

ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

LAUANA ROSSETTO LAZARETTI

**ENSAIOS EM ECONOMIA DA EDUCAÇÃO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA CRIAÇÃO DE
ESCOLAS, DA SELEÇÃO DE ALUNOS E DA MULTISSERIAÇÃO DE TURMAS**

Porto Alegre
2021

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica
do Rio Grande do Sul

LAUANA ROSSETTO LAZARETTI

**ENSAIOS EM ECONOMIA DA EDUCAÇÃO: EVIDÊNCIAS A PARTIR
DA CRIAÇÃO DE ESCOLAS, DA SELEÇÃO DE ALUNOS E DA
MULTISSERIAÇÃO DE TURMAS**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUC-RS), como requisito parcial para obtenção do título de Doutora em Economia.

Área de concentração: Desenvolvimento Econômico

Orientador: Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França

Porto Alegre
2021

Ficha Catalográfica

L431e Lazaretti, Lauana Rossetto

Ensaio em Economia da Educação : Evidências a partir da criação de escolas, da seleção de alunos e da multisseriação de turmas / Lauana Rossetto Lazaretti. – 2021.

131 p.

Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França.

1. Ensino Básico. 2. Multisseriação. 3. Rede Federal. 4. Cream Skimming. 5. Efeito de Pares. I. França, Marco Túlio Aniceto. II. Título.


Lauana Rosseto Lazaretti

ENSAIOS EM ECONOMIA DA EDUCAÇÃO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA CRIAÇÃO DE ESCOLAS, DA SELEÇÃO DE ALUNOS E DA MULTISSERIAÇÃO DE TURMAS

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 23 de julho de 2021, pela Banca Examinadora.


BANCA EXAMINADORA:




Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França
Orientador e Presidente da sessão



Prof. Dr. Adelar Fochezatto



Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto



Prof. Dr. Luiz Guilherme Dacar da Silva Scorzafave



Prof. Dr. Guilherme Diniz Irffi

AGRADECIMENTOS

A concretização deste trabalho ocorreu com o apoio e incentivo de pessoas muito especiais. Agradecer em poucas palavras é tão desafiador quanto foi escrever esta Tese. Então, primeiramente, gostaria de agradecer a Deus, que me confiou este desafio e colocou pessoas tão boas junto do meu caminho.

À minha família, que entendeu a minha ausência, minha eterna gratidão. Minha mãe, sempre pronta para conversar e aconselhar, foram longas chamadas ao celular. Ao meu pai, de coração gigante, que me passou, em cada olhar, um infinito de segurança e amor. Meus pais, vocês são os meus exemplos, os meus heróis, a minha coragem de cada dia lutar e persistir. Eles sempre acreditaram na minha capacidade.

Ao meu namorado, Felipe, por todo o amor e paciência. Me faz ver o mundo com entusiasmo e simplicidade. Ele foi fundamental na minha jornada. O seu apoio e a troca de ideias enriqueceram o meu estudo.

Ao Antony, meu maninho, a inocência que me faz acreditar em um mundo melhor. À Natali, minha querida e amada irmã, sempre me motivando e incentivando. Aos meus avós, que tanto torcem e rezam por mim. À minha sogra, Dona Maria, obrigada por todo o amor.

Em especial, também agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França, pela oportunidade do diálogo, pela troca de conhecimento, pelo entusiasmo nas aulas e nas orientações. Por acreditar e confiar em mim, pela pessoa humana e dedicada, obrigada pela parceria.

Aos meus amigos, que tenho como sinônimo de anjos. Em especial, à Elen e Patricia, o apoio de vocês foi muito importante.

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

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela ajuda financeira, fundamental para a minha jornada.

Enfim, a todos que fazem parte da minha vida e são essenciais para eu ser, a cada dia, um ser humano melhor.

RESUMO

O objetivo desta Tese é analisar empiricamente o efeito de políticas públicas adotadas na educação básica brasileira sobre o desempenho dos estudantes. Sobretudo, centra-se nas diferenças e nas mudanças da composição das turmas. Para tanto, três ensaios são propostos. O primeiro investiga como o aumento da opção de escolha escolar, gerado pela instalação de unidades dos Institutos Federais de Educação, afeta o desempenho dos demais alunos que permanecem na rede pública estadual no ensino médio. A partir de uma estratégia empírica duplamente robusta (*propensity score matching* com diferenças em diferenças), foi possível constatar alterações na distribuição de matrículas entre as redes de ensino. A perda de alunos da rede estadual pode ser característica de um processo de *cream skinning* – retirada de pares com maior habilidade. Esse mecanismo se faz útil para entender os resultados negativos encontrados, tais como: a redução na taxa de aprovação e nas notas no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) e o aumento da reprovação dos estudantes da rede estadual. O segundo ensaio analisa em que medida a forma de seleção dos alunos contribui para o resultado das escolas. Na existência de duas formas de seleção dos alunos entre as unidades federais, a estratégia de identificação se baseia na designação dos estudantes em dois grupos: tratamento (ingresso por sorteio) e controle (com base em notas), com a estimação do efeito a partir de métodos de pareamento. Tem-se por hipótese que a forma de seleção é um dos fatores determinantes do desempenho escolar no último ano do ensino médio. Os resultados encontrados corroboraram com essa hipótese, ao mostrar que os alunos que ingressam por meio de sorteio apresentam desempenho inferior aos estudantes selecionados a partir de critérios de notas. O terceiro ensaio busca verificar como a organização de turmas multisseriadas está relacionada com o rendimento dos estudantes no ensino fundamental dos anos iniciais (1º ano ao 5º ano – EF1). Por meio de um painel de efeitos fixos das escolas, para controlar possíveis endogeneidades entre as características do ambiente escolar e na propensão à multisseriação, os resultados demonstram que a utilização de turmas multisseriadas contribui para o fluxo escolar dos alunos. Ainda que sejam necessários investimentos para a melhoria das escolas e treinamento dos professores, há evidências de redução da taxa de reprovação, com exceção do quarto ano do EF1. Em conjunto, os três ensaios reforçam a importância dos pares (*peers effects*) no desempenho alcançado pelos estudantes e para o avanço entre os anos de ensino (rendimento escolar).

Palavras-chave: Desempenho Escolar. Escolha de Escola. Efeito Seleção. Multisseriação.

ABSTRACT

The objective of this thesis is to analyze the effect of public policies adopted in Brazilian basic education on student performance. Especially, it focuses on differences and changes in class composition. For that, three essays are proposed. The first investigates how the increase in the choice of school, generated by the installation of units of the Federal Institutes of Education, affects the performance of other students who remain in the state public schools in secondary education. Based on a doubly robust empirical strategy (propensity score matching with differences in differences), it was possible to observe changes in the distribution of enrollments among schools. The loss of students from the state schools can be characteristic of a cream-skimming process – transfer of peers with greater ability. This mechanism is useful to understand the negative results found, such as the reduction in the pass rate and grades in the National Secondary Education Examination (ENEM) and the increase in failure of students in the state schools. The second essay analyzes to what extent the way in which students are selected contributes to the results of schools. In the existence of two forms of selection of students among federal units, the identification strategy is based on assigning students into two groups: treatment (entrance by lot) and control (based on grades), with the estimation of the effect from matching methods. The hypothesis is that the form of selection is one of the determining factors of school performance in the last year of secondary school. The results found support this hypothesis, as they show that students who enter through a lottery have a lower performance than students selected based on grade criteria. The third essay seeks to verify how the organization of multigrade classes is related to the performance of students in elementary school (1st to 5th year – EF1). Through a fixed effects panel of schools, to control for possible endogeneities between the characteristics of the school environment and the propensity to multigrade, the results show that the use of multigrade classes contributes to the students' school flow. Although investments are needed to improve schools and to train teachers, there is evidence of a reduction in the failure rate, except for the fourth year of EF1. Together, the three essays reinforce the importance of peers (peer's effects) in the performance achieved by students and for the advancement between years of education (school achievement).

Keywords: School performance. Choice of School. Selection Effect. Multigrade.

LISTA DE FIGURAS

Ensaio 1

- Figura 1 - População do município e proporção de pessoas em extrema pobreza, padronizados para 2000 31
- Figura 2 - Efeito médio do tratamento sobre os tratados em anos posteriores e anteriores ao programa 39
- Figura A.1 - Distribuição do Escore de Propensão para Tratados e para Não-Tratados com dois vizinhos mais próximos (2000)..... 47
- Figura A.2 - Percentual de alunos em cada rede de ensino dos ingressantes nos IFs 49

Ensaio 2

- Figura 1 - Identificação da forma de ingresso dos alunos 66
- Figura B.1 - Distribuição do Escore de Propensão para Tratados e para Não-Tratados com um vizinho mais próximo 83

Ensaio 3

- Figura 1 - Tamanho médio das turmas únicas e multisseriadas dos anos iniciais do ensino fundamental em 2018 98
- Figura C.1 - Distribuição do número de matrículas nas escolas multisseriadas e seriadas 126

LISTA DE TABELAS

Ensaio 1

Tabela 1 - Teste de diferença de médias para as variáveis utilizadas para o pareamento entre os municípios de tratamento e os de controle (2000).....	30
Tabela 2 - Diferença de médias das variáveis utilizadas no modelo de diferenças em diferenças entre os grupos de tratamento e de controle.....	31
Tabela 3 - Diferença de médias das variáveis de resultados entre os grupos de tratamento e de controle.....	33
Tabela 4 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre o percentual de matrículas da rede estadual e federal	34
Tabela 5 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre a proporção de docentes, de turmas e de escolas da rede estadual	34
Tabela 6 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais (Equação 6).....	35
Tabela 7 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais no ENEM – 2008 a 2015 (Equação 5).....	36
Tabela 8 - Efeito heterogêneo do impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) por tamanho do município	38
Tabela 9 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) controlados por tendências temporais distintas entre os grupos de tratamento e de controle e de região.....	40
Tabela A.1 - Novos Campus e seus respectivos anos de funcionamento por Estados	46
Tabela A.2 - Resultados estimados para a probabilidade de receber o tratamento (probit para 2000)	48

Ensaio 2

Tabela 1 - Estatísticas descritivas.....	67
Tabela 2 - Diferença de médias das notas de língua portuguesa e de matemática	69
Tabela 3 - Resultados do Efeito do Tratamento sobre os tratados com utilização do PSM	
Tabela 4 - Resultados do Efeito do Tratamento sobre os tratados com utilização do CEM e do Balanceamento por Entropia	
Tabela 5 - Resultados para o Saeb de 2017 com inclusão de característica de gênero e efeitos separados por gênero	72
Tabela 6 - Resultados para o Saeb de 2017 com inclusão da característica de gênero e efeitos separados por gênero.....	74

Tabela 7 - Efeitos médios do tratamento sobre os tratados e peer effects.....	75
Tabela 8 - Efeitos médios do tratamento controlando pela nota média dos alunos do nono ano no município nos anos de 2013 e 2015.....	76
Tabela 9 - Efeitos médios do tratamento sobre os tratados nas variáveis de reprovação e abandono	76
Tabela 10 - Efeitos médios do tratamento sobre os tratados nas notas do ENEM.....	77
Tabela B.1 - Testes de KMO e Bartlett	83
Tabela B.2 - Teste Pseudo R^2 , máxima verossimilhança, viés médio e viés mediano	83
Tabela B.3 - Resultados estimados para a probabilidade de receber o tratamento	84
Tabela B.4 - Valores críticos da análise de sensibilidade (limites de Rosenbaum)	85
Tabela B.5 - Ajuste de médias, variância e assimetria para antes e depois do balanceamento por entropia.....	86

Ensaio 3

Tabela 1 - Percentual de Estudantes, Turmas, Professores e Escolas por tipo de turma nos anos de 2007, 2010, 2014 e 2018 (anos selecionados para demonstrar a evolução).....	95
Tabela 2 - Características escolares de escolas com turmas multisseriadas e únicas.....	97
Tabela 3 - Características dos professores de turmas únicas e multisseriadas em 2018	99
Tabela 4 - Características dos alunos de turmas únicas e multisseriadas em 2018.....	100
Tabela 5 - Taxas de rendimento e distorção idade-série de turmas únicas e multisseriadas em 2018.....	100
Tabela 6 - Variáveis de controle e teste de diferença de médias entre as turmas multisseriadas e únicas	103
Tabela 7 - Relação das turmas multisseriadas sobre as taxas de rendimento das escolas.....	106
Tabela 8 - Relação dos modelos de turmas multietapa e multi sobre as taxas de rendimento das escolas	110
Tabela 9 - Relação dos diferentes agrupamentos de anos em turmas multi sobre as taxas de rendimento das escolas	111
Tabela 10 - Relação das turmas multisseriadas sobre os níveis de esforço docente	113
Tabela 11 - Relação das turmas multisseriadas sobre a Taxa de Distorção Idade-Série (TDI).....	113
Tabela 12 - Resultados considerando a heterogeneidade entre as regiões (efeito marginal).....	114
Tabela 13 - Resultados considerando o tempo de exposição ao tratamento	115

Tabela 14 - Resultados do Painel com a inclusão da característica de ciclos escolares (2009 – 2018) e após a adoção do nono ano (2010 – 2018).....	116
Tabela 15 - Resultados do painel de efeito fixo de ano e de escola para diferentes amostras	117
Tabela 16 - Resultados do painel de efeito fixo de ano e de escola para diferentes amostras	118
Tabela C.1 - Testes de KMO e Bartlett	126
Tabela C.2 - Resultados expandidos para a Taxa de Aprovação.....	127
Tabela C.3 - Resultados expandidos para a Taxa de Reprovação	128
Tabela C.4 - Resultados expandidos para a Taxa de Abandono	129

SUMÁRIO

1. APRESENTAÇÃO	13
REFERÊNCIAS	15
2. COMPETIÇÃO ESCOLAR E INDICADORES DE RENDIMENTO: EVIDÊNCIAS DA CRIAÇÃO DOS INSTITUTOS FEDERAIS DE EDUCAÇÃO NO BRASIL	17
2.1 INTRODUÇÃO	18
2.2 COMPETIÇÃO ESCOLAR	20
2.3 ABORDAGEM METODOLÓGICA.....	24
2.3.1 Estratégia Empírica	25
2.3.2 Modelo Empírico	27
2.3.3 Fonte e base de dados	29
2.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	33
2.5 ANÁLISE DE ROBUSTEZ.....	38
2.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	40
REFERÊNCIAS	43
APÊNDICE A	46
3. A FORMA DE INGRESSO IMPORTA? UMA ANÁLISE DO DESEMPENHO DOS ALUNOS DO ENSINO MÉDIO NA REDE FEDERAL	50
3.1 INTRODUÇÃO	51
3.2 CARACTERÍSTICAS DA REDE FEDERAL DE ENSINO MÉDIO NO BRASIL	54
3.3 EFEITO DO SETOR ESCOLAR	55
3.3.1 Seleção de alunos	57
3.4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	60
3.4.1 O Modelo de Resultados Potenciais	61
3.4.2 Pareamento por Escore de Propensão (PSM)	62
3.4.3 Análise de sensibilidade	63
3.4.4 Coarsened Exact Matching - CEM	64
3.4.5 Balanceamento por Entropia	65
3.4.6 Amostra e Base de Dados	66
3.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	69
3.5.1 Análise de sensibilidade e ajustamento do balanceamento por entropia ...	73

3.5.2 Mecanismos	73
3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	77
REFERÊNCIAS	79
APÊNDICE B.....	83
4. “EM TERRA DE CEGO QUEM TEM OLHO É REI”: UMA ANÁLISE DAS ESCOLAS MULTISSERIADAS NO BRASIL	87
4.1 INTRODUÇÃO	88
4.2 AS TURMAS MULTISSERIADAS NO CONTEXTO BRASILEIRO.....	93
4.2.1 Diferenças ao nível de Escolas	96
4.2.2 Diferenças ao nível de Turmas	97
4.2.3 Diferenças ao nível de Professores	99
4.2.4 Diferenças ao nível dos Alunos	100
4.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	101
4.3.1 Base de Dados	102
4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	105
4.4.1 Rendimento dos estudantes	105
4.4.2 Mecanismos e diferentes amostras	109
4.4.3 Análise de Robustez	116
4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	118
REFERÊNCIAS	121
APÊNDICE C.....	126
5. CONCLUSÕES	130

1. APRESENTAÇÃO

A universalização e a qualidade da educação básica têm sido tema de discussão, tanto no contexto nacional quanto internacional. Entre os oito Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), o segundo busca a educação básica para todos (UN, 2015). Após atingir uma taxa de matrícula na educação primária de 91% em 2015, com base nos ODM, a Agenda 2030 de Desenvolvimento Sustentável propôs, além de oportunidade de aprendizado, a educação inclusiva, equitativa e de qualidade.

Existe um consenso na literatura sobre a importância da educação básica. Isso ocorre em virtude de um conjunto de fatores positivos, como: maior remuneração, maiores oportunidades no mercado de trabalho e maior produtividade do trabalho (CARD, 1999; DICKSON; HARMON, 2011; DUFLO, 2001; PSACHAROPOULOS, 1994). Além disso, também podem ser citados retornos sociais positivos, tais como menor probabilidade de problemas de saúde e maior satisfação com a vida, organização familiar, menor propensão de se envolver com a criminalidade e com comportamentos de risco (HAVEMAN; WOLFE, 1984; LOCHNER, 2004; OREOPOULOS, 2007; OREOPOULOS; SALVANES, 2011). Para Checchi (2005), um nível básico de educação contribui para a própria organização da sociedade, tal como dirigir, fazer compras ou ter acesso a informações básicas.

No entanto, embora o acesso à educação tenha aumentado, ainda há disparidades entre regiões e, conforme avançam as etapas de ensino, as taxas de abandono escolar se elevam. Segundo o relatório da Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura (UNESCO, 2018), mundialmente, uma em cada cinco crianças ou adolescentes em idade escolar estão fora da escola e, entre aqueles que permanecem, o nível de proficiência ideal nem sempre é atingido. No contexto internacional, a maior proporção de abandono escolar no ensino médio se localiza na África (58%) e a menor na Europa e na América do Norte (8%). Na América Latina e no Caribe a taxa de abandono é de 22%, abaixo da média mundial de 36%. As disparidades também se perpetuam quanto ao aprendizado. Para a UNESCO (2017), cerca de 50% das crianças em idade para completar o ensino fundamental não possuem habilidades de leitura e de matemática em níveis considerados suficientes.

No caso brasileiro, isso pode ser reforçado com o resultado do Programa Internacional de Avaliação dos Estudantes (PISA), realizado em 2018, em que apenas

50% dos alunos atingiram o nível mínimo de leitura¹ e 30% o nível mínimo de matemática. Nos países membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), a proporção de estudantes que atingem o nível mínimo sobe para, aproximadamente, 75% (INEP, 2018).

Ainda no que se refere às taxas de rendimento escolar no Brasil para o ano de 2018, 0,9% dos alunos abandonaram a escola nos anos iniciais do ensino fundamental (1º ano ao 5º ano – EF1), 2,8% nos anos finais (6º ano ao 9º ano – EF2) e 6,9% no ensino médio (EM) da rede pública de ensino (INEP, 2020). Essas diferenças se acentuam entre as escolas localizadas em regiões rurais (7,4%) e entre as mudanças de ciclo escolar. Na passagem do EF1 para o EF2, a taxa de abandono aumenta de 1,1% no 5º ano para 3,0% no 6º ano, e na sequência, do 9º ano do EF2 para o 1º ano do ensino médio, passa de 2,9% para 8,9%. Desta forma, mesmo que o ensino fundamental gratuito tenha se tornado obrigatório com a Constituição Federal de 1988 (CF 1988) e, por meio da Emenda Constitucional nº 59 de 2009, tenha passado a abranger a educação básica e gratuita dos quatro aos dezessete anos de idade, ainda há uma parcela de crianças e adolescentes fora da escola.

Como decorrência deste cenário, considerando a importância da educação para o indivíduo e para a sociedade, na busca por ampliar ainda mais a taxa de matrículas e, conseqüentemente, reduzir o número de crianças e adolescentes fora da escola, bem como garantir qualidade de ensino, estratégias de políticas públicas educacionais têm sido amplamente discutidas. Cabe saber, no entanto, quais os desdobramentos dessas políticas – em outras palavras, de que forma elas afetam o público-alvo (estudantes) e de que maneira elas podem ser úteis para a tomada de decisões futuras.

Diante disso, a presente tese tem como objetivo geral analisar empiricamente o efeito de políticas públicas adotadas na educação básica brasileira em relação ao desempenho dos estudantes. Os ensaios apresentados nesta Tese conversam entre si, mas também podem, sem perda de sentido, serem lidos de maneira individual.

No primeiro ensaio, a Lei de criação dos Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia (IFs) é utilizada para verificar o impacto da nova opção de escolha escolar sobre o desempenho das demais escolas estaduais que ofertam ensino médio nos municípios beneficiados pela política. Como os IFs representam uma variação exógena de competição para as demais escolas de nível médio, espera-se que ocorra um

¹ A OCDE definiu que ao concluir o ensino médio, todas as crianças devem estar no nível 2b da escala PISA de leitura e no nível 2 de matemática, considerados os níveis mínimos de proficiência.

deslocamento de alunos das escolas estaduais para os IFs. Com educação de qualidade e seleção dos estudantes com base em desempenho, do ponto de vista do aluno, pode haver efeitos de *cream skimming* e, para as escolas, pode induzir a mudanças devido a competição escolar por esses alunos.

No segundo ensaio é verificado se há efeito seleção no desempenho dos alunos que ingressam na Rede Federal de ensino. A verificação dessa hipótese é possível em virtude da autonomia e independência administrativa das unidades escolares da rede federal no que tange ao método utilizado no processo seletivo dos seus estudantes. Ao estarem concorrendo por vagas na mesma rede de ensino e, por consequência, já haver realizado a escolha de escola, condicional as características observáveis, a ideia é que a diferença de desempenho entre os alunos é decorrência do processo de seleção. Ao buscar identificar quanto do desempenho médio dos alunos se deve ao processo de seleção, o ensaio traz suporte empírico para mostrar que a possibilidade de selecionar alunos com maiores habilidades pode ser um fator influenciador no desempenho escolar das redes federais de ensino.

No terceiro ensaio, busca-se verificar como a organização de turmas multisseriadas está relacionada com o rendimento nas séries iniciais do ensino fundamental. A não seriação é recorrente em regiões com baixo número de matrículas, já que a sua utilização proporciona a manutenção de escolas em regiões menos populosas e, em muitos casos, de difícil acesso. Por um lado, elas representam maior inclusão educacional em decorrência da maior acessibilidade, o que permite a continuação dos alunos na escola. Por outro, com pouca infraestrutura e falta de formação adequada ao modelo de turma para os professores, a qualidade do ensino é desconhecida.

Nessa ordem de apresentação, no que segue, os três artigos são expostos. Por fim, tem-se as considerações finais, com reflexões e discussões gerais acerca dos resultados encontrados nos três artigos da Tese, bem como as implicações que políticas educacionais têm sobre o desempenho dos alunos da educação básica no Brasil.

REFERÊNCIAS

CARD, David. The causal effect of education on earnings. *Handbook of Labor Economics*. [S.l.: s.n.], 1999. p. 1801–1863.

CHECCHI, Daniele. *The Economics of Education*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2005.

DICKSON, Matt; HARMON, Colm. Economic returns to education: What We Know,

What We Don't Know, and Where We Are Going-Some brief pointers. *Economics of Education Review*, v. 30, n. 6, p. 1118–1122, 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.08.003>>.

DUFLO, Esther. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment. *American Economic Review*, v. 91, n. 4, p. 795–813, 2001.

HAVEMAN, Robert H.; WOLFE, Barbara L. Schooling and Economic Well-Being : The Role of Nonmarket Effects. *The Journal of Human Resources*, v. 19, n. 3, p. 377–407, 1984.

INEP. *Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira*.

INEP, Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. Relatório Brasil no PISA 2018. *Ministério da Educação*, v. 53, n. 9, p. 1689–1699, 2018. Disponível em: <http://download.inep.gov.br/acoes_internacionais/pisa/documentos/2019/relatorio_PISA_2018_preliminar.pdf>.

LOCHNER, Lance. Education, work, and crime: a human capital approach. *International Economic Review*, v. 45, n. 3, p. 811–843, 2004.

OREOPOULOS, Philip. Do dropouts drop out too soon? Wealth, health and happiness from compulsory schooling. *Journal of Public Economics*, v. 91, n. 11–12, p. 2213–2229, 2007.

OREOPOULOS, Philip; SALVANES, Kjell G. Priceless: The nonpecuniary benefits of schooling. *Journal of Economic Perspectives*, v. 25, n. 1, p. 159–184, 2011.

PSACHAROPOULOS, George. Returns to investment in education: A global update. *World Development*, v. 22, n. 9, p. 1325–1343, 1994.

UN, United Nations. The Millennium Development Goals Report. *United Nations*, p. 72, 2015. Disponível em: <https://visit.un.org/millenniumgoals/2008highlevel/pdf/MDG_Report_2008_Addendum.pdf>.

UNESCO, United Nations Educational Scientific and Cultural Organization. More Than One-Half of Children and Adolescents Are Not Learning Worldwide. *UNESCO Institute for Statistics*, v. 67, n. 46, p. 25, 2017. Disponível em: <<https://books.google.com.au/books?id=4FRNBAAAQBAJ%0Ahttps://www.ahaproces.com/store/a-framework-for-understanding-poverty-book-5th-ed/%0Ahttps://33igt8427g0w69zms33dqm48-wpengine.netdna-ssl.com/wp-content/uploads/2017/11/A-Framework-for-Understanding-Pov>>.

UNESCO, United Nations Educational Scientific and Cultural Organization. One in five children, adolescents and youth is out of school. *Unesco Institute of Statistics*, v. Fact Sheet, n. 48, p. 13, 2018. Disponível em: <<http://uis.unesco.org>>.

2. COMPETIÇÃO ESCOLAR E INDICADORES DE RENDIMENTO: EVIDÊNCIAS DA CRIAÇÃO DOS INSTITUTOS FEDERAIS DE EDUCAÇÃO NO BRASIL²

Resumo: A expansão dos Institutos Federais (IFs), decorrente da Lei 11.892 de dezembro de 2008, se caracteriza como uma fonte exógena de aumento da opção de escolha escolar para os alunos do ensino médio. Com isso, o objetivo deste estudo é identificar o impacto da instalação dos IFs sobre o desempenho das demais escolas estaduais no ensino médio dos municípios beneficiados por essa política de expansão. Para tanto, a abordagem metodológica compreende o Pareamento por Escore de Propensão (PSM) integrado ao método de Diferenças em Diferenças (DD). 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 e de abandono. Na medida em que há um deslocamento de alunos da rede estadual para a federal, nota-se que a política de expansão pode conduzir a um processo de *cream skimming*. Os IFs retêm os melhores alunos, e aqueles que permanecem no sistema de ensino estadual ficam em situação pior, devido a saída dos pares com maior habilidade (*peer effects*). O mesmo ocorre quando analisada a nota média das escolas no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), os alunos de escolas localizadas em municípios beneficiados pela política apresentam desempenho inferior. Os resultados são robustos para um conjunto de especificações alternativas e grupos de placebo.

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

Abstract: The expansion of the Federal Institute of Education (IFs), arising from 11,892 law of December 2008 and is characterized as an exogenous source of increased choice of school for secondary schools' students. 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 municipalities benefited. The methodological approach used is the Propensity Score Matching (PSM) integrated to the 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 a positive impact on the failure and dropout rate. As there is a migration of students from the state to the federal institutions, it is noted that the expansion policy can lead to a cream skimming process. The IFs retain the best students, and those who remain in the state education system are worse off due to the loss of peers with greater ability (*peer effects*). The same occurs when analyzing the average grade of schools in the National Secondary Education Examination (ENEM), students from schools located in municipalities benefited by the policy show lower performance. The results are robust to a set of alternative specifications and placebo groups.

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

JEL Code: D78; I21; I28, H52.

² Uma versão do artigo, intitulada "SCHOOL COMPETITION AND PERFORMANCE INDICATORS: EVIDENCE FROM THE CREATION OF FEDERAL EDUCATION INSTITUTIONS IN BRAZIL", se encontra publicada no *International Journal of Educational Development*, Volume 77, Setembro de 2020.

2.1 INTRODUÇÃO

Os entes federados (União, Estados, Distrito Federal e Municípios) e a esfera privada constituem o grupo de instituições responsáveis pela oferta do ensino brasileiro. Os Municípios são encarregados por grande parte da oferta de educação infantil e do ensino fundamental, enquanto o ensino médio é prioridade dos Estados e do Distrito Federal. A União, além da atribuição de ofertar o ensino superior, tem ganhado força no âmbito da educação profissional (ensino médio propedêutico e profissional), e o setor privado oferta educação para todos os níveis de ensino, com a contrapartida de investimento do próprio cidadão. No ano de 2020, a proporção de matrículas do ensino médio correspondente ao Estado era de 84%, ao setor privado 12%, ao núcleo Federal 3% e aos Municípios a magnitude é quase nula.

De modo específico, a rede federal de ensino básico tem ampliado a sua oferta de vagas para o ensino médio, e isso se deve ao projeto de expansão desenvolvido a partir de 2003, que construiu 500 novas unidades de ensino nos municípios brasileiros até 2016 (MEC, 2019). Essa expansão teve um marco de institucionalidade na sua segunda fase, a partir de 29 de dezembro de 2008, em que, por meio da Lei 11.892, foram instituídos os Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia, com a criação de unidades distribuídas por todo o Brasil (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 (BRASIL, 2008). Sendo que, entre as finalidades da lei, se encontra a ênfase no desenvolvimento socioeconômico local, regional e nacional. No entanto, para Favero, Petterini e Barbosa (2018) e Tavares (2012), uma das trajetórias dos IFs no Brasil foi sua utilização como ensino médio regular, preparatório para o acesso ao ensino superior, principalmente pelos jovens de renda média e nas regiões onde o ensino preparatório para o vestibular era escassa.

Em parte, a escolha se deve ao destaque no nível de qualidade que a educação federal vem apresentando. 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 o maior indicador, quando superou a nota média do ensino privado brasileiro, 247,24 e 241,62 pontos, respectivamente (INEP, 2018a). 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, as vagas são ocupadas pelos estudantes com maiores notas.

Em paralelo, a política de expansão dos Institutos Federais representa um aumento da possibilidade de escolha escolar ao nível de ensino médio e se caracteriza como uma variação exógena de competitividade para as demais escolas: privadas e estaduais que ofertam esse nível de ensino. 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. Com isso, à luz de outros mercados competitivos, eleva o desempenho dos alunos, a fim de atrair o maior número deles ou manter o quadro de matrículas (HOXBY, 2003; AKYOL, 2016).

Porém, 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 as heterogeneidades sociais (HANUSHEK; RIVKIN, 2003). Para MacLeod e Urquiola (2012), diferente de um mercado, a produtividade da escola reflete a composição estudantil, e é difícil separar esse efeito. 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, Akyol (2016), Bukowski e Kobus (2018), Dills (2005) e Epple e Romano (1998) 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.

Com isso, o objetivo do presente estudo é identificar o impacto da instalação dos IFs sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais nos municípios beneficiados pela política de expansão. Para tanto, analisa-se o desempenho das escolas estaduais no ensino médio dos municípios que receberam o IF a partir de 2010, quando a segunda fase de expansão passou a ter unidades em funcionamento, por meio da abordagem econométrica duplamente robusta de Pareamento por Escore de Propensão

(PSM) integrado ao método de Diferenças em Diferenças (DD). As *proxies* utilizadas para medir o desempenho são: as taxas de Aprovação, de Reprovação e de Abandono, que representam indicadores de rendimento 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 SAEB³ começou a ser medido para este nível de ensino. Como instrumento adicional, a nota média das escolas estaduais no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) é utilizada como forma de mensurar desempenho.

Desta forma, o trabalho contribui para a discussão acerca dos efeitos do aumento da competição escolar no desempenho das escolas. Embora bastante discutido em países desenvolvidos e no Chile, no Brasil o tema possui poucos estudos empíricos, e quando abordado, trata das escolas privadas como principal fonte de aumento da opção de escolha escolar. O impacto da instalação de IFs é medido sobre o desenvolvimento das regiões (municípios), mas não são conhecidos estudos que os analisam como fonte de aumento da opção de escolha de escola e, conseqüentemente, de competição. Os resultados encontrados vêm a corroborar para o desenho de 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 expostas as considerações finais.

2.2 COMPETIÇÃO ESCOLAR

A disponibilidade de mais escolas, amplia a possibilidade de escolha escolar e, conseqüentemente, gera competitividade pressionada pelo mercado, que conduz as escolas a buscarem melhores resultados (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;

³ Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), o qual é um indicador chave para o cálculo do IDEB.

DUSTAN; NGO, 2018; HASTINGS; WEINSTEIN, 2007; HASTINGS; KANE; STAIGER, 2006; 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 o aumento da 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, sem efeitos de retirada dos melhores alunos, já que as políticas proporcionaram a possibilidade de escolha escolar aos alunos com desempenho menor. As escolas buscam melhores resultados para conseguir manter os seus alunos, caso contrário, as escolas mais produtivas se sobrepõem as escolas com produtividade inferior. Porém, a competitividade escolar pode conduzir à resultados positivos ou negativos nas escolas, a direção do impacto depende do 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 revisitar 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 as 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 melhor capacidade financeira já direcionam os seus filhos para escolas de maior qualidade. Sendo que, aqueles alunos caracterizados como de alta performance acadêmica 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 com pais de 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). Moenjak 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-Bahia, 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 matricularem os filhos em determinadas redes de ensino.

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 para as demais escolas, o que minimiza os problemas de identificação, muito comum na evidência empírica. A próxima seção explana a estratégia metodológica para atender ao objetivo do trabalho.

2.3 ABORDAGEM METODOLÓGICA

Diante do contexto proposto, a análise é centrada em identificar se a competição escolar provocada pelos IFs - em específico para o período cujas unidades foram 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 nas características dos municípios, o que os torna elegíveis ao recebimento da política, também utilizada no estudo de Faveri, Petterini e Barbosa (2018).

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 (TAVARES, 2012). A partir dessas características para o recebimento dos IFs, a primeira estratégia metodológica a ser adotada é o método de *Propensity Score Matching* (PSM).

Pelo fato de haver informações disponíveis antes e após a política em um painel de dados, soma-se ao cálculo do score de propensão ao tratamento o método de diferenças em diferenças. O recorte temporal da análise abrange o período de 2007 a 2019, o qual possui municípios com IF em funcionamento a partir de 2010. Como não há um ano específico para todos 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 e duplamente robusto. Cabe destacar que, embora a probabilidade de receber o tratamento seja baseada nas características dos municípios, para o segundo método, as unidades de análise são as escolas. A ideia é que seja possível controlar de forma mais precisa outras características

da escola que possam estar influenciado a variável de resultado. Os dois métodos são apresentados formalmente na próxima seção.

2.3.1 Estratégia Empírica

O objetivo do pareamento por escore de propensão é encontrar o par de comparação mais parecido, condicionado a probabilidade de receber uma unidade do IF dado um conjunto de características observáveis e, por consequência, busca-se relaxar a hipótese de endogeneidade do tratamento (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.

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

Na medida em que a probabilidade ao tratamento é condicionada às informações contidas no vetor de características dos municípios (X), a hipóteses de seleção nos observáveis deve ser válida. Assim, a generalização da hipótese possibilita condicionar o tratamento ao escore de propensão (Equação 2).

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

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. Embora não seja possível testar a validade das hipóteses, o teste de comparação de médias entre os dois grupos indica se o método apresenta ajustamento (PEIXOTO *et al.*, 2012).

Desta forma, 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 o cálculo do escore de propensão ao tratamento, 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 (Equação 3).

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

Em que T assume valores iguais a unidade quando a escola foi afetada pelo programa e zero, caso contrário. t identifica se o período é o anterior (zero) ou o posterior (um) ao programa. Assim, β_{dd} mede o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT). A função estrutural clássica é representada pela Equação 4.

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + \rho t_t + \gamma T_i + \beta(t_t \times T_i) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Em que Y_{it} é a variável de resultado nas escolas $i = 1, \dots, n$ no período $t = 2007, \dots, 2019$ – ou seja, o subscrito t é adicionado para indicar qual o ano de análise. X'_{it} é um vetor de variáveis de controle. t_t assumem valor unitário para qualquer ano após o tratamento e zero, caso contrário. T_i também é uma variável binária, com valor um se a escola está localizada em um município que recebeu uma unidade de IF e valor nulo caso contrário. A interação desses dois termos é o coeficiente de interesse, β , que indica o efeito causal do programa. ε_{it} é o termo de erro aleatório.

Para que o parâmetro de interesse, β , seja corretamente identificado, o método de diferenças em diferenças pressupõe que as trajetórias dos dois grupos (tratamento e controle) sejam paralelas na ausência do recebimento dos IFs. 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.

No entanto, o efeito médio de tratamento sobre os tratados (ATT) da forma clássica, apresentada na Equação 4, não é o ideal quando há vários anos de início do

tratamento. Conforme salientam 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. O modelo de *two-way fixed effects* gera os mesmos resultados que um estimador não paramétrico, que equivale a dois períodos do tempo. Para a generalização, são incluídas no modelo *dummies* para cada escola e para cada ano (Equação 5).

$$Y_{it} = \theta_i + \delta_t + X'_{it}\alpha + \beta D_{t_{it}, T_i} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Em que, θ_i e δ_t representam efeitos fixos de escola e ano, respectivamente. D_{t_{it}, T_i} é uma variável binária igual a unidade quando a escola é tratada e o período é de pós instalação do IF (em que, o ano de início do tratamento pode variar entre as i escolas). Complementar a isso, para Gertler et al. (2015), com a inclusão de θ_i as heterogeneidades escolares invariantes no tempo são controladas, o que contribui para minimizar problemas de viés de seleção em características fixas no tempo das escolas.

Contudo, a utilização do método de DD em conjunto com o PSM possibilita comparar escolas de municípios com a mesma probabilidade de receber uma unidade de IF. Além disso, avança ao controlar por outras características observáveis que podem afetar a variável de resultado da escola e ao considerar na estimativa características não observáveis invariantes no tempo que podem ser endógenas ao tratamento. Em outras palavras, conjuntamente, os dois métodos também requerem hipóteses mais fracas.

A estimação da Equação 5 é realizada utilizando erros padrão *clusterizados* ao nível de escola para corrigir autocorrelação serial no termo de erro. A próxima seção explica o desenho do modelo utilizado neste estudo.

2.3.2 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: o grau de educação dos pais, o percentual de crianças que não sabem falar o idioma local, a proporção de pessoas vulneráveis à pobreza, o percentual de estudantes em escolas privadas, o percentual de crianças não brancas, o

percentual de famílias com ensino médio, o percentual de famílias com graduação, a 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. Nesse aspecto, com os critérios de seleção para o recebimento dos IFs e com o método de pareamento por escore de propensão, a hipótese de endogeneidade pode ser minimizada. A política de expansão dos IFs pode ser considerada uma variação exógena de competição sobre as demais escolas de cada município contemplado. A lei de expansão foi instituída em 2008, mas o funcionamento das instalações ocorreu gradativamente a partir de 2010.

Assim, considerando a Equação 5, Y_{it} representa a taxa de aprovação, de reprovação e de abandono do ensino médio de cada escola e para cada ano da análise. O impacto desagregado por ano de ensino (1º ano, 2º ano e 3º ano) também é investigado. Em especificação adicional, Y_{it} representa a nota média do ENEM para as disciplinas de: Ciências da Natureza, Ciências Humanas, Linguagens e Códigos, Matemática e Redação. X'_{it} é o conjunto de variáveis de controle para cada escola i no ano t , sendo elas: a proporção de alunos autodeclarados do sexo masculino, brancos, que residem em região rural e que utilizam transporte público, a idade média dos estudantes, a idade média dos professores, a proporção dos professores autodeclarados do sexo feminino, a proporção de professores com ensino médio completo, ensino superior completo e concursados e o nível socioeconômico da escola.

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 6), também conhecida como *event study*.

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + \theta_i + \delta_t + \sum_{\tau=0}^m \beta_{+\tau} D_{t+\tau, T_i} + \sum_{\tau=1}^q \beta_{-\tau} D_{t-\tau, T_i} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Em que m períodos - *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. 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. Neste caso, q períodos - *lags* ou defasagens - $(\beta_{-1}, \dots, \beta_q)$ é o efeito antecipado da política de expansão da rede federal.

Para checagem de robustez, também é possível inserir tendências de tempo específicas. Isso permite que as escolas 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 7).

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + \theta_i + \delta_t + \beta D_{t_{it}, T_i} + \gamma_{0i} + \gamma_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Em que, γ_{0i} é o intercepto específico de escola e γ_{1it} é um coeficiente de tendência específico da escola multiplicado por uma variável de tendência temporal, t .

2.3.3 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, não foram incluídos na análise. Assim, a amostra contempla 301 municípios que receberam IFs (Tabela A.1).

Com relação às variáveis utilizadas no cálculo da probabilidade de receber o IF, o tamanho da população, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDHM), o Índice de concentração de renda (GINI), o percentual de pessoas em situação de extrema pobreza, o percentual de mulheres da população e a taxa de frequência escolar das crianças de quatro e cinco anos de idade foram extraídas do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, que compatibiliza os dados dos Censos Demográficos de 2000. A participação da indústria no Produto Interno Bruto (PIB) do município e o PIB per capita foram retirados das informações de Contas Nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2006. As demais variáveis que contemplam as características das escolas foram geradas a partir dos microdados dos Censos Escolares do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) referentes ao ano de 2007. Na Tabela 1 são apresentadas as diferenças de médias do grupo de tratados e de controles

antes e após o pareamento, com exceção das características escolares, apresentadas posteriormente na Tabela 2.

Tabela 1 - Teste de diferença de médias para as variáveis utilizadas para o pareamento entre os municípios de tratamento e os de controle (2000)

Variáveis	Antes do Pareamento			Após o Pareamento		
	Trat.	Contr.	Dif.	Trat.	Contr.	Dif.
Log. Nat. do total da População	10,97	9,22	-1,74***	10,93	10,88	-0,04
IDHM	0,69	0,65	-0,03***	0,69	0,69	0,00
GINI	0,51	0,49	-0,02***	0,51	0,51	-0,00
Perc. pop. em extrema pobreza	8,94%	11,%	2,73***	9,03%	8,32%	-0,70
Perc. de mulheres na população total	0,49%	0,51%	0,01***	0,49%	0,49%	0,00
Taxa de frequência escolar (4 e 5 anos)	77,79%	78,35%	0,56	77,88%	77,12%	-0,76
Part. Indúst. no PIB	20,03%	14,99%	-5,04***	21,44%	22,47%	1,03
PIB per capita	9.619,8	8.085,1	-1.534,7***	10.620,0	11.429,0	809,0

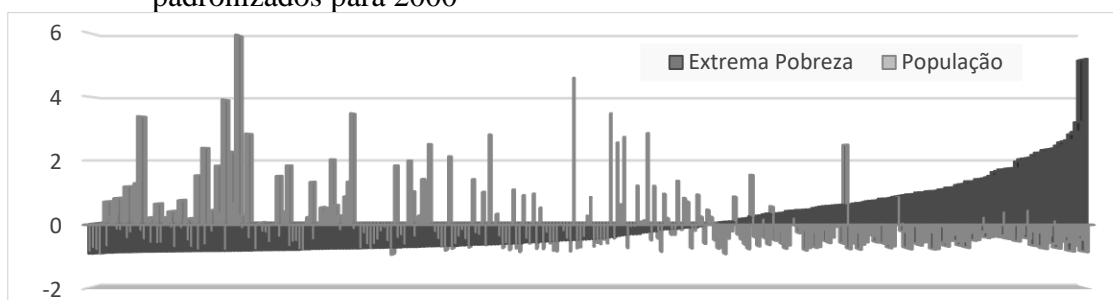
Fonte: Elaborada pelos autores.

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. 3. Log. Nat.= logaritmo natural; IDH= Índice de Desenvolvimento Humano; GINI= Indicador de Concentração de Renda; Perc. pop.=percentual da população; Part. Indúst. no PIB= Participação da Indústria no PIB.

As diferenças de médias das características observáveis do grupo de controle, antes da realização do pareamento, são estatisticamente diferentes do 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 de tratamento e os de controle.

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 2000



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, 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 - Diferença de médias das variáveis utilizadas no modelo de diferenças em diferenças entre os grupos de tratamento e de controle

Variáveis	Trat.	Contr.	Dif.	E.P.
% de alunos autodeclarados do sexo masculino	47,2%	46,9%	-0,3p.p.***	(0,037)
% de alunos autodeclarados de cor/raça branca	24,2%	27,7%	3,5p.p.***	(0,113)
Média de idade dos alunos	17,82	17,79	-0,024**	(0,009)
% de alunos residentes da região rural	18,0%	25,4%	7,4 p.p.***	(0,162)
% de alunos dependentes de transporte público	19,9%	28,6%	8,6 p.p.***	(0,155)
Média de idade dos docentes	40,78	40,53	-0,25***	(0,023)
% de docentes autodeclarados do sexo feminino	59,9%	60,6%	0,7 p.p.***	(0,090)
% de docentes com ensino médio completo	5,4%	6,3%	0,9 p.p.***	(0,068)
% de docentes com ensino superior completo	94,1%	93,3%	-0,9 p.p.***	(0,070)
% de docente concursados	46,6%	45,6%	-1,0 p.p.	(0,199)
Nível socioeconômico da escola	-0,0003	0,00009	0,0000	(0,002)

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. p.p. = pontos percentuais.

Todas as variáveis utilizadas como controle na regressão possuem como unidade de análise a escola. As diferenças (coluna Dif.) com valores negativos indicam que a média das escolas tratadas são maiores que a média das escolas do grupo de controle, e

oposto é válido no caso de valores positivos. Com exceção do percentual de professores concursados e do nível socioeconômico da escola, as demais variáveis possuem médias estatisticamente diferentes entre os dois grupos.

O percentual médio de estudantes que se autodeclararam do sexo masculino representa cerca de 47% da amostra. A média de alunos autodeclarados de cor/raça branca é de 24,2% entre as escolas de municípios que receberam IFs e 27,7% entre as que não receberam. A média de idade entre os dois grupos é de 17 anos de idade. Os alunos do grupo de controle residem em maior proporção em área rural e dependem mais de transporte escolar público.

No que se refere as características dos professores, a média de idade, utilizada como uma *proxy* para experiência, é de 40 anos. Em sua maioria os docentes são do sexo feminino (cerca de 60%) e possuem ensino superior completo (média de 94,1% entre as escolas tratadas e 93,3% nas do grupo de controle). A diferença dos grupos de tratamento e controle no que se refere ao percentual de professores concursados é de um ponto percentual (p.p.), 46,6% e 45,6%, respectivamente.

A hipótese nula de diferença entre as médias dos grupos foi rejeita para a variável de nível socioeconômico. Ela foi construída a partir de uma análise de componentes principais, que inclui características das escolas, tais como: localização (igual a um se é urbana), não possuir água encanada, energia elétrica ou sistema de esgoto adequado, possuir prédio escolar próprio, coleta seletiva de lixo, laboratório de informática e de ciências, quadra de esportes, biblioteca ou sala de leitura, parque infantil e internet, ofertar merenda escolar e o número de computadores por aluno. Para interpretação, quanto maior o valor, melhor é o nível socioeconômico da escola.

As variáveis de resultado (dependentes): taxa de aprovação, de reprovação e de abandono, são extraídas da base de dados de Indicadores Educacionais do INEP e se referem a taxa média das escolas estaduais no ensino médio. 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). A diferença de médias entre os dois grupos (Tabela 3), indica que as escolas do grupo de controle possuem menor taxa de aprovação e maiores taxas de reprovação e de abandono escolar.

Tabela 3 - Diferença de médias das variáveis de resultados entre os grupos de tratamento e de controle

Variáveis	Trat.	Contr.	Dif.	E.P.
Taxa de Aprovação	78,0	79,7	1,7***	(0,066)
Taxa de Reprovação	12,3	11,0	-1,3***	(0,047)
Taxa de Abandono	9,7	9,2	-0,5***	(0,047)
Nota ENEM Ciências da Natureza	462,58	461,13	-1,46***	(0,280)
Nota ENEM Ciências Humanas	505,03	501,85	-3,17***	(0,393)
Nota ENEM Linguagens e Códigos	485,88	482,08	-3,80***	(0,328)
Nota ENEM Matemática	472,86	472,21	-0,65	(0,396)
Nota ENEM Redação	438,26	434,09	-4,17**	(1,739)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. A hipótese nula do teste de diferença de médias é $H_0: Diferença = 0$, *** 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 oposto é visualizado em termos de notas, quando analisado o desempenho médio das escolas no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM). Os alunos do grupo de tratamento apresentam maior pontuação que os alunos do grupo de controle. O ENEM é utilizado como uma medida de desempenho (uma *proxy* do esforço dos alunos), em específico para o terceiro ano do ensino médio. No entanto, cabe destacar que a motivação para a sua realização difere das demais provas de avaliação da educação básica, o ENEM pode ser utilizado como forma de ingresso no ensino superior (parcial ou integral), bem como para distribuição de bolsas de estudos em universidades privadas. Com caráter *high stake*, o ENEM pode incorrer em autosseleção – somente os melhores alunos realizá-lo, visto que não é um exame obrigatório. Além disso, a partir de 2011, a nota média da escola apenas é divulgada pelo INEP quando pelo menos 50% dos estudantes matriculados no Censo Escolar realizaram o exame. Logo, ele é utilizado como uma forma adicional de investigação neste estudo.

2.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O primeiro passo da análise foi a realização do pareamento, a fim de comparar as escolas de cada município com características observáveis mais próximas. A Figura A.1 do Apêndice apresenta a densidade da probabilidade de receber o tratamento, confirmando que após a sua realização (parte (b)) há ajustamento das características observáveis. A Tabela A.2 do Apêndice também confirma que os pressupostos para receber uma unidade de IF, em sua maioria, são seguidos: a probabilidade de receber o

tratamento está relacionada positivamente com o tamanho da população e é menor nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Na medida em que o escore de propensão ao tratamento é gerado, a sua incorporação na estimação permite verificar se a implantação de uma unidade de ensino do IF afetou a proporção de matrículas da rede estadual (Tabela 4). Ou seja, se ampliação da opção de escolha escolar gerou deslocamento de alunos entre as redes.

Tabela 4 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre o percentual de matrículas da rede estadual e federal

	Estadual		Federal	
	Tempo Parcial	Tempo Integral	Tempo Parcial	Tempo Integral
β	-0,010*** (0,003)	-0,209*** (0,014)	0,016*** (0,003)	0,160*** (0,013)
Escore de propensão	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo				
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Escola	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos.

Com a redução da proporção de matrículas na rede estadual e aumento na rede federal, principalmente entre os alunos de tempo integral, a hipótese de alteração de escolha de escola e mudança de rede é confirmada. Adicionalmente, são investigados se há efeito sobre a quantidade de professores, de turmas e de escolas (Tabela 5).

Tabela 5 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre a proporção de docentes, de turmas e de escolas da rede estadual

	Docentes	Turmas			Escolas
		1º ano	2º ano	3º ano	
β	-0,053*** (0,018)	-0,039*** (0,012)	-0,029*** (0,008)	-0,022*** (0,006)	-0,039*** (0,017)
Escore de propensão	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo					
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos.

Os municípios tratados tiveram uma mudança na estrutura da rede de ensino, com redução do número de docentes, de turmas e de escolas da rede estadual. Embora isso indica que há alguma adaptação, não é possível afirmar diretamente a existência de uma relação direta com a competição escolar. Pois, conforme destaca Hoxby (2003) e Epple e Romano (1998), um possível efeito da competição é o fechamento das escolas menos produtivas e, neste trabalho, não é possível identificar quais escolas foram prejudicadas.

Apresentado o impacto da criação das unidades dos IFs sobre o número de matrículas, e constatado que há deslocamento de alunos, o próximo passo é verificar como são afetados os estudantes que permanecem nas escolas da rede estadual. 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 6. Para cada variável dependente são estimadas três especificações: (a) sem variáveis de controle e sem o peso do escore de propensão; (b) sem variáveis de controle e com o escore de propensão; e (c) com variáveis de controle e escore de propensão.

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

Impacto	Aprovação			Reprovação			Abandono		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
Ensino Médio	-2.199*** (0.173)	-2.609*** (0.703)	-2.167*** (0.581)	1.370*** (0.132)	0.923** (0.361)	0.886*** (0.340)	0.829*** (0.137)	1.687*** (0.432)	1.281*** (0.341)
1º ano	-2.492*** (0.216)	-3.601*** (1.151)	-2.429*** (0.768)	1.648*** (0.173)	1.525** (0.646)	1.189** (0.571)	0.844*** (0.166)	2.076*** (0.680)	1.240*** (0.402)
2º ano	-1.859*** (0.182)	-2.305*** (0.786)	-1.828*** (0.539)	1.103*** (0.134)	0.695 (0.518)	0.556 (0.360)	0.756*** (0.143)	1.610*** (0.349)	1.273*** (0.270)
3º ano	-1.670*** (0.162)	-1.841*** (0.370)	-1.617*** (0.341)	0.908*** (0.110)	0.549* (0.287)	0.525* (0.294)	0.762*** (0.123)	1.293*** (0.274)	1.092*** (0.221)
Controles	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Escore de propensão	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Efeito fixo									
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos.

O efeito da instalação dos IFs sobre as taxas de aprovação, de reprovação e de abandono foi estatisticamente significativo. O aumento da opção de escolha de escola, que os IFs representam, deixam os demais alunos da rede pública estadual em situação pior. A abordagem duplamente robusta (na coluna *b*) – com inclusão do escore de propensão na estimação do diferenças em diferenças – mantém os resultados na mesma direção, sendo que para a taxa de aprovação e de abandono a magnitude do efeito aumenta. A instalação do Instituto Federal gera um aumento da taxa de reprovação e de abandono e redução da taxa de aprovação, para qualquer especificação adotada. Em outras palavras, equivale a dizer que o efeito da concorrência gera um impacto negativo sobre os indicadores de rendimento.

Em termos gerais para o ensino médio, dado que a média da taxa de aprovação entre as escolas do grupo de tratamento é de 78,0 (conforme Tabela 3), após a instalação

de uma unidade de IF há uma redução de aproximadamente 2,77% na aprovação dos alunos. O aumento na taxa de reprovação equivale a 6,27% e na taxa de abandono a 13,2%. Além disso, observa-se que efeito é maior no primeiro ano do ensino médio e vai diminuindo, em termos de magnitude, até o terceiro ano. Na medida em que os IFs retiram os alunos do primeiro ano do ensino médio, quando ocorre o ingresso na rede federal, parte deste resultado pode estar ligado a retirada direta de alunos. Nos anos sucedentes, os estudantes que permanecem na rede estadual tendem a se adaptar ao novo grupo de *peer effects*.

Em termos de desempenho, medido por meio do Exame Nacional do Ensino Médio, o ENEM, o resultado é semelhante (Tabela 7). Os alunos das escolas estaduais localizadas em municípios que receberam uma unidade do IF possuem desempenho inferior. A diferença de desempenho na escala ENEM é de 2,433 em ciências da natureza e 3,006 em linguagem e códigos. Para as demais disciplinas, não há diferença estatisticamente significativa.

Tabela 7 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) sobre o desempenho das demais escolas públicas estaduais no ENEM – 2008 a 2015 (Equação 5)

	Ciências da Natureza	Ciências Humanas	Linguagens e Códigos	Matemática	Redação
β	-2,433*** (0,941)	-0,597 (1,177)	-3,006*** (1,233)	1,401 (1,516)	-0,093 (2,258)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Escore de propensão	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo					
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos.

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 cotas⁴ para ingresso destina metade das vagas para os alunos oriundos de escolas públicas. Embora as cotas possibilitem que alunos com renda menor e ensino com qualidade inferior,

⁴ Por meio da Lei nº 12.711 de agosto de 2012, passou a vigorar entre as Instituições federais de educação a reserva de vagas para os alunos de escolas públicas, no mínimo de 50% de suas vagas. Destas 50% devem ser destinadas aos alunos advindos de famílias com renda igual ou inferior a um salário mínimo e meio per capita. No caso da entrada no ensino médio, para candidatar-se as vagas destinadas à alunos oriundos de escolas públicas, o candidato deve ter cursado de forma integral o Ensino Fundamental na rede pública de ensino.

quando comparado ao nível dos alunos do setor privado, possam ingressar ao sistema de ensino federal, elas ainda selecionam os melhores alunos do grupo beneficiado – os alunos com maior desempenho na prova de seleção. A Figura A.2 mostra que mais de 50% dos alunos que entram nos IFs são oriundos de escolas públicas de ensino (estaduais e municipais). E a literatura empírica traz evidências que a retirada dos pares com desempenho superior 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 renda e habilidade que permanecem no setor público, e a situação destes tende a piorar. O efeito dos pares (*peer effects*) – a influência de um aluno sobre o outro - e o processo de retirada dos melhores alunos (*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, sem incorrer em custos diretos (mensalidades) e eles podem captar os melhores alunos das escolas públicas estaduais. 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 (60% do recurso é investido em salário de professores e o restante distribuído entre os municípios de acordo com a quantidade de matrículas). 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. Da mesma forma, no ponto de vista do professor, não há incentivos para retenção dos alunos, pois o

salário não possui variações. Além disso, quando os municípios perdem alunos e, conseqüentemente, recebem menos recursos do Fundeb, o próprio município, via Fundo de Participação de Municípios (FPM) e Fundo de Participação dos Estados (FPE), pode conceder do recurso livre investimento em educação.

Os testes de robustez são apresentados na próxima seção.

2.5 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

O tamanho da população é um critério importante para o recebimento de uma unidade de IF. Porém, conforme a população do município varia e, conseqüentemente, a de estudantes, o tamanho do efeito de escolha de escola também pode mudar. Para municípios menores – por exemplo: com menos de 50 mil habitantes, conforme parâmetro determinado pelo Ministério da Educação (BRASIL, 2011) – um IF pode representar uma concorrência maior por alunos, comparado aos municípios com população superior. A Tabela 8 confirma que há efeito heterogêneo de acordo com o tamanho do município e com magnitude maior entre os municípios menos populosos. Ou seja, quanto maior a concorrência por alunos, mais elevado será o impacto do aumento da opção de escolha escolar.

Tabela 8 - Efeito heterogêneo do impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) por tamanho do município

	Aprovação		Reprovação		Abandono	
	<50.000	>=50.000	<50.000	>=50.000	<50.000	>=50.000
Ensino Médio	-3,96*** (1,171)	-0,65* (0,369)	1,88*** (0,745)	0,04 (0,278)	2,07*** (0,656)	0,61*** (0,190)
1º ano	-4,38*** (1,598)	-0,79 (1,00)	2,60** (1,25)	0,01 (0,338)	1,78** (0,793)	0,78*** (0,227)
2º ano	-3,27*** (1,043)	-0,602 (0,385)	1,27* (0,673)	-0,06 (0,299)	1,99*** (0,514)	0,66 (0,193)
3º ano	-3,27*** (0,607)	-0,20 (0,324)	1,13** (0,511)	-0,01 (0,270)	2,12*** (0,381)	0,20 (0,189)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Score	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo						
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

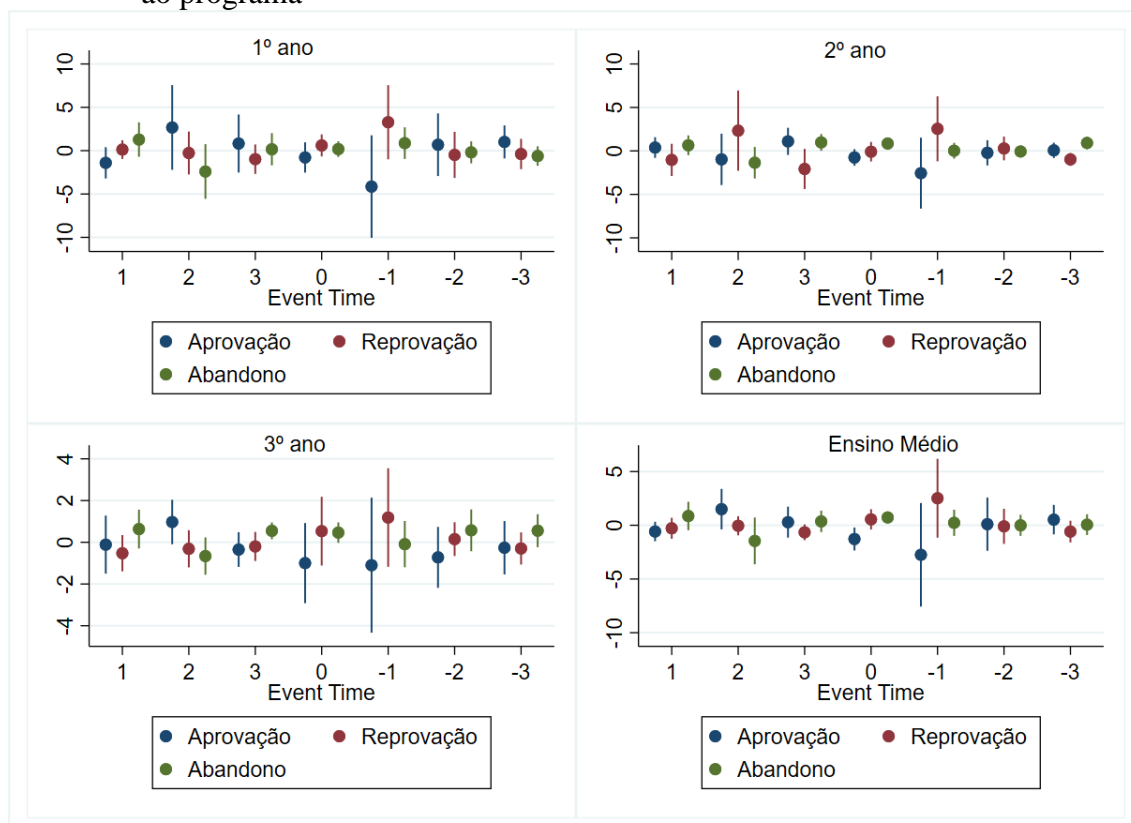
Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos.

Adicionalmente ao efeito causal do programa, medido pelo parâmetro β e apresentado na seção anterior – que representa o efeito médio de todos os anos em que a

escola possui o tratamento – cabe também analisar as variações nos anos posteriores e anteriores a instalação dos IFs. A partir da estimação da Equação 6, a Figura 2 apresenta os resultados para os três anos antes e os três anos depois do IF entrar em funcionamento.

Figura 2 - Efeito médio do tratamento sobre os tratados em anos posteriores e anteriores ao programa



Fonte: Elaborada pelos autores.

Primeiramente, é destacado que o impacto nas taxas de aprovação e de reprovação continuam robustos a 95% de significância estatística para o 1º ano e para o 2º ano do ensino médio no ano que os IFs passaram a receber alunos – tempo zero. Para todos os anos que compõem o ensino médio é possível inferir que não há efeito nos anos anterior a instalação do IF. Esse resultado corrobora com a robustez do efeito encontrado. A inexistência de diferenças de médias nas taxas de rendimento em anos anteriores a política sugere que as escolas dos dois grupos possuíam tendências paralelas, o que reforça o pressuposto do método de diferenças em diferenças.

Outra forma de verificar a robustez dos resultados é inserir tendências temporais distintas para os grupos de tratamento e de controle e por região. As estimações da Tabela 9 mostram que o impacto negativo na taxa de aprovação e positivo na taxa de reprovação ainda são mantidos, conforme o esperado.

Tabela 9 - O impacto da instalação dos Institutos Federais (IFs) controlados por tendências temporais distintas entre os grupos de tratamento e de controle e de região

Impacto	Tratamento			Regiões		
	Aprovação	Reprovação	Abandono	Aprovação	Reprovação	Abandono
Ensino Médio	-1.691*** (0.548)	1.192*** (0.295)	0.499 (0.362)	-1.510*** (0.273)	0.432** (0.213)	1.078*** (0.246)
1º ano	-2.407*** (0.692)	1.799*** (0.498)	0.608 (0.391)	-1.551*** (0.381)	0.558 (0.346)	0.993*** (0.304)
2º ano	-1.307** (0.633)	0.844* (0.494)	0.463* (0.279)	-1.227*** (0.283)	0.131 (0.245)	1.096*** (0.238)
3º ano	-0.560 (0.400)	0.451 (0.418)	0.109 (0.242)	-1.286*** (0.255)	0.297 (0.241)	0.989*** (0.202)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Escore de propensão	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo						
	Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
	Tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Tendência						
	Tratamento	Sim	Sim	Sim		
	Região				Sim	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

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

Contudo, o impacto encontrado nas taxas de rendimento escolar foi robusto a especificações alternativas. O que reforça a validade dos resultados, o aumento da opção de escolha de escola pode deixar os alunos que permanecem na demais unidades de ensino em situação pior.

2.6 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 termos de características observáveis. A combinação dos municípios, por meio do pareamento por escore 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 deslocamento de alunos entre as escolas brasileiras, 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. Adicional à redução das notas nas disciplinas avaliadas no ENEM. 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 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, o impacto ser pequeno. Neste sentido, o coeficiente pode estar subestimado devido o deslocamento de estudantes dos municípios não tratados para os tratados, ainda que a proporção de estudantes de outros municípios é menos comum (a partir dos dados do Censo Escolar,

mais da metade dos alunos da rede federal de ensino residem no próprio município). Outro fator que pode explicar a baixa magnitude do coeficiente é a adoção de uma estratégia de melhoria das escolas estaduais, pois como o efeito é de longo prazo, não é possível saber como essas escolas reagiram à instalação dos IFs. Ao passo que, por outro lado, o problema pode não estar ligado apenas à 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.

EPPLE, 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.

APÊNDICE A

Conforme os dados do Ministério da Educação, o número total de Institutos Federais (IFs) criados entre 2003 e 2016, é cerca de 500 novas unidades de ensino. O trabalho aqui proposto, contempla a segunda fase de expansão, lei 11.892 de 2008, da qual os municípios passaram a ter IFs em funcionamento a partir de 2010. A Tabela 2 apresenta o número de institutos por estado e por ano para a referida lei, todas as informações podem ser extraídas do sítio eletrônico < <http://redefederal.mec.gov.br/instituicoes>>.

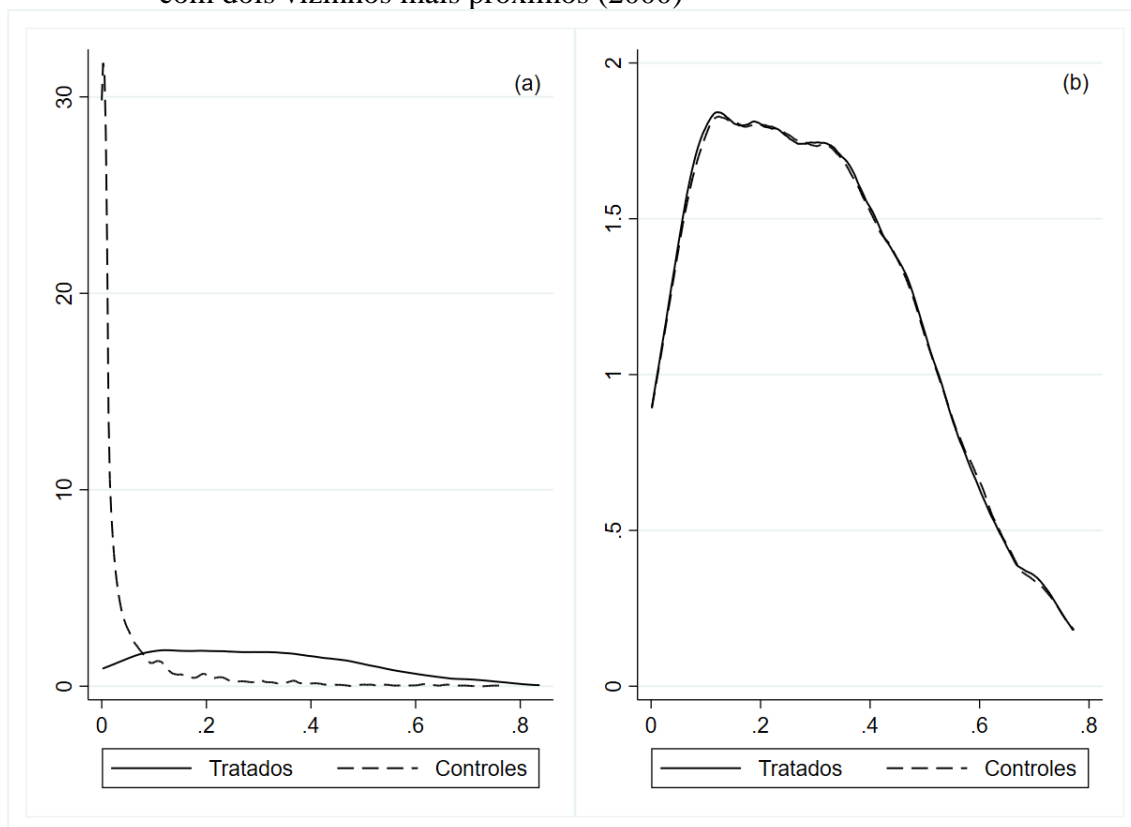
Tabela A. 1 - Novos Campus e seus respectivos anos de funcionamento por Estados

Estado	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	Total
Acre	3	-	-	2	1	-	-	6
Alagoas	2	-	1	2	4	1	1	11
Amazonas	5	-	-	1	1	-	3	10
Amapá	2	-	-	-	-	1	2	5
Bahia	4	3	-	2	-	5	5	19
Ceará	1	-	-	10	2	1	5	19
Distrito Federal	4	-	-	5	-	-	1	10
Espírito Santo	2	-	-	3	2	1	2	10
Goiás	1	-	-	-	7	1	1	10
Maranhão	9	-	-	3	5	-	2	19
Minas Gerais	1	-	-	11	6	9	4	31
Mato Grosso do Sul	1	6	3	-	-	-	-	10
Mato Grosso	1	-	-	3	2	1	3	10
Pará	3	-	1	2	2	-	3	11
Paraíba	-	-	-	1	-	2	6	9
Pernambuco	3	-	-	2	3	-	3	11
Piauí	2	-	-	3	5	-	1	11
Paraná	4	-	-	6	2	9	1	22
Rio de Janeiro	2	-	-	2	2	2	2	10
Rio Grande do Norte	2	-	-	6	-	1	-	9
Rondônia	1	-	-	2	-	-	2	5
Roraima	1	-	-	1	-	1	-	3
Rio Grande do Sul	7	1	-	9	3	4	2	26
Santa Catarina	6	-	-	12	1	2	1	22
Sergipe	-	-	-	-	2	-	1	3
São Paulo	1	-	-	4	-	5	5	15
Tocantins	-	-	-	1	3	1	-	5
Total	68	10	5	93	53	47	56	332

Fonte: Elaborada pela autora com base no MEC (2018).

No período de 2010 a 2016, entraram em funcionamento cerca de 332 unidades de ensino federal, algumas dessas unidades já possuíam Campus anterior a instalação da nova unidade. Por exemplo, nas Capitais já havia Institutos Federais, o que levou a retirada desses municípios da análise. Contudo, o número de tratados pela política abrange 301 municípios, conforme apresentado na Tabela 1 do artigo. Após a realização do PSM cinco desses municípios não se encontram no suporte comum, o que implica no número final de municípios tratados de 296.

Figura A. 1 - Distribuição do Escore de Propensão para Tratados e para Não-Tratados com dois vizinhos mais próximos (2000)



Fonte: Elaborado pelos autores.

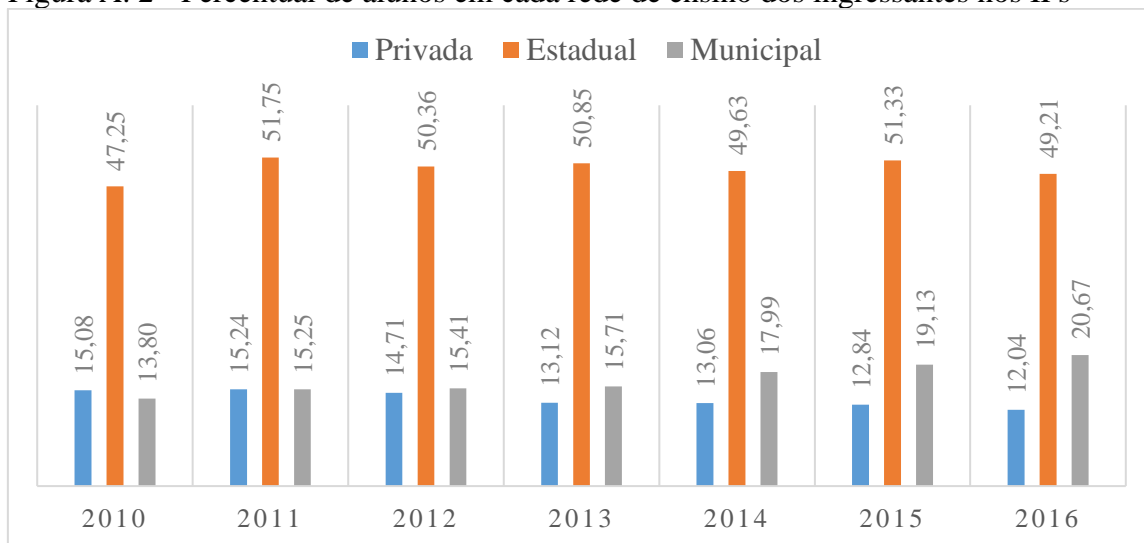
Tabela A. 2 - Resultados estimados para a probabilidade de receber o tratamento (probit para 2000)

Covariada	Parâmetro Estimado	Erro padrão
Ln população	0,83***	(0,07)
IDHM	2,57*	(1,42)
Gini	0,76	(0,84)
Extrema pobreza	-0,01	(0,01)
Região Nordeste	-0,19	(0,13)
Região Sudeste	-0,81***	(0,20)
Região Sul	-0,56**	(0,24)
Região Centro-Oeste	-0,35*	(0,20)
Região Metropolitana	-0,07	(0,10)
Mulheres	-2,66	(4,67)
Taxa de frequência crianças 4 a 5 anos	-0,01	(0,01)
Participação da indústria no PIB	-0,03	(0,33)
PIB per capita	0,00	(0,00)
Número de alunos	-0,01***	(0,00)
Proporção de meninos	1,24	(1,16)
Proporção de alunos brancos	-0,35	(0,23)
Média de idade dos alunos	0,05*	(0,03)
Proporção de alunos nascidos em outros municípios	-0,89***	(0,181)
Proporção de alunos que utilizam transporte público	0,08	(0,21)
Idade média docente	-0,03**	(0,01)
Proporção de docentes do sexo feminino	-0,36	(0,36)
Proporção de docentes com ensino fundamental incompleto	1,43	(9,85)
Proporção de docentes com ensino fundamental completo	4,18	(3,40)
Proporção de docentes com ensino médio	-1,38**	(0,61)
Proporção de docentes com ensino superior	-0,28	(0,46)
Proporção de docentes com especialização	0,01	(0,21)
Infraestrutura escolar	-0,11	(0,08)
Constante	-8,63***	(2,34)
Observações	5.567	

Fonte: Elaborada pelos autores.

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

Figura A. 2 - Percentual de alunos em cada rede de ensino dos ingressantes nos IFs



Fonte: Microdados do Censo Escolar.

3. A FORMA DE INGRESSO IMPORTA? UMA ANÁLISE DO DESEMPENHO DOS ALUNOS DO ENSINO MÉDIO NA REDE FEDERAL

Resumo: Este trabalho tem por objetivo verificar se há efeito seleção no desempenho dos alunos que ingressam na Rede Federal de ensino. Os dados utilizados são referentes aos estudantes do último ano do ensino médio, disponíveis no Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb), para as disciplinas de matemática e língua portuguesa. Como cada unidade federal de ensino possui independência administrativa no método de seleção, a estratégia de identificação se baseia na designação dos alunos em dois grupos: tratamento (ingresso por sorteio) e controle (com base em notas). Para estimar o efeito são utilizados três métodos de pareamento: o *Propensity Score Matching* (PSM), o *Coarsened Exact Matching* (CEM) e o balanceamento por entropia. Os resultados empíricos indicam que há um efeito entre 0,14 e 0,40 desvios-padrão em matemática, decorrência do processo seleção, com diferença de gênero e na distribuição de notas. Entre as meninas o efeito foi maior em língua portuguesa e para os meninos em matemática. Os estudantes dos quantis inferiores da distribuição de notas possuem um efeito seleção maior. Como possível explicação para o resultado encontrado, destaca-se a influência dos pares. Por fim, os resultados são robustos a diferentes especificações e métodos, bem como se mantêm em exame para o ingresso no ensino superior.

Palavras-Chave: Efeito seleção. Ensino Médio. Desempenho no Saeb.

Abstract: This paper aims to verify whether there is a selection effect on the performance of students entering the Federal Education System. The data used refer to students in the last year of secondary school, available in the Basic Education Assessment System (Saeb), for the subjects of Mathematics and Portuguese. As each federal education unit has administrative independence in the method of selection, the identification strategy is based on assigning students into two groups: treatment (entrance by lot) and control (based on grades). To estimate the effect, three matching methods are used: Propensity Score Matching (PSM), Coarsened Exact Matching (CEM) and entropy balancing. The empirical results indicate that there is an effect between 0.14 and 0.40 standard deviation in mathematics, resulting from the selection process, with a difference in gender and in the distribution of grades. Among girls, the effect was greater in Portuguese and for male students in mathematics. Students in the lower quantiles of the grade distribution have a greater selection effect. As a possible explanation for the result found, the influence of peers stands out. Finally, the results are robust to different specifications and methods, as well as remaining under examination for admission to graduation.

Keywords: Selection Effect. Secondary School. Performance on Saeb.

JEL Code: C31; D04; I21.

3.1 INTRODUÇÃO

A literatura empírica acerca do entendimento dos diferentes resultados educacionais entre as escolas ganhou maior relevância a partir do relatório Coleman, publicado em 1965. Uma semelhança encontrada nos estudos que abrangem esta temática está no fato de que o processo de seleção ou a autoseleção dos alunos são mecanismos importantes para explicar esses diferenciais, na medida em que ocorre ganhos de efeito de pares e segregação das escolas. Desta forma, um grande esforço vem sendo realizado para entender o que de fato se deve ao efeito escola e o que é decorrência do conjunto de características dos alunos que cada escola atende.

O fato de o aluno estar matriculado em determinada escola decorre das políticas utilizadas no sistema educacional e da escolha de escola realizada pelos pais. A preferência dos pais, os quais diferem em *background* socioeconômico, é refletida em características observáveis e não observáveis dos alunos. Assim, em regiões com maior opção de escolha escolar é comum haver maior segregação e estratificação do sistema de ensino (ALLEN, 2007; IVANIUSHINA *et al.*, 2018) e, conseqüentemente, a diferença de desempenho entre as escolas tende a ser mais acentuada (KIM, 2018; PIOPIUNIK, 2014). O mesmo ocorre quando há seleção de alunos para o ingresso nas escolas (EPPLÉ; NEWLON; ROMANO, 2002; HANUSHEK; WÖSSMANN, 2006) ou agrupamento de alunos por habilidades (FRYER; LEVITT, 2006; HANUSHEK; KAIN; RIVKIN, 2009; HANUSHEK; RIVKIN, 2008; ROTHSTEIN, 2015; RUHOSE; SCHWERDT, 2016), visto que alunos com menor habilidade inicial podem ficar em situação pior.

Adicional às evidências de escolha de escola e seleção de alunos, parte dos mecanismos que explicam os melhores resultados são encontrados na literatura de efeito de pares. Para Lazear (2001), há dois pontos fundamentais de organização da turma e efeito de pares: (1) a segregação de estudantes por habilidade acadêmica (*tracking*) maximiza os resultados educacionais, em contraponto, estratifica as escolas e aumenta a desigualdade; e (2) sem *tracking* de alunos, a integração tende a contribuir para que ocorra efeito de pares, ou seja, os alunos com maior *background* podem ajudar os demais a aumentar o desempenho. Porém, em termos empíricos, as evidências não são claras. Para Carreell, Sacerdote e West (2013), a heterogeneidade dentro dos grupos tende a formar subgrupos dentro da turma e isso dificulta a interação e integração entre os alunos. Quando ocorre o agrupamento de alunos por habilidades, os resultados tendem a ser distintos: de um lado, Cummins (2017) e Epple, Newlon e Romano (2002) consideram

que as turmas formadas pelos alunos da cauda inferior de notas perdem em termos de desempenho; de outro, Duflo, Dupas e Kremer (2011) encontraram que, com ajuda e direcionamento do professor, o agrupamento por habilidades contribui positivamente para o desempenho de alunos em diferentes níveis de habilidade.

Em meio a tais aspectos, percebe-se que as características dos alunos que as escolas atendem possuem papel fundamental nos indicadores de desempenho. Não obstante, a literatura de *school sector effects* tem procurado entender quanto do desempenho de determinadas escolas se deve ao chamado “efeito escola” e quanto está relacionado as características dos alunos atendidos (ANGRIST; BETTINGER; KREMER, 2006; BAUDE *et al.*, 2020; BENEVIDES; SOARES, 2014; CHUDGAR; QUIN, 2012; HANUSHEK *et al.*, 2007; HOWELL *et al.*, 2002; HOXBY; ROCKOFF, 2004; LUBIENSKI; LUBIENSKI, 2006; MCEWAN, 2004; SAPELLI; VIAL, 2002; SOMERS; MCEWAN; WILLMS, 2004). E, de fato, quando controladas as características endógenas aos alunos, os resultados têm se mostrado menor que o esperado ou insignificantes. Ou seja, parte dos resultados educacionais refletem as características do grupo de alunos atendidos, conhecido como “efeito seleção”.

Desta forma, o processo de seleção se torna um fator importante para explicar as diferenças de desempenho entre as escolas e isso contribui com a discussão acerca da qualidade da Rede Federal de Ensino (RFE) no Brasil. Em sua primeira avaliação em larga escala e comparável entre as escolas que ofertam o ensino médio, o Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) de 2017 aponta diferença de desempenho entre as redes de ensino. Os dados mais recentes, de 2019, apontam que a RFE possui desempenho superior as demais escolas que compõem a rede pública (estadual e municipal) e privada. A média de pontos em Língua Portuguesa (LP) da RFE é de 335, da rede privada é 321,85 e do restante da rede pública é 271,08⁵. A diferença foi ainda maior para Matemática (MT), sendo que a RFE atingiu 356,13 pontos, enquanto as redes privada e pública pontuaram 334,45 e 267,76, respectivamente.

Em paralelo a esse contexto, na medida em que a RFE se destaca nas avaliações de desempenho, surgem discussões com respeito a federalização de toda a educação básica. O pioneiro da ideia é o Senador e Professor Cristovam Buarque, que ampliou o debate acerca do tema, ao defender a ampliação de escolas federais por todo o país. Um

⁵ A rede municipal atende menos de 1% da população de estudantes. Quando analisadas separadamente, a média da rede estadual é de 271 e da municipal é 285,29. Então, para fins de simplificação, usaremos o termo rede pública para a rede estadual e municipal.

exemplo disso é o projeto de lei para a federalização da educação básica⁶, que possui como objetivo aumentar a qualidade do ensino, em razão de as escolas federais serem referência de modernos equipamentos de ensino, da valorização da remuneração do corpo docente e de qualidade. Ou seja, a diferença de desempenho entre as redes tem sido elencada na discussão argumentativa/normativa.

Porém, dentro desta perspectiva, pouco se tem abordado a existência de um processo de seleção dos alunos na rede federal. Isto posto, surge o questionamento: melhores escolas ou melhores alunos? Nem todo o desempenho pode ser atribuído ao efeito escola, uma vez que o *background* estudantil dos alunos que ingressam na RFE é diferente dos demais alunos que permanecem na rede pública. Em outras palavras, parte do desempenho da RFE pode estar relacionado com o processo de seleção dos alunos.

Neste contexto, o presente estudo busca trazer evidências empíricas sobre qual é a magnitude do “efeito seleção” dos alunos que ingressam na Rede Federal de ensino sobre o desempenho no último ano do ensino médio. A estratégia de identificação se baseia na autonomia das unidades de ensino no processo de seleção e, por conseguinte, de ingresso dos alunos. Na presença de duas formas de ingresso, o processo seletivo e o sorteio, os alunos são designados em dois grupos: tratamento e controle. A ideia é que todos os estudantes tenham realizado a sua inscrição (escolha de escola) e condicional em características observáveis, a diferença de desempenho entre os grupos pode ser atribuída ao processo de seleção.

O estudo preenche uma lacuna importante da discussão argumentativa acerca do desempenho superior da RFE. Além disso, no que tange ao conhecimento dos autores, não foram encontrados outros estudos que medem efeito de seleção no ensino médio e no ensino fundamental também é mais comum investigar a existência de efeito escola. Assim sendo, o presente estudo é o primeiro a trazer evidências empíricas para o nível de ensino médio no Brasil. Cabe destacar que, além da qualidade e gratuidade, outras duas características entram na função utilidade da escolha de escola dos pais: (1) ao estudar em escolas públicas, posteriormente, os alunos podem concorrer a cotas na educação superior; e (2) ganhos de efeito de pares - em turmas mais homogêneas (no caso de processo seletivo), se espera ganhos de desempenho.

⁶ A PLS 337/2016 foi apresentada pelo senador Cristovam Buarque (PPS-DF) em audiência pública federativa em 27 de novembro de 2018. (Agência Senado, 2018) acesso em: <https://www12.senado.leg.br/noticias/materias/2018/11/23/federalizacao-da-educacao-basica-sera-tema-de-audiencia>.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais cinco seções. A segunda seção trata do contexto da rede federal de ensino médio no Brasil. A terceira seção resume a literatura que investiga os diferentes resultados educacionais entre as escolas e destaca o efeito seleção. Na sequência, a estratégia empírica e a amostra de dados são descritas. Na quinta seção, os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, as conclusões finais são elencadas.

3.2 CARACTERÍSTICAS DA REDE FEDERAL DE ENSINO MÉDIO NO BRASIL

A Rede Federal de ensino básico no Brasil é composta por 38 unidades de Institutos Federais de Educação (IFs), pela Universidade Tecnológica Federal do Paraná (UTFPR), por dois centros federais de educação tecnológicas (Cefet⁷), por 23 escolas técnicas vinculadas às Universidades Federais e pelo Colégio Pedro II. A estrutura de ensino federal atual decorre, principalmente, do Plano de Expansão da Rede Federal de Educação Profissional e Tecnológica, com dois principais marcos legais. O primeiro advém da Lei nº 11.195 de 18 de novembro de 2005, que propõe a expansão da oferta de educação profissional. No segundo, a partir da Lei nº 11.892 de 29 de dezembro de 2008, foram criados os Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia, que, além de novas instituições de ensino, outras escolas da rede federal passaram a ser assim denominadas. Ao todo, foram criadas 500 novas unidades de ensino distribuídas por todas as regiões do país. Em 2006, havia 144 unidades em funcionamento e, em 2018, chegou a 643 (MEC, 2021).

Por ofertar educação profissional integrada ao ensino médio, a rede federal passa a dividir a responsabilidade da última etapa da educação básica com as redes de ensino estadual e privada. Em 2020, segundo o Censo da Educação Básica no Brasil, 3% do total de matrículas no ensino médio pertencia à rede federal, 84% à rede estadual e 13% à rede privada. Desta forma, ainda que tenha ocorrido uma ampliação na oferta de vagas na rede federal, as matrículas são limitadas a capacidade de atendimento das unidades de ensino e não garante o atendimento de todos os demandantes.

A rede federal difere em valor de investimento por aluno e na formação acadêmica dos professores, o que lhes proporciona remuneração mais elevada. O gasto corrente anual por matrícula da rede federal em 2019 era de R\$15.741,98, enquanto para o restante

⁷ Centros Federais de Educação Tecnológica Celso Suckow da Fonseca - CEFET-RJ e de Minas Gerais - CEFET-MG.

da rede pública um aluno no ensino médio urbano em tempo integral custa R\$6.564,00 em 2020 (PNP, 2020; SIMCAQ, 2021). O quadro de professores é formado, em sua maioria, por mestres e doutores, 51,39% e 34,09%, respectivamente.

Dada a opção de escolha escolar por uma unidade da rede federal de educação, para ingressar, o aluno passa por uma etapa de seleção. Para a qual, em virtude da Lei nº 11.892 de 29 de dezembro de 2008 – que prevê autonomia das entidades integrantes da Rede Federal de Educação – há a possibilidade de a unidade de ensino adotar diferentes formas de ingresso. Por meio dos Censos Escolares de 2013 a 2018, é possível identificar qual a forma de ingresso dos alunos da rede federal⁸. A mais comum – que representa 86% das matrículas em 2018 – é o exame de seleção por meio de provas de conhecimento ou por análise do histórico escolar da etapa cursada anteriormente (no caso do ensino médio, as notas do ensino fundamental nos anos finais). Em menor proporção, os alunos que ingressam por meio de sorteio representam 1,5% do total de alunos no ensino médio integrado - cerca de 2,7 mil alunos. O restante é advindo de transferências.

As unidades que utilizam como forma de seleção o sorteio das vagas pertencem aos Institutos Federais de Brasília (IFB), do Acre (IFAC), de Santa Catarina (IFSC), do Rio Grande do Sul (IFRS) e do Paraná (IFPR). Entre as instituições de ensino, a forma de seleção pode ocorrer de maneira uniforme entre todos os *campi* ou diferir entre eles ou dentro deles. No IFB a única forma de seleção é o sorteio, no IFAC o sorteio foi realizado nos processos seletivos de 2010 a 2015 e nos IFSC, IFRS e IFPR alguns campus ou cursos que entraram em funcionamento a partir de 2016 adotaram o sorteio como forma de seleção dos alunos. Por fim, algumas unidades de ensino adotam o sorteio para vagas remanescentes.

3.3 EFEITO DO SETOR ESCOLAR

A evidência da diferença de desempenho entre os tipos de dependência escolar, conhecida na literatura como *sector school effects*, não é recente. Ao comparar estudos empíricos que relacionam desempenho escolar com o tipo de escola, Coleman, James e

⁸ A variável de identificação é dividida em nove categorias de ingresso: (1) Sem processo seletivo; (2) Sorteio; (3) Transferência; (4) Exame de seleção sem reserva de vaga; (5) Exame de seleção, vaga reservada para alunos da rede pública de ensino; (6) Exame de seleção, vaga reservada para alunos da rede pública de ensino, com baixa renda e autodeclarado preto, pardo ou indígena; (7) Exame de seleção, vaga reservada para outros programas de ação afirmativa; (8) Outra forma de ingresso; e (9) Exame de seleção, vaga reservada para alunos da rede pública de ensino, com baixa renda. Cabe destacar que a partir de 2019 a variável foi descontinuada, a última informação sobre o processo de seleção é a do ano de 2018.

Hoffer (1982) e Coleman, James e Hoffer (1987) apontam para a necessidade de investigações mais robustas sobre o tema. De fato, muitos estudos têm sido desenvolvidos para investigar qual é o efeito do tipo de escola sobre o desempenho dos alunos, de modo geral, entre os setores públicos e privados (BENEVIDES; SOARES, 2014; CHUDGAR; QUIN, 2012; LUBIENSKI; LUBIENSKI, 2006; SOMERS; MCEWAN; WILLMS, 2004) e, especificamente, com casos aplicados para instrumentos que visam aumentar a possibilidade de escolha de escola, como as políticas de vouchers (ANGRIST; BETTINGER; KREMER, 2006; HOWELL *et al.*, 2002; MCEWAN, 2004; SAPELLI; VIAL, 2002) e de escolas charters (BAUDE *et al.*, 2020; HANUSHEK *et al.*, 2007; HOXBY; ROCKOFF, 2004).

Entre os estudos que analisam o desempenho das escolas públicas e privadas em abordagens multiníveis, depois de controladas as características demográficas, dos alunos, dos pais e o efeito dos pares, os resultados indicam que são poucas ou inexistentes as diferenças do setor escolar (LUBIENSKI; LUBIENSKI, 2006; SOMERS; MCEWAN; WILLMS, 2004). Na busca por resultados causais, a partir do pareamento por escore de propensão, Chudgar e Quin (2012) não encontram diferença de desempenho entre os alunos dos setores público e privado. Com a utilização do mesmo instrumental econométrico, no contexto de escolas públicas no Brasil, Benevides e Soares (2014) encontraram que o efeito das escolas militares – com autonomia curricular e pedagógica – sobre o desempenho dos alunos possui magnitude menor que as evidências anteriores, quando comparadas com as demais escolas públicas (BENEVIDES; SOARES, 2014).

Na medida em que políticas de incentivo ao aumento das opções de escolha de escola são adotadas, os resultados passam a ser menos claros. Para medir o efeito causal da política de *vouchers* escolares, com base em três programas aleatorizados, Howell *et al.* (2002) encontraram que há diferença de desempenho, positiva, apenas entre os alunos Afro-americanos. McEwan (2004), ao realizar uma revisão de literatura para os EUA, aponta que o resultado por etnia é sensível entre os estudos e não há uma explicação clara para tal evidência. Além dos Estados Unidos, o efeito positivo no desempenho dos alunos beneficiados por *vouchers* em escolas privadas é mais comum no Chile (SAPELLI; VIAL, 2002) – mas diminui quando as escolas públicas recebem mais recursos – e na Colômbia (ANGRIST; BETTINGER; KREMER, 2006), inclusive no aumento da taxa de conclusão do ensino médio e superior.

Ao comparar diferentes tipos de gestão dentro do leque de escolas com financiamento público, como é o caso das escolas charters – as quais possuem

administração privada – com as escolas públicas tradicionais, poucas diferenças de desempenho são encontradas. Para Hoxby e Rockoff (2004), há diferenças entre as séries analisadas. Os alunos entrantes em séries finais da educação básica são menos propensos a ter resultados positivos, visto que grande parte do ensino já foi frequentado em outras escolas. Desta forma, para os alunos que entram nas escolas charters mais cedo – pré-escola e anos iniciais do ensino fundamental – os resultados positivos em termos de desempenho acadêmico são visualizados com mais facilidade. Por outro lado, para Hanushek *et al.* (2007), os resultados encontrados não diferem dos demais alunos que permanecem no setor público. Ao controlar as características não observáveis por meio da utilização de efeitos fixos de aluno, os autores salientam que o resultado encontrado para os alunos entrantes nas séries iniciais pode ter viés, na medida em que não há informação sobre o desempenho anterior ao ingresso.

Ao analisar uma fase mais recente das escolas charters, com um tempo maior de funcionamento, Baude *et al.* (2020) encontram resultados de desempenho positivos para escolas charters em relação às escolas públicas tradicionais. O fechamento das escolas com desempenho inferior, a melhoria das escolas que permaneceram no mercado e uma mudança na demanda de vagas por alunos potencialmente com maior qualidade pode explicar a diferença de desempenho.

Em síntese, o efeito do setor escolar é menor que o esperado. A maior parte do desempenho médio superior de determinadas escolas é explicado pelo *background* dos pais, que influencia na escolha de escola, e pela forma de admissão dos alunos, que estabelece critérios de desempenho (LARA; MIZALA; REPETTO, 2011). Desta forma, um esforço tem sido empregado para determinar o que de fato se deve a cada tipo de efeito. No caso deste estudo, o efeito de escolha de escola ganha menos relevância, dado que todos os alunos já a realizaram ao estarem concorrendo por uma vaga na rede federal. Então, no que segue, a análise está centrada no efeito de seleção, realizado pelas escolas para admitir os alunos.

3.3.1 Seleção de alunos

A seleção dos alunos ocorre por meio de duas principais formas: (1) *tracking* ou agrupamento – alocação de alunos entre escolas ou dentro da escola de acordo com as suas habilidades ou características observáveis; e (2) testes/provas de ingresso – selecionam os alunos que entram em determinada escola. Nos dois casos, para identificar

o efeito da seleção, são necessárias medidas que possam controlar outras características, decorrentes da própria alocação não aleatória, que estejam influenciando no desempenho dos alunos.

Na existência de agrupamentos, independente se eles acontecem na condição de “entre escolas” ou de “dentro da escola”, a preocupação central é: em que medida isso afeta o desempenho e, por consequência, em como são reproduzidas as desigualdades dos estudantes alocados em escolas/turmas em desvantagem. Ao nível de países, Hanushek e Wössmann (2006) encontram que o uso de estratégias de agrupamentos por habilidades tende a aumentar a desigualdade de desempenho. Em específico entre minorias, como migrantes de língua estrangeira (RUHOSE; SCHWERDT, 2016), com relação a raça (FRYER; LEVITT, 2006; HANUSHEK; KAIN; RIVKIN, 2009; HANUSHEK; RIVKIN, 2008; ROTHSTEIN, 2015) e a renda (EPPLÉ; NEWLON; ROMANO, 2002), na existência de *tracking* há evidências de aumento de *gap* de desempenho. Além de ampliar a segregação das características não observáveis dos estudantes, há dois efeitos que podem estar afetando o baixo desempenho dos alunos pertencentes a minorias: a perda em relação a baixa qualidade de pares e a redução da autoconfiança.

Como consequência, na ausência de seleção de alunos ocorre expansão da mobilidade intergeracional de renda (PEKKARINEN; UUSITALO; KERR, 2009) e de educação (LANGE; VON WERDER, 2017), bem como diminui a dificuldade de concluir o ensino básico e, com aumento da oferta de vagas, de ingressar no ensino superior (MALAMUD; POP-ELECHES, 2011).

Quando a formação das turmas é baseada no desempenho inicial dos alunos, a discussão tem gerado maior debate, principalmente após a publicação do estudo de Duflo, Dupas e Kremer (2011). Embora bastante discutida na literatura por ampliar as desigualdades de aprendizado entre os alunos com maior e menor desempenho (CARRELL; HOEKSTRA; WEST, 2011; EPPLÉ; NEWLON; ROMANO, 2002), entre as primeiras evidências de resultados causais, para Duflo, Dupas e Kremer (2011), ao agrupar os alunos por desempenho há um benefício mútuo em termos de aprendizado. Na medida em que é combinado um experimento aleatório e evidências de um país em desenvolvimento (o Quênia), esse resultado teve um papel importante na formulação de políticas públicas, ainda que o seu alicerce esteja centrado em treinamento e incentivos para os professores e com aulas voltadas para os melhores alunos da turma. A partir do mesmo conjunto de dados, para Cummins (2017), na ausência desses mecanismos, os resultados positivos não são garantidos. Há evidências de redução do desempenho dos

alunos de baixa habilidade na presença da alocação em turmas por notas e com alta possibilidade de aprendizado quando colocados em contato com pares de maior habilidade (CUMMINS, 2017).

O cenário é parecido quando o ingresso dos alunos se dá por meio de processo de seleção. Adicionalmente, existe um efeito de *cream skimming* dos alunos, visto que os alunos com maior desempenho passam a ingressar em determinadas escolas. A partir de um modelo teórico/computacional, Epple, Newlon e Romano (2002) encontraram que quanto mais rigorosa for a seleção de uma escola pública, os alunos de maior renda e menor desempenho migram para escolas privadas, enquanto os que permanecem nas demais escolas são aqueles de menor renda e habilidade inferior. Nesse contexto, para Piopiunik (2014), a redução do desempenho dos alunos com menor habilidade se deve, principalmente, ao efeito de pares – ocasionado pela perda de colegas com melhor desempenho – e isso amplia as desigualdades de oportunidades. Mesmo que os alunos ingressem em escolas de maior qualidade e se sintam menos capazes inicialmente, no decorrer dos anos posteriores há mudança de percepção e isso resulta em aumento de desempenho (POP-ELECHES; URQUIOLA, 2013).

Por fim, cabe destacar a existência de um consenso entre os estudos empíricos aqui elencados no que se refere a dois aspectos principais: (1) existência de efeito de pares; e (2) relação entre o período de adoção de alguma forma de seleção e as desigualdades. Quanto mais cedo ocorrer a segregação dos alunos, mais salientes se tornam as características do *background* familiar.

3.4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Com base no cenário de independência da RFE para a adoção do método de seleção dos alunos, a estratégia de identificação se baseia na designação dos alunos em dois grupos. O grupo de tratamento é formado pelos alunos que fizeram a inscrição e foram selecionados por meio de um sorteio. O grupo de controle também realizou a inscrição, mas para cursar o ensino médio na rede federal passou por algum tipo de seleção.

Essa estratégia possui vantagens e desvantagens. O ponto positivo é minimizar o problema de escolha de escola, a qual representa um dos principais fatores de viés de não observáveis. Independente da forma de ingresso para ser selecionado, o aluno realizou a inscrição, o que sinaliza que a rede federal está no leque de opção escolar. Além disso, por comparar alunos de apenas uma rede, é garantida a homogeneidade da estrutura de ensino. Por outro lado, cabe destacar que os alunos analisados são aqueles que estão no último ano do ensino médio e é necessário ter em mente que a amostra representa os “ganhadores”. Logo, os alunos que efetivamente não conseguiram avançar de ano não estão na amostra e, com isso, ressaltamos o cuidado na interpretação dos resultados.

Ainda assim, os alunos que compõem os dois grupos – tratamento e controle – tendem a diferir em termos de características observáveis. Na ausência de uma alocação aleatória entre os dois grupos, a simples especificação de um modelo via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) leva a uma estimação inconsistente, visto que pode haver um termo de erro (ε) correlacionado com a variável de interesse (T) – neste estudo, ingresso por meio de sorteio ou seleção –, ou seja, $cov(T, \varepsilon) \neq 0$.

Neste caso, para estimar um parâmetro consistente é necessário encontrar uma técnica que comporte o problema elencado na estimação via MQO. Entre as técnicas possíveis para resolver, a utilização de um balanceamento das características observáveis é uma ferramenta bastante utilizada na literatura empírica. Neste caso, na existência de seleção condicional às características observáveis, assume-se que o tratamento é aleatório.

Postas tais ressalvas, as próximas seções formalizam o modelo em termos de resultados potenciais e apresentam três estimadores para a realização do balanceamento das características observáveis entre os grupos de tratamento e de controle. O primeiro, amplamente usado na literatura a partir do texto seminal de Rosenbaum e Rubin (1983), é o *Propensity Score Matching* (PSM). O PSM consiste no cálculo da probabilidade do

estudante em receber o tratamento condicional às suas características observáveis. O segundo método utilizado é o *Coarsened Exact Matching* (CEM) e o terceiro é o balanceamento por entropia. Ambos buscam reduzir as imperfeições de *matching* por escore de propensão. O CEM avança no modelo de *matching* exato e forma grupos de estratos similares. O balanceamento por entropia faz um pré-tratamento dos dados para reduzir o desequilíbrio das covariáveis entre os grupos de tratamento e de controle e, por consequência, aumenta a independência da variável de tratamento. A utilização dos três métodos visa apresentar resultados robustos quanto ao balanceamento das características observáveis e, conseqüentemente, maior precisão na determinação do efeito causal.

3.4.1 O Modelo de Resultados Potenciais

Ao realizar o teste de desempenho padronizado (Saeb) no terceiro ano do ensino médio, os estudantes da Rede Federal obtêm uma nota Y . Assim, denota-se que $y(1)$ é o resultado potencial do estudante que ingressou por meio de sorteio – tratamento – e $y(0)$ é o resultado potencial do mesmo estudante caso tenha entrado por meio de prova – não tratado. Então, o resultado observado do estudante é: $y_i = T_i y_i(1) + (1 - T_i) y_i(0)$. Em que, $T_i = 1$ indica que o estudante recebeu tratamento e $T_i = 0$ que não recebeu.

Para identificar o efeito do tratamento para cada estudante é necessário subtrair o resultado potencial das duas possibilidades: $\tau_i = y_i(1) - y_i(0)$. No entanto, o estudante apenas é passível de um dos eventos: receber ou não receber o tratamento. Se $T_i = 1$, então $y(0)$ não é observado, da mesma forma, se $T_i = 0$, então $y(1)$ também não é observado. Ou seja, há um problema de dados faltantes. Generalizando entre os grupos, o Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (Average Treatment Effect on Treated – ATT) é: $ATT = E[y(1)|T = 1] - E[y(0)|T = 1]$. De igual importância, é necessário encontrar um grupo que representa o contrafactual dos estudantes tratados na ausência de ter recebido o tratamento. Quanto mais próximo esse grupo de controle for do contrafactual dos estudantes, menor é o viés de medida na identificação do efeito causal.

Para representar o contrafactual, utilizamos os estimadores de *matching* para tornar os estudantes mais próximos em características observáveis (X) a fim de identificar o efeito do tratamento sobre os tratados.

3.4.2 Pareamento por Escore de Propensão (PSM)

Dado que o $Y_i(0)$ é observado apenas entre os indivíduos que não são tratados e a designação ao tratamento não é aleatória, Rosenbaum e Rubin (1983) propõem dois pressupostos para garantir que o ATT seja identificado.

A primeira hipótese é chamada de seleção em observáveis ou independência condicional. A ideia é que, condicional as variáveis contidas no vetor de características observáveis X , o tratamento seja aleatório entre os dois grupos – tratamento e controle. Ou seja, os resultados potenciais são independentes do tratamento (Equação 1).

$$Y_i(0), Y_i(1) \perp T | X_i \quad (1)$$

Além disso, é necessário que os estudantes do grupo de tratamento possuam um par no grupo de controle que represente o caso dele não ter recebido o tratamento. O que implica na segunda hipótese do modelo, a condição de sobreposição ou suporte comum (Equação 2).

$$0 < Pr [T = 1 | X] < 1 \quad (2)$$

Isso garante que estudantes com as mesmas características possuam uma probabilidade positiva de ser tratado ou não. Rosenbaum e Rubin (1983) também avançam na dificuldade dimensional de pareamento exato. Quanto mais características incluídas no vetor X , menor é a chance de encontrar um par compatível as características dos indivíduos tratados. Para resolver, por generalização, a hipótese de seleção em observáveis também é válida quando condicional a probabilidade de receber o tratamento (Equação 3).

$$Y_i(0) \perp T | X_i \Rightarrow Y_i(0) \perp T | p(X_i) \quad (3)$$

Em que, $p(X_i)$ é o escore de propensão, uma função que representa a probabilidade de receber o tratamento a partir do conjunto de características do vetor X . Na prática, $p(X_i)$ é estimado por modelos de probabilidade linear – probit ou logit.

Com isso, para Caliendo e Kopeinig (2008), o estimador do ATT no PSM é a diferença de médias entre os tratados e controles situados dentro do suporte comum e ponderados pela distribuição do escore de propensão (Equação 4).

$$ATT_{PSM} = E_{p(X)|T=1} \{E[Y(1)|T = 1, p(X)] - E[Y(0)|T = 0, p(X)]\} \quad (4)$$

Para definir quais observações fazem parte do grupo de controle, é possível escolher uma medida de proximidade do escore de propensão, como o de n vizinhos mais próximo, *caliper* e raio ou a matriz *Kernel*. Para este estudo, utilizamos as diversas métricas para a estimação dos resultados, bem como é utilizado o método duplamente robusto com o *Inverse Probability Treatment Weighting* (IPTW) proposto por Emsley, Lunt e Pickles (2008) e Lunceford e Davidian (2004). A técnica duplamente robusta possibilita a estimação com erro padrão robusto e clusterizado, visto que no PSM isso não é possível.

Embora consolidado na literatura, o PSM é suscetível de críticas quanto a grandeza de características não observáveis que podem gerar viés no resultado. Para testar se o modelo está sendo prejudicado por tal problema, a próxima seção apresenta uma técnica de análise de sensibilidade.

3.4.3 Análise de sensibilidade

Com o pressuposto de independência condicional na realização do PSM, a ideia é que as variáveis que determinam a condição de tratado estejam contempladas no vetor de características observáveis X . De acordo com Rosenbaum (2002), formalmente, a probabilidade de receber o tratamento (π_j) é uma função $\lambda(x_j)$ desse vetor de características observáveis de cada j indivíduo. Assim, se dois indivíduos (j e k) possuem as mesmas covariadas ($x_j = x_k$), mas a probabilidade de receber o tratamento é diferente entre eles ($\pi_j \neq \pi_k$), há indício de viés – pode ser que características não observáveis estejam afetando o tratamento.

Embora não seja possível testar a hipótese de independência condicional, Rosenbaum (2002) propôs uma análise de sensibilidade dos resultados. A ideia é buscar entender qual seria o tamanho dessa diferença para alterar as conclusões do estudo.

Dado que as chances de receber o tratamento é $\pi_j / (1 - \pi_j)$ e ela é válida também para o indivíduo k , a razão das chances entre j e k é um número $\Gamma \geq 1$ – Equação (5).

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{\pi_j(1-\pi_k)}{\pi_k(1-\pi_j)} \leq \Gamma \text{ para todo } j \text{ e } k \text{ com } x_j=x_k \quad (5)$$

Quando as chances de receber o tratamento são iguais, $\Gamma = 1$ e não há viés. Se $\Gamma > 1$, por exemplo, $\Gamma = 2$, embora os indivíduos sejam similares em características observáveis, um deles apresenta duas vezes mais chances de receber o tratamento. No último caso, há viés. Logo, Γ representa o grau de afastamento de um resultado sem viés. Para vários valores de Γ , Rosenbaum (2002) aponta que, se há sensibilidade dos resultados para valores muito próximos de $\Gamma = 1$, a validade de que não há outras características não observáveis (u) que estejam afetando o tratamento pode ser questionada.

3.4.4 Coarsened Exact Matching - CEM

Da mesma forma que no PSM, o *Coarsened Exact Matching* (CEM) possui como pressuposto a independência do tratamento condicional em observáveis: $P\{T|X, y(0), y(1)\} = P(T|X)$. Neste caso, a designação do tratamento independe dos resultados potências quando condicionados em X .

Diferente do PSM que calcula a probabilidade de cada unidade de análise ser tratada, a ideia do CEM é inserir um intervalo (*bins*) entre os valores das variáveis do vetor X para determinar grupos substancialmente significativos (BLACKWELL *et al.*, 2009; IACUS; KING, 2008; IACUS; KING; PORRO, 2011). Além disso, o CEM possibilita que a escolha de variáveis com *matching* exato – por exemplo, variáveis categóricas, como sexo ou cor/raça. O algoritmo CEM é conhecido pela facilidade de entendimento e de utilização, aplicável para grandes amostras de dados. Em suma, os procedimentos do algoritmo são: 1) fazer uma cópia (X^*) das variáveis contidas no vetor X ; 2) Realizar os agrupamentos com os cortes definidos ou gerados automaticamente pelo algoritmo; 3) Criar um estrato para cada observação X^* e aloca cada observação em um estrato; e 4) Os estratos são atribuídos para os dados originais (X) e são excluídos os estratos que não possuem pelo menos um indivíduo do grupo de tratamento e um do grupo de controle. O ATT pode ser gerado automaticamente pela diferença de médias entre os

grupos ou por uma regressão linear, como também o *matching* por CEM pode ser utilizado em conjunto com outros métodos a posteriori.

Como a definição do *bin* é realizada *ex ante* ao *matching*, uma vantagem do CEM é reduzir o viés de desbalanceamento a priori, pois, em grande parte dos métodos de *matching* os testes para verificar o ajustamento é realizado *ex post*. Este atributo é denominado *Monotonic Imbalance Bounding* (MIB), ou seja, o desequilíbrio máximo de alguma característica empírica é limitado antes da realização do *matching*.

3.4.5 Balanceamento por Entropia

Ainda com a ideia de aprimorar o balanceamento, no caso da entropia, o objetivo é tornar a variável de tratamento mais independente (ortogonal) das características dos indivíduos. Para isto, é realizado um pré-tratamento entre as variáveis, de modo que as características das unidades de análise sejam reponderadas na função de peso para garantir um melhor ajustamento dos dois grupos – tratamento e controle.

Com base no mesmo modelo de resultados potenciais, formalmente escrito por Hainmueller (2012), o balanceamento por entropia repondera o grupo de controle (Equação 6).

$$E[y(0)|\widehat{T} = 1] = \frac{\sum_{\{i|T=0\}} Y_i \omega_i}{\sum_{\{i|T=0\}} \omega_i} \quad (6)$$

Em que, ω_i é o peso escolhido para cada unidade de controle. E a escolha do peso para a reponderação é o $\min_{\omega_i} H(\omega) = \sum_{\{i|T=0\}} h(\omega_i)$, sendo $h(\cdot)$ uma métrica de distância, condicional a menor distância entre as observações,

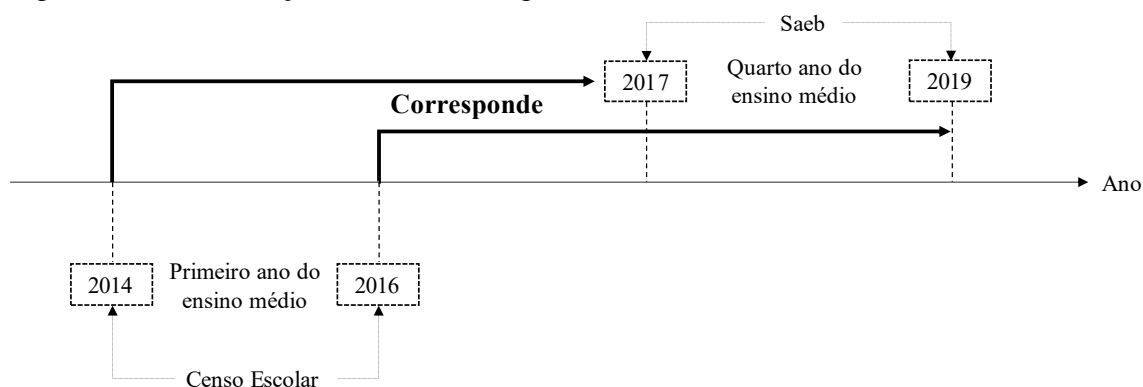
Em resumo, isto significa que, a partir do conjunto de características do grupo de tratamento, são criados vários momentos da distribuição da amostra e com a reponderação do grupo de controle, a densidade de X dos dois grupos se torna muito próxima. Logo, diferente do PSM que, primeiro, estima pesos unitários com base em uma distribuição probabilística e, na sequência, o ajustamento é verificado, os pesos são estimados diretamente levando em consideração os momentos da amostra.

3.4.6 Amostra e Base de Dados

Os dados do desempenho dos alunos brasileiros foram extraídos do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb). A pesquisa é uma avaliação em larga escala aplicada a cada dois anos. A partir de 2017, os alunos do terceiro e do quarto ano do ensino médio passaram a ser avaliados nas disciplinas de língua portuguesa e de matemática. Além do teste de conhecimento, o aluno responde a um questionário com informações sobre a sua formação, escolaridade dos pais, características socioeconômicas e perfil demográfico. Adicionalmente, para identificar a forma de seleção de cada unidade de ensino, o Censo Escolar da Educação Básica é utilizado – realizado anualmente e de forma censitária.

Como os alunos da rede federal cursam o ensino médio integrado a um curso técnico, os estudantes desta análise levam quatro anos para a conclusão da última etapa do ensino básico, enquanto os alunos em cursos propedêuticos concluem em três anos. Logo, para identificar qual o método de ingresso dos alunos, é necessário verificar qual o processo de seleção que cada unidade de ensino adotava no período de quatro anos anterior à análise (Figura 1).

Figura 1 - Identificação da forma de ingresso dos alunos



Fonte: Elaborada pelos autores.

A coorte de alunos que realizam a prova do Saeb em 2017 e em 2019 ingressaram no primeiro ano do ensino médio em 2014 e em 2016, respectivamente. Assim, pelo código da unidade de ensino é possível identificar a forma de seleção utilizada e, subsequentemente, a coorte de alunos que ingressaram por meio do sorteio ou do exame de seleção.

De um total de 25.017 alunos que realizam o Saeb no quarto ano do ensino médio da rede federal, 5.638 não possuem identificação da escola e entram apenas no cálculo

das médias estadual e nacional⁹. Além disso, para manter um grupo de comparação sem incorrer de haver outros alunos entrantes por sorteio, foram excluídas da amostra aquelas escolas que utilizam o sorteio para vagas remanescentes. Com isso, a amostra final contempla 348 alunos que ingressaram por meio do sorteio e 18.637 entrantes a partir do exame de seleção.

As características da amostra dos alunos tratados e controles antes e depois da realização do pareamento são apresentadas na Tabela 1. As diferenças com valores negativos indicam que os alunos que ingressaram por meio do sorteio possuem valores maiores que os alunos do processo seletivo, e o inverso é válido no caso de valores positivos.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas (continua)

Variável	Pareamento	Média		Diferença	t-test
		Tratamento	Controle		
Cor Branca	Não	0,23	0,34	0,11***	-3,97
	Sim	0,25	0,26	0,01	-0,28
Cor Preta	Não	0,12	0,09	-0,03*	1,79
	Sim	0,25	0,26	0,01	1,15
Cor Parda	Não	0,49	0,37	-0,12***	4,67
	Sim	0,53	0,55	0,02	-0,65
Cor Amarela	Não	0,04	0,02	-0,02***	2,62
	Sim	0,04	0,04	0,00	0,21
Mãe com Ensino Médio	Não	0,27	0,31	0,04	-1,50
	Sim	0,30	0,31	0,01	-0,27
Mãe com Ensino Superior	Não	0,31	0,26	-0,05**	2,18
	Sim	0,33	0,30	-0,03	0,79
Pai com Ensino Médio	Não	0,24	0,28	0,04	-1,60
	Sim	0,26	0,26	0,00	-0,19
Pai com Ensino Superior	Não	0,18	0,13	-0,05***	2,62
	Sim	0,20	0,20	0,00	-0,10
Trabalha fora	Não	0,15	0,30	0,15***	-6,16
	Sim	0,08	0,08	0,00	-0,15
Cursou creche ou pré-escola	Não	0,52	0,70	0,18***	-6,71
	Sim	0,57	0,57	0,00	-0,16
Ensino público	Não	0,77	0,68	-0,09***	3,46
	Sim	0,83	0,84	0,01	-0,44
EJA	Não	0,32	0,55	0,23***	-8,08
	Sim	0,36	0,36	0,00	-0,08
Reside com pai e mãe	Não	0,54	0,56	0,02	-0,80
	Sim	0,59	0,64	0,05	-1,43

⁹ A partir da Portaria Ministerial n.º 931, de 21 de março de 2005, o Saeb passou a avaliar de forma censitária as escolas que possuem no mínimo 30 estudantes matriculados no final de cada etapa de ensino – no último ano do ensino fundamental anos iniciais e anos finais e, desde 2017, no último ano do ensino médio. Além disso, por meio da Lei n.º 13.005, de junho de 2014, os resultados são divulgados para as escolas que possuem uma taxa de presença de 80% dos estudantes matriculados e a datar a Portaria Inep n.º 366, de 29 de abril de 2019, ainda é incluído obedecer cumulativamente ao registro de no mínimo 10 estudantes na hora da aplicação do instrumento avaliativo.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas (conclusão)

Variável	Pareamento	Média		Diferença	t-test
		Tratamento	Controle		
Reprovou	Não	0,23	0,27	0,04**	-1,97
	Sim	0,16	0,19	0,03	-0,86
Abandonou	Não	0,12	0,17	0,05**	-2,15
	Sim	0,06	0,06	0,00	-0,00
Pais incentivam	Não	0,82	0,70	-0,12***	4,93
	Sim	0,89	0,90	0,01	-0,40
Computador	Não	0,70	0,80	0,10***	-4,60
	Sim	0,69	0,68	-0,01	0,35
Nível socioeconômico	Não	0,04	-0,04	-0,08	1,46
	Sim	0,04	0,01	-0,03	0,46

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente.

Primeiramente, cabe destacar que a maioria das características são estatisticamente diferentes entre os dois grupos antes do pareamento, com exceção dos pais possuírem ensino médio, dos estudantes residirem com ambos os pais e do nível socioeconômico. Após o *matching*, todas as médias das características não possuem diferença estatística.

Em termos de cor/raça, o grupo de tratamento possui 12 pontos percentuais (p.p.) a mais de pardos e a menos de brancos que o grupo de controle. Em média, após o pareamento, 53% da amostra é de estudantes autodeclarados pardos, os brancos e os pretos representam 25% cada um e 4% são amarelos. A proporção de mães que possuem ensino médio e ensino superior é maior que a dos pais. Entre as mães cerca de 30% possuem ambos os níveis de escolaridade e entre os pais 26% possuem ensino médio e 20% ensino superior.

Os estudantes do grupo de controle trabalham mais fora de casa que os do grupo de tratamento, 30% e 15%, respectivamente. A proporção do grupo de controle também é maior entre aqueles que cursam creche ou pré-escola (18 p.p) e que estudaram em turmas da educação de jovens e adultos (EJA) (13p.p.). Enquanto, os estudantes do grupo de tratamento, em maior proporção, estudaram em escolas públicas (5 p.p.).

Os alunos que residem com os pais (pai e mãe) representam mais da metade da amostra e não há diferença estatisticamente significativa entre os dois grupos. Já no que se refere ao rendimento dos alunos, entre aqueles que ingressaram por notas há maior proporção de reprovação (4 p.p.) e de abandono (5 p.p.). Os alunos do grupo de tratamento possuem mais incentivo dos pais para estudar em comparação ao grupo de controle, 82% e 70%, respectivamente.

Com relação às características socioeconômicas, embora haja mais alunos com computador no grupo de controle (10 p.p.), a variável que indica o nível socioeconômico dos alunos não possui diferença estatística entre os estudantes dos dois grupos. A construção dessa variável é realizada por meio de análise de componente principal, com a extração do primeiro componente, o qual inclui características da residência do estudante, como: possuir geladeira, quantidade de quartos, de televisores, de banheiros, de carros e de máquinas de lavar. Quanto maior o valor, melhor é o nível socioeconômico dos alunos. A Tabela B.1 do Apêndice apresenta os testes de adequação da análise. O procedimento é realizado devido ao questionário do Saeb não possuir informações sobre a renda familiar do estudante.

Quanto ao desempenho dos alunos nas disciplinas de língua portuguesa e de matemática, o teste de diferença de médias confirma que existem disparidades entre os grupos de tratamento e de controle (Tabela 2).

Tabela 2 - Diferença de médias das notas de língua portuguesa e de matemática

Disciplina	Média		Diferença	<i>t-test</i>
	Tratamento	Controle		
Língua Portuguesa	297,73	315,35	17,61***	2,55
Matemática	297,12	326,52	29,39***	2,88

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente.

Os alunos que ingressaram por meio de seleção baseada em notas possuem desempenho superior nas duas disciplinas. Os alunos do grupo de tratamento obtiveram uma média de nota na escala Saeb de 297,73 em Língua Portuguesa e 297,12 em Matemática, enquanto os do grupo de controle alcançaram 315,35 pontos em Língua Portuguesa e 326,52 em Matemática. A diferença entre os grupos é de 17,61 p.p. em Língua Portuguesa e 29,39 p.p. em Matemática. Como os alunos analisados são de duas edições do Saeb, para minimizar o efeito da coorte sobre as notas, no que segue, os resultados são apresentados em escore padronizado com média zero e desvio-padrão (dp) igual a um.

3.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para isolar o efeito seleção dos alunos que ingressam na Rede Federal de ensino, três métodos de pareamento são utilizados e algumas combinações deles são

apresentadas. O primeiro deles é o PSM, que conforme apresentado na seção anterior, após a sua utilização, a diferença de médias das características observáveis não foi estatisticamente significativa e representa um indicativo de ajustamento. Adicionalmente, a Tabelas B.2 e a Figura B.1 do Apêndice B apresentam o teste de tamanho do viés e a distribuição do escore de probabilidades ao tratamento, respectivamente. A redução dos valores do viés médio, do viés mediano e do teste Pseudo R2, bem como a sobreposição do escore de propensão dos grupos de tratamento e de controle contribuem para reforçar a hipótese de ajustamento e balanceamento da amostra.

O primeiro passo para identificar o efeito do tratamento sobre os tratados via PSM é o cálculo da probabilidade de receber o tratamento – ter ingressado por meio do sorteio. As variáveis utilizadas para a estimação são aquelas apresentadas na Tabela 1 da seção 3.4.6. O modelo indica que a probabilidade de receber o tratamento está associada com a região de residência e reduz se o estudante trabalha fora, se cursou creche ou pré-escola e com o fato de ter estudado em escola pública (Tabela B.3 do Apêndice). Os estudantes residentes nas regiões Norte e Centro-Oeste possuem maior probabilidade de ingressar na rede federal por meio de sorteio, conforme o esperado, visto que são as regiões que mais adotam este critério de seleção¹⁰. As demais características não possuem influência sobre a forma de ingresso dos alunos, confirmando, de modo geral, que a escolha do tipo de processo de seleção é intrínseca a escola (cada instituição possui autonomia administrativa – Lei nº 11.892 de 29 de dezembro de 2008) e exógena aos alunos. O segundo passo, apresentado na Tabela 3, é a estimação do ATT.

Tabela 3 - Resultados do Efeito do Tratamento sobre os tratados com utilização do PSM

	MQO	NN (1)	NN(1)SR	NN (3)	NN (5)	Kernel	Raio	IPWRA
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
Língua	-0,09	-0,04	-0,09	-0,04	-0,07	-0,09*	-0,20***	0,06
Portuguesa	(0,100)	(0,036)	(0,068)	(0,059)	(0,056)	(0,050)	(0,048)	(0,044)
Matemática	-0,24**	-0,27***	-0,28***	-0,24***	-0,24***	-0,26***	-0,40***	-0,14***
	(0,113)	(0,080)	(0,076)	(0,066)	(0,063)	(0,057)	(0,054)	(0,054)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. MQO = Mínimos Quadrados Ordinários; NN (1) = nearest neighbor – o primeiro vizinho mais próximo; NN (1) SR = o primeiro vizinho mais próximo sem reposição; NN (3) = os três primeiros vizinhos mais próximos; NN (5) os cinco primeiros vizinhos mais próximos; Radius = raio de 0,10; IPWRA = Inverse Probability Weighted Regression Adjustment.

¹⁰ O Instituto Federal do Acre é localizado na região Norte e o Instituto Federal de Brasília na região Centro-Oeste.

Os estudantes da RFE que ingressam pelos diferentes tipos de processo de seleção, de forma geral, não possuem diferença de desempenho em língua portuguesa. Com exceção da estimação do PSM com as matrizes de pesos dos tipos Kernel e Raio, que demonstram que os estudantes que entram por meio de sorteio possuem desempenho inferior em Língua Portuguesa. Em contraste, o resultado para a disciplina de matemática é robusto para todas as especificações. Com a estimação do efeito entre 0,14dp e 0,40dp a menos de notas, isso equivale a dizer que os alunos que entram por sorteio possuem notas de matemática inferiores aos que entram por meio de seleção. Inicialmente, a estimativa via MQO mostra que os estudantes que entram por meio do sorteio possuem 0,24 desvio-padrão a menos na disciplina de matemática no exame do Saeb, quando comparados aos estudantes que entram por processo de seleção baseado em notas. O efeito é mantido ou é superior quando a estimação do PSM é utilizada (colunas (b) a (g) da Tabela 3). Apenas na coluna (h), que considera uma abordagem duplamente robusta e avança ao considerar erros padrões robustos e clusterizados por turma – não possível no PSM –, é que a magnitude do efeito reduz e o ATT passa a ser -0,14dp.

Os demais métodos de pareamento – o CEM e o balanceamento por entropia – são apresentados nas colunas (a) e (b) da Tabela 4. Adicionais aos efeitos encontrados com as especificações do PSM, o efeito em matemática continua significativo estatisticamente e com magnitude próxima (-0,22 e -0,27 desvios-padrão), enquanto língua portuguesa não apresenta significância estatística com o balanceamento por entropia. Além disso, de acordo com Iacus, King e Porro (2009), o CEM pode ser utilizado em conjunto com outros métodos para ganhar confiabilidade dos resultados. Nas colunas (c) e (d) da Tabela 4, os coeficientes gerados pelo CEM+Entropia e pelo CEM+PSM, respectivamente, reforçam os resultados encontrados. Como contribuição complementar, há inferência estatisticamente significativa para língua portuguesa (-0,13 e -0,18 desvios-padrão).

Tabela 4 - Resultados do Efeito do Tratamento sobre os tratados com utilização do CEM e do Balanceamento por Entropia

	CEM	Entropia	CEM/Entropia	CEM/PSM
	(a)	(b)	(c)	(d)
Língua Portuguesa	-0,12* (0,068)	-0,07 (0,043)	-0,13*** (0,047)	-0,18*** (0,077)
Matemática	-0,27*** (0,071)	-0,22*** (0,046)	-0,27*** (0,050)	-0,36*** (0,086)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente.

Contudo, embora com uma magnitude menor na estimação IPWRA, os resultados de matemática são robustos as diferentes especificações e são similares em direção do efeito. Os parâmetros encontrados, corroboram com o que a literatura prévia apresenta sobre o efeito seleção (DUFLO; DUPAS; KREMER, 2011; HANUSHEK; WÖSSMANN, 2006; LARA; MIZALA; REPETTO, 2011), na existência de alguma forma de *tracking* ou escolha por habilidade, parte do desempenho superior de determinadas escolas é decorrência da própria triagem dos alunos.

O fato de haver efeito em matemática e com menor robustez em português, segundo Lubienski e Lubienski (2006), frequentemente está relacionado à como as disciplinas são ensinadas. Linguagens e leitura, em parte, podem refletir o contexto familiar, que neste estudo tem como pressuposto ser balanceado entre os grupos, e matemática é resultado do ensino dentro da escola. Além disso, há uma literatura específica que diferencia as habilidades em linguagens e matemática de acordo com o gênero (CONTINI; TOMMASO; MENDOLIA, 2017; GEVREK; GEVREK; NEUMEIER, 2020). As meninas teriam mais facilidade em português e os meninos em matemática. Para garantir que não há confusão de gênero nos resultados, visto que o Saeb de 2019 não distingue os estudantes entre meninos e meninas e, como consequência, a característica não foi incluída no estudo, na Tabela 5 são apresentados os resultados para o ano de 2017.

Tabela 5 - Resultados para o Saeb de 2017 com inclusão de característica de gênero e efeitos separados por gênero

	Inclusão do gênero			Meninas			Meninos		
	IPWRA	CEM	CEM/ Entropia	IPWRA	CEM	CEM/ Entropia	IPWRA	CEM	CEM/ Entropia
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)
LP	-0,10 (0,112)	-0,11 (0,087)	-0,10 (0,067)	-0,14 (0,105)	-0,17* (0,098)	-0,20** (0,087)	-0,12 (0,127)	-0,02 (0,137)	-0,05 (0,094)
MT	-0,34*** (0,100)	-0,32*** (0,077)	-0,27*** (0,076)	-0,23*** (0,073)	-0,24*** (0,077)	-0,27*** (0,093)	-0,49*** (0,176)	-0,38*** (0,112)	-0,34*** (0,119)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. LP = Língua Portuguesa; MT = Matemática.

A validade dos resultados, depois de controlada a característica de gênero, foi confirmada nas colunas (a), (b) e (c) da Tabela 5. O efeito continua robusto para a disciplina de matemática e sem efeito do tratamento sobre os tratados em relação a língua portuguesa. Quando analisado o efeito separado para meninas e meninos (colunas (d) a (h)), conforme o esperado, as estudantes autodeclaradas do sexo feminino em 2017

apresentam diferença estatística em LP (-0,17 e -0,20 desvios-padrão) e entre os estudantes autodeclarados do sexo masculino não há efeito. De forma complementar, em matemática, o ATT é maior entre meninos (-0,34 a -0,49 desvios-padrão) quando comparado com o resultado para as meninas (-0,23 a -0,27 desvios-padrão).

3.5.1 Análise de sensibilidade e ajustamento do balanceamento por entropia

Na medida em que o PSM possui como hipótese a independência do tratamento condicional às características observáveis, para verificar se a estimação é confiável, uma medida de sensibilidade é utilizada. Embora não seja possível testar a hipótese, a utilização dos limites de Rosenbaum possibilita verificar qual a magnitude dos efeitos não observáveis para gerar viés nas estimativas do pareamento. Quanto maior for o valor crítico de Γ , menos os resultados são sensíveis às características não observáveis estarem afetando o tratamento e quanto mais próximo da unidade, maior é a chance.

Na medida em que a análise de sensibilidade calcula a diferença dos intervalos de confiança das médias entre os grupos de tratamento e de controle, na Tabela B.4 do Apêndice são apresentados os valores críticos do teste para as estimações que apresentaram significância estatística. Para língua portuguesa, com a especificação CEM+PSM, o valor crítico de Γ é 1,3. Ou seja, os fatores não observáveis devem aumentar as chances de tratamento em 1,3 vezes para que o efeito do tratamento não fosse significativo. Para matemática, os valores críticos são ainda maiores, 1,5 e 1,7 via PSM e CEM + PSM, respectivamente. Como quanto mais distante da unidade, menor é a chance de os efeitos não observados estarem afetando o resultado, esta estimativa corrobora com a robustez do efeito seleção encontrado neste estudo.

Especificamente para o balanceamento por entropia, que faz uma reponderação em todos os momentos da amostra de dados, além da média, o ajustamento deve ser verificado na variância e assimetria da distribuição. A Tabela B.5 do Apêndice demonstra que, após a entropia, a amostra se tornou precisamente balanceada.

3.5.2 Mecanismos

Na busca por entender os fatores que contribuem para a redução da nota no Saeb entre os alunos que entram por sorteio, esta seção discute e testa possíveis caminhos que levaram a este resultado. Primeiramente, a literatura empírica ressalta a possibilidade de

diferentes efeitos entre os quantis de notas (CUMMINS, 2017; EPPLE; NEWLON; ROMANO, 2002). A especificação de regressão quantílica (Tabela 6) permite utilizar uma abordagem duplamente robusta (IPWRA) e em conjunto com o CEM. Em ambas as especificações, matemática possui um efeito maior na distribuição inferior de notas (quantis 10 e 25) e vai perdendo magnitude nos quantis superiores. Ou seja, os alunos com desempenho menor são os que mais possuem diferença entre os dois modos de seleção.

Tabela 6 - Resultados por quantis da distribuição de notas

	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
IPWA					
Língua Portuguesa	-0,01 (0,15)	0,14*** (0,054)	0,04 (0,046)	-0,02 (0,040)	0,06 (0,490)
Matemática	-0,25** (0,133)	-0,31*** (0,114)	-0,11** (0,059)	-0,13*** (0,519)	0,21*** (0,065)
CEM					
Língua Portuguesa	-0,13 (0,128)	-0,03 (0,080)	0,02 (0,049)	-0,13*** (0,043)	0,02 (0,040)
Matemática	-0,32*** (0,119)	-0,32*** (0,072)	-0,27*** (0,083)	-0,21*** (0,044)	-0,15*** (0,056)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos por turma.

Na existência de diferentes efeitos entre as notas e com maior diferença entre os estudantes dos quantis inferiores, a segunda possibilidade a ser testada é a existência de efeito de pares. Se os alunos de maior desempenho contribuem para o aprendizado dos alunos com menor habilidade, é conveniente que os alunos de turmas que ingressam de forma aleatória (dado o sorteio das vagas) possuam menos pares com maior habilidade e, conseqüentemente, tenham ganhos de pares inferiores. Ou seja, as turmas com alunos selecionados com base em notas tendem a terem maior habilidade média e serem mais homogêneas e as turmas compostas por alunos sorteados tendem a ser mais heterogêneas. Neste caso, é provável que há relação positiva entre o desempenho médio da turma e a nota do estudante. Para verificar se há efeitos de pares, uma especificação alternativa¹¹ é testada (Tabela 7).

¹¹ A forma mais tradicional de captar efeito de pares é por meio do modelo linear-em-médias. Formalmente, ela segue a especificação: $y_i = \alpha + \beta_1 \bar{y}_{-i} + \gamma X_i + \rho \bar{X}_{-1} + \varepsilon_i$. O que significa que a variável de resultado y é uma função das características observáveis do aluno i , da média de notas da turma sem a nota específica do aluno e das características médias da turma (SACERDOTE, 2011).

Tabela 7 - Efeitos médios do tratamento sobre os tratados e *peer effects*

	IPWRA	CEM	CEM/Entropia
Língua Portuguesa	0,05* (0,021)	-0,02 (0,023)	-0,05* (0,029)
Peer Effects	0,70*** (0,048)	0,77*** (0,022)	0,64*** (0,051)
Matemática	-0,04 (0,032)	-0,05** (0,023)	-0,09*** (0,028)
Peer Effects	0,62*** (0,068)	0,77*** (0,020)	0,62*** (0,058)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos por turma.

O parâmetro *peer effects* estimado confirma a influência que os pares possuem na nota dos alunos. Em termos de magnitude da associação, os demais alunos da turma contribuem com aproximadamente 0,70dp nas notas das duas disciplinas. O coeficiente do ATT de ambas as disciplinas também perde magnitude e, em alguns casos, significância, o que reforça a forte influência dos pares. A inclusão do controle alternativo de efeito dos pares corrobora com um dos principais mecanismos de diferença de notas no caso de alocação de alunos por desempenho. De acordo com Carrell, Hoekstra e West (2011), Cummins (2017) e Epple, Newlon e Romano (2002), na existência de diferentes notas entre turmas com *tracking*, parte do resultado é explicado pelo efeito dos pares.

Outra explicação para as diferenças de notas é elencada como decorrência da escolha de escola (ALLEN, 2007; IVANIUSHINA *et al.*, 2018; KIM, 2018; PIOPIUNIK, 2014). Embora no desenho de estratégia empírica deste estudo todos os alunos já tenham realizado a sua escolha da escola, uma das principais fonte de viés de variáveis omitidas quando calculado o efeito escola, diz respeito as características não observáveis da coorte da região (ANGRIST; BETTINGER; KREMER, 2006; BAUDE *et al.*, 2020; BENEVIDES; SOARES, 2014; CHUDGAR; QUIN, 2012; HANUSHEK *et al.*, 2007; HOWELL *et al.*, 2002; HOXBY; ROCKOFF, 2004; LUBIENSKI; LUBIENSKI, 2006; MCEWAN, 2004; SAPELLI; VIAL, 2002; SOMERS; MCEWAN; WILLMS, 2004). Para investigar se há algum tipo de efeito intrínseco aos alunos da região ou em relação a qualidade média da coorte de estudantes, a Tabela 8 adiciona como controle a nota média dos alunos do nono ano do ensino fundamental do município correspondente a cada estudante para os anos de 2013 e 2015. Visto que estas são as coortes de estudantes que estariam no ensino médio em 2017 e 2019.

Tabela 8 - Efeitos médios do tratamento controlando pela nota média dos alunos do nono ano no município nos anos de 2013 e 2015

	IPWRA	CEM	CEM/Entropia
Língua Portuguesa	0,05 (0,048)	-0,11 (0,075)	-0,11* (0,064)
Média 9º ano	0,0004 (0,002)	0,01*** (0,001)	0,01* (0,004)
Matemática	-0,10* (0,058)	-0,25*** (0,077)	-0,24*** (0,069)
Média 9º ano	0,01** (0,002)	0,01*** (0,001)	0,005 (0,004)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos por turma.

A nota média da coorte do nono ano, ainda que possua relação estatisticamente significativa com a nota dos alunos, possui a magnitude de 0,01dp e não afeta o ATT de interesse. O efeito na disciplina de matemática continua robusto, os alunos que entram por sorteio possuem desempenho inferior.

Em termos ainda de variável não observável, é possível verificar se há efeito do tratamento na incidência de reprovação e de abandono dos estudantes. Ambas as características são controladas nas estimações, mas o efeito direto (Tabela 9) reforça que os dois grupos são muito próximos em características não observáveis.

Tabela 9 - Efeitos médios do tratamento sobre os tratados nas variáveis de reprovação e abandono

	IPWRA	CEM	CEM/Entropia
Reprovou	-0,02 (0,021)	-0,01 (0,03)	-0,01 (0,02)
Abandonou	0,01 (0,009)	0,02* (0,01)	0,02* (0,01)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. * representa confiança de 90%. 2. Considerando erros padrão robustos por turma.

Por último, volta-se com a discussão sobre a análise estar centrada nos concluintes, então denominados vencedores. A ideia é que o Saeb é um exame do tipo *low-stakes* – com baixo risco –, então a utilização de um exame *high-stakes* – com alto risco –, como o Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), pode mudar a conduta dos alunos na prova, visto que ele é parte ou integralmente usado para o ingresso no ensino superior de diversas unidades de ensino. Neste caso, na medida em que o esforço dos alunos pode variar, se a diferença dos resultados se mantiver no ENEM (Tabela 10), há indicativos de que existem efeitos da forma de seleção em etapas posteriores ao ensino

médio. Ou seja, no ingresso ao ensino superior e, conseqüentemente, no mercado de trabalho e nos salários.

Tabela 10 - Efeitos médios do tratamento sobre os tratados nas notas do ENEM

	IPWRA	CEM	CEM/Entropia
Ciências da Natureza	-9,66* (4,990)	-6,46 (4,654)	-8,45 (5,266)
Ciências Humanas	-19,99*** (4,786)	-16,35*** (3,781)	-7,27 (5,152)
Linguagens e Códigos	-11,05*** (3,626)	-10,77*** (3,053)	-5,39 (3,863)
Matemática	-27,46*** (5,662)	-22,39*** (6,426)	-35,50*** (6,995)
Redação	-47,66*** (8,327)	-48,86*** (7,847)	-33,61*** (10,934)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos por turma. 3. As variáveis de controle utilizadas são: gênero, cor/raça, escolaridade dos pais, renda, se o estudante reside sozinho, se possui computador, nível socioeconômico e região de residência – informações disponíveis no questionário do ENEM.

As notas do ENEM são divididas em cinco blocos e atribuídas independentemente para cada um deles. Como resultados, o efeito na disciplina de matemática continua robusto às especificações distintas e, adicionalmente, também há diferença nas notas de redação dos candidatos.

3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As diferentes médias de notas atingidas em exames padronizados por instituições de ensino, normalmente, são vistas como uma medida de eficácia. Poucas vezes as características dos estudantes que ingressam nas escolas são visualizadas diretamente como parte do conjunto de notas que a escola entrega. De forma inovadora e com base em uma estratégia empírica que explora a forma de ingresso dos alunos na rede federal de ensino, este estudo buscou trazer evidências empíricas de como o processo de seleção afeta as notas dos estudantes brasileiros.

Os resultados indicam que há uma diferença na nota de matemática de 0,14dp a 0,40dp quando os alunos são sorteados para entrar na RFE. Em termos de magnitude do efeito, na medida em que o desvio-padrão total das notas na amostra é de 0,94, isso representa uma redução da dispersão entre 14% e 42%. Adicionalmente, as notas médias dos estudantes de 2017 a 2019 aumentou 0,20 dp, o que indica uma magnitude considerável, visto que o tamanho do impacto equivale de 1 a 4 anos de aumento de notas.

Os efeitos foram distintos entre o gênero dos estudantes e ao longo da distribuição das notas. A magnitude do coeficiente de impacto em matemática é maior entre os meninos, quando comparado com as estudantes autodeclaradas do sexo feminino. Além disso, entre as meninas que ingressam por sorteio, também há indicativos de diferença no desempenho de língua portuguesa. O efeito seleção é maior entre os estudantes da cauda inferior da distribuição de notas.

Uma possível explicação do efeito seleção está no ganho em termos de pares. Conforme a média de desempenho da turma se eleva, há indicativos de associação positiva com a nota dos estudantes nas disciplinas de língua portuguesa e de matemática. Além disso, o efeito seleção pode refletir na nota alcançada para o ingresso no ensino superior, como o ENEM, e, conseqüentemente, pode impactar ao longo da vida dos estudantes.

Os resultados foram robustos a um conjunto de especificações e os testes demonstraram baixa probabilidade de haver efeitos não observados, gerando viés nas estimativas.

Cabe destacar que o trabalho apresenta algumas limitações, visto que os resultados encontrados são para um perfil específico de alunos - do último ano do ensino médio da rede federal de educação - e isso incorre em baixa validade externa. Ainda assim, a evidência reforça que a forma de ingresso dos alunos importa e que isso deve ser considerado em políticas públicas educacionais que levam em consideração a forma de alocação dos alunos entre as escolas e dentro das turmas. Dessa forma, o trabalho contribui para o cenário educacional brasileiro, bem como para a instigar futuras pesquisas sobre o tema.

REFERÊNCIAS

- ALLEN, Rebecca. Allocating pupils to their nearest secondary school: The consequences for social and ability stratification. *Urban Studies*, v. 44, n. 4, p. 751–770, 2007.
- ANGRIST, Joshua; BETTINGER, Eric; KREMER, Michael. Long-term educational consequences of secondary school vouchers: Evidence from administrative records in Colombia. *American Economic Review*, v. 96, n. 3, p. 847–862, 2006.
- BAUDE, Patrick L. *et al.* The Evolution of Charter School Quality. *Economica*, v. 87, p. 158–189, 2020.
- BENEVIDES, Alesandra de Araújo; SOARES, Ricardo Brito. Diferencial de desempenho das escolas militares: bons alunos ou boa escola? 2014. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/documents/160445/960917/DIFERENCIAL_DE_DESEMPE_NHO_DAS_ESCOLAS_MILITARES.pdf/7ae9ef81-9687-46cb-b501-766ccef1cba2>.
- BLACKWELL, Matthew *et al.* cem : Coarsened exact matching in Stata. *The Stata Journal*, v. 9, n. 4, p. 524–546, 2009.
- CARRELL, Scott E.; SACERDOTE, Bruce I.; WEST, James E. From Natural Variation to Optimal Policy? The Importance of Endogenous Peer Group Formation. *Econometrica*, v. 81, n. 3, p. 855–882, 2013.
- CARRELL, Scott E.; HOEKSTRA, Mark; WEST, James E. Does drinking impair college performance? Evidence from a regression discontinuity approach. *Journal of Public Economics*, v. 95, n. 1–2, p. 54–62, 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.08.008>>.
- CHUDGAR, Amita; QUIN, Elizabeth. Relationship between private schooling and achievement: Results from rural and urban India. *Economics of Education Review*, v. 31, n. 4, p. 376–390, 2012. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.12.003>>.
- COLEMAN, James; HOFFER, Thomas; KILGORE, Sally. Achievement and Segregation in Secondary Schools : A Further Look at Public and Private School Differences. *Sociology of Education*, v. 55, n. 2, p. 162–182, 1982.
- COLEMAN, James S; HOFFER, Thomas. Public and Private High School. *NASSP Bulletin*, 1987.
- CONTINI, Dalit; TOMMASO, Maria Laura Di; MENDOLIA, Silvia. The gender gap in mathematics achievement: Evidence from Italian data. *Economics of Education Review*, v. 58, p. 32–42, 2017. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2017.03.001>>.
- CUMMINS, Joseph R. Heterogeneous treatment effects in the low track: Revisiting the Kenyan primary school experiment. *Economics of Education Review*, v. 56, p. 40–51, 2017. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2016.11.006>>.
- DUFLO, Esther; DUPAS, Pascaline; KREMER, Michael. Peer effects, teacher incentives, and the impact of tracking: Evidence from a randomized evaluation in Kenya. *American Economic Review*, v. 101, n. 5, p. 1739–1774, 2011.
- EMSLEY, Richard; LUNT, Mark; PICKLES, Andrew. Implementing double-robust estimators of causal effects. n. 3, p. 334–353, 2008.

EPPLE, Dennis; NEWLON, Elizabeth; ROMANO, Richard. Ability tracking, school competition, and the distribution of educational benefits. *Journal of Public Economics*, v. 83, n. 1, p. 1–48, 2002.

FRYER, Roland G.; LEVITT, Steven D. The Black-White test score gap through third grade. *American Law and Economics Review*, v. 8, n. 2, p. 249–281, 2006.

GEVREK, Z. Eylem; GEVREK, Deniz; NEUMEIER, Christian. Explaining the gender gaps in mathematics achievement and attitudes: The role of societal gender equality. *Economics of Education Review*, v. 76, n. April, p. 101978, 2020. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2020.101978>>.

HAINMUELLER, Jens. Entropy Balancing for Causal Effects : A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis*, v. 20, p. 25–46, 2012.

HANUSHEK, Eric A. *et al.* Charter school quality and parental decision making with school choice. *Journal of Public Economics*, v. 91, p. 823–848, 2007.

HANUSHEK, Eric A.; KAIN, John F.; RIVKIN, Steven G. New evidence about Brown v. Board of Education: The complex effects of school racial composition on achievement. *Journal of Labor Economics*, v. 27, n. 3, p. 349–383, 2009.

HANUSHEK, Eric A.; RIVKIN, Steven G. *HARMING THE BEST: HOW SCHOOLS AFFECT THE BLACK-WHITE ACHIEVEMENT GAP. NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH - NBER.* [S.l: s.n.], 2008.

HANUSHEK, Eric A.; WÖSSMANN, Ludger. Does educational tracking affect performance and inequality? differences-in-differences evidence across countries. *The Economic Journal*, v. 116, p. 63–76, 2006.

HOWELL, William G. *et al.* School Vouchers and Academic Performance: Results from Three Randomized Field Trials. *Journal of Policy Analysis and Management*, v. 21, n. 2, p. 191–217, 2002.

HOXBY, Caroline M.; ROCKOFF, Jonah E. The Impact of Charter Schools on Student Achievement. 2004.

IACUS, Stefano M; KING, Gary. Matching for Causal Inference Without Balance Checking. n. 617, 2008.

IACUS, Stefano M; KING, Gary; PORRO, Giuseppe. Causal Inference without Balance Checking : Coarsened Exact Matching. *Political Analysis*, v. August, 2011.

IACUS, Stefano M; KING, Gary; PORRO, Giuseppe. cem : Software for Coarsened Exact Matching. *Journal of Statistical Software*, v. 30, n. 9, 2009.

IVANIUSHINA, Valeria *et al.* School segregation in St. Petersburg—the role of socioeconomic status. *Education Economics*, v. 27, n. 2, p. 1–21, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/09645292.2018.1538408>>.

KIM, Youngran. The effects of school choice on achievement gaps between private and public high schools: Evidence from the Seoul high school choice program. *International Journal of Educational Development*, v. 60, p. 25–32, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2017.10.019>>.

LANGE, Simon; VON WERDER, Marten. Tracking and the intergenerational

- transmission of education: Evidence from a natural experiment. *Economics of Education Review*, v. 61, p. 59–78, 2017. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2017.10.002>>.
- LARA, Bernardo; MIZALA, Alejandra; REPETTO, Andrea. The Effectiveness of Private Voucher Education: Evidence From Structural School Switches. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, v. 33, n. 2, p. 119–137, 2011.
- LAZEAR, Edward P. Educational Production. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 3, p. 777–803, 2001. Disponível em: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/entrez/query.fcgi?db=pubmed&cmd=Retrieve&dopt=AbstractPlus&list_uids=8508029795338633420related:zECZeQWYEnYJ>.
- LUBIENSKI, Sarah Theule; LUBIENSKI, Christopher. School Sector and Academic Achievement: A Multilevel Analysis of NAEP Mathematics Data. *American Educational Research Journal*, v. 43, n. 4, p. 651–698, 2006.
- LUNCEFORD, Jared K; DAVIDIAN, Marie. Stratification and weighting via the propensity score in estimation of causal treatment effects : a comparative study. *STATISTICS IN MEDICINE*, v. 23, n. April, p. 2937–2960, 2004.
- MALAMUD, Ofer; POP-ELECHES, Cristian. School tracking and access to higher education among disadvantaged groups. *Journal of Public Economics*, v. 95, p. 1538–1549, 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2011.03.006>>.
- MCEWAN, Patrick J. The potential impact of vouchers. *Peabody Journal of Education*, v. 79, n. 3, p. 57–80, 2004.
- PEKKARINEN, Tuomas; UUSITALO, Roope; KERR, Sari. School tracking and intergenerational income mobility: Evidence from the Finnish comprehensive school reform. *Journal of Public Economics*, v. 93, p. 965–973, 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.04.006>>.
- PIOPIUNIK, Marc. The effects of early tracking on student performance: Evidence from a school reform in Bavaria. *Economics of Education Review*, v. 42, p. 12–33, 2014. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2014.06.002>>.
- PNP. *Plataforma Nilo Peçanha*. Disponível em: <<http://plataformanilopecanha.mec.gov.br/>>.
- POP-ELECHES, Cristian; URQUIOLA, Miguel. Going to a better school: Effects and behavioral responses. *American Economic Review*, v. 103, n. 4, p. 1289–1324, 2013.
- ROSENBAUM, Paul R; RUBIN, Donald B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983.
- ROSENBAUM, Paul R. *Observational Studies*. Second Edition. [S.l.]: Springer Series in Statistics, 2002.
- ROTHSTEIN, Richard. The Racial Achievement Gap, Segregated Schools, and Segregated Neighborhoods: A Constitutional Insult. *Race and Social Problems*, v. 7, n. 1, p. 21–30, 2015.
- RUHOSE, Jens; SCHWERDT, Guido. Does early educational tracking increase migrant-native achievement gaps? Differences-in-differences evidence across countries. *Economics of Education Review*, v. 52, p. 134–154, 2016.

SACERDOTE, Bruce. Peer Effects in Education: How might they work, how big are they and how much do we know Thus Far? *Handbook of the Economics of Education*. 1. ed. [S.l.]: Elsevier B.V., 2011. v. 3. p. 249–277. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-444-53429-3.00004-1>>.

SAPELLI, Claudio; VIAL, Bernardita. THE PERFORMANCE OF PRIVATE AND PUBLIC SCHOOLS IN THE CHILEAN VOUCHER SYSTEM. *Cuadernos de Economía*, n. 118, p. 423–454, 2002.

SIMCAQ. *Simulador de custo aluno qualidade*. Disponível em: <<https://simcaq.c3sl.ufpr.br/simulator/results/caqreport>>.

SOMERS, Marie Andrée; MCEWAN, Patrick J.; WILLMS, J. Douglas. How Effective Are Private Schools in Latin America? *Comparative Education Review*, v. 48, n. 1, p. 48–69, 2004.

APÊNDICE B

Tabela B. 1 - Testes de KMO e Bartlett

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		0,7929
Bartlett's Test of Sphericity	Qui-quadrado	$1,8e^{+4}$
	Sig.	0,0000

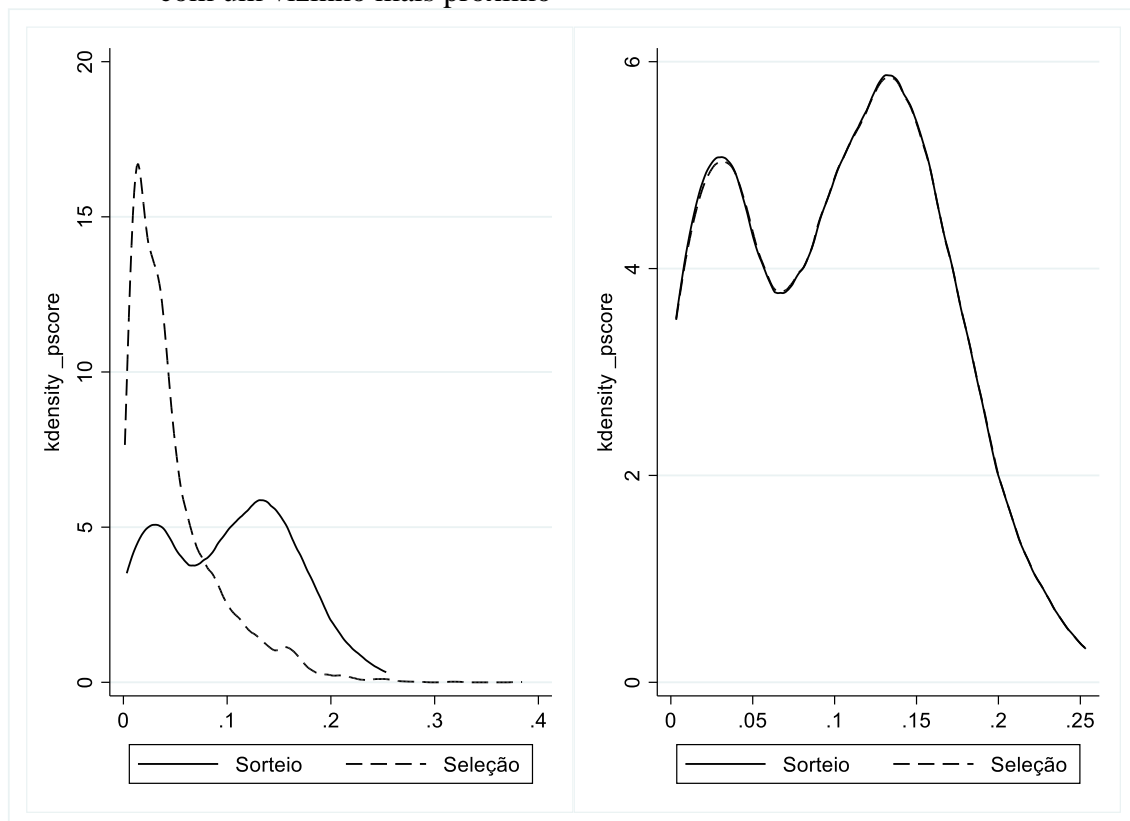
Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela B. 2 - Teste Pseudo R2, máxima verossimilhança, viés médio e viés mediano

Amostra	Pseudo R2	Valor p do χ^2	Viés Médio	Viés Mediano
Unmatched	0,095	0,000	27,4	19,2
Matched	0,010	0,995	2,9	2,2

Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura B. 1 - Distribuição do Escore de Propensão para Tratados e para Não Tratados com um vizinho mais próximo



Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Na estimação não-paramétrica de densidade univariada de *kernel* é usada a função de *epanechnikov* e *bandwidth* automática.

Tabela B. 3 - Resultados estimados para a probabilidade de receber o tratamento

Covariada	Parâmetro Estimado
Região Nordeste (base=Norte)	-
Região Sudeste	-
Região Sul	-0,25*** (0,091)
Região Centro-Oeste	-0,05 (0,071)
Turno vespertino (base=matutino)	0,05 (0,098)
Cor branca	-0,17 (0,149)
Cor preta	0,19 (0,166)
Cor parda	0,13 (0,146)
Cor amarela	0,32 (0,218)
Mãe possui ensino médio	-0,12 (0,076)
Mãe possui ensino superior	-0,07 (0,081)
Pai possui ensino médio	-0,09 (0,073)
Pai possui ensino superior	0,03 0,087
Aluno trabalha fora	-0,29*** 0,095
Aluno curso creche ou pré-escola	-0,24*** (0,063)
Estudou em escola pública	-0,39*** (0,086)
Estudou no EJA	0,21 (0,132)
Mora com pai e mãe	-0,01 (0,063)
Reprovou	-0,085 (0,085)
Abandonou	0,22 (0,149)
Pais incentivam	-0,01 (0,093)
Possui computador	-0,06 (0,071)
Nível socioeconômico	0,03 (0,036)
R^2	0,1021

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente.

Tabela B. 4 - Valores críticos da análise de sensibilidade (limites de Rosenbaum)

Variável		Γ	p-crítico
Língua Portuguesa	CEM + PSM	1	0,001557
		1.1	0,011663
		1.2	0,050047
		1.3	0,141531
Matemática	PSM	1	0,000054
		1.1	0,000784
		1.2	0,00589
		1.3	0,026721
		1.4	0,082211
	CEM + PSM	1	0,187152
		1.1	<0,00001
		1.2	0,00001
		1.3	0,000133
		1.4	0,001022
		1.5	0,005117
		1.6	0,018278
		1.7	0,04982
		1.7	0,109157

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela B. 5 - Ajuste de médias, variância e assimetria para antes e depois do balanceamento por entropia

Antes: sem peso						
Variáveis	Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Cor						
Branca	0,2567	0,1914	1,114	0,393	0,2386	0,4383
Preta	0,13	0,1135	2,2	0,1115	0,09909	2,468
Parda	0,53	0,2499	-0,1202	0,4274	0,2448	0,2933
Amarela	0,04	0,03853	4,695	0,0197	0,01931	6,913
Indígena	0,0067	0,0066	12,12	0,0078	0,0078	11,15
Escolaridade da mãe						
Ensino médio	0,3	0,2107	0,8729	0,366	0,2321	0,5562
Ensino Superior	0,3333	0,223	0,7071	0,3014	0,2106	0,8659
Escolaridade do pai						
Ensino Médio	0,26	0,193	1,094	0,3242	0,2191	0,751
Ensino Superior	0,2	0,1605	1,5	0,1595	0,1341	1,86
Trabalha fora	0,08	0,07385	3,096	0,1906	0,1543	1,576
Cursou pré ou creche	0,5667	0,2464	-0,2691	0,8127	0,1522	-1,603
Escola Pública	0,83	0,1416	-1,757	0,7889	0,1665	-1,416
EJA	0,3567	0,2302	0,5985	0,6338	0,2321	-0,5553
Mora com pai e mãe	0,5867	0,2433	-0,352	0,6502	0,2275	-0,6299
Pais incentivam	0,89	0,09823	-2,493	0,8154	0,1505	-1,626
Possui computador	0,69	0,2146	-0,8216	0,769	0,1776	-1,277
Nível socioeconômico	0,0452	0,9755	0,4132	0,6486	0,2279	-0,6226
Depois: com peso						
Variáveis	Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Cor						
Branca	0,2567	0,1914	1,114	0,2565	0,1907	1,115
Preta	0,13	0,1135	2,2	0,1301	0,1132	2,199
Parda	0,53	0,2499	-12,02	0,53	0,2491	-0,1202
Amarela	0,04	0,03853	4,695	0,04	0,0384	4,695
Indígena	0,0067	0,0066	12,12	0,0067	0,0066	12,13
Escolaridade da mãe						
Ensino médio	0,3	0,2107	0,8729	0,3	0,21	0,8727
Ensino Superior	0,3333	0,223	0,7071	0,3332	0,2222	0,7078
Escolaridade do pai						
Ensino Médio	0,26	0,193	1,094	0,26	0,1924	1,094
Ensino Superior	0,2	0,1605	1,5	0,1999	0,1599	1,501
Trabalha fora	0,08	0,07385	3,096	0,08001	0,07361	3,096
Cursou pré ou creche	0,5667	0,2464	-0,2691	0,5672	0,2455	-0,2714
Escola Pública	0,83	0,1416	-1,757	0,8298	0,1413	-1,755
EJA	0,3567	0,2302	0,5985	0,3567	0,2295	0,5985
Mora com pai e mãe	0,5867	0,2433	-0,352	0,5867	0,2425	-0,3522
Pais incentivam	0,89	0,09823	-2,493	0,89	0,09792	-2,493
Possui computador	0,69	0,2146	-0,8216	0,6899	0,214	-0,821
Nível socioeconômico	0,0452	0,9755	0,4132	0,445	0,9422	0,2942

Fonte: Elaborado pelos autores.

4. “EM TERRA DE CEGO QUEM TEM OLHO É REI”: UMA ANÁLISE DAS ESCOLAS MULTISSERIADAS NO BRASIL

Resumo: A partir da Lei de Diretrizes e Base da Educação Nacional (LDB) de 1996, a formação de turmas com mais de um nível de ensino foi institucionalizada e contribuiu para o cumprimento do direito de acesso à educação, promulgado na Constituição Federal de 1988 no Brasil. Se por um lado as turmas multisseriadas contribuem para a universalização da educação, por outro, pouco se conhece sobre os efeitos em aprendizado dos alunos. O objetivo deste estudo é verificar o efeito das turmas multisseriadas sobre as taxas de aprovação, de reprovação e de abandono das escolas públicas nas séries iniciais do ensino fundamental (EF1). Com a disponibilidade de acompanhar as escolas brasileiras anualmente e com o pressuposto de haver uma variação idiosincrática no número de alunos, a estratégia de identificação se baseou em um painel de efeitos fixos de escola. Os resultados apontam que turmas multisseriadas contribuem para a redução da reprovação, com exceção do quarto ano do EF1. Em parte, o resultado está associado a evidências de efeitos de pares, em que, os alunos mais velhos (de anos/séries posteriores) tendem a ter vantagem em relação ao mais novos (de anos/séries anteriores). Ao estar localizada mais próxima do aluno e integrada a sociedade, a escola com turmas multisseriadas pode ser uma opção de *cost-saving* para os agentes tomadores de decisões e com baixo custo social para a população. Contudo, a melhoria nas taxas de rendimento representa uma parcela do cenário da qualidade educacional, pois, a falta de infraestrutura e de formação dos professores são problemas a serem enfrentados e colocados na agenda de políticas públicas.

Palavras-Chave: Escolas Multisseriadas. Taxas de Rendimento. Efeitos de Pares.

Abstract: Based on the National Education Guidelines and Framework Law (LDB) of 1996, the creation of classes with more than one level of education was institutionalized and contributes to the fulfillment of the right of access to education, promulgated in the Federal Constitution of 1988 in Brazil. If, on the one hand, multigrade classes contribute to the universalization of education, on the other, little is known about its effects on students' achievement. The objective of this study is to verify the effect of multigrade classes on the pass, failure and dropout rates of public schools in the early grades of elementary school (EF1). With the possibility to follow Brazilian schools annually and with the assumption of an idiosyncratic variation in the number of students, the identification strategy was based on a panel of fixed school effects. The results show that multigrade classes contribute to the reduction of failure rates, with the exception of the fourth grade of EF1. In part, the result is associated with evidence of peer effects, that is, older students (from later grades) tend to have an advantage over younger ones (from previous years/grades). As it is located closer to the student and integrated with society, the school with multigrade classes can be a cost-saving option for decision-making agents, with a low social cost for the population. However, the improvement in performance rates represents a part of the educational quality scenario, because the lack of infrastructure and teacher training are problems to be faced and included on the public policy agenda.

Keywords: Multigrade Schools. Performance Rates. Peer Effects.

JEL Code: C33; I21; J18.

4.1 INTRODUÇÃO

O termo turma multisseriada¹² é utilizado para as salas de aula que possuem duas ou mais séries (anos) de ensino concomitantemente. O ensino em turmas multisseriadas surge devido alguma necessidade no sistema de ensino – como baixa densidade populacional, muitos alunos para poucos professores, recorrência de migração de alunos para escolas melhores e alto absenteísmo de professores – ou por meio de escolha pedagógica. A escolha por classes multisseriadas é realizada devido a currículos escolares mais gerais ou por escolas diferenciadas que buscam ganhos de conhecimento entre os pares (LITTLE, 2001, 2004).

A classe formada por crianças de várias idades, em razão de uma escolha pedagógica que visa benefícios de aprendizado, é conhecida na literatura como *Multi-Age Grouping*. Já as classes agrupadas em virtude de alguma necessidade são conhecidas como *Multigrade Grouping* (VEENMAN, 1995), as quais são o objeto de estudo deste trabalho. As turmas *multigrade* são mais comuns em países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, onde a existência de classes multisseriadas possui recorrência em regiões de escolas rurais e com poucos alunos (AKSOY, 2008; QUAIL; SMYTH, 2014).

A organização de turmas multisseriadas é mais comum na educação infantil (creche e pré-escola) ou nos anos iniciais do ensino fundamental. Sendo essa fase conhecida como o ápice de ganhos de aprendizado dos alunos, logo, o sucesso ou falha no provimento de estímulos adequados nesse momento da vida possuem reflexos em períodos posteriores, tanto em termos acadêmicos, quanto comportamentais (CUNHA *et al.*, 2006; ELMAN, 1993; HECKMAN, 2000). Conforme Heckman e Masterov (2007), uma intervenção realizada em crianças gera maiores ganhos de habilidades cognitivas e não cognitivas e beneficia a produtividade ao longo da vida.

Neste sentido, uma das maiores dúvidas quanto a adoção de turmas multisseriadas é a sua relação com o desempenho dos alunos. Neste estudo, primeiramente, ao controlar por um amplo conjunto de variáveis ao nível do aluno, da turma, da escola e dos professores, investigar-se-á qual é o efeito de estudar em uma turma multisseriada sobre as taxas de rendimento dos alunos brasileiros no período de 2007 a 2018. Na sequência, são investigados como os mecanismos de composição de turma afetam as taxas de

¹² Na literatura internacional é conhecido como *multigrade*, *combination classes*, *mixed-age classes*, *split classes*, *double classes*, *vertically-grouped classes*, *forced mixed age classes*, *forced mixed grade*, *ungrade*, *non grade* ou *family grouping* (LITTLE, 2004; VEENMAN, 1995).

aprovação, reprovação e abandono. A estratégia empírica consiste em um painel de efeitos fixos com dados para o primeiro, o segundo, o terceiro, o quarto e o quinto ano do ensino fundamental dos anos iniciais no Brasil.

Entre os estudos que buscam entender como as turmas multisseriadas impactam sobre o desempenho dos alunos, os resultados são não significativos (não há diferença) ou mistos (podem aumentar ou reduzir o desempenho) (CHECCHI; DE PAOLA, 2018; LEUVEN; RØNNING, 2014; MARIANO; KIRBY, 2009; QUAIL; SMYTH, 2014b; SIMS, 2008; THOMAS, JAIME L., 2012; VEENMAN, 1995). Os efeitos de pertencer a uma classe composta podem ser encontrados em termos de habilidades cognitivas – testes acadêmicos – e não cognitivas – liderança, auto percepção, atitude e comportamento. Para Veenman (1995), ao revisar um amplo conjunto de estudos, os alunos de classes multisseriadas e únicas não possuem diferenças significativas no que tange ao desempenho acadêmico, e os alunos de classes mistas conseguem desenvolver melhor as habilidades não cognitivas.

Para Quail e Smyth (2014) e Leuven e Rønning (2014), a direção dos efeitos está relacionada com a composição da turma. O desempenho superior de alunos em turmas multisseriadas decorre dos benefícios de estudar com pares de anos posteriores, com mais maturidade e que contribuem para o aprendizado dos mais novos (LEUVEN; RØNNING, 2014). Todavia, há um impacto negativo em habilidades não cognitivas, como a auto percepção de habilidades e de popularidade, quando o aluno estuda com pares mais velhos e é mais acentuado entre as meninas (QUAIL; SMYTH, 2014). Desta forma, o resultado depende da exposição do aluno nas turmas multisseriadas. Para alunos mais novos o impacto no desempenho é positivo, para os alunos mais velhos o resultado pode ser negativo ou nulo. E, em termos de habilidades não cognitivas, para os alunos mais novos há menos ganhos que entre os mais velhos. Mariano e Kirby (2009) também distinguem os efeitos entre os níveis de ensino, e encontram que as turmas do terceiro, do quarto e do quinto ano são as que apresentam resultados significativos e negativos de desempenho acadêmico quando comparadas a classes de um único nível de ensino.

Além das vantagens ao nível dos alunos, como a absorção de conhecimento dos pares, revisão de conteúdos e aumento da independência, o tamanho da turma multisseriada pode ser um diferencial, visto que são turmas menores quando comparadas as seriadas (únicas). Mulryan-Kyne (2004) encontra que os professores consideram o tamanho reduzido da classe uma vantagem para o ensino em turmas multisseriadas. Na literatura empírica, uma turma menor contribui para melhorar o desempenho dos alunos

(ANGRIST; LAVY, 1999; CHO; GLEWWE; WHITLER, 2012; KRUEGER, 1999). Embora, para Hoxby (2000), os professores podem reduzir o seu esforço docente com a redução do tamanho da turma ou não haver treinamento adequado para que eles possam tirar vantagens de uma turma menor. Lazear (2001) apresenta uma explicação para a divergência de efeitos do tamanho da turma no desempenho, quando chama a atenção para a sua composição. Na medida em que turmas com maior desvantagem socioeconômica e com alunos que demandam mais tempo do professor são formadas, o número de alunos pode ser mais importante que entre as turmas com alunos selecionados (com melhor comportamento e desempenho).

Rivkin, Hanushek e Kain (2005) também destacam a importância da qualidade do professor no desempenho dos alunos, a qual pode sobrepor o efeito de redução do tamanho de turma. A qualificação e a experiência do professor são determinantes importantes para um melhor desempenho dos alunos (ROCKOFF, 2004) e isso não deve ser diferente nas turmas multisseriadas (MULRYAN-KYNE, 2007). Para Aksoy (2008), os professores de turmas multisseriadas, em países em desenvolvimento como a Turquia, não possuem uma formação diferenciada para esse tipo de turma. A falta de treinamento prejudica a qualidade do ensino e direciona as turmas multisseriadas apenas para suprir o direito de acesso à educação. Veenman e Raemaekers (1995) encontraram que o treinamento de professores em classes multisseriadas contribuiu para o melhor uso de material/espço, no modo de ensino para os alunos e na habilidade do professor. Com qualidade de ensino e boas técnicas de aprendizado a turma ser multisseriada não gera desigualdade no desempenho dos alunos (HATTIE, 2002; WILKINSON; HAMILTON, 2003). Para Mariano e Kirby (2009), os efeitos negativos de classes multisseriadas se devem à falta de preparação e treinamento do professor.

As principais dificuldades se encontram na organização do currículo – dois ou mais elementos curriculares distintos na mesma turma – e a amplitude de habilidades entre os alunos dos diferentes níveis de ensino, o que requer mais tempo e agilidade do professor (BERRY; LITTLE, 2006). O que leva os professores, muitas vezes, a ter uma visão negativa do modelo de turma, sendo consideradas uma segunda opção e um desafio de ensino (CORNISH, 2014; MASON, DE WAYNE A.; BURNS, 1997; MASON, DEWAYNE A.; BURNS, 1995). E mesmo que esse tipo de organização da turma não afeta a satisfação dos professores, o nível de estresse é maior que a dos professores em classes únicas (DARMONDY; SMYTH, 2011).

Para os alunos, Mulryan-Kyne (2005) constata que as crianças ficam mais tempo sem o acompanhamento do professor, pois, a falta de tempo do professor para a dedicação em cada nível de ensino, leva as crianças, principalmente as que possuem mais dificuldades, a se sentirem perdidas. Com isso, para Sims (2008), a heterogeneidade de anos/séries das classes multisseriadas pode ser também um agravante para a redução do desempenho escolar. Sendo que, esses aspectos negativos das turmas multisseriadas levam os pais a questionar esse modelo de turma (VEENMAN, 1995). Embora a visão pode ser diferente entre as áreas rurais e urbanas, os pais dos alunos de turmas multisseriadas rurais possuem uma visão menos negativa das turmas (RUSSELL; ROWE; HILL, 1998), pois, na maioria desses casos, como a turma é decorrente de necessidade, não há opção de turmas únicas, como em áreas urbanas, e os pais, muitas vezes, possuem menos conhecimento sobre o ensino em classes compostas por mais de um ano de ensino.

No que tange às habilidades não cognitivas, o efeito também não é claro (CHECCHI; DE PAOLA, 2018; MCCLELLAN; KINSEY, 1997; SATTARI, 2016; VEENMAN, 1995). Pode haver ganhos com os pares (VEENMAN, 1995), pois, as crianças matriculadas em turmas com mais de um nível de ensino possuem melhor comportamento social, menos atitudes agressivas e fazem mais amizades quando comparadas às crianças pertencentes a turmas únicas (MCCLELLAN; KINSEY, 1997). Por outro lado, os alunos de turmas multisseriadas possuem propensão ao desenvolvimento do *locus* de controle externo, ou seja, acreditam que o alcance dos seus objetivos depende mais de fatores externos do que deles mesmos (CHECCHI; DE PAOLA, 2018). Problemas de conflito interno, de mau comportamento e de hiperatividade também são problemas recorrentes em turmas multisseriadas (SATTARI, 2016).

Em síntese, os efeitos das turmas multisseriadas podem depender da composição, do número de alunos, da formação e da habilidade dos professores. Além disso, o contexto das turmas multisseriadas é complexo e influenciado por características ao nível de escola, de turma, de professor e de alunos. Para Mason e Burns (1997), os diversos resultados encontrados estão ligados a falta de distinção entre a utilização de turmas múltiplas por necessidade ou por escolha pedagógica e devido à falta de rigorosidade metodológica.

Para superar o problema de viés de variável omitida e gerar um efeito causal consistente, a literatura mais recente utiliza um amplo conjunto de estratégias metodológicas. Mariano e Kirby (2009) utilizam uma abordagem duplamente robusta

(*Propensity Score Matching* e Regressão Múltipla). Para controlar as características individuais dos alunos, dos professores, das turmas e das escolas, Thomas (2012) utiliza um modelo com efeitos fixos. Quail e Smyth (2014) também buscaram controlar esse conjunto de características por meio de um modelo multinível com erro padrão clusterizado. E, a partir de regras de tamanho de turmas, o método de variável instrumental (CHECCHI; DE PAOLA, 2018; SATTARI, 2016; SIMS, 2008) e regressão com descontinuidade (LEUVEN; RØNNING, 2014) são as metodologias quase-experimentais utilizadas nos estudos.

Para os estudos que não encontraram diferenças de desempenho ao comparar as classes multisseriadas e únicas (QUAIL; SMYTH, 2014; THOMAS, 2012; VEENMAN, 1996), as turmas multisseriadas podem ser um Pareto eficiente para os agentes tomadores de decisões entre as escolas, uma opção de *cost-saving*, pois a demanda de professores e de salas de aulas (infraestrutura) é menor (THOMAS, 2012). Ainda que, possam haver diferenças de gênero e de idade, as meninas e os alunos mais velhos tendem a ter mais reflexos negativos ao pertencer a uma turma multisseriada (QUAIL; SMYTH, 2014).

De modo específico na América Latina, o Programa *Escuela Nueva*, formulado na Colômbia, é um exemplo bem sucedido de ensino em turmas multisseriadas, com efeito positivo sobre o desempenho em leitura e em matemática, principalmente, entre os alunos do terceiro ano do ensino fundamental (MCEWAN, 1998; PSACHAROPOULOS; ROJAS; VELEZ, 1993). O programa possui ênfase na formação dos professores, no trabalho em grupo de estudantes e no engajamento com a comunidade e com os pais. Com base no programa colombiano e em conjunto com o Banco Mundial, tiveram início em 1997, iniciativas para melhorar o ensino em turmas multisseriadas no Brasil por meio do Programa Escola Ativa (MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, 2006, 2010b).

No caso brasileiro, embora existam trabalhos que investigam casos específicos de turmas multisseriadas e que são de natureza qualitativa, principalmente na área de Educação, o efeito das turmas multisseriadas sobre variáveis de desempenho e rendimento dos alunos permanece em aberto. Desta forma, o presente trabalho busca contribuir para o debate ao estudar os impactos de uma turma multisseriada no rendimento dos alunos brasileiros, pois a exposição à essas turmas encontram-se em uma das fases de maior acúmulo de conhecimento e pode se refletir ao longo da vida acadêmica e profissional desses alunos. Da mesma forma que fornece evidências para entender a viabilidade de manter turmas multisseriadas, pois ao estar em funcionamento há menor custo de transporte (reduz a distância do deslocamento) e, além de estar próxima dos

alunos, a escola está localizada dentro da comunidade, o que em alguns locais representa o único meio de interação social. Além disso, direciona futuras políticas educacionais em regiões de baixa densidade populacional e rurais, onde a existência deste recurso de ensino é recorrente, visto que há uma tendência de queda de taxa de fecundidade e envelhecimento da população¹³.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. A segunda seção caracteriza a estrutura das classes multisseriadas no Brasil, a qual proporciona suporte empírico para a estratégia de identificação metodológica a ser tratada em seguida. A quarta seção apresenta e discute os principais resultados da pesquisa. Por fim, são expostas as considerações finais.

4.2 AS TURMAS MULTISSERIADAS NO CONTEXTO BRASILEIRO

A Constituição Federal de 1988 (CF 1988) prevê que a educação é um direito de todos e torna obrigatória a universalização do ensino fundamental gratuito. O Plano Nacional de Educação (PNE 2014-2024¹⁴) também prevê, em seus primeiros objetivos, a universalização da educação infantil e do ensino fundamental, com a meta de atender no mínimo 50% e 95% da população alvo, respectivamente, até 2024. Para garantir o acesso, a utilização da não seriação ganhou legitimidade a partir da Lei de Diretrizes e Base da Educação Nacional (LDB), em dezembro de 1996, quando foi autorizada a formação de grupos não seriados e classes com formação diversa (BRASIL, 1996).

No Brasil, não é diferente de outros países em desenvolvimento, pois, as turmas multisseriadas são utilizadas, conforme termo empregado pela Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura (UNESCO, 2015) como uma “segunda opção” para que regiões pobres e de baixa densidade populacional tenham acesso à educação. A formação das turmas mistas não requer uma regra específica no território nacional, e cabe a cada Estado ou a cada Coordenadoria Regional de Educação analisar os casos de maneira individual. O Estado de Santa Catarina, por exemplo, adotou em 2010 uma regra para as escolas estaduais¹⁵, em que turmas com um número menor que 15 alunos são agrupados com outras séries próximas e não devem exceder 20 alunos por

¹³ Com base no Censo Demográfico de 2010, a taxa de fecundidade é de 1,89, abaixo do adequado de 2,1 filhos por mulher em idade reprodutiva para sustentação da população (LEE, 2003). Em consequência, a taxa de envelhecimento passou de 4,83 em 1991 para 7,36 em 2010 no Brasil.

¹⁴ Lei Nº 13.005/2014.

¹⁵ Portaria Nº/ 007 /SED de 24 de março de 2010.

turma multisseriada (SANTA CATARINA, 2010). De forma geral, elas compõem a estratégia de ensino adotada em escolas com um número baixo de matrículas, não viável para formação de uma turma seriada.

As turmas multisseriadas brasileiras não possuem um currículo diferenciado, pois, todas as turmas do sistema de ensino seguem a metodologia regular (INEP, 2018). Entretanto, cabe destacar que, a LDB flexibiliza o formato de ensino de acordo com as especificidades do contexto escolar dessas turmas¹⁶ (Art. 28). Nesse arcabouço, a fim de melhorar os recursos pedagógicos e capacitar os professores, em 1997, o Programa Escola Ativa foi criado (MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, 2006, 2010b) e teve como uma das maiores influências o Programa *Escuela Nueva*¹⁷, formulado na Colômbia. Inicialmente, o programa atendeu apenas a Região Nordeste do país, sendo que a partir de 2008, o programa passou por uma expansão e contemplou, até 2010, 3.326 municípios das Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste do Brasil. Em 2013, por meio da portaria do Ministério da Educação (MEC) nº 579/2013, o Programa Escola Ativa foi substituído pela Ação Escola da Terra, que busca formar os professores de classes multisseriadas e disponibilizar materiais didáticos. Além disso, o Programa Dinheiro Direto na Escola (PDDE) do Campo de 2011 disponibilizou recursos para a melhoria da infraestrutura das escolas com turmas multisseriadas (MEC, 2011).

O sistema de ensino brasileiro classifica as turmas multisseriadas em três categorias de turma: unificada, multietapa e multi. As turmas unificadas concentram os alunos da educação infantil. Multietapa é a turma que atende ao mesmo tempo alunos da educação infantil e do ensino fundamental. E a denominação multi se refere a uma turma com alunos de mais de um ano do ensino fundamental. Neste estudo, a identificação multisseriada compreende as turmas não seriadas do tipo multietapa e multi. A Tabela 1 apresenta o número de alunos, de turmas, de professores e de escolas pertencentes a turmas multisseriadas. Os dados se referem às escolas públicas (municipal e estadual) que ofertam ensino fundamental anos iniciais.

¹⁶ Segundo o Art. 28 da LDB, o cenário de flexibilização inclui: I - conteúdos curriculares e metodologias apropriadas às reais necessidades e interesses dos alunos da zona rural; II - organização escolar própria, incluindo adequação do calendário escolar às fases do ciclo agrícola e às condições climáticas; III - adequação à natureza do trabalho na zona rural (LDB, 1996).

¹⁷ Ver MCEwan (1998) e Psacharopoulos; Rojas e Velez (1993).

Tabela 1 - Percentual de Estudantes, Turmas, Professores e Escolas por tipo de turma nos anos de 2007, 2010, 2014 e 2018 (anos selecionados para demonstrar a evolução)

Tipo de classe	2007		2010		2014		2018	
	Número	Perc.	Número	Perc.	Número	Perc.	Número	Perc.
Estudantes								
Única	16.973.681	92%	14.833.117	91%	12.110.989	92%	10.919.970	93%
Multisseriada	1.557.169	8%	1.406.839	9%	1.066.997	8%	832.965	7%
Total	18.530.850	100%	16.239.956	100%	13.177.986	100%	11.752.935	100%
Professores								
Única	1.647.280	93%	1.677.844	93%	1.401.576	92%	1.439.152	92%
Multisseriada	116.358	7%	117.760	7%	128.827	8%	118.055	8%
Total	1.763.638	100%	1.795.604	100%	1.530.403	100%	1.557.207	100%
Turmas								
Única	696.097	72%	622.284	71%	536.885	71%	503.053	74%
Multisseriada	264.962	28%	258.706	29%	220.958	29%	176.070	26%
Total	961.059	100%	880.990	100%	757.870	100%	679.123	100%
Escolas								
Única	72.485	54%	62.613	51%	53.080	52%	49.069	55%
Multisseriada	60.852	46%	59.733	49%	48.568	48%	39.392	45%
Total	133.337	100%	122.346	100%	101.648	100%	88.461	100%

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados dos Censos Escolares de 2007, 2010, 2014 e 2018.

O número de alunos, de escolas e de turmas possui uma tendência de queda no decorrer dos Censos Escolares (realizados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – INEP desde 2007) e o mesmo ocorre com a parcela multisseriada. Entre 2007 e 2018 cerca de 8% dos alunos que compõem o sistema de ensino público estadual e municipal dos anos iniciais do Ensino Fundamental (EF1) – 1º ano ao 5º ano – estão matriculados em turmas não seriadas. Esse percentual, em 2007, representa mais de 1,5 milhões de alunos e em 2018 mais de 800 mil. O mesmo percentual é visualizado para o número de professores que trabalham com esse tipo de organização de turma. No que tange ao número de turmas multisseriadas, elas representam, aproximadamente, 28% do total. A proporção de escolas que adotam, em algum nível de ensino, pelo menos uma turma multisseriada é de 45% em 2018. Isso demonstra que, embora poucas vezes o modelo de ensino entra em discussão, o ensino misto de várias turmas em uma única sala de aula com o mesmo professor é a realidade de uma parcela considerável dos alunos do EF1 no Brasil.

Entre os tipos de turmas multisseriadas, os alunos que estudam em turmas multi representam 6% do total em 2018 e em turmas multietapa 1%. Entre as escolas que possuem pelo menos uma turma multisseriada no EF1, 61% adotam turmas multi, 21% turmas multietapa e 18% ambos os tipos. Cabe destacar que a orientação do Ministério

da Educação¹⁸ (MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, 2008) é para o não agrupamento de turmas da educação infantil e com o ensino fundamental.

A composição das turmas – diferentes anos de estudo – entre os tipos de multisseriadas também pode variar. Nas turmas do tipo multietapa é mais comum agrupamentos da educação infantil (creche ou pré-escola) com o primeiro ano do EF1 (34%), com o primeiro e o segundo (34%) e com primeiro, segundo e terceiro (11%). Entre as turmas do tipo multi, 24% agrupam quarto e quinto ano, 17% primeiro e segundo, 13% primeiro, segundo e terceiro e agrupamentos com terceiro, quarto e quinto ano e com todos os anos do EF1 equivalem a 11% cada um deles.

Dado que pertencer a uma turma multisseriada não se deve a uma estratégia de ensino, comum em países Europeus, ou a uma alocação aleatória, elas são decorrentes especificamente do contexto demográfico da região. As escolas menores e de regiões rurais estão mais propensas a utilização desse modelo de turma. Com isso, as turmas multisseriadas podem diferir das turmas únicas em termos de características observáveis e não observáveis. As próximas subseções buscam entender e caracterizar as diferenças ao nível de escolas, de turmas, de professores e de alunos.

4.2.1 Diferenças ao nível de Escolas

Em termos de recursos escolares, ainda que seu impacto sobre o desempenho seja questionado na literatura (GREENWALD; HEDGES; LAINE, 1996; HANUSHEK, 1997), as escolas multisseriadas e seriadas (únicas) no Brasil diferem em termos de infraestrutura e de localização (Tabela 2). Conforme o contexto brasileiro para a formação de turmas multisseriadas, regiões com baixa densidade populacional, cerca de 75% das escolas em regiões rurais possuem esse modelo de turma. Enquanto entre as escolas urbanas, aproximadamente 4% possuem turmas multisseriadas. A maior concentração está localizada nas regiões Norte e Nordeste do país, 53,05% e 28,23% do total de escolas multisseriadas do Brasil, respectivamente. Sendo que, ao comparar com o número total de escolas dentro de cada região, no Norte 67% são multisseriadas, no Nordeste 59%, no Sudeste 25% e no Centro-Oeste e no Sul 21%.

¹⁸ A partir da Resolução N° 2 de 28 de abril de 2008, que estabelece diretrizes complementares, normas e princípios para o desenvolvimento de políticas públicas de atendimento da Educação Básica do Campo. Artigo 3, parágrafo 2: Em nenhuma hipótese serão agrupadas em uma mesma turma crianças de Educação Infantil com crianças do Ensino Fundamental.

Tabela 2 - Características das escolas com turmas multisseriadas e únicas

		Multisseriada	Única
Localização			
	Urbana	4,40%	75,72%
Local de funcionamento da escola			
	Prédio Escolar	92,69%	99,26%
Abastecimento de água			
	Inexistente	10,19%	1,14%
Energia Elétrica			
	Inexistente	10,11%	0,24%
Esgoto Sanitário			
	Inexistente	16,72%	1,10%
Destinação do lixo			
	Coleta Periódica	22,37%	91,11%
Laboratórios			
	Informática	14,49%	57,22%
	Ciências	0,66%	7,49%
Quadra de esportes		8,07%	50,98%
Sala de leitura ou biblioteca		15,91%	50,98%
Parque infantil		4,62%	24,22%
Banheiro dentro da escola		68,12%	96,12%
Quantidade média de salas de aula		2,94	10,11
Quantidade de computadores para uso dos alunos		1,54	9,18
Internet		25,04%	85,10%
Oferece merenda escolar		99,80%	99,87%
Localização diferenciada*		19,75%	3,62%
Região			
	Norte	28,23%	10,33%
	Nordeste	53,05%	32,34%
	Centro-Oeste	2,45%	7,11%
	Sudeste	10,62%	31,91%
	Sul	5,66%	18,32%

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Escolar de 2018.

*Área de assentamento, terra indígena ou área remanescente de quilombos.

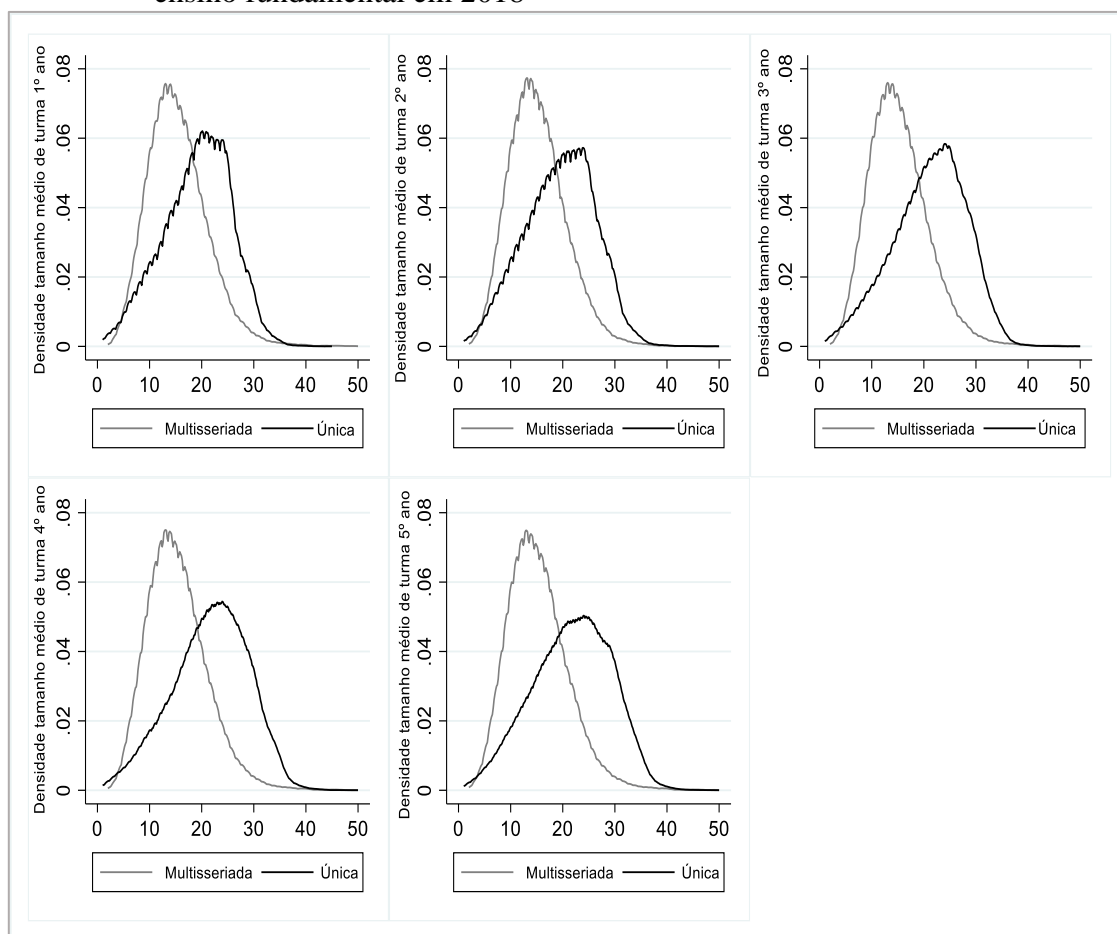
Em termos de infraestrutura, as escolas de turmas seriadas (únicas) possuem melhores condições básicas – como saneamento, água, luz e destino de lixo – e predial – como maior número de laboratórios, quadra de esportes, parque infantil e banheiro. As escolas multisseriadas são menores, o número médio de salas de aula nas escolas é de 2,94, enquanto as demais escolas possuem uma média de 10,11 salas de aulas. O contexto das escolas multisseriadas é de menos acesso à internet e computadores por alunos.

4.2.2 Diferenças ao nível de Turmas

Na literatura internacional, Veenman (1995) recomenda que o número máximo de alunos em turmas multisseriadas não seja superior a 20. Na Itália, o número máximo é de 12 alunos por classe (CHECCHI; DE PAOLA, 2018). No Canadá, o limite de tamanho de turma é de 22 no jardim de infância e 24 nos anos iniciais do ensino fundamental

(SATTARI, 2016), na Califórnia, nos Estados Unidos, é até 20 alunos (SIMS, 2008). Na Noruega, as turmas compostas por dois níveis de ensino devem ter no máximo 24 alunos e quando há três níveis de ensino na mesma turma, o número máximo de alunos é 18 (LEUVEN; RØNNING, 2014). No Brasil, a estimação da densidade da distribuição do tamanho médio das turmas únicas e multisseriadas pode ser visualizada na Figura 1.

Figura 1 - Tamanho médio das turmas únicas e multisseriadas dos anos iniciais do ensino fundamental em 2018



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Escolar de 2018.

Nota: Na estimação não-paramétrica de densidade univariada de *kernel* é usada a função de *epanechnikov* e *bandwidth* automática.

As turmas seriadas possuem mais alunos e a distribuição se desloca mais à direita conforme o nível de ensino aumenta. As turmas multisseriadas são menores e possuem uma distribuição semelhante do número médio de alunos entre os anos do EF1. A distribuição do número de matrículas das turmas multisseriadas se encontra, principalmente, à esquerda e abaixo de vinte matrículas por turma. A média de alunos dessas turmas é 15, enquanto para as turmas únicas, a média é de 21,80 alunos por turma.

As escolas com turmas multisseriadas possuem diferenças intrínsecas com relação ao tamanho da turma, pois o seu contexto é de poucas matrículas e serem formadas por necessidade. Para Thomas (2012), uma característica importante a ser observada no desempenho dos alunos, que não está ligada ao surgimento de turmas multisseriadas, é a duração do ano letivo. Na ausência dessa informação, buscou-se analisar o tempo de duração das aulas (minutos por dia). As turmas multisseriadas possuem uma média de minutos diários de aula menor que as turmas únicas. O tempo médio de aula nas turmas multisseriadas é de 253,78 minutos. Enquanto, nas turmas que contemplam um único ano de ensino a média de minutos aula é 266,85.

4.2.3 Diferenças ao nível de Professores

Os professores exercem um papel importante no desempenho dos alunos, pois quanto mais anos de experiência e maior a qualidade das aulas, melhor é o resultado em testes de conhecimento dos alunos (ROCKOFF, 2004). Os dados do Censo Escolar não medem a experiência dos professores, mas a idade média e outras informações do nível de ensino alcançado por eles são *proxies* importantes para a análise (Tabela 3).

Tabela 3 - Características dos professores de turmas únicas e multisseriadas em 2018

	Sexo		Natural do munic.	Zona de resid.	Escolaridade			Tipo de contrato	
	Fem.	Mas.			Prop. aluno/Prof.	Ensino Médio Compl.	Super. Compl.		Mestra do
Idade média									
Multi	38,99	76,10%	37,26%	39,21%	12,35	49,08%	49,87%	0,15%	46,70%
Única	41,18	81,45%	48,71%	76,14%	11,13	24,69%	74,89%	0,74%	63,69%

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Escolar de 2018.

Os professores de turmas multisseriadas são mais novos – cerca de dois anos. Eles possuem uma taxa de conclusão do ensino superior menor que os professores de turmas únicas, 49,87% e 74,89%, respectivamente. A proporção de professores de turmas multisseriadas que são naturais do próprio município e residem na área rural é maior, embora a proporção de contratos de trabalho por meio de concurso é menor que o de turmas seriadas. Para Jaramillo (2012), é comum os professores exercerem a sua profissão mais próximo a sua localidade, além disso, para Åberg-Bengtsson (2009), Parente (2014) e Psacharopoulos e Rojas e Velez (1993), o professor estar mais próximo do aluno e possuir interação com ele e com a comunidade são características importantes das turmas multisseriadas.

4.2.4 Diferenças ao nível dos Alunos

Entre os alunos de turmas multisseriadas, as características que prevalecem, em relação aos alunos de turmas únicas, são a idade mais elevada, a proporção de alunos que utilizam transporte público, a maioria ser natural do próprio município e menos alunos que se autodeclaram sendo de cor/raça branca (Tabela 4). Isso denota um perfil de alunos que reside na própria comunidade onde nasceu e depende de estrutura de transporte para se deslocar.

Tabela 4 - Características dos alunos de turmas únicas e multisseriadas em 2018

	Sexo Masculino	Cor/raça Branca	Idade média	Transporte público Utiliza	Natural de outro município Sim
Multisseriada	53,66%	14,03%	9,27	42,25%	46,96%
Única	52,28%	31,80%	8,91	26,36%	53,17%

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Escolar de 2018.

Em termos médios, os estudantes de escolas multisseriadas possuem um rendimento menor (Tabela 5). A taxa de aprovação é de 89,57%, enquanto nas turmas seriadas a taxa é de 93,50%. E, conseqüentemente, as taxas de reprovação e de abandono são maiores entre as turmas multisseriadas, 8,39% e 2,03%, respectivamente.

Tabela 5 - Taxas de rendimento e distorção idade-série de turmas únicas e multisseriadas em 2018

Taxa	Aprovação	Reprovação	Abandono	Distorção idade-série
Multisseriada	89,57%	8,39%	2,03%	20,16%
Única	93,50%	5,74%	0,76%	12,21%

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Escolar de 2018.

A taxa de distorção idade-série (TDI), que mede a proporção de alunos com idade não adequada para o nível de ensino que está cursando, é 7,95 p.p. maior nas escolas com turmas multisseriadas. Diante da caracterização das turmas multisseriadas no Brasil, a próxima seção explana a estratégia de identificação para entender qual o impacto de ser uma turma multisseriada nas taxas de rendimento escolar.

4.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Os alunos de turmas multisseriadas não são designados aleatoriamente para essas turmas e podem diferir em termos de habilidades e, conforme seção anterior, em características observáveis. Na literatura de alocação de alunos na turma, para Hoxby (2000), as turmas podem diferir em características não observáveis devido a duas questões centrais: (1) em função da escolha de escola realizada pelos pais e (2) devido a alocação de alunos nas turmas ser endógena à escola. Na primeira, os pais com maior preocupação na educação dos filhos escolhem escolas com maior qualidade, no caso deste estudo, também levam em consideração a organização de turmas multisseriadas. Na segunda, já dentro da escola, os alunos podem ser alocados para turmas de acordo com o seu desempenho passado ou com relação ao seu comportamento. Desta forma, as escolas e turmas possuem diferentes *backgrounds* de alunos.

Embora, em parte, a organização de turmas multisseriadas se deve ao número de alunos ser insuficiente para haver uma turma única, a alocação/junção das turmas é realizada dentro da escola e pode levar em consideração, além do número de matrículas, o comportamento e o desempenho dos alunos. Desta forma, para controlar a seleção dentro da turma/escola e a suas heterogeneidades, nós utilizamos a disponibilidade de um painel de dados ao longo do tempo, cuja estratégia empírica é incluir efeitos fixos de escola. Essa abordagem é usual em estudos que buscam verificar o efeito dos pares sobre variáveis educacionais (Sacerdote, 2011; Hoxby, 2000) e, em específico, para estimar o efeito das turmas multisseriadas utilizada por Thomas (2012).

Adicionalmente, como a propensão a ser uma turma multisseriada está relacionada ao número de alunos em cada nível de ensino, que por sua vez, está associada as flutuações regionais – como o número de nascimentos da região escolar dos anos antecedentes – a ideia é que a formação se deve a um choque específico na região, idiossincrático. Ainda que não seja possível testar a exogeneidade, isso pode ser intuitivo, visto que a manipulação do número de alunos da turma não é trivial. Desta forma, a inclusão dos efeitos fixos de escola controla os fatores não observáveis fixos no tempo e, consequentemente, as heterogeneidades entre as escolas brasileiras.

Para investigar se as escolas com organização de turmas multisseriadas possuem algum efeito sobre o conjunto de variáveis dependentes, a especificação é demonstrada na Equação 1. O principal parâmetro de interesse a ser avaliado é o β que está relacionado a escola possuir turmas multisseriadas ou não (M).

$$y_{ist} = \beta M_{ist} + X'_{st}\alpha + T'_{it} + \gamma_s + \tau_t + \varepsilon_{st} \quad (1)$$

Em que, y_{ist} são as taxas de rendimento – aprovação, reprovação e abandono – dos alunos do ano/série i das s escolas públicas de ensino em cada ano t (2007 a 2018). M_{ist} é uma variável *dummy* com valor igual a um se o ano/série da escola possui turmas multisseriadas, e zero caso contrário. X'_{st} é o conjunto de características da escola, tais como: localização (rural ou urbana), se possui acesso à internet e um indicador da infraestrutura da escola. T'_{it} é o vetor de características dos alunos, dos professores e da turma, que serão apresentados na próxima seção (Tabela 6). γ_s e τ_t são efeitos fixos de escolas e de ano, respectivamente, e ε_{st} é o termo de erro da equação.

Para garantir que as escolas que adotam o modelo multisseriado na turma sejam devido à necessidade, não por opção de instrumento pedagógico, a amostra é restrita para as escolas que possuem apenas uma turma no nível de ensino analisado. O que contribui também para que o número de matrículas da escola seja próximo ao das escolas seriadas e não ocorra problema de autocorrelação entre o número de matrículas e o tratamento (ser multisseriada), conforme a preocupação levantada por Sims (2008) e Checchi e de Paola (2018). A Figura C.1 do Apêndice mostra que o número de matrículas entre as escolas multisseriadas e seriadas é muito próximo para todos os anos do EF 1.

4.3.1 Base de Dados

Os dados utilizados neste estudo foram extraídos do Censo Escolar que é coordenado pelo INEP. A pesquisa é o instrumento mais abrangente de informações a respeito da educação básica no Brasil. A sua realização ocorre anualmente, com coleta de informações nacionais na última quarta-feira do mês de maio por meio do portal Educacenso, e vem sendo realizada dessa forma e sem interrupções desde o ano de 2007 (INEP, 2020). Com isso, como os dados das taxas de rendimento estão disponíveis do ano de 2007 até o ano de 2018 (pois, para a sua construção, a informação do ano posterior é necessária), esse é o período utilizado na análise.

A sua utilização se deve a abrangência de dados para alunos, turmas, professores e escolas que estão ligados ao ensino multisseriado, pois as pesquisas que medem o desempenho a partir de testes padronizados – como o Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e a Avaliação de Alfabetização (ANA) – não incluem em suas aplicações as turmas multisseriadas. Ainda que, a literatura internacional consiga investigar o

impacto de estudar em turmas multisseriadas sobre o desempenho dos alunos, a análise sobre as taxas de rendimento no Brasil já pode indicar fatores relevantes para a adoção do método de ensino. A taxa de aprovação é um indicador importante para o cálculo do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), que, em conjunto com a nota do SAEB¹⁹, mede a qualidade da educação básica no Brasil. Além disso, as taxas de rendimento possuem como objetivo acompanhar o fluxo escolar e geram evidências do cenário educacional. Quando o aluno é retido (alta taxa de reprovação), abandona a escola ou não está no nível correto de acordo com a idade, significa que o sistema necessita de melhorias.

As variáveis de controle, que compõem os vetores X' e T' , são apresentadas na Tabela 6, a qual está dividida entre as características dos alunos, dos professores, das turmas e das escolas. As informações são expostas em termos médios por escola para todos os anos do EF1 de escolas com apenas uma turma e estão separadas entre escolas multisseriadas (Multi) e seriadas (Única). O valor apresentado abaixo da média das variáveis é a diferença entre os dois grupos. Os valores negativos indicam que as escolas multisseriadas possuem valores maiores que as escolas com turmas únicas, e o inverso é válido no caso de valores positivos.

Tabela 6 - Variáveis de controle e teste de diferença de médias entre as turmas multisseriadas e únicas (continua)

	1º ano		2º ano		3º ano		4º ano		5º ano	
Alunos										
Variáveis	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única
Prop. de alunos do sexo masculino (%)	53,4	52,2	54,3	53,1	55,2	54,0	54,4	53,4	54,6	53,2
	(-1,2***)		(-1,2***)		(-1,2***)		(-1,0***)		(-1,4***)	
Prop. de alunos de cor/raça branca (%)	12,6	25,8	12,0	24,6	11,3	23,4	11,0	22,3	12,0	22,9
	(13,2***)		(12,6***)		(12,1***)		(11,3***)		(10,9***)	
Prop. de alunos que utilizam o transporte público (%)	23,5	31,3	23,9	32,4	23,5	33,5	23,6	33,3	26,9	35,2
	(7,7***)		(8,5***)		(10,0***)		(9,7***)		(8,3***)	
Professores										
Variáveis	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única
Idade média dos professores	36,50	38,35	36,51	38,61	36,47	38,60	36,50	38,57	37,06	37,82
	(1,85***)		(2,10***)		(2,12***)		(2,07***)		(0,76***)	
Prop. de prof. não naturais do município (%)	31,1	38,4	31,1	38,9	31,2	38,7	31,4	38,4	31,6	36,9
	(7,3***)		(7,7***)		(7,5***)		(7,0***)		(5,3***)	

¹⁹ O Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) é um indicador chave para o cálculo do IDEB e mede, por meio de um conjunto de avaliações, o desempenho e, consecutivamente, a qualidade da educação no Brasil. As provas são aplicadas no 5º ano e no 9º ano do ensino fundamental e no 3º ano do ensino médio de escolas públicas e privadas.

Tabela 6 - Variáveis de controle e teste de diferença de médias entre as turmas multisseriadas e únicas (conclusão)

	1º ano		2º ano		3ºano		4ºano		5ºano	
Professores										
Prop. de prof. do sexo feminino (%)	76,8	86,5	76,1	85,6	75,1	83,7	74,8	81,0	74,7	78,1
	(9,7***)		(9,5***)		(8,4***)		(6,2***)		(3,4***)	
Prop. de prof. com ensino médio (%)	67,1	42,7	64,9	38,6	67,5	41,6	67,1	42,1	61,6	47,7
	(-24,4***)		(-26,3***)		(-25,8***)		(-25,0***)		(-13,9***)	
Prop. de prof. com ensino superior (%)	30,2	55,6	30,3	57,4	29,6	56,6	30,1	56,1	36,0	50,3
	(25,4***)		(27,1***)		(26,0***)		(26,0***)		(14,3***)	
Prop. de prof. com especialização (%)	8,2	20,9	8,1	21,4	7,9	20,9	8,1	20,7	9,8	18,3
	(12,7***)		(13,3***)		(13,0***)		(12,6***)		(8,5***)	
Turmas										
Variáveis	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única
Relação aluno por professor	15,71	12,53	15,64	13,02	15,65	13,58	15,70	13,71	14,67	13,86
	(-3,18***)		(-2,62***)		(-2,07***)		(-1,99***)		(-0,81***)	
Duração média da turma	249,14	259,54	249,24	260,86	248,83	260,67	248,84	260,28	250,46	258,66
	(10,40***)		(11,62***)		(11,84***)		(11,44***)		(8,20***)	
Número médio de matrículas	16,51	16,46	16,45	17,32	16,38	18,11	16,46	18,32	15,61	18,78
	(-0,05***)		(0,87***)		(1,73***)		(1,85***)		(3,17***)	
Escola										
	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única
Localização urbana (%)	1,9	42,1	1,9	42,4	1,4	40,8	1,5	39,8	1,6	31,0
	(40,2***)		(40,5***)		(39,4***)		(38,3***)		(29,4***)	
Localização diferenciada (%)	12,2	7,3	12,5	6,9	12,6	7,0	12,5	7,2	13,5	8,1
	(-4,9***)		(-5,6***)		(5,6***)		(-5,3***)		(-5,4***)	
Possui acesso à internet (%)	7,1	52,5	7,4	53,6	5,8	51,8	5,7	50,2	7,3	44,0
	(45,4***)		(46,2***)		(46,0***)		(44,5***)		(36,7***)	
Infraestrutura	-0,92	0,13	-0,92	0,16	-0,95	0,14	-0,96	0,09	-0,92	-0,14
	(1,06***)		(1,09***)		(1,09***)		(1,06***)		(0,78***)	
Variáveis dependentes										
	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única	Multi	Única
Aprovação	92,91	96,27	84,36	91,28	81,07	86,24	84,05	88,51	84,60	87,65
	(3,36***)		(6,92***)		(5,17***)		(4,46***)		(3,05***)	
Reprovação	3,24	1,94	11,15	6,77	14,71	11,83	11,39	9,26	10,98	9,03
	(-1,30***)		(-4,37***)		(-2,87***)		(-2,13***)		(-1,95***)	
Abandono	3,83	1,75	4,50	2,00	4,22	1,97	4,55	2,25	4,42	3,33
	(-2,08***)		(-2,50***)		(-2,25***)		(-2,30***)		(-1,09***)	
Distorção Idade-Série	21,73	8,46	33,84	15,52	45,80	24,56	51,50	29,74	52,04	37,74
	(-13,27***)		(-18,32***)		(-21,24***)		(-21,75***)		(-14,30***)	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos Microdados do Censo Escolar. Nota 1: A hipótese nula do teste de diferença de médias é $H_0: Diferença = 0$, *** representa que com 99% de confiança as médias entre os grupos são diferentes.

Entre os alunos, as turmas multisseriadas possuem mais estudantes do sexo masculino, que se autodeclararam não brancos e não utilizam transporte público (cerca de 7,7 p.p. a menos). Os professores das escolas não seriadas são mais novos (*proxy* para experiência) e possuem um nível de escolaridade menor – maior proporção com apenas ensino médio. As turmas multisseriadas possuem mais alunos por professor e menos

tempo em sala de aula. As escolas são predominantemente rurais, cerca de 12% estão localizadas em áreas diferenciadas (área de assentamento, terra indígena ou área remanescente de quilombos), com baixo acesso à internet e com infraestrutura inferior.

A variável infraestrutura foi criada a partir de análise de componente principal, com a extração do primeiro componente, o qual inclui as características da escola possuir: prédio escolar, água encanada, energia elétrica, coleta periódica de lixo, laboratório de informática, laboratório de ciências, quadra de esportes, biblioteca ou sala de leitura, banheiro dentro do prédio e merenda escolar, além da quantidade de salas de aula, do número de computadores para o uso dos alunos e se oferece ensino fundamental para os anos finais (6º ao 9º ano). Quanto maior o valor, melhor é a infraestrutura escolar. A Tabela C.1 do Apêndice C apresenta os testes de adequação da análise.

4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.4.1 Rendimento dos estudantes

O ensino em uma única turma com mais de um ano/série concomitantemente é a realidade de 7% dos estudantes brasileiros do EF1 em 2018. De um lado, o direito de acesso à educação é garantido, de outro, a necessidade de qualidade da educação é questionada. Como as turmas com ensino *Multigrade Grouping* são utilizadas em uma fase importante do desenvolvimento da criança, os seus reflexos ocorrem ao longo da vida acadêmica e profissional dos estudantes. Para dar luz ao debate no Brasil, a análise do efeito das turmas multisseriadas sobre as taxas de rendimento (aprovação, reprovação e abandono) de cada ano do ensino fundamental para os anos iniciais é apresentada na Tabela 7. Na coluna (1) os resultados são decorrentes de uma especificação sem o controle das características dos alunos, da turma, dos professores e da escola, bem como não há a inclusão de efeitos fixos de escola e de ano. Na especificação (2), o efeito fixo de escola passa a ser incluído para controlar a heterogeneidade entre elas. Na coluna (3) é acrescentado o vetor de características de variáveis de controle. Por fim, a quarta coluna (4) contempla o resultado da especificação proposta na Equação 1 – *benchmark* deste estudo –, ou seja, inclui o conjunto de variáveis de controle e os efeitos fixo de escola e de ano.

Tabela 7 - Relação das turmas multisseriadas sobre as taxas de rendimento das escolas

Ano/ Série	Aprovação				Reprovação				Abandono			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
1º ano	-3,365*** (0,0485)	1,045*** (0,132)	1.204*** (0,149)	0,320** (0,146)	1,298*** (0,0343)	-0,900*** (0,103)	-0.898*** (0,118)	-0,331*** (0,116)	2,082*** (0,0341)	-0,111 (0,0840)	-0.299*** (0,0942)	0,00883 (0,0939)
2º ano	-6,925*** (0,0648)	3,688*** (0,167)	4.314*** (0,190)	0,188* (0,097)	4,376*** (0,0550)	-3,275*** (0,144)	-3.746*** (0,165)	-0,463*** (0,863)	2,506*** (0,0329)	-0,445*** (0,0801)	-0.555*** (0,0895)	0,293*** (0,046)
3º ano	-5,171*** (0,0687)	0,836*** (0,179)	1.783*** (0,234)	0,198** (0,098)	2,873*** (0,0614)	-0,662*** (0,163)	-1.437*** (0,218)	-0,507*** (0,093)	2,250*** (0,0325)	-0,260*** (0,0862)	-0.365*** (0,102)	0,313*** (0,041)
4º ano	-4,462*** (0,0647)	-0,185 (0,168)	1.319*** (0,223)	-0,569*** (0,095)	2,135*** (0,0554)	0,418*** (0,147)	-1.110*** (0,203)	0,201** (0,087)	2,295*** (0,0344)	-0,285*** (0,0949)	-0.219** (0,105)	0,378*** (0,045)
5º ano	-3,051*** (0,0745)	0,873*** (0,159)	1.238*** (0,298)	0,371*** (0,108)	1,950*** (0,0620)	1,027*** (0,137)	-1.069*** (0,263)	-0,538*** (0,093)	1,089*** (0,0428)	-1,910*** (0,0983)	-0.160 (0,157)	0,183*** (0,053)
Covariadas	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Efeito Fixo												
Escola	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Ano	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos.

Na medida em que as variáveis de controle e os efeitos fixos de escola são incluídos na estimação, o fato de a turma ser multisseriada tende a aumentar a aprovação dos alunos e reduzir a reprovação e abandono (colunas 2 e 3). Quando acrescentado o efeito fixo de ano – coluna 4 – o efeito se mantém para as taxas de aprovação e reprovação, já para a taxa de abandono, há um efeito inverso, a relação de estudar em turmas multisseriadas se torna positiva com o abandono escolar. Um caso especial pode ser observado para o quarto ano do EF1, visto que a taxa de aprovação tende a diminuir e a taxa de reprovação aumentar. O abandono escolar para esse ano também possui a magnitude mais elevada quando comparado aos demais anos do EF1. Segundo o Ministério da Educação (2010a), os três primeiros anos do ensino fundamental formam o ciclo da alfabetização no Brasil, o que pode estar corroborando para o resultado encontrado no quarto ano, pois até o terceiro ano é comum que as escolas adotem a progressão sem interrupção. No final do ciclo o aluno deve estar alfabetizado, mas na existência de alguma dificuldade, os alunos terão aproveitamento menor nos anos posteriores, nesse caso, no quarto ano.

Em relação ao aumento da aprovação para os demais anos do EF1, para o Banco Mundial, o qual realiza estudos e estratégias para a melhoria do ensino em turmas multisseriadas em vários países, é destacada a contribuição das turmas multisseriadas para a redução da taxa de reprovação (MULKEEN; HIGGINS, 2009; THOMAS, C.; SHAW, 1992). Como a turma possui mais de um ano de ensino, se o aluno possui alguma dificuldade de aprendizagem, ele poderá rever o conteúdo e, posteriormente, reintegrar à turma. Entretanto, isso não é possível em turmas seriadas. A localização mais próxima da residência, com colegas conhecidos e de realidade homogênea também são pontos positivos das turmas multisseriadas. Além disso, o modelo de ensino no Brasil flexibiliza a adaptação de conteúdo para a realidade local da escola e contribui para integrar a vida escolar com a família e a comunidade. Conforme exposto por Åberg-Bengtsson (2009) e Parente (2014), a escola nas localidades menores é parte da comunidade e, muitas vezes, o único ambiente de socialização. Com a escola mais próxima da residência, os pais possuem mais incentivos de matricular os filhos e se envolverem mais no ambiente escolar.

Ao examinar as turmas multisseriadas da África, Mulkeen e Higgins (2009) percebem que na sua oferta os alunos conseguem entrar mais cedo para a escola. Ou seja, as turmas multisseriadas contribuem com o seu papel de fornecer o acesso à educação.

Como a sua localização é, em grande parte, nas áreas rurais e, na sua inexistência, os alunos necessitam se deslocar para lugares mais distantes, quanto mais novo for o aluno, maior é a resistência dos pais para um deslocamento mais afastado. Neste sentido, Tigre, Sampaio e Menezes (2017) encontram evidências causais de que o tempo de deslocamento da casa do aluno até a escola tem efeito inverso sobre o desempenho dos alunos no Brasil. Quanto mais tempo o aluno demora para chegar até a escola, menor é o desempenho, visto que ele poderia estar utilizando o tempo para realizar atividades que contribuam para o aprendizado ou estender o período de sono.

Ainda que a literatura acerca dos efeitos das turmas multisseriadas sobre o desempenho não conduza a resultados claros, em países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, muitas vezes elas são sinônimos de atraso educacional e de baixa qualidade de ensino (SILVEIRA; ENUMO; BATISTA, 2014; XIMENES-ROCHA; COLARES, 2015). A evidência de aumento na taxa de aprovação e redução da taxa de reprovação não são traduzidos inteiramente em qualidade de ensino, mas podem indicar que os estudantes estão atingindo um nível razoável de aprendizado para progredir de nível. Parente (2014) transcorre sobre a ideia de que a escola multisseriada não é um problema a priori, a questão é a baixa infraestrutura e falta de qualificação dos professores que conduzem à uma visão negativa, ressaltando a importância de investimentos, assim como são amplamente discutidos em escolas seriadas.

Os resultados encontrados indicam que estudar em uma turma multisseriada contribui positivamente para o rendimento (aumento da aprovação e redução da reprovação), mas pode gerar problemas de aumento do abandono escolar, o que colabora para a ideia de que algumas características das escolas multisseriadas devem ser melhoradas. A proporção de professores com ensino superior, a redução da proporção de alunos por professor, a maior duração do tempo de aula, a experiência dos professores e a redução da quantidade de alunos por sala de aula são variáveis que contribuem para o rendimento dos alunos, conforme apresentado nas estimações apresentadas no Apêndice C (Tabelas C.2, C.3 e C4). Sendo que, as escolas multisseriadas estão aquém das escolas seriadas nessas características.

De acordo com Angrist e Lavy (1999), Cho, Glewwe e Whitley (2012) e Krueger (1999), o menor tamanho da turma contribui para o melhor rendimento dos alunos. Desta forma, as turmas menores são uma vantagem nas escolas multisseriadas, cabe investir em metodologias pedagógicas que possam favorecer o aproveitamento dessa característica. Aliada a esse aspecto, a literatura de federalismo fiscal discute sobre a dualidade de

escolas pequenas, que, por um lado, podem estar mais próximas e atender a realidade da população, e por outro, escolas maiores podem ter ganhos de economia de escala na qualidade educacional (GORDON; KNIGHT, 2008, 2009).

Entre outros atributos que podem ser destacados nos resultados, está a melhoria nos indicadores de fluxo no decorrer dos anos analisados. O padrão mais comum dos efeitos fixos de ano entre as séries/anos do EF1 é que, ao comparar com o ano base de 2007, ocorre uma redução da taxa de aprovação em 2008 e a partir de 2009 há uma tendência de aumento para todas as escolas, e o inverso ocorre com as taxas de reprovação e de abandono. O resultado do efeito fixo de ano está associado a características invariantes entre as unidades, como: as políticas públicas que buscam a melhoria na educação, a tendência de aumento de professores com ensino superior e os Planos Nacionais de Educação.

Diante dos resultados encontrados, conhecendo a existência de diferentes tipos de turmas multisseriadas no Brasil e da heterogeneidade de pares, os possíveis mecanismos são explorados na próxima seção.

4.4.2 Mecanismos e diferentes amostras

Conforme a própria definição de turmas multisseriadas, junção de mais de um ano/série em uma única sala de aula, a amplitude de idade e de habilidades entre os estudantes tende a ser maior que em turmas seriadas. Com base na literatura levantada inicialmente, as diferentes organizações das turmas multisseriadas geram composições diferentes de anos de ensino e, conseqüentemente, variações na idade dos alunos. Para explorar e entender como as diferentes formações influenciam na taxa de rendimento dos alunos, a primeira análise explora as duas definições de turmas multisseriadas utilizadas neste estudo – Multietapa e Multi (Tabela 8).

Tabela 8 - Relação dos modelos de turmas multietapa e multi sobre as taxas de rendimento das escolas

Ano/ Série	Aprovação		Reprovação		Abandono	
	Multietapa	Multi	Multietapa	Multi	Multietapa	Multi
1º ano	2,069*** (0,406)	-0,047 (0,148)	-1,808*** (0,324)	-0,073 (0,118)	-0,279 (0,259)	0,121 (0,095)
2º ano	5,543*** (0,833)	0,611*** (0,175)	-4,472*** (0,729)	-0,856*** (0,155)	-0,963** (0,462)	0,321*** (0,0865)
3º ano	5,235*** (0,940)	0,177 (0,231)	-3,793*** (0,862)	-0,418* (0,217)	-1,443*** (0,470)	0,272*** (0,0990)
4º ano	5,787*** (1,013)	-0,0331 (0,218)	-4,226*** (0,934)	-0,351* (0,200)	-1,557*** (0,481)	0,417*** (0,103)
5º ano	0,286 (1,438)	0,729** (0,294)	0,443 (1,295)	-0,931*** (0,260)	-0,707 (0,739)	0,237 (0,155)
Efeito Fixo						
Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto apresentado na Tabela 6.

Ao separar as estimações para os dois tipos de turmas multisseriadas, os resultados apontam que estudar em turmas multietapa – obrigatoriamente com alunos mais novos, visto que os alunos do ensino fundamental estão agrupados com os alunos da educação infantil – contribui para a melhoria das taxas de rendimento. Uma exceção é visualizada no quinto ano – quando a amplitude de idade e de conteúdo são maiores –, já que não há diferença estatística de turmas seriadas. Para as turmas multi, a melhoria no fluxo escolar ocorre no quinto ano e há aumento na taxa de abandono no segundo, terceiro e quarto ano. Em síntese, o resultado positivo encontrado na análise do efeito das turmas multisseriadas é, em parte, alavancado pelas turmas multietapa até o quarto ano e pelas turmas multi no quinto ano, o que corrobora com a ideia de haver efeito de pares entre os alunos.

Para aprofundar o entendimento desses efeitos, como 79% das escolas multisseriadas possuem turmas multi e possuem diferentes agrupamentos de anos do EF1, as suas estruturas são utilizadas para explorar possíveis efeitos de pares. A Tabela 9 apresenta os resultados e demonstra que há diferença no rendimento entre as diversas composições de anos que formam as turmas.

Tabela 9 - Relação dos diferentes agrupamentos de anos em turmas multi sobre as taxas de rendimento das escolas

1º ano							
Anos	1 e 2	1, 2 e 3	1, 2, 3 e 4	1, 2, 3, 4 e 5			
Aprovação	-0,0308 (0,138)	-0,208 (0,597)	0,602 (0,840)	0,359 (0,675)			
Reprovação	-0,0647 (0,112)	-0,180 (0,424)	-0,520 (0,672)	-0,6221 (0,510)			
Abandono	0,106 (0,0869)	0,349 (0,423)	-0,148 (0,500)	0,2210 (0,462)			
2º ano							
Anos	1 e 2	1, 2 e 3	2 e 3	2, 3 e 4	2, 3, 4 e 5	1, 2, 3 e 4	1, 2, 3, 4 e 5
Aprovação	1,863*** (0,187)	1,311** (0,646)	0,175 (0,290)	-4,524*** (1,467)	-0,480 (1,221)	-1,624** (0,820)	1,049 (0,797)
Reprovação	-1,94*** (0,165)	-1,975*** (0,589)	-0,336 (0,253)	4,177*** (1,332)	-1,605 (1,006)	0,685 (0,739)	0,312 (0,384)
Abandono	0,139 (0,0851)	0,721** (0,314)	0,209 (0,136)	0,522 (0,642)	2,385*** (0,783)	1,112** (0,432)	0,046 (0,236)
3º ano							
Anos	1, 2 e 3	2 e 3	2, 3 e 4	3 e 4	3, 4 e 5	1, 2, 3 e 4	1, 2, 3, 4 e 5
Aprovação	1,781** (0,804)	0,402 (0,335)	-0,471 (1,081)	-1,450*** (0,375)	2,278 (1,529)	-0,471 (1,081)	1,484* (0,810)
Reprovação	-1,812** (0,733)	-0,871*** (0,318)	0,413 (0,993)	1,311*** (0,357)	-3,034** (1,434)	0,413 (0,993)	-1,622** (0,774)
Abandono	-0,0326 (0,327)	0,478*** (0,124)	0,148 (0,493)	0,155 (0,137)	0,755 (0,732)	0,148 (0,493)	0,266 (0,326)
4º ano							
Anos	1, 2, 3 e 4	2, 3 e 4	3 e 4	3, 4 e 5	4 e 5	1, 2, 3, 4 e 5	
Aprovação	2,115*** (0,764)	0,829 (1,073)	-0,177 (0,359)	-0,375 (1,316)	-1,086*** (0,303)	1,332* (0,697)	
Reprovação	-2,32*** (0,678)	-1,900* (0,977)	-0,234 (0,335)	-0,280 (1,138)	0,701** (0,285)	-1,652*** (0,638)	
Abandono	0,285 (0,412)	1,056** (0,536)	0,431*** (0,137)	0,642 (0,683)	0,390*** (0,120)	0,408 (0,350)	
5º ano							
Anos	1, 2, 3, 4 e 5	2, 3, 4 e 5	3, 4 e 5	4 e 5			
Aprovação	2,161** (0,910)	0,269 (1,497)	0,680 (1,769)	0,594* (0,310)			
Reprovação	-1,642** (0,807)	-1,276 (1,323)	-1,870 (1,656)	-0,782*** (0,280)			
Abandono	-0,463 (0,491)	1,049 (0,890)	0,991 (0,822)	0,233 (0,145)			

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto apresentado na Tabela 6.

Para os alunos do 1º ano do EF1 das turmas multi não há diferença estatística de rendimento em nenhum dos agrupamentos de anos, quando comparados as turmas seriadas. A partir do segundo ano, surge um comportamento parecido para os demais anos do EF1. Quando a turma possui alunos mais novos (pertencentes a séries/anos anteriores), a evidência é de aumento da taxa de aprovação e no caso de a turma possuir alunos mais velhos (pertencentes a séries/anos posteriores) o resultado converge para redução da taxa de aprovação e aumento da reprovação. Para a taxa de abandono escolar, em sua maioria e independente da estrutura de anos da turma, há aumento ou não existe diferença estatística quando comparadas com as turmas seriadas.

Essa evidência vai ao encontro do que a literatura de efeito das turmas multisseriadas aponta para as habilidades não cognitivas dos estudantes. A formação de turmas multisseriadas com alunos de anos posteriores tende a formar uma percepção de inferioridade entre os alunos mais novos e os mais velhos se sentem mais confiantes ao conseguirem ajudar e servir de exemplo para os demais (LEUVEN; RØNNING, 2014; QUAIL; SMYTH, 2014). De acordo com a literatura de *peer effects*, parte desse efeito também pode ser entendido devido ao tempo despendido com o professor, visto que dentro de uma turma há estudantes que demandam mais tempo, o que implica menos tempo para outros (LAZEAR, 2001). Para Sacerdote (2011), esse tipo de *peer effects* pode ser entendido como *bad apple*. Porém, dependendo o ano/série da turma multisseriada em análise, outro tipo de *peer effects* pode ser visualizado. Os alunos mais novos podem ser prejudicados por pares melhores na classe, que seriam os de anos posteriores, o que é denominado efeito *shining light model*.

Neste sentido, o Inep calcula o índice de esforço docente (IED) das escolas, com o objetivo de mensurar o esforço empreendido pelo professor, no qual são levados em consideração aspectos como: o número de alunos, de turnos, de escolas e de etapas de ensino por ele atendidos. O IED classifica as escolas em seis grupos²⁰, em que o esforço docente tende a aumentar na ordem crescente de classificação. Para as turmas multisseriadas, há associação negativa com o esforço docente de nível 2 e positiva com

²⁰ Nível 1: Docente que tem até 25 alunos e atua em um único turno, escola e etapa; Nível 2: Docente que tem entre 25 e 300 alunos e atua em um único turno, escola e etapa; Nível 3: Docente que tem entre 25 e 300 alunos e atua em um ou dois turnos em uma única escola e etapa; Nível 4: Docentes que tem entre 50 e 400 alunos e atua em dois turnos, em uma ou duas escolas e em duas etapas; Nível 5: Docente que tem mais de 300 alunos e atua nos três turnos, em duas ou três escolas e em duas etapas ou três etapas; Nível 6: Docente que tem mais de 400 alunos e atua nos três turnos, em duas ou três escolas e em duas etapas ou três etapas.

os níveis 1, 4, 5 e 6 (Tabela 10). Ou seja, a diferença entre o nível 1 e 2 é basicamente o número de alunos, o que equivale a dizer que as escolas multisseriadas exigem menos esforço docente devido ao menor número de alunos. Os níveis 4, 5 e 6 são docentes que trabalham em mais de um turno ou escola, o que pode estar atrelado ao alto número de professores contratados para as turmas não seriadas. Como os contratos nem sempre cobrem o tempo integral de estudos e a essas escolas não ofertarem todas as etapas da educação básica, o resultado é que os professores não lecionam em uma única escola.

Tabela 10 - Relação das turmas multisseriadas sobre os níveis de esforço docente

Variáveis	IED 1	IED 2	IED_3	IED_4	IED_5	IED_6
1º ano	1,818*** (0,562)	-4,599*** (0,342)	0,268 (0,477)	1,530*** (0,443)	0,617*** (0,171)	0,365*** (0,130)
2º ano	0,672 (0,518)	-4,073*** (0,315)	0,340 (0,444)	1,802*** (0,407)	0,805*** (0,164)	0,454*** (0,118)
3º ano	3,278*** (0,806)	-5,683*** (0,518)	0,217 (0,685)	1,386** (0,588)	0,396* (0,238)	0,406** (0,179)
4º ano	3,017*** (0,831)	-5,772*** (0,531)	0,205 (0,687)	1,734*** (0,612)	0,833*** (0,243)	-0,0173 (0,175)
5º ano	4,100*** (0,978)	-5,844*** (0,657)	-0,192 (0,764)	1,041 (0,719)	0,913*** (0,283)	-0,0188 (0,204)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto da Tabela 6.

Um outro ponto importante das turmas multisseriadas no Brasil, conforme destacado por Parente (2014), é a elevada dispersão de idade dentro das turmas. No sistema escolar brasileiro a idade do aluno importa para o ingresso no primeiro ano do EF1, seis anos é o estabelecido, mas no decorrer do tempo há disparidades dentro dos anos de ensino. Esse problema recorrente em turmas seriadas tende a se agravar quando as turmas são multisseriadas. Para investigar a relação, a Taxa de Distorção Idade-Série (TDI), que indica o percentual de alunos com dois ou mais anos de idade acima do recomendado para o ano que estão cursando, é utilizada como variável dependente da Equação 1 e o resultado é apresentado na Tabela 11.

Tabela 11 - Relação das turmas multisseriadas sobre a Taxa de Distorção Idade-Série

	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Multisseriada	1,792*** (0,298)	1,789*** (0,117)	1,386*** (0,116)	1,952*** (0,121)	1,361*** (0,143)
Multietapa	-0,817 (0,837)	0,364 (0,760)	-2,512*** (0,736)	-4,572*** (0,775)	-4,254*** (1,137)
Multi	1,564*** (0,312)	3,902*** (0,236)	2,924*** (0,296)	3,029*** (0,298)	3,310*** (0,423)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto da Tabela 6.

Conforme o esperado, em turmas multisseriadas a TDI é maior que em turmas seriadas, especificamente, esse resultado decorre de agrupamentos do tipo multi. Para as turmas com educação infantil concomitante (multietapa), a partir do terceiro ano do EF1 há uma tendência de redução da TDI. Em parte, esse resultado pode ser explicado pelas próprias taxas de rendimento, na medida em que a taxa de aprovação contribui para que o aluno evolua de ano/série e continue o ciclo escolar na idade adequada. Por outro lado, o fato de o aluno não estar cursando a série com a idade adequada, tende a gerar desmotivação, com implicações de aumento da evasão e da reprovação. No mesmo sentido do encontrado para o agrupamento de turmas multisseriadas com anos posteriores, a TDI pode ser uma consequência de efeito de pares, estar em uma turma com maior amplitude e sem ter a idade adequada, contribui para que os alunos se sintam menos aptos, o que está relacionado ao aumento da reprovação e do abandono escolar.

Além disso, estimações para entender os mecanismos de efeitos heterogêneos das regiões e do tempo de exposição às turmas multisseriadas foram realizadas. Como cada região possui particularidades e, em específico, o Programa Escola Ativa atua de diferentes formas entre elas, a Tabela 12 apresenta a especificação que controla para a heterogeneidade regional. O aumento na taxa de aprovação e redução da taxa de reprovação se mantiveram nas Regiões Norte e Nordeste do Brasil, principalmente, nos três primeiros anos do EF1, nas demais Regiões o efeito foi o inverso.

Tabela 12 - Resultados considerando a heterogeneidade entre as regiões (efeito marginal) (continua)

Regiões	Aprovação				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Norte	1,69***	3,35***	2,87***	1,25*	1,51
Nordeste	0,50**	1,39***	1,09**	0,90	0,79
Sudeste	-0,26***	-0,89***	-0,78***	-0,01	-0,09
Sul	-0,37***	-1,31***	-0,94***	-0,49**	0,63
Centro-Oeste	-1,48***	-1,56***	1,02	-1,46**	1,09
Regiões	Reprovação				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Norte	-1,34***	-3,20***	-2,11***	-1,07	-1,10
Nordeste	-0,52*	-1,46***	-1,16	-0,97	-0,87
Sudeste	0,23***	0,58***	0,30***	-0,33	-0,36
Sul	0,19***	0,99***	0,87***	0,33*	-0,81
Centro-Oeste	0,97***	1,68***	-0,73	0,21	-0,43
Regiões	Abandono				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Norte	-0,35	-0,10	-0,77**	-0,18	-0,40
Nordeste	0,01	0,12	0,07**	0,07	0,11
Sudeste	0,02	0,46	0,59***	0,41	0,48

Tabela 12 - Resultados considerando a heterogeneidade entre as regiões (efeito marginal) (conclusão)

Regiões	Abandono				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Sul	0,15	0,51*	0,21***	0,27	0,24
Centro-Oeste	0,79	-0,46	-0,72	1,10	-0,40

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto apresentado na Tabela 6.

A Tabela 13 inclui uma variável de tempo de exposição às turmas multisseriadas (Tempo trat.). Como as escolas podem ter variações na forma de organização das turmas durante o período da análise, a existência de turmas multisseriada em um determinado ano não implica na sua utilização nos anos posteriores. Assim, a quantidade de tempo que as escolas possuem turmas multisseriadas pode afetar o conjunto de variáveis dependentes. O parâmetro estatisticamente significativo estimado confirma essa hipótese.

Tabela 13 - Resultados considerando o tempo de exposição ao tratamento

	Aprovação				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Multisseriada	-0,304** (0,149)	-0,245 (0,180)	0,311 (0,234)	0,165 (0,223)	0,699** (0,301)
Tempo multisseriada	0,756*** (0,0366)	1,291*** (0,0375)	0,366*** (0,0395)	0,311*** (0,0376)	-0,0683 (0,0592)
	Reprovação				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Multisseriada	0,102 (0,119)	-0,125 (0,159)	-0,512** (0,219)	-0,498** (0,205)	-0,980*** (0,265)
Tempo multisseriada	-0,526*** (0,0281)	-0,956*** (0,0331)	-0,155*** (0,0364)	-0,0964*** (0,0336)	0,293*** (0,0519)
	Abandono				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Multisseriada	0,199** (0,0959)	0,436*** (0,0916)	0,227** (0,104)	0,360*** (0,106)	0,314** (0,159)
Tempo multisseriada	-0,231*** (0,0236)	-0,328*** (0,0189)	-0,205*** (0,0181)	-0,211*** (0,0195)	-0,224*** (0,0344)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto apresentado na Tabela 6.

De forma geral, o tempo de exposição à multisseriação contribui para o aumento da taxa de aprovação e redução das taxas de reprovação e abandono. Isso indica que a escola com turmas multisseriadas por mais tempo, possivelmente, tem um ganho de aprendizado. É provável que as famílias possuem maior engajamento, mais ações municipais e políticas públicas, os professores conseguem se adaptar e há tempo para adequar um método de ensino.

4.4.3 Análise de Robustez

Além da organização em turmas não seriadas, a LDB de 1996 ampliou o modelo de evolução do aluno nas etapas de ensino, como exemplo, por meio da opção de ciclos. O aluno pode seguir sem repetência durante algumas fases de seu desenvolvimento, o que implica em impactos sobre as taxas de rendimento (MENEZES-FILHO *et al.*, 2008). A informação se a escola adota alguma estratégia de ciclos está disponível no Censo Escolar a partir de 2009. Até 2018 cerca de 25% das escolas multisseriadas e 35% das escolas seriadas utilizavam esse tipo de progressão. Como a política de ciclos influencia diretamente nas taxas de fluxo escolar, a coluna (1) da Tabela 14 apresenta a estimação para o período em que a informação está disponível, a fim de controlar a estimação para essa política. A inclusão da variável no modelo não altera a direção dos parâmetros, nota-se que o efeito permanece robusto para a taxa de reprovação.

Tabela 14 - Resultados do Painel com a inclusão da característica de ciclos escolares (2009 – 2018) e após a adoção do nono ano (2010 – 2018)

Variáveis	Aprovação		Reprovação		Abandono	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
1º ano	0,236 (0,150)	0,118 (0,148)	-0,291** (0,116)	-0,205* (0,112)	0,0546 (0,0979)	0,0875 (0,0996)
2º ano	0,758*** (0,179)	0,320* (0,172)	-0,906*** (0,156)	-0,561*** (0,148)	0,148 (0,0922)	0,241*** (0,0906)
3º ano	0,784*** (0,266)	0,571** (0,284)	-0,760*** (0,250)	-0,649** (0,268)	-0,0238 (0,115)	0,0779 (0,123)
4º ano	0,331 (0,261)	-0,0205 (0,278)	-0,499** (0,238)	-0,256 (0,257)	0,168 (0,123)	0,276** (0,124)
5º ano	0,615* (0,323)	0,478 (0,344)	-0,828*** (0,285)	-0,794*** (0,308)	0,213 (0,168)	0,316* (0,174)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto apresentado na Tabela 6 e efeito fixos de ano e de escola.

Outra política que pode proporcionar mudanças nas taxas de rendimento é a inclusão do nono ano. A organização em oito séries no ensino fundamental teve a inclusão de um ano adicional por meio da Lei 11.274 de 6 de fevereiro de 2006. A qual alterou a idade de entrada no EF1 para 6 anos (até 2006 a idade mínima vigente era de 7 anos) e determinou o prazo de adaptação para toda a rede pública até o ano de 2010. A coluna (2) da Tabela 14, além de incluir a variável que identifica a progressão em ciclos, recorta a amostra para o período a partir de 2010, a fim de garantir que todas as escolas possuam o currículo adaptado ao nono ano e garante que a adesão em período distinto entre as escolas

seriadas e multisseriadas não esteja afetando os resultados. Conforme o esperado e próximo aos resultados da coluna (1), os coeficientes da taxa de reprovação se mantiveram significativos, com a exceção do quarto ano do EF1.

Um exercício com três diferentes amostras busca verificar a sensibilidade do resultado em relação ao recorte amostral (escolas com apenas uma turma). A amostra (1) da Tabela 15 inclui todas as escolas, independentemente do número de turmas. A amostra (2) abrange as escolas que ofertam apenas EF1. A amostra (3) considera apenas as escolas que não fecharam durante o decorrer da análise (torna o painel balanceado), o que contribui para verificar se a melhoria no rendimento pode estar ligada ao selecionar escolas que não fecharam e são mais eficientes.

Tabela 15 - Resultados do painel de efeito fixo de ano e de escola para diferentes amostras

Ano/ Série	Aprovação			Reprovação			Abandono		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
1º ano	-0,142** (0,0669)	0,110 (0,0932)	-0,114 (0,0752)	-0,0305 (0,0537)	-0,238*** (0,0764)	-0,0576 (0,0611)	0,165*** (0,0401)	0,119** (0,0549)	0,166*** (0,0429)
2º ano	0,354*** (0,0871)	0,461*** (0,123)	0,553*** (0,100)	-0,633*** (0,0769)	-0,619*** (0,110)	-0,837*** (0,0890)	0,293*** (0,0411)	0,182*** (0,0564)	0,287*** (0,0438)
3º ano	0,0681 (0,0839)	0,314*** (0,116)	0,0585 (0,0954)	-0,429*** (0,0789)	-0,576*** (0,110)	-0,475*** (0,0900)	0,367*** (0,0352)	0,270*** (0,0476)	0,416*** (0,0377)
4º ano	-0,696*** (0,0826)	-0,398*** (0,117)	-0,856*** (0,0936)	0,293*** (0,0755)	0,115 (0,108)	0,441*** (0,0864)	0,420*** (0,0379)	0,315*** (0,0523)	0,429*** (0,0406)
5º ano	0,221** (0,0907)	0,653*** (0,140)	0,203* (0,114)	-0,344*** (0,0802)	-0,871*** (0,125)	-0,331*** (0,101)	0,146*** (0,0465)	0,227*** (0,0658)	0,160*** (0,0555)
Efeito fixo									
Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto apresentado na Tabela 6.

Os coeficientes para as três amostras seguem a mesma direção do modelo principal. O coeficiente do primeiro e do terceiro ano perdeu a significância estatística nas amostras (2) e (3), ou seja, passou a não ter diferença entre turmas multisseriadas e seriadas. Isso pode estar vinculado ao fato de não ser possível separar as escolas que adotam o modelo por escolha pedagógica. A redução na taxa de aprovação no quarto ano se manteve para as diferentes amostras. Como um todo, os resultados encontrados corroboram com o modelo *benchmark*.

O último exercício de robustez busca explorar o *timing* das turmas multisseriadas entre as escolas que em algum momento da análise as adotaram. A coluna (1) da Tabela 16 apresenta os resultados da estimação e a coluna (2) inclui tendências distintas para os Estados e o Distrito Federal.

Tabela 16 - Resultados do painel de efeito fixo de ano e de escola para diferentes amostras

	Aprovação		Reprovação		Abandono	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
1º ano	0,507*** (0,0711)	0,344** (0,144)	-0,428*** (0,0565)	-0,341*** (0,115)	-0,0802* (0,0422)	0,00751 (0,0941)
2º ano	3,043*** (0,0997)	0,546*** (0,170)	-2,736*** (0,0864)	-0,646*** (0,149)	-0,327*** (0,0440)	0,0988 (0,0900)
3º ano	0,691*** (0,0877)	0,761*** (0,231)	-0,811*** (0,0818)	-0,679*** (0,216)	0,106*** (0,0370)	-0,0858 (0,103)
4º ano	0,0239 (0,0880)	0,650*** (0,222)	-0,0825 (0,0795)	-0,678*** (0,204)	0,0537 (0,0412)	0,0300 (0,106)
5º ano	0,745*** (0,0953)	0,776*** (0,297)	-0,562*** (0,0835)	-0,835*** (0,261)	-0,169*** (0,0494)	0,0832 (0,157)
Efeito fixo						
Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não
Ano/UF	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem como variáveis de controle o conjunto apresentado na Tabela 6.

A direção dos parâmetros vai ao encontro do modelo *benchmark*, com a exceção do quarto ano, pois passou a não haver diferença estatística ou contribuir para o fluxo escolar. Na ausência da tendência de Estados verificou-se aumento do abandono apenas no quarto ano, após a sua inclusão não há efeitos de ser multisseriada sobre o abandono escolar. A ideia da amostra é ter um grupo de comparação mais parecido, visto que todas as escolas da amostra em algum momento da análise possuem turmas multisseriadas. Desta forma, os fatores que levam à utilização do modelo não seriado não são explorados neste estudo.

Contudo, as diferentes amostras utilizadas apresentaram resultados que corroboram o modelo principal. Há uma convergência de aumento na taxa de aprovação e redução na taxa de reprovação, com a exceção do quarto ano do EF1.

4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As turmas multisseriadas contribuem para a universalização do acesso à educação e a garantia do direito da criança ao ensino gratuito, mas pouco se conhece sobre o aprendizado dos seus alunos. Este artigo buscou verificar o efeito da multisseriação sobre as taxas de rendimento das escolas nos anos iniciais do Ensino Fundamental.

Com a disponibilidade de acompanhar as escolas brasileiras anualmente e com o pressuposto de haver uma variação idiossincrática no número de alunos, a estratégia de

identificação se baseou em um painel de efeitos fixos de escola. A partir do amplo conjunto de dados do Censo Escolar, a análise foi realizada para o período de 2007 a 2018. Ao controlar por um conjunto de variáveis ao nível de aluno, do professor, da turma e da escola, o resultado encontrado traz evidências positivas desse modelo de organização de turma para as taxas de aprovação e de reprovação e a necessidade de acompanhamento para a taxa de abandono escolar.

As turmas multisseriadas cumprem com o seu papel de fornecer o direito de educação, principalmente em regiões rurais, de localização diferenciada e para regiões que possuem problemas na oferta de ensino, já que a evidência empírica sugere aumento no fluxo escolar em regiões mais pobres do Brasil, como o Norte e Nordeste. Embora seja necessário cautela ao inferir sobre qualidade da educação quando as taxas de rendimento são analisadas. Por exemplo, o Ideb é uma medida de qualidade da educação, composto pela taxa de aprovação e pela nota da Prova Brasil/Saeb, se uma escola possuir alta taxa de aprovação e baixo desempenho, em termos de qualidade o resultado requer atenção. Todavia, o fato de o aluno abandonar a escola e não estar na série correta são fatores que apontam para a necessidade de melhoria no ambiente escolar. Além disso, uma exceção foi encontrada no quarto ano, pois a turma ser multisseriada implica em redução da taxa de aprovação e aumento da taxa de reprovação.

Para entender os mecanismos que levam a esses resultados, a partir da composição de anos/séries da turma, uma análise de efeitos dos pares foi explorada. Os resultados apontam que os alunos agrupados com séries posteriores aprovam menos e quando agrupados com pares de anos anteriores são mais propensos a seguir o fluxo escolar – maior aprovação e menor reprovação. Isso possibilita identificar que os alunos mais novos tendem a ser prejudicados em turmas multisseriadas. Conforme a literatura aponta, é comum que eles desenvolvam *locus* de controle externo, ou seja, acreditem que são menos capazes. Entre os alunos mais velhos o efeito é o oposto, tendem a se sentir mais confiantes. Além disso, os alunos de séries posteriores podem estar tirando vantagem de rever o conteúdo, enquanto os mais novos têm mais dificuldade, consequência de menos tempo com o professor – no caso de conteúdo diferenciado por ano/série – ou com menos habilidades no caso de o professor explorar o mesmo conteúdo para todos os anos que compõem a turma.

Um exercício de robustez a partir de diferentes amostras, ao controlar a progressão em ciclos, a transição para o nono ano e o *timing* de turmas multisseriadas nas escolas, os resultados se mantêm, principalmente no segundo, no terceiro e no quarto ano do EF 1.

Contudo, ainda que, a endogeneidade das turmas multisseriadas não seja descartada e isso represente uma limitação do estudo, destaca-se a relevância do estudo no contexto educacional de uma parcela considerável de alunos no Brasil (8%). Na inexistência de recursos escolares como o de escolas únicas – cabe destacar que o contexto das escolas multisseriadas é de pouca infraestrutura e de professores menos qualificados e sem orientação para lecionar nesse modelo de ensino –, elas contribuem para a melhoria do fluxo escolar, o que reforça a necessidade de mais investimentos. A localização de escolas com turmas multisseriadas próximas da residência das famílias contribui para menores despesas com transporte escolar e com serviços (poucos professores e número menor de salas de aulas). Sua existência pode ser uma opção de *cost-saving* para os agentes tomadores de decisões e com baixo custo social para a população. Modelos internacionais já comprovam os benefícios da multisseriação, cabendo investir em políticas públicas de melhoria da infraestrutura e para formação adequada dos professores, a fim de gerar mais benefícios com a organização de turmas não seriadas.

A constatação do estudo não é uma visão “romântica” das turmas multisseriadas, pois, elas possuem muitos problemas, mas, a existência de escolas próximas aos alunos no EF 1 parecem ser uma opção para resolver problemas de reprovação. Para aqueles que possuem dificuldades de acesso ao sistema educacional, elas representam a chance de tê-lo próximo, mas é necessário investir em formação e melhoramento do ensino. A questão é tornar essas escolas melhores para que possam acrescentar em ensino de qualidade para os seus alunos. E, por fim, sugerem-se mais investigações e pautas de pesquisa sobre o ensino nas turmas multisseriadas, bem como averiguações em termos de qualidade, que podem ser realizadas com a inclusão das turmas multisseriadas nos testes padronizados (SAEB e ANA). A falta de avaliações de desempenho para as turmas multisseriadas é uma lacuna que poderia contribuir e direcionar os caminhos da educação no Brasil, em específico para as políticas de ensino nessas turmas.

REFERÊNCIAS

- ÅBERG-BENGTSSON, Lisbeth. The smaller the better? A review of research on small rural schools in Sweden. *International Journal of Educational Research*, v. 48, n. 2, p. 100–108, 2009.
- AKSOY, Naciye. Multigrade schooling in Turkey: An overview. *International Journal of Educational Development*, v. 28, n. 2, p. 218–228, 2008.
- ANGRIST, Joshua D; LAVY, Victor. Using Maimonides Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 2, p. 533–575, 1999.
- BERRY, Chris; LITTLE, Angela W. Education for All and Multigrade Teaching: challenges and opportunities. In: LITTLE, A.W. (Org.). *Edducation for all and multigrade teaching*. [S.l.]: Springer, Dordrecht, 2006. p. 67–86.
- BRASIL. *Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional - LDB*. . [S.l.: s.n.]. , 1996
- CHECCHI, Daniele; DE PAOLA, Maria. The effect of multigrade classes on cognitive and non- cognitive skills. Causal evidence exploiting minimum class size rules in Italy. *Economics of Education Review*, v. 67, p. 235–253, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2018.10.003>>.
- CHO, Hyunkuk; GLEWWE, Paul; WHITLER, Melissa. Do reductions in class size raise students' test scores? Evidence from population variation in Minnesota's elementary schools. *Economics of Education Review*, v. 31, n. 3, p. 77–95, 2012. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2012.01.004>>.
- CORNISH, Linley. Multi-grade Pedagogy and Student Learning. *Bhutan Journal of research & Development*, n. April, p. 41–51, 2014.
- CUNHA, Flavio *et al.* Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation. *Handbook of the Economics of Education*, v. 1, n. 06, p. 697–812, 2006.
- DARMONDY, Merike; SMYTH, Emer. Job satisfaction and occupational stress among primary school teachers and school principals in Ireland. *A Report Compiled by the ESRI on Behalf of The Teaching Council*, v. 20, 2011. Disponível em: <http://www.teachingcouncil.ie/_fileupload/Research/Commisioned Research/Teacher satisfaction and stress.pdf%5Cnhttp://ezproxy.library.usyd.edu.au/login?url=http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=cin20&AN=2012754010&site=ehost-live%5Cnhttp://>>.
- ELMAN, Jeffrey L. Learning and development in neural networks: the importance of starting small. *Cognition*, v. 48, n. 1, p. 71–99, 1993.
- GORDON, Nora; KNIGHT, Brian. A spatial merger estimator with an application to school district consolidation. *Journal of Public Economics*, v. 93, p. 752–765, 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.02.007>>.
- GORDON, Nora; KNIGHT, Brian. The effects of school district consolidation on educational cost and quality. *Public Finance Review*, v. 36, n. 4, p. 408–430, 2008.
- GREENWALD, Rob; HEDGES, Larry V.; LAINE, Richard D. The effect of school resources on student achievement. *Review of Educational Research*, v. 66, n. 3, p. 361–396, 1996.

- HANUSHEK, Eric A. Assessing the effects of school resources on student performance: An update. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, v. 19, n. 2, p. 141–164, 1997.
- HATTIE, John A.C. Classroom composition and peer effects. *International Journal of Educational Research*, v. 37, n. 5, p. 449–481, 2002.
- HECKMAN, James J. Policies to foster human capital. *Research in Economics*, v. 54, n. 1, p. 3–56, 2000.
- HECKMAN, James J.; MASTEROV, Dimitriy V. The productivity argument for investing in young children. *Review of Agricultural Economics*, v. 29, n. 3, p. 446–493, 2007.
- HOXBY, Caroline M. THE EFFECTS OF CLASS SIZE ON STUDENT ACHIEVEMENT: NEW EVIDENCE FROM POPULATION VARIATION. *The Quarterly Journal of Economics*, n. November, p. 1239–1285, 2000.
- INEP, Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. *Censo Escolar*. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/censo-escolar>>.
- JARAMILLO, Miguel. The spatial geography of teacher labor markets: Evidence from a developing country. *Economics of Education Review*, v. 31, n. 6, p. 984–995, 2012. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2012.07.005>>.
- KRUEGER, Alan B. Experimental estimates of education production functions* a. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. May, p. 497–532, 1999.
- LAZEAR, Edward P. Educational Production. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 3, p. 777–803, 2001. Disponível em: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/entrez/query.fcgi?db=pubmed&cmd=Retrieve&dopt=AbstractPlus&list_uids=8508029795338633420related:zECZeQWYEnYJ>.
- LEE, Ronald. The demographic transition: Three centuries of fundamental change. *Journal of Economic Perspectives*, v. 17, n. 4, p. 167–190, 2003.
- LEUVEN, Edwin; RØNNING, Marte. Classroom Grade Composition and Pupil Achievement. *The Economic Journal*, v. 126, p. 1164–1192, 2014.
- LITTLE, Angela W. Multigrade teaching: Towards an international research and policy agenda. *International Journal of Educational Development*, v. 21, n. 6, p. 481–497, 2001.
- LITTLE, Angela W. Learning and teaching in multigrade settings. *UNESCO - United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization*, n. 2004, p. 1–25, 2004.
- MARIANO, Louis T.; KIRBY, Sheila Nataraj. *Achievement of Students in Multigrade Classrooms: Evidence from the Los Angeles Unified School District*. RAND Education. [S.l.: s.n.], 2009.
- MASON, De Wayne A.; BURNS, Robert B. Toward a theory of combination classes. *Educational Research and Evaluation*, v. 3, n. 4, p. 281–304, 1997.
- MASON, Dewayne A.; BURNS, Robert B. Teachers' Views of Combination Classes. *Journal of Educational Research*, v. 89, n. 1, p. 36–45, 1995.
- MCCLELLAN, Diane E.; KINSEY, Susan. Children's Social Behavior in Relationship

To Participation in Mixed Age or Same Age Classroom. 1997, [S.l: s.n.], 1997. p. 1–21. Disponível em: <<http://eric.ed.gov/?id=ED418771>>.

MCEWAN, Patrick J. The effectiveness of multigrade schools in Colombia. *International Journal of Educational Development*, v. 18, n. 6, p. 435–452, 1998.

MEC, Ministério da Educação. *Resolução/CD/FNDE nº 28, de 9 de junho de 2011*. . [S.l: s.n.], 2011

MENEZES-FILHO, Naércio *et al.* Avaliando o Impacto da Progressão Continuada nas Taxas de Rendimento e Desempenho Escolar do Brasil. *Relatório de Avaliação Econômica - Fundação Itaú Social*, p. 1–26, 2008.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, MEC. *Ciclo de alfabetização deve prosseguir sem interrupção*. . [S.l: s.n.], 2010a. Disponível em: <<http://portal.mec.gov.br/ultimas-noticias/211-218175739/16166-ciclo-de-alfabetizacao-deve-prosseguir-sem-interrupcao>>.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, MEC. *Diretrizes para Implantação e Implementação da Estratégia Metodológica Escola Ativa*. [S.l: s.n.], 2006.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, MEC. *Escola Ativa: Projeto Base*. [S.l: s.n.], 2010b. Disponível em: <<http://repositorio.unan.edu.ni/2986/1/5624.pdf>>.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, MEC. *RESOLUÇÃO Nº 2, DE 28 DE ABRIL DE 2008 - Estabelece diretrizes complementares, normas e princípios para o desenvolvimento de políticas públicas de atendimento da Educação Básica do Campo*. . [S.l: s.n.], 2008

MULKEEN, Aidan G; HIGGINS, Cathal. *Multigrade Teaching in Sub-Saharan Africa*. *World Bank Working Papers*. [S.l: s.n.], 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1596/978-0-8213-8065-9>>.

MULRYAN-KYNE, C. The Grouping Practices of Teachers in Small Two-Teacher Primary Schools in the Republic of Ireland. *Journal of Research in Rural Education*, v. 20, n. 17, p. 20, 2005. Disponível em: <<http://jrre.psu.edu/articles/20-17.pdf>>.

MULRYAN-KYNE, Catherine. Educational Research Centre. *The Irish Journal of Education*, v. 35, p. 5–19, 2004.

MULRYAN-KYNE, Catherine. The preparation of teachers for multigrade teaching. *Teaching and Teacher Education*, v. 23, n. 4, p. 501–514, 2007.

PARENTE, Cláudia da Mota Darós. Perfil, concepções e práticas pedagógicas de professores que atuam em turmas multisseriadas de escolas públicas de Sergipe. *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, v. 95, n. 241, p. 676–695, 2014.

PARENTE, Cláudia Da Mota Darós. Escolas multisseriadas: A experiência internacional e reflexões para o caso brasileiro. *Ensaio: Avaliação de Política Pública em Educação*, v. 22, n. 82, p. 57–88, 2014.

PSACHAROPOULOS, George; ROJAS, Carlos; VELEZ, Eduardo. Achievement Evaluation of Colombia's "Escuela Nueva": Is Multigrade the Answer? *Comparative Education Review*, v. 37, n. 3, p. 263–276, 1993.

QUAIL, Amanda; SMYTH, Emer. Multigrade teaching and age composition of the class: The influence on academic and social outcomes among students. *Teaching and*

Teacher Education, v. 43, p. 80–90, 2014a. Disponível em:
<<http://dx.doi.org/10.1016/j.tate.2014.06.004>>.

QUAIL, Amanda; SMYTH, Emer. Multigrade teaching and age composition of the class: The influence on academic and social outcomes among students. *Teaching and Teacher Education*, v. 43, p. 80–90, 2014b.

RIVKIN, Steven G.; HANUSHEK, Eric A.; KAIN, John F. Teachers, schools, and academic achievement. *Econometrica*, v. 73, n. 2, p. 417–458, 2005.

ROCKOFF, Jonah E. The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data. *The American Economic Review*, v. 94, n. 2, p. 247–252, 2004.

RUSSELL, V. Jean; ROWE, Kenneth J.; HILL, Peter W. Quantitative Evidence and Perceptions of Teachers and School Leaders . 1998, [S.l.: s.n.], 1998. p. 1–56.

SACERDOTE, Bruce. Peer Effects in Education: How might they work, how big are they and how much do we know Thus Far? *Handbook of the Economics of Education*. 1. ed. [S.l.]: Elsevier B.V., 2011. v. 3. p. 249–277. Disponível em:
<<http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-444-53429-3.00004-1>>.

SANTA CATARINA, SC. *Portaria Nº/ 007 /SED de 24 de março de 2010. Secretaria de Estado da Educação*. [S.l.: s.n.]. Disponível em:
<<file:///C:/Users/User/Downloads/fvm939e.pdf>>. , 2010

SATTARI, Reza. The Effect of Multigrade Classrooms on Student Behavior. *mimeo.*, p. 1–34, 2016.

SILVEIRA, Kelly Ambrósio; ENUMO, Sônia Regina Fiorim; BATISTA, Elisa Pozzatto. Indicadores de estresse e estratégias de enfrentamento em professores de ensino multisseriado. *Psicologia Escolar e Educacional*, v. 18, n. 3, p. 457–465, 2014.

SIMS, David. Association for Public Policy Analysis and Management A Strategic Response to Class Size Reduction : Combination Classes and Student Achievement in California A Strategic Response to Class Size Reduction : Combination Classes and. v. 27, n. 3, p. 457–478, 2008.

THOMAS, C.; SHAW, C. Issues in the development of multigrade schools. *World Bank Technical Paper*, v. 172, p. 1–64, 1992.

THOMAS, Jaime L. Combination classes and educational achievement. *Economics of Education Review*, v. 31, n. 6, p. 1058–1066, 2012. Disponível em:
<<http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2012.07.013>>.

TIGRE, Robson; SAMPAIO, Breno; MENEZES, Tatiane. the Impact of Commuting Time on Youth'S School Performance. *Journal of Regional Science*, v. 57, n. 1, p. 28–47, 2017.

UNESCO, United Nations Educational Scientific and Cultural Organization. *Practical Tips for Teaching Multigrade Classes*. [S.l.: s.n.], 2015.

VEENMAN, Simon. Cognitive and Noncognitive Effects of Multigrade and Multi-Age Classes: A Best-Evidence Synthesis. *Review of Educational Research*, v. 65, n. 4, p. 319–381, 1995.

VEENMAN, Simon. Effects of multigrade and multi-age classes reconsidered. *Review*

of Educational Research, v. 66, n. 3, p. 323–340, 1996.

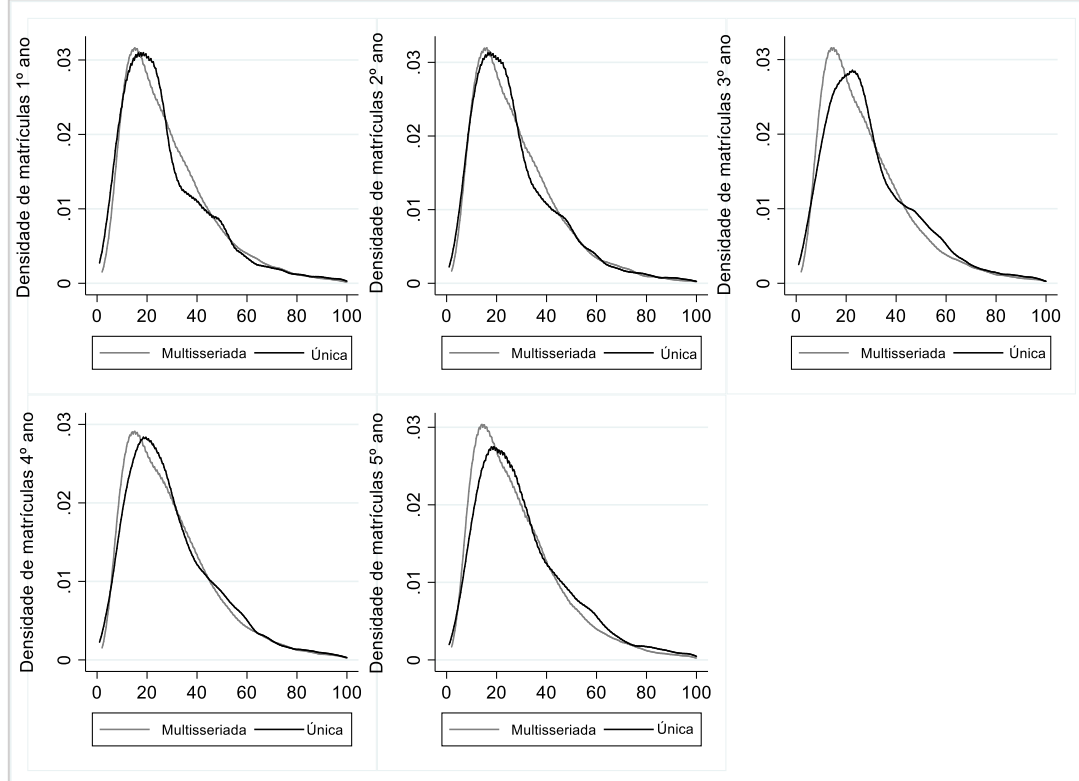
VEENMAN, Simon; RAEMAEEKERS, Jan. Long-term Effects of a Staff Development Programme on Effective Instruction and Classroom Management for Teachers in Multigrade Classes. *Educational Studies*, v. 21, n. 2, p. 167–185, 1995.

WILKINSON, Ian A.G.; HAMILTON, Richard J. Learning to read in composite (multigrade) classes in New Zealand: Teachers make the difference. *Teaching and Teacher Education*, v. 19, n. 2, p. 221–235, 2003.

XIMENES-ROCHA, Solange H.; COLARES, Maria Lília I. S. A ORGANIZAÇÃO DO ESPAÇO E DO TEMPO ESCOLAR EM CLASSES MULTISSERIADAS: NA CONTRAMÃO DA LEGISLAÇÃO. *Revista HISTEDBR*, v. 3, n. 2, p. 54–67, 2015. Disponível em: <<http://repositorio.unan.edu.ni/2986/1/5624.pdf>>.

APÊNDICE C

Figura C. 1 - Distribuição do número de matrículas nas escolas multisseriadas e seriadas



Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados do Censo Escolar de 2018.

Nota: Na estimação não-paramétrica de densidade univariada de *kernel* é usada a função de *epanechnikov* e *bandwidth* automática.

Tabela C. 1 - Testes de KMO e Bartlett

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		0,8975
Bartlett's Test of Sphericity	Qui-quadrado	$5,4e^{+6}$
	Sig.	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela C. 2 - Resultados expandidos para a Taxa de Aprovação

Variáveis	Aprovação				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Tratamento	0,320** (0,146)	0,711*** (0,177)	0,622*** (0,231)	0,444** (0,221)	0,644** (0,297)
p_masc	-1,426*** (0,179)	-2,172*** (0,202)	-4,293*** (0,239)	-3,186*** (0,224)	-4,293*** (0,275)
p_branco	-0,505*** (0,161)	-0,838*** (0,200)	-0,859*** (0,238)	-0,396* (0,212)	0,226 (0,253)
p_trans_pub	0,446** (0,176)	1,096*** (0,208)	0,466** (0,236)	0,0556 (0,218)	-0,237 (0,254)
num_idade	-0,00232 (0,00453)	0,0104* (0,00553)	0,0192*** (0,00624)	0,0172*** (0,00575)	0,0187*** (0,00654)
doc_migrou	-0,00857 (0,0817)	0,130 (0,106)	0,169 (0,121)	0,379*** (0,111)	0,137 (0,125)
feminino	0,466*** (0,173)	0,555*** (0,184)	-0,117 (0,185)	-0,0814 (0,159)	-0,217 (0,175)
doc_ens_medio	1,473*** (0,533)	-2,743*** (0,301)	2,602*** (0,605)	-0,197 (0,602)	2,020** (0,876)
doc_ens_superior	1,652*** (0,531)	-2,015*** (0,294)	2,548*** (0,605)	-0,383 (0,600)	1,908** (0,869)
doc_id_especializacao	-0,193** (0,0772)	-0,646*** (0,106)	-0,438*** (0,126)	-0,216* (0,111)	-0,00255 (0,121)
aluno_prof	-0,0237*** (0,00648)	-0,0487*** (0,00841)	-0,0285*** (0,00837)	-0,0134* (0,00722)	-0,0423*** (0,00657)
duracao_turma	0,000828 (0,000509)	0,00480*** (0,000723)	0,000354 (0,000925)	0,00119 (0,000835)	0,00211*** (0,000794)
tam_medio_turma	-0,0702*** (0,00710)	-0,139*** (0,00921)	-0,145*** (0,00931)	-0,110*** (0,00827)	-0,0364*** (0,00763)
local_urb	-0,202 (0,299)	-1,016** (0,483)	0,0427 (0,449)	-0,813** (0,379)	0,126 (0,488)
loc_diferenciada	0,227 (0,285)	0,294 (0,318)	0,186 (0,345)	0,323 (0,326)	-0,521 (0,380)
internet	-0,584*** (0,0759)	-1,633*** (0,104)	-0,408*** (0,116)	-0,259** (0,101)	0,0444 (0,113)
Infraestrutura	-0,205** (0,0994)	-0,918*** (0,141)	0,135 (0,154)	-0,325** (0,135)	0,0855 (0,137)
R-quadrado	0,032	0,146	0,027	0,019	0,015
Nº de escolas	82.994	90.143	87.528	86.743	70.273

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem efeito fixo de ano e de escola.

Tabela C. 3 - Resultados expandidos para a Taxa de Reprovação

Variáveis	Reprovação				
	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	5º ano
Tratamento	-0,331*** (0,116)	-0,833*** (0,156)	-0,644*** (0,216)	-0,584*** (0,203)	-0,744*** (0,262)
p_masc	0,937*** (0,125)	1,718*** (0,171)	3,760*** (0,216)	2,850*** (0,195)	3,611*** (0,238)
p_branco	0,276** (0,122)	0,390** (0,178)	0,283 (0,221)	-0,106 (0,191)	-0,682*** (0,227)
p_trans_pub	-0,336*** (0,127)	-0,927*** (0,178)	-0,198 (0,216)	0,178 (0,193)	0,239 (0,222)
num_idade	-6,74e-05 (0,00336)	-0,0115** (0,00486)	-0,0198*** (0,00572)	-0,0155*** (0,00512)	-0,0176*** (0,00575)
doc_migrou	-0,0553 (0,0597)	-0,0611 (0,0933)	-0,153 (0,111)	-0,225** (0,0987)	-0,215* (0,111)
feminino	-0,0556 (0,123)	-0,544*** (0,160)	0,152 (0,168)	0,0916 (0,140)	0,184 (0,153)
doc_ens_medio	-0,803** (0,404)	1,829*** (0,272)	-2,254*** (0,528)	0,547 (0,528)	-0,556 (0,752)
doc_ens_superior	-0,839** (0,403)	1,330*** (0,267)	-2,062*** (0,530)	0,814 (0,527)	-0,367 (0,747)
doc_id_especializacao	0,140** (0,0590)	0,454*** (0,0953)	0,233** (0,118)	0,0777 (0,103)	-0,0935 (0,111)
aluno_prof	0,00934* (0,00501)	0,0325*** (0,00725)	0,0213*** (0,00760)	0,00302 (0,00648)	0,0339*** (0,00581)
duracao_turma	-0,000119 (0,000367)	-0,00400*** (0,000619)	0,000406 (0,000885)	-0,00112 (0,000755)	-0,00119* (0,000715)
tam_medio_turma	0,0443*** (0,00547)	0,0945*** (0,00781)	0,113*** (0,00839)	0,0813*** (0,00731)	0,0270*** (0,00656)
local_urb	0,0504 (0,241)	0,364 (0,426)	-0,0850 (0,416)	0,424 (0,335)	-0,0594 (0,448)
loc_diferenciada	-0,0469 (0,210)	-0,309 (0,275)	-0,354 (0,310)	-0,291 (0,281)	0,386 (0,333)
internet	0,454*** (0,0587)	1,159*** (0,0924)	0,135 (0,109)	-0,0529 (0,0924)	-0,167 (0,103)
Infraestrutura	0,200*** (0,0749)	0,723*** (0,123)	-0,288** (0,143)	0,0445 (0,120)	-0,176 (0,122)
R-quadrado	0,024	0,127	0,017	0,010	0,008
Nº de escolas	82.994	90.143	87.528	86.743	70.273

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem efeito fixo de ano e de escola.

Tabela C. 4 - Resultados expandidos para a Taxa de Abandono

Variáveis	Abandono				
	1º ano	2º ano	3ºano	4ºano	5ºano
Tratamento	0,00883 (0,0939)	0,192** (0,0898)	0,0527 (0,102)	0,171 (0,105)	0,133 (0,157)
p_masc	0,493*** (0,135)	0,460*** (0,120)	0,544*** (0,119)	0,339*** (0,125)	0,690*** (0,159)
p_branco	0,217** (0,108)	0,421*** (0,0952)	0,595*** (0,101)	0,508*** (0,103)	0,449*** (0,128)
p_trans_pub	-0,119 (0,125)	-0,129 (0,117)	-0,233** (0,115)	-0,218* (0,119)	0,0207 (0,147)
num_idade	0,00204 (0,00311)	0,000776 (0,00296)	0,000182 (0,00294)	-0,00214 (0,00301)	-0,000277 (0,00357)
doc_migrou	0,0542 (0,0577)	-0,0658 (0,0567)	-0,0140 (0,0573)	-0,161*** (0,0574)	0,0656 (0,0664)
feminino	-0,403*** (0,126)	-0,0260 (0,107)	-0,0510 (0,0936)	-0,0150 (0,0894)	0,0408 (0,0998)
doc_ens_medio	-0,710* (0,367)	1,024*** (0,153)	-0,471 (0,339)	-0,452 (0,383)	-1,409*** (0,516)
doc_ens_superior	-0,852** (0,364)	0,797*** (0,147)	-0,609* (0,336)	-0,525 (0,378)	-1,481*** (0,509)
doc_id_especializacao	0,0591 (0,0499)	0,178*** (0,0491)	0,198*** (0,0495)	0,142*** (0,0488)	0,0891 (0,0552)
aluno_prof	0,0147*** (0,00416)	0,0176*** (0,00409)	0,00714* (0,00374)	0,00902** (0,00351)	0,00927*** (0,00330)
duracao_turma	-0,000688* (0,000358)	-0,00100*** (0,000379)	-0,000909** (0,000364)	-0,000182 (0,000379)	-0,00101*** (0,000381)
tam_medio_turma	0,0256*** (0,00461)	0,0384*** (0,00450)	0,0327*** (0,00425)	0,0302*** (0,00412)	0,00840* (0,00430)
local_urb	0,333 (0,205)	1,023*** (0,210)	0,326* (0,188)	0,601*** (0,194)	0,274 (0,217)
loc_diferenciada	-0,141 (0,201)	0,0407 (0,189)	0,183 (0,181)	-0,0271 (0,188)	0,117 (0,224)
internet	0,124*** (0,0480)	0,480*** (0,0473)	0,255*** (0,0457)	0,296*** (0,0459)	0,125** (0,0529)
Infraestrutura	0,0273 (0,0663)	0,177** (0,0694)	0,114* (0,0685)	0,264*** (0,0702)	0,0473 (0,0796)
R-quadrado	0,009	0,022	0,011	0,011	0,009
Nº de escolas	82.994	90.143	87.528	86.743	70.273

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: 1. *, ** e *** representam confiança de 90%, 95% e 99%, respectivamente. 2. Considerando erros padrão robustos. 3. Todas as estimações possuem efeito fixo de ano e de escola.

5. CONCLUSÕES

A presente tese buscou investigar como diferentes tipos de políticas públicas educacionais relacionadas à composição da turma podem impactar no desempenho de alunos da educação básica. De modo geral, frente aos três ensaios, constatou-se que os resultados educacionais são sensíveis a diferentes medidas de alteração na composição das turmas (mudança a partir da criação de novas escolas, da seleção de alunos e da multisseriação). As três evidências empíricas não descartaram a influência dos pares nos resultados encontrados.

O primeiro ensaio demonstrou que o aumento da opção de escolha escolar, gerada pela abertura de novos Institutos Federais nos municípios, implicou em redução do número de alunos da rede estadual. Na medida em que os alunos com maiores habilidades se deslocam para as redes Federais de ensino, os alunos que permanecem na rede estadual apresentam menores taxas de aprovação e, portanto, ficam em pior situação. Além disso, em termos de desempenho a partir de provas padronizadas, há evidência de efeito negativo também sobre as notas das disciplinas que compõem o Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM). Os resultados se mantiveram robustos a especificações alternativas e testes de falseamento do tratamento.

Em paralelo, ainda com o cenário do ensino médio da rede federal, o segundo ensaio corroborou com a ideia de que parte da diferença de desempenho entre as escolas se deve à seleção de seus estudantes. Ao comparar estudantes que são selecionados por desempenho com os estudantes selecionados por sorteio, observou-se redução da nota média para este último caso. Dessa forma, a não rejeição de que o desempenho escolar é decorrente do efeito de pares é também uma indicação de que a pré-seleção por habilidades é um dos fatores determinantes para o melhor desempenho dos alunos da rede federal (em testes de avaliação nas disciplinas de língua portuguesa e de matemática do último ano do ensino médio). Além disso, os estudantes da cauda inferior da distribuição possuem um efeito seleção maior e isso reforça a hipótese de que a forma de ingresso dos alunos importa. O resultado também se mantém quando controlada a nota média da coorte e sobre o desempenho dos estudantes no ENEM. Adicionalmente, os testes de ajustamento e de sensibilidade indicaram que os resultados não estão sendo influenciados por variáveis não observáveis, o que corrobora a validade da hipótese defendida no trabalho.

Por fim, o ensaio 3 analisou a política de agrupamento de turmas – em outras palavras, turmas multisseriadas. Conforme o pressuposto para a sua utilização, de fazer-se cumprir o direito de acesso à educação, os resultados podem ser analisados por dois pontos de vista no que tange à eficácia das políticas educacionais. Por um lado, indicam que a organização de turmas multisseriadas está associada ao aumento do fluxo escolar dos estudantes nas séries iniciais do ensino fundamental. Por outro, na medida em que não é descartado o aumento do abandono escolar e redução do fluxo no quarto ano, considera-se que algumas medidas de melhoria dessas escolas sejam adotadas. Como as turmas multisseriadas são formadas por duas ou mais séries/anos de ensino na mesma sala de aula e com o mesmo professor, também foi possível verificar que os alunos agrupados com colegas mais velhos (de anos/séries subseqüente) possuem menor aprovação, enquanto os agrupados com pares mais novos (de anos/séries antecedente) são mais propensos a seguir o fluxo escolar – maior aprovação e menor reprovação.

A implicação desses resultados conjuntos reforça a hipótese de que a forma como as turmas são organizadas possui influência nos resultados acadêmicos dos alunos, bem como em seu fluxo escolar. Em termos de políticas públicas para a educação, isso equivale a dizer que: (1) são necessárias medidas alternativas para as escolas estaduais que perdem alunos para as redes federais de ensino; (2) o desempenho escolar das redes federais não é resultado unicamente da sua qualidade de ensino, mas também da possibilidade em captar os alunos com maiores habilidades iniciais; (3) embora estratégias de agrupamento de anos/séries contribuam para o fluxo de alunos, os investimentos em formação adequada dos professores, tal como em infraestrutura escolar, são imprescindíveis; e, como mecanismo dos três ensaios, (4) o efeito dos pares é importante. Logo, a possibilidade de efeito dos pares deve ser considerada em qualquer medida de organização de alunos em turmas e em escolas.



Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul
Pró-Reitoria de Graduação
Av. Ipiranga, 6681 - Prédio 1 - 3º. andar
Porto Alegre - RS - Brasil
Fone: (51) 3320-3500 - Fax: (51) 3339-1564
E-mail: prograd@pucrs.br
Site: www.pucrs.br