaltar que os municípios que já tinham alguma escola técnica federal, e com a política passaram a serem chamados de IFs, foram excluídos da análise, restando 301 municípios que receberam IFs na amostra. As variáveis utilizadas no cálculo da probabilidade de receber o IF foram extraídas do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, que compatibiliza os dados dos Censos Demográficos. Na Tabela 1 são apresentadas as diferenças de médias do grupo de tratados e de controles antes e após o pareamento.

Tabela 1 – Teste de diferença de médias para as variáveis utilizadas entre os municípios de tratamento e os de controle (2010)

Variáveis	Antes do Pareamento				Após o Pareamento			
	Trat.	Contr.	Dif.	E. P.	Trat.	Contr.	Dif.	E. P.
Logaritmo Natural do total da População	10,97	9,22	-1,74***	0,05	10,93	10,88	-0,04	0,07
Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)	0,69	0,65	-0,03***	0,00	0,69	0,69	0,00	0,00
Indicador de Concentração de Renda – GINI	0,51	0,49	-0,02***	0,00	0,51	0,51	-0,00	0,00
Percentual da população em estado de extrema pobreza	8,94%	11,67%	2,73***	0,70	9,03%	8,32%	-0,70	0,80
Percentual de mulheres na população total	0,49%	0,51%	0,01***	0,00	0,49%	0,49%	0,00	0,00
Taxa de frequência escolar das crianças de 4 e 5 anos	77,79%	78,35%	0,56	0,92	77,88%	77,12%	-0,76	1,16
Taxa de Aprovação	74,04%	79,78%	5,74***	0,57	74,12%	74,34%	0,21	0,72
Taxa de Reprovação	12,12%	8,89%	-3,22***	0,39	12,05%	12,66%	0,61	0,54
Taxa de Abandono	13,82%	11,31%	-2,51***	0,44	13,81%	12,98%	-0,83	0,56
Número de Observações	301	4.910			296	296		

Fonte: Elaborada pelos autores.

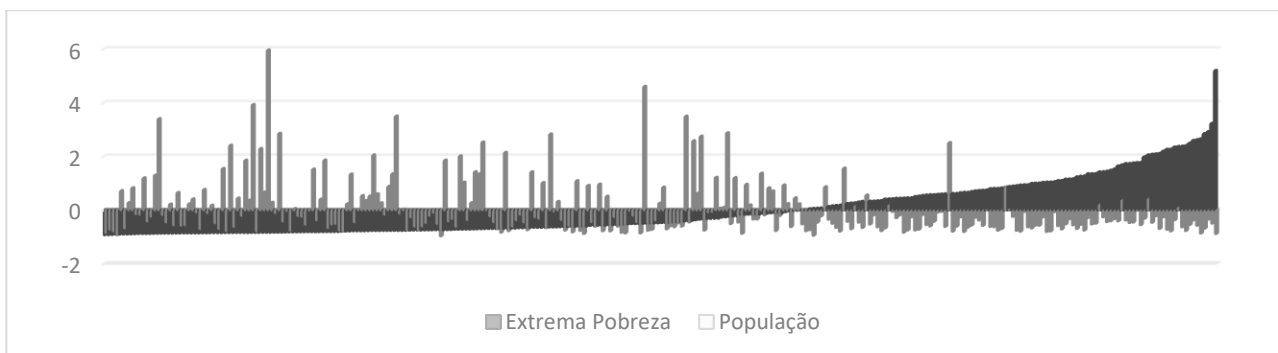
Notas: 1. A hipótese nula do teste de diferença de médias é $H_0: \text{Diferença} = 0$, *** representa que com 99% de confiança as médias entre os grupos são diferentes. 2. Trat. = municípios tratados. Contr. = municípios não tratados. Dif. = diferença das médias. E. P. = Erro Padrão.

O grupo de controle, antes da realização do pareamento, possui média distinta ao grupo de tratamento, pois a hipótese nula de igualdade de médias foi rejeitada. Após o pareamento as médias dos dois grupos são muito próximas e a hipótese nula de médias iguais não foi rejeitada para nenhuma das variáveis. O que gera um ajuste de características observáveis entre os municípios tratados e os de controle. O número de observações entre o grupo de tratamento antes e após o pareamento diminuiu em cinco municípios, os quais não se encontravam dentro do suporte comum.

As variáveis de interesse (dependentes): taxa de aprovação, de reprovação e de abandono, são extraídas da base de dados de Indicadores Educacionais do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) e se referem a taxa média das escolas estaduais no ensino médio do município de interesse. Esses indicadores de fluxo são uma *proxy* para medir desempenho, pois, no caso do ensino médio, o índice de desenvolvimento da educação básica (IDEB) passou a ser calculado apenas em 2017, quando passou a ter a nota no Saeb para esse nível de ensino. A nota do IDEB é composta pela média do desempenho escolar nos exames aplicados pelo INEP e a taxa de aprovação (que reproduz o rendimento escolar).

Para a realização do pareamento, os critérios para o recebimento do IF devem ser respeitados. As principais características para um município receber um Campus de Instituto Federal é ter mais de 50.000 habitantes ou ter um elevado percentual de pessoas na condição de extrema pobreza. Por meio dos dados do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil, esses critérios foram extraídos para os municípios contemplados para o programa e são apresentados na Figura 1.

Figura 1 – População do município e proporção de pessoas em extrema pobreza, padronizados para 2010, dos municípios que passaram a ter IFs em funcionamento a partir desse ano no Brasil



Fonte: Elaborada pelos autores.

De modo geral, é possível verificar que os municípios com menor número de habitantes possuem mais pessoas em situação de extrema pobreza. Um dos dois principais critérios é atendido na escolha do município tratado. Desta forma, se considera que o protocolo padrão é seguido, e minimiza a possibilidade de endogeneidade da amostra.

Além das variáveis utilizadas no PSM, no modelo de diferenças em diferenças generalizado há um conjunto de variáveis de controle, que possuem influência sobre o desempenho dos alunos. A Tabela 2 apresenta um resumo descritivo destas variáveis.

Tabela 2 – Resumo estatístico para os 592 municípios brasileiros da amostra (grupo de controle e de tratamento)

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo
Nota do Saeb das escolas estaduais para a segunda etapa do ensino básico	4,61 (0,53)*	2,82	7,44
Percentual da população com idade entre 0 a 17 anos**	35,60% (0,06)	20,73%	56,26%
Percentual de pessoas com 25 anos ou mais que concluíram o ensino médio	25,35% (10,78)	2,38%	60,61%
Percentual de pessoas com 25 anos ou mais que concluíram o ensino superior	6,52% (4,49)	0	31,19%
Percentual de crianças vulneráveis à pobreza	56,78% (22,60)	7,21%	98,4%
Percentual de cidades com menos de 50.000 habitantes	46,57% (0,49)	0	1
PIB per capita do município**	R\$ 24.355,40 (24.144,90)	R\$ 381,01	R\$ 380.828,60
Proporção de escolas privadas	27,86% (18,79)	0	83%
Percentual de famílias que recebem o Bolsa Família	29,79% (19,45)	2%	88,17%

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: * Desvio padrão. **Variável em Logaritmo Natural no modelo.

A nota do Saeb da segunda etapa do ensino fundamental (6º ao 9º ano) das escolas estaduais e a proporção de escolas privadas no município são encontrados na base de dados estatísticos do Inep. O Saeb é realizado a cada dois anos, então a nota do ano da realização, corresponde aos dados para os próximos dois anos. Por exemplo, a nota de 2007 foi utilizada para 2008 e 2009, quando a informação já se encontra disponível para o conhecimento da comunidade escolar.

O percentual de crianças e jovens na população, os indicadores educacionais e a vulnerabilidade à pobreza são variáveis censitárias, sua disponibilidade é restrita aos anos de 2000 e 2010. A distribuição dos dados seguiu dois critérios: os anos até 2010 assumiram os valores divulgados pelo Censo Demográfico de 2000; a partir de 2010 os dados são referentes ao Censo Demográfico de 2010.

A população residente no município foi extraída do banco de dados do Datasus (TABNET) do Ministério da Saúde, especificamente da estimativa populacional municipal. Neste caso, se o município possui menos que 50.000 habitantes assume o valor um, e zero, caso contrário. O Produto Interno Bruto (PIB) e o número de famílias beneficiadas pelo programa Bolsa Família

(BF) foram extraídos da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), ponderados pelo total da população e pelo total de famílias no município, respectivamente. O entendimento apropriado das relações dos indicadores de desempenho e do impacto do programa de expansão dos IFs é analisado na próxima seção.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O primeiro passo da análise foi a realização do pareamento, a fim de comparar os municípios com características observáveis mais próximas. Os resultados são encontrados nos Apêndices A e B. O impacto do recebimento do Instituto Federal sobre as taxas de Aprovação, Reprovação e Abandono da rede pública estadual de ensino são apresentados na Tabela 3. Para cada variável dependente são estimadas três especificações: (a) sem variáveis de controle, apenas o impacto do programa; (b) com variáveis de controle; e (c) com variáveis de controle e o termo de erro com *clusters* por Estado.

Tabela 3 – O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais dos municípios (Equação 6)

Variáveis	Aprovação			Reprovação			Abandono		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
β	-1,73*** (0,31)	-1,44*** (0,30)	-1,18*** (0,35)	1,41*** (0,27)	1,26*** (0,27)	1,17*** (0,28)	0,31 (0,24)	0,18 (0,24)	0,01 (0,24)
Possui escola privada		1,85 (1,29)	-2,07*** (0,66)		-0,57 (1,19)	1,68*** (0,54)		-1,28 (1,08)	0,38 (0,49)
Nota do Saeb		2,82*** (0,37)	1,97*** (0,27)		-1,23*** (0,29)	-0,32 (0,21)		-1,59*** (0,28)	-1,64*** (0,18)
Log população com idade entre 0 a 17 anos		21,27*** (6,68)	-5,09*** (1,35)		11,61** (5,28)	1,51 (1,17)		-32,88*** (4,90)	3,57*** (0,99)
% da população com Ensino Médio		0,19*** (0,05)	-0,10*** (0,02)		-0,18*** (0,04)	0,11*** (0,01)		-0,01 (0,04)	-0,00 (0,01)
% da população com Ensino Superior		-0,83*** (0,08)	0,11*** (0,04)		0,14* (0,07)	-0,06* (0,03)		0,68*** (0,06)	-0,04 (0,03)
% de Crianças Vulneráveis		-0,00 (0,02)	0,02 (0,01)		-0,05*** (0,02)	-0,00 (0,01)		0,06*** (0,01)	-0,03*** (0,01)
Município com menos de 50.000 habitantes		0,49 (1,00)	1,81*** (0,23)		0,20 (1,08)	-1,08*** (0,18)		-0,70 (0,61)	-0,73*** (0,16)
Log PIB per capita		0,48 (0,57)	-0,64*** (0,14)		0,78 (0,58)	0,43*** (0,12)		-1,26*** (0,45)	0,20* (0,11)
Percentual de família com BF		-0,94* (1,69)	11,47*** (1,59)		3,54** (1,61)	-3,61*** (1,15)		-0,59 (1,47)	-7,85*** (1,24)
Constante	72,77*** (0,28)	80,14*** (7,54)	56,74*** (2,39)	11,94*** (0,25)	31,96*** (6,02)	12,89*** (1,93)	15,27*** (0,24)	-12,11** (5,56)	29,98*** (1,73)
Efeito Fixo Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito Fixo Município	Sim	Sim		Sim	Sim		Sim	Sim	
Efeito Fixo Estado			Sim			Sim			Sim
R ²	69,04	70,08	46,38	55,53	55,94	33,39	64,45	65,97	51,44

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Em (C) o efeito de pertencer a um determinado Estado é estimado e afeta a soma total do quadrado dos resíduos.

O efeito da instalação dos IFs sobre as taxas de aprovação e de reprovação foi estatisticamente significativo, porém, para a taxa de abandono não teve impacto. O aumento da concorrência gerado pela maior opção de escolha, que os IFs representam nos municípios, deixam os demais alunos da rede pública de ensino em situação pior. A instalação do Instituto Federal gera um aumento da taxa de reprovação e redução da taxa de aprovação, para qualquer especificação

adotada. O que equivale a dizer que o efeito da concorrência gera um impacto negativo sobre os indicadores de fluxo e não afeta o indicador de movimento (abandono).

Ao analisar o desenho do programa, conforme recomenda Hoxby (2003), é possível identificar que os IFs selecionam os melhores alunos, pois a sua forma de seleção é objetiva e o ensino é gratuito e de qualidade. A adoção de uma política de cotas para ingresso destina metade das vagas para os alunos oriundos de escolas públicas. As cotas possibilitam que alunos com renda menor e ensino com qualidade inferior, quando comparado ao nível dos alunos do setor privado, possam ingressar ao sistema de ensino federal de alta qualidade. No entanto, as cotas ainda selecionam os melhores alunos do grupo beneficiado. De fato, isso é importante, mas por outro lado, a retirada dos pares com maior desempenho gera um efeito negativo para os que permanecem no sistema público estadual.

Epple e Romano (1998) corroboram com esse resultado, ao passo que identificam que são os alunos com menores rendas e habilidades que permanecem no setor público, e a situação destes tende a piorar. O efeito dos pares e o processo de *cream skimming* também são discutidos nos estudos de Akyol (2016) e Dills (2005). A qualidade das Instituições de ensino Federais é outra característica determinística na escolha de escola. Cremata e Raymond (2014) defendem que a qualidade da nova opção de escolha é um fator importante para o aumento da competitividade.

A ideia de que as escolas já possuem alunos homogêneos e a retirada de alguns alunos não gera reflexos sobre os demais, destacada por Walsh (2009), não pode ser visualizada para a política de expansão dos Institutos Federais. Isso decorre devido aos Institutos Federais estarem presentes no leque de oportunidades públicas, o fator renda não interfere diretamente na oportunidade de ingressar, e eles podem captar os melhores alunos deste setor. Entretanto, a renda pode estar indiretamente associada as melhores notas nos testes seletivos, já que alunos oriundos de escolas privadas também concorrem as vagas, no sistema de livre concorrência. Para Faveri, Petterini e Barbosa (2018) e Tavares (2012), os IFs são ocupados por muitos estudantes que desejam cursar um ensino médio propedêutico de qualidade, não apenas com vistas na formação técnica.

A questão de recursos financeiros, apontada por Bukowski e Kobus (2018), torna-se relevante quando os recursos são repassados às escolas conforme a quantidade de alunos. No Brasil, um dos critérios do repasse de recurso do Fundo de Desenvolvimento da Educação Básica (Fundeb) é com base no número de alunos. Para Moreira et al. (2016), a baixa resposta ao aumento da competitividade no sistema de ensino brasileiro se deve a disponibilidade de recursos limitada e a falta de distribuição de acordo com a produtividade das escolas.

O efeito causal da política de expansão da rede federal de ensino técnico sobre a taxa de abandono não teve significância estatística. Esse resultado pode corresponder ao esforço de manter o aluno matriculado e frequentando as aulas, pois a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB) tem por objetivo evitar e reverter o abandono escolar. As escolas devem informar aos pais ou responsáveis quando um aluno venha a faltar ou, em casos mais assíduos do aluno não comparecer a escola, a informação deve ser repassada ao Conselho Tutelar.

As variáveis de controle são características socioeconômicas que implicam sobre o desempenho dos alunos. Quando introduzidas ao modelo, elas geram uma variação menor no coeficiente β , que representa o impacto da política, mas sua significância estatística continua válida. Em termos de variação marginal (Apêndice C), a introdução de um IF no município pode reduzir a taxa de aprovação em cerca de 0,63 a 0,88 pontos percentuais (em uma escala de 0 a 100). A taxa de reprovação aumenta em torno de 0,50 a 0,75 pontos percentuais.

A nota média do Saeb no município é referente aos alunos do ensino básico e controla as características intrínsecas ao quadro de alunos que a escola possui, ou seja, a nota no Saeb é uma forma de controlar o *background* estudantil. Quanto maior a nota do Saeb nas escolas estaduais dos municípios, maior é a taxa de aprovação e, de modo oposto, reduz as taxas de abandono e de reprovação. A presença de escolas privadas afeta negativamente a taxa de aprovação e

positivamente a taxa de reprovação. O que pode revelar que o IF é apenas mais uma forma de concorrência que deixa os alunos pertencentes a esfera pública estadual em situação pior.

O efeito causal do programa, medido pelo parâmetro β , representa o efeito de longo prazo, a variação nos anos decorrentes a instalação do IF não é visualizada. Com a especificação da Equação 7 e apresentada no Apêndice D, é possível inferir que o efeito da instalação dos Institutos Federais nas taxas de aprovação e de reprovação dos municípios é um efeito de longo prazo. As taxas de rendimentos dos três primeiros anos após a instalação de um IF, ainda possui reflexos de coortes anteriores a política (não afetadas). As taxas com apenas as coortes após a política serão observadas três anos após a instalação, tempo de o aluno percorrer o primeiro, o segundo e o terceiro ano do ensino médio, já que a taxa se trata de uma média dos três anos. Esse fato corrobora com o efeito de longo prazo encontrado.

Os testes de robustez são apresentados na próxima seção.

5. ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Para verificar se o efeito do programa encontrado na seção anterior não é aleatório, ou seja, para identificar se o efeito causal não se trata de uma coincidência, o modelo foi aplicado à um grupo placebo. No período de 2007 a 2009, os IFs não estavam em funcionamento nos municípios, portanto, o ano de 2009 foi falseado como se tivesse sido tratado. Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais dos municípios para o período placebo de 2007 – 2009 (Equação 6)

Variáveis	Aprovação			Reprovação			Abandono		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
B	-0,45 (0,45)	-0,44 (0,44)	-0,46 (0,67)	0,30 (0,41)	0,25 (0,40)	0,29 (0,50)	0,14 (0,37)	0,18 (0,37)	0,16 (0,48)
Constante	72,77*** (0,21)	24,93 (38,51)	60,83*** (4,84)	11,94*** (0,20)	17,35 (31,26)	8,98*** (3,42)	15,44*** (0,17)	57,70** (29,34)	30,18*** (3,52)
Controles	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Efeito Fixo Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito Fixo Município	Sim	Sim		Sim	Sim		Sim	Sim	
Efeito Fixo Estado			Sim			Sim			Sim
R ²	74,55	74,64	42,33	61,11	61,58	39,29	74,60	74,82	53,52

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. Considerando erros padrão robustos.

Conforme o esperado, o parâmetro de efeito causal, β , não é significativo. Ao inserir uma tendência temporal, o impacto negativo na taxa de aprovação ainda é mantido, conforme visualizado na Tabela 5.

Tabela 5 – O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais dos municípios, com tendências distintas entre os grupos de tratados e de controles (Equação 9)

Variáveis	Aprovação		Reprovação		Abandono	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
β	-1,01** (0,46)	-0,94** (0,46)	0,57 (0,40)	0,51 (0,40)	0,44 (0,36)	0,43 (0,36)
Constante	72,77*** (0,28)	80,38*** (7,53)	11,94*** (0,25)	31,74*** (6,04)	15,27*** (0,24)	-12,13** (5,56)
Tendência Temporal	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Efeito Fixo Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito Fixo Município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R ²	69,08	70,11	55,57	55,98	64,47	66,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. Considerando erros padrão robustos.

Na especificação de defasagens para anos anteriores a política (Apêndice E), o efeito causal não foi significativo para dois e três anos antes da intervenção. Esse resultado corrobora com a robustez do efeito encontrado, porém, não é possível descartar que os alunos atrasem um ano o ensino médio para cursá-lo em um IF. O indicador de distorção idade-série, calculado pelo Inep, mostra que os Institutos possuem uma amplitude maior de alunos com mais de dois anos de atraso escolar, quando comparados a rede pública estadual. Outra hipótese, é que, com vista a preparar os filhos para o processo seletivo dos Institutos, os pais podem alocar os seus filhos em escolas de melhor qualidade no ano anterior ao funcionamento.

Para as taxas de rendimento das escolas privadas (Apêndice F), os IFs não exercem nenhum tipo de efeito significativo. Desta forma, como um todo, é possível verificar que o efeito causal encontrado é robusto.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A abordagem de aumento da concorrência, em grande parte dos estudos econômicos, é tratada como benéfica para a eficiência e o desempenho dos setores. Na literatura de economia da educação há questionamentos quanto aos seus resultados. Neste estudo, busca-se aproveitar a mudança exógena do aumento da concorrência gerada pela instalação dos Institutos Federais de Educação Ciência e Tecnologia para verificar os seus efeitos sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais no ensino médio.

Os critérios para um município receber a política de expansão da Rede Federal de ensino profissional possibilitaram a identificação de um grupo de comparação semelhante ao grupo de municípios tratados em características observáveis. A combinação dos municípios, por meio do pareamento por score de propensão, não rejeitou que os atributos possuem médias iguais entre os dois grupos. O que gera o enfraquecimento da possibilidade de endogeneidade e com o seu acoplamento ao método de diferenças em diferenças generalizado permite a identificação do efeito causal da política.

O impacto do aumento da opção de escolha, que gera concorrência pelos alunos nos municípios brasileiros que receberam os IFs, não implicou em desempenho positivo dos alunos que permanecem no sistema de ensino público estadual. A instalação do Instituto leva a um aumento da taxa de reprovação e redução da taxa de aprovação. Para a taxa de abandono a política não possui impacto significativo. O que indica que os alunos que permanecem no sistema de ensino estadual perdem com a saída dos pares com mais habilidades (*peer effects*). Esse cenário também vai ao encontro do que a literatura chama de “*cream skimming*”, ou seja, a retirada dos melhores alunos pelos IFs deixa as demais escolas públicas estaduais em situação pior.

Contudo, ressalta-se a importância de estudar o caso brasileiro e suas especificidades, pois a estratificação das escolas tende a aumentar quando o quadro de opção de escolha se expande e, conseqüentemente, gera reprodução de desigualdades socioeconômicas. O que sugere cautela em desenhos de políticas educacionais que promovam aumento da possibilidade de escolha escolar, como as políticas de *vouchers* escolares. Logo, surgem três questões centrais: Quanto as escolas públicas poderão melhorar e aumentar a sua eficiência com a concorrência? Existe alguma punição para a queda na taxa de aprovação e o aumento de reprovações para as escolas Estaduais? Qual o impacto da deterioração dos pares em uma perspectiva de longo prazo para esses estudantes?

Este trabalho contribui com a literatura acerca do tema, a qual é pouco discutida no Brasil. Além disso, contribui com: a comparação dos resultados a partir municípios muito próximos em

características observáveis, a análise a partir de um período de tempo anterior e posterior a implantação da política, o ano exato que o IF passou a funcionar no município (os demais estudos brasileiros utilizam o ano de tratamento como 2008) e os vários testes de robustez utilizados. Entretanto, uma das limitações do trabalho é que o modelo bidirecional aplicado a políticas com variações de tratamento e de tempo possuem pesos distintos no parâmetro de interesse, o que pode alterar o tamanho do coeficiente.

Ainda, os resultados indicam efeitos negativos sobre os alunos que permanecem no sistema público estadual de ensino, embora, em termos de coeficiente, serem pequenos. Isso pode estar vinculado a uma estratégia de melhoria das escolas estaduais, pois o efeito é de longo prazo e não é possível saber como essas escolas reagiram a instalação dos IFs. Ao passo que, por outro lado, o problema pode não estar ligado apenas na ampliação da concorrência, mas devido ao sistema de ensino brasileiro possuir dificuldades e não conseguir reagir de maneira positiva à essas circunstâncias.

REFERÊNCIAS

- AKYOL, M. Do educational vouchers reduce inequality and inefficiency in education? **Economics of Education Review**, v. 55, p. 149–167, 2016.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics : An empiricist's companion**. [s.l.: s.n.].
- BELFIELD, C. R.; LEVIN, H. M. The effects of competition between schools on educational outcomes: A review for the United States. **Review of Educational research**, 72(2), 279-341., v. 72, n. 2, p. 279–341, 2002.
- BRASIL, G. F. **Expansão da educação superior e profissional e tecnológica: mais formação e oportunidades para os brasileiros**http://portal.mec.gov.br/expansao/images/APRESENTACAO_EXPANSAO_EDUCACAO_SUPERIOR14.pdf. [s.l.: s.n.]. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/expansao/images/APRESENTACAO_EXPANSAO_EDUCACAO_SUPERIOR14.pdf>.
- BUKOWSKI, P.; KOBUS, M. The threat of competition and public school performance: Evidence from Poland. **Economics of Education Review**, v. 67, n. October 2017, p. 14–24, 2018.
- BURGESS, S.; BRIGGS, A. School assignment, school choice and social mobility. **Economics of Education Review**, v. 29, n. 4, p. 639–649, 2010.
- CHUMACERO, R. A.; GÓMEZ, D.; PAREDES, R. D. I would walk 500 miles (if it paid): Vouchers and school choice in Chile. **Economics of Education Review**, v. 30, n. 5, p. 1103–1114, 2011.
- CREMATA, E. J.; RAYMOND, M. E. The Competitive Effects of Charter Schools: Evidence from the District of Columbia. **Stanford University**, v. 106, n. 11, p. 1323–1330, 2014.
- DEHEJIA, R.; WAHBA, S. Propensity Score Matching Methods for Non-Experimental Causal Studies. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. February, p. 151–161, 2002.
- DILLS, A. K. Does cream-skimming curdle the milk? A study of peer effects. **Economics of Education Review**, v. 24, n. 1, p. 19–28, 2005.
- DUSTAN, A.; NGO, D. K. L. Commuting to educational opportunity? School choice effects of mass transit expansion in Mexico City. **Economics of Education Review**, v. 63, n. May 2017, p. 116–133, 2018.
- EPPLÉ, D.; ROMANO, R. American Economic Association Competition between Private and Public Schools , Vouchers , and Peer-Group Effects Author (s): Dennis Epple and Richard E . Romano Source : The American Economic Review , Vol . 88 , No . 1 (Mar . , 1998), pp . 33-62 Publis. v. 88, n. 1, p. 33–62, 1998.
- ESTEVAN, F. The quality of Public Education and Private School Enrollment: An Assessment

Using Brazilian Data. p. 1–37, 2008.

FAVERI, D. B.; PETTERINI, F. C.; BARBOSA, M. P. jan. jun. 2018 50. In: **Planejamento e políticas públicas**. [s.l: s.n.]. p. 125–148.

FRIEDMAN, M. **Capitalism and freedom**. University of Chicago Press: [s.n.].

GERTLER, P. et al. **Avaliação de Impacto na Prática**. [s.l: s.n.]. v. 1

GOUVEIA, F. P. DE S. A expansão dos Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia no território brasileiro: entre o local e o nacional. **Revista Brasileira de Geografia Econômica**, p. 1–17, 2016.

GREENE, K. V.; KANG, B. G. The effect of public and private competition on high school outputs in New York State. **Economics of Education Review**, v. 23, n. 5, p. 497–506, 2004.

HASTINGS, J. S.; KANE, T. J.; STAIGER, D. O. Parental Preferences and School Competition: Evidence from a Public School Choice Program. **National Bureau of Economic Research**, n. Working Paper 11805, p. 50, 2006.

HASTINGS, J. S.; WEINSTEIN, J. M. **Info, School Choice, and Academic Achievement; Evidence from Two Experiments** NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. [s.l: s.n.].

HOXBY, C. School choice and school competition : Evidence from the United States. **Swedish Economic Policy Review**, v. 10, p. 9–65, 2003.

INEP. **Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira**. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/>>.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. **Handbook on Impact Evaluation: quantitative methods and practices**. [s.l: s.n.]. v. 1

KONING, P.; VAN DER WIEL, K. Ranking The Schools: How School-Quality Information Affects School Choice in the Netherlands. **Journal of the European Economic Association**, v. 11, n. 2, p. 466–493, 2013.

MACLEOD, B.; URQUIOLA, M. Competition and Educational Productivity : Incentives Writ Large. **IZA working paper**, n. 7063, p. 1–38, 2012.

MANCEBÓN-TORRUBIA, M. J.; XIMÉNEZ-DE-EMBÚN, D. P. Equality of school choice: a study applied to the Spanish region of Aragón. **Education Economics**, v. 22, n. 1, p. 90–111, 2014.

MARQUES, B. A. DE A. Impacto da divulgação das notas no ENEM na concorrência entre escolas. p. 118, 2013.

MEC. **Expansão da Rede Federal**. Disponível em: <<http://redefederal.mec.gov.br/expansao-da-rede-federal>>.

MOENJAK, T.; WORSWICK, C. Vocational education in Thailand: A study of choice and returns. **Economics of Education Review**, v. 22, n. 1, p. 99–107, 2003.

MOREIRA, A. DE A. M. et al. Análise da competição espacial entre escolas particulares privadas na cidade de Salvador. **Enaber 2016**, 2016.

NUNES, L. C.; REIS, A. B.; SEABRA, C. The publication of school rankings: A step toward increased accountability? **Economics of Education Review**, v. 49, p. 15–23, 2015.

OCDE. **Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico**. Disponível em: <<http://www.oecd.org/>>.

OPICE, I. B. **Determinantes Da Escolha Entre O Setor Público E Privado E Alocação Dos Alunos Nas Escolas**. [s.l: s.n.].

OTRANTO, C. R. CRIAÇÃO E IMPLANTAÇÃO DOS INSTITUTOS FEDERAIS DE EDUCAÇÃO, CIÊNCIA E TECNOLOGIA – IFETs. **Revista de Educação Técnica e Tecnológica em Ciências Agrícolas**, v. I, n. 01, p. 89–108, 2010.

PEIXOTO, B. et al. **Avaliação Econômica De Projetos Sociais**. 1. ed. São Paulo: [s.n.].

STREZHNEV, A. Generalized Difference-in-Differences Estimands and Synthetic Controls. 2017.

TAVARES, M. G. Evolução da Rede Federal de Educação Profissional e Tecnológica: As Etapas Históricas da Educação Profissional no Brasil. **Seminário de Pesquisa em Educação da Região Sul**, p. 1–21, 2012.

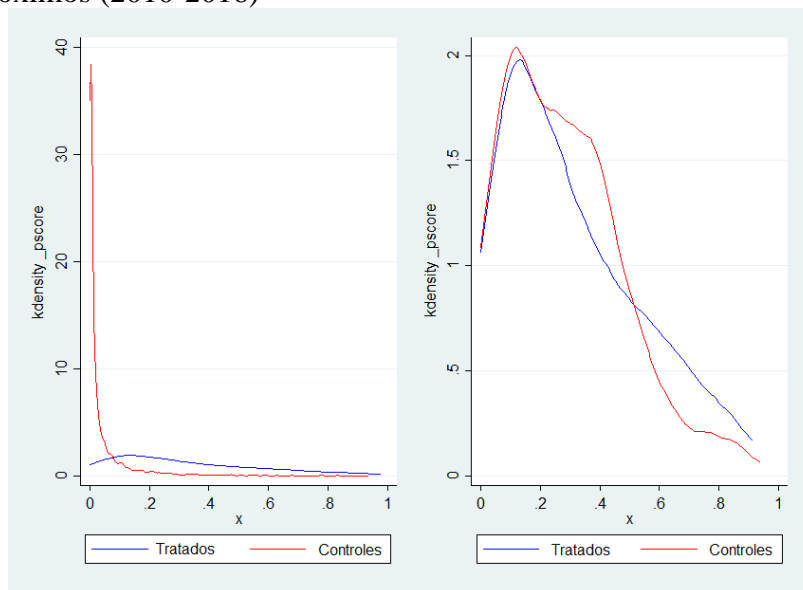
URQUIOLA, M. **Competition Among Schools: Traditional Public and Private Schools**. 1. ed. [s.l.] Elsevier B.V., 2016. v. 5

WALSH, P. Effects of school choice on the margin: The cream is already skimmed. **Economics of Education Review**, v. 28, n. 2, p. 227–236, 2009.

WALTENBERG, F. D. Teorias econômicas de oferta de educação : evolução Economic theories of the supply of education : **Educação e Pesquisa**, v. 32, n. 1, p. 117–136, 2006.

APÊNDICES

Apêndice A – Distribuição do Escore de Propensão para Tratados e para Não-Tratados com dois vizinhos mais próximos (2010-2016)



Fonte: Elaborado pelos autores.

Apêndice B - Resultados estimados para a probabilidade de receber o tratamento (*probit* para 2010)

Covariada	Parâmetro Estimado
Ln população	0,84*** (0,05)
IDH	2,53* (1,43)
Gini	2,43*** (0,86)
Extrema pobreza	−0,01*** (0,00)
Região Nordeste	−0,09 (0,15)
Região Sudeste	−1,10*** (0,17)
Região Sul	−0,37** (0,18)
Região Centro-Oeste	−0,34* (0,18)
Região Metropolitana	−0,45*** (0,11)

Mulheres	-2,68 (3,27)
Taxa de frequência crianças 4 a 5 anos	-0,00 (0,00)
Constante	-10,71*** (2,14)
<hr/>	
R^2	0,40
<hr/>	
Observações	5.211

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. Considerando erros padrão robustos.

Apêndice C - Efeitos Marginais para as estimativas da Equação 6

Variáveis	Aprovação			Reprovação			Abandono		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
<i>Efeito Marginal</i>	-0,85	-0,63	-0,88	0,75	0,71	0,50	0,09	-0,07	0,38
Controles	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Efeito Fixo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano									
Efeito Fixo	Sim	Sim		Sim	Sim		Sim	Sim	
Município									
Efeito Fixo			Sim			Sim			Sim
Estado									

Fonte: Elaborada pelos autores.

Apêndice D - Resultados estimados para a Equação 7

Variáveis	Aprovação		Reprovação		Abandono	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
β	-1,58*** (0,66) ¹	-1,49** (0,65)	1,17** (0,55)	0,96* (0,55)	0,41 (0,49)	0,52 (0,47)
β_{+1}	-0,63 (0,47)	-0,69 (0,46)	0,64* (0,40)	0,66* (0,39)	0,02 (0,34)	0,03 (0,33)
β_{+2}	-0,53 (0,41)	-0,48 (0,41)	-0,06 (0,34)	-0,02 (0,34)	0,60* (0,32)	0,51 (0,32)
β_{+3}	-0,80** (0,38)	-0,72** (0,38)	0,16 (0,32)	0,16 (0,32)	0,64** (0,30)	0,56* (0,30)
Constante	72,85*** (0,26)	75,59*** (11,93)	11,95*** (0,24)	43,48*** (9,61)	15,18*** (0,22)	-19,07** (9,24)
Controles	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Efeito Fixo Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito Fixo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Município						

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. Considerando erros padrão robustos.

Apêndice E - Resultados estimados para a Equação 8

Variáveis	Aprovação		Reprovação		Abandono	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
β_{-1}	-0,87** (0,35)	-0,74** (0,46)	0,54* (0,31)	0,49 (0,31)	0,32 (0,28)	0,25 (0,28)
β_{-2}	-0,26 (0,40)	-0,24 (0,40)	0,31 (0,34)	0,29 (0,34)	-0,04 (0,33)	-0,05 (0,32)
β_{-3}	-0,09 (0,40)	-0,15 (0,39)	0,44 (0,34)	0,43 (0,34)	-0,35 (0,32)	-0,28 (0,32)
Constante	75,43*** (0,22)	99,63*** (8,32)	12,32*** (0,18)	18,01*** (7,46)	12,24*** (0,17)	-17,64*** (6,26)
Controles	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Efeito Fixo Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito Fixo Município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. Considerando erros padrão robustos.

Apêndice F - Resultados estimados para a Equação 6 para as taxas de Aprovação, de Reprovação e de Abandono para as Escola Privadas dos municípios beneficiados pelos IFs

Variáveis	Aprovação			Reprovação			Abandono		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
β	-0,07 (0,19)	-0,03 (0,19)	-0,01 (0,21)	0,05 (0,17)	0,01 (0,17)	0,09 (0,19)	0,01 (0,08)	0,01 (0,07)	-0,08 (0,08)
Constante	94,36*** (0,16)	99,16*** (5,06)	92,66*** (1,44)	4,95*** (0,15)	2,66 (4,49)	6,12*** (1,34)	0,65*** (0,06)	1,82 (2,56)	1,21** (0,54)
Controles	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Efeito Fixo Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito Fixo Município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R ²	40,83	41,32	16,18	43,77	44,38	16,17	18,74	18,22	7,57

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Em (C) o efeito de pertencer a um determinado Estado é estimado e afeta a soma total do quadrado dos resíduos.