



# Efeito da Formação Docente Sobre Proficiência no Início do Ensino Fundamental\*

Geraldo Andrade da Silva Filho<sup>†</sup>

### Sumário

1. Introdução	385
2. Modelo Empírico e Método de Estimação	388
3. Base de dados	391
4. Resultados	396
5. Considerações Finais	405
Apêndice	410

### Palavras-chave

Modelo de valor adicionado, formação docente, qualidade do professor, primeiro ciclo do ensino fundamental

**JEL Codes** 121, 124, C13

### Resumo · Abstract

Estimam-se efeitos da formação docente do EF em escolas públicas sobre desempenho dos alunos por meio de modelo de valor adicionado, lidando com endogeneidade. Não foram encontrados efeitos estatisticamente significantes da formação superior sobre a proficiência de seus alunos. Entretanto, alunos que tiveram docentes formados em Matemática apresentaram ganho médio de proficiência em Matemática de cerca de 4 pontos na escala SAEB (7% do  $\sigma$ ) superior aos alunos que tiveram docentes sem formação superior. Já o efeito de docentes formados em Letras foi menor, com ganho médio de proficiência em Matemática de cerca de 1,4 ponto (2,6% do  $\sigma$ ).

# 1. Introdução

Há consenso de que a qualidade docente importa bastante para o sucesso escolar de seus alunos (Hanushek, Kain, O'Brien, & Rivkin, 2005; Rivkin, Hanushek, & Kain, 2005; Rockoff, 2004), especialmente os alunos de baixo desempenho, e também para seu sucesso ao longo da vida no mercado de trabalho (Chetty, Friedman, & Rockoff, 2014a, 2014b). No entanto, os determinantes da qualidade docente não são consensuais entre os participantes desse debate. Estudos indicam que a qualidade do professor não é tanto explicada por características observáveis, tais como experiência e escolaridade, mas principalmente por características geralmente não observadas pelos analistas (Aaronson, Barrow, & Sander, 2007; Hanushek, 1986; Hanushek & Rivkin, 2006, 2010; Kane, Rockoff, & Staiger, 2008). Com relação às características observáveis do professor, parte da literatura aponta a experiência e o conhecimento específico sobre o conteúdo da disciplina que leciona como fatores com relativa importância para explicar a variabilidade de aprendizagem entre os alunos.<sup>1</sup>

<sup>\*</sup>O Autor agradece a Luiz Scorzafave, Guilherme Hirata, Ana Carolina Zoghbi, Joana Costa, Maria Regina Carvalho e demais participantes dos seminários no IPEA, Inep, UCB e Anpec 2017 por comentários e sugestões.

<sup>†</sup>Especialista em Políticas Públicas e Gestão Governamental em exercício no Instituto de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – INEP. SQN 105, Bloco C, apto 305, Brasília, DF, CEP 70735-030, Brasil.

<sup>☑</sup> geraldo.asf@gmail.com

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Metzler e Woessmann (2012) afirmam que um dos poucos atributos dos professores que estão correlacionados com o desempenho de seus alunos são suas competências acadêmicas, medidas pelo desempenho em testes padronizados.

Especificamente quanto à contribuição da escolaridade do professor sobre o desempenho de seus alunos, os resultados das pesquisas são mistos: alguns estudos mostram que a escolaridade adicional do professor tem uma correlação positiva com o desempenho do aluno, mas outros encontram uma relação negativa, com poucos estudos inferindo causalidade entre escolaridade do docente e desempenho escolar.<sup>2</sup>

Evidências de efeitos devidos à formação inicial específica do professor são escassas. Em países ou regiões em que a promoção da formação docente ainda é um desafio, estudar os efeitos da formação específica do docente é relevante. Neste artigo, estimam-se os impactos de professores do 4º e 5º anos do ensino fundamental (EF), com curso superior e com formação inicial específica, sobre a proficiência acumulada entre o final do 3º ano e o final do 5º ano.

Revisões da literatura apontam que: (i) as evidências dos efeitos da formação e da certificação de professores é inconclusiva, com exceção da área de Matemática, em que estudantes do ensino médio apresentam desempenho superior quando tiveram professores com certificação e/ou com diploma em Matemática; e (ii) estudantes tendem a aprender mais com docentes de maior habilidade, que apresentaram melhor desempenho em exames padronizados e que obtiveram diploma em universidades mais seletivas (Coenen, Groot, van den Brink, & Van Klaveren, 2016; Goe, 2007; Wayne & Youngs, 2003).

Goldhaber e Brewer (1997) verificaram que a escolaridade do professor não é geralmente associada ao aumento da aprendizagem dos alunos do oitavo ao décimo ano, mas ter formação em Matemática e Ciências para os professores de matemática e ciências, respectivamente, eleva o desempenho dos alunos nessas disciplinas. Esses resultados não foram encontrados para professores de inglês ou história. Diante desses resultados os autores concluem que é a formação específica do docente e não sua qualidade em geral que explica o diferencial dos alunos em Matemática e Ciências.

Entretanto, Dee e Cohodes (2008) apontam para a possibilidade de os estudos que encontraram efeito da formação específica do docente terem obtido resultados enviesados pela alocação não aleatória de estudantes a professores. Nye, Konstantopoulos, e Hedges (2004) exploram experimento aleatório no Tennessee, em que alunos e professores foram sorteados, e encontraram efeitos dos professores semelhantes ao anteriormente encontrados na literatura, porém maiores para a disciplina Matemática do que em leitura. Mas Nye et al. (2004) não investigam o efeito da formação específica do docente. Apesar de não termos experimento aleatório a explorar, neste artigo, aproveita-se do contexto das escolas públicas brasileiras, caracterizado frequentemente pela diversidade de formação de docentes intraescola e de alocação quase aleatória de professores entre turmas em parte das escolas. Assim, emprega-se metodologia destinada a evitar o viés de alocação não aleatória de docentes aos estudantes.

A primeira contribuição do presente artigo é, ao se aproveitar desse contexto de diversidade de formações docentes intra-escola, fornecer, na ausência de experimento aleatório, um bom teste para o efeito da formação docente sobre o desempenho escolar ao longo do 4º e 5º anos do ensino fundamental (EF), suprindo lacuna na literatura brasileira no que se refere à investigação sobre o efeito da escolaridade e da formação específica do

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Greenwald, Hedges, e Laine (1996) e Hanushek (1986) empreenderam meta-análises de estudos publicados a respeito, com resultados mistos.

professor sobre a proficiência escolar e fornecendo evidências para auxiliar a formulação e condução de política pública.

Por meio de modelo de valor adicionado com efeitos fixos de escolas, este artigo estima o valor adicionado em termos de aprendizado de alunos em Matemática e Língua Portuguesa pelos docentes de escolas públicas que possuem formação inicial de nível superior. Estima também o efeito da formação superior específica do docente. Para contornar o problema da atribuição não aleatória de docentes às turmas dentro das escolas, testamos a robustez dos resultados com amostra restrita a escolas em que o diretor informou existir alocação aleatória ou quase aleatória.

No contexto brasileiro, Moriconi (2012), usando um modelo de valor adicionado para o município de São Paulo, concluiu que a variação da efetividade do professor explica em torno de 9% da variabilidade de notas entre alunos, em menor grau que a variabilidade das características socioeconômicas (15%), mas em maior grau que a variabilidade das características das escolas (5%). A autora estimou que a efetividade um desvio padrão ( $\sigma$ ) maior poderia elevar as notas nos testes entre 0,062 e 0,31 $\sigma$  em Português, e entre 0,049 e 0,308 $\sigma$  em Matemática. Corroborando os achados da literatura internacional, Guimarães (2014) encontraram evidências de que os professores com mais conhecimento do conteúdo de Matemática têm maior impacto sobre resultados dos testes de seus alunos nessa disciplina, um efeito que é ainda mais intenso no nível da escola. Fernandes (2013) também corroborou a conclusão acerca da relevância do conhecimento do professor sobre o conteúdo da disciplina que leciona para explicar o desempenho dos alunos do município de São Paulo. Adicionalmente, a principal conclusão deste autor foi a de que as habilidades didáticas dos professores são o fator mais importante para explicar o desempenho de seus alunos.

Apesar de não termos conhecimento de estudo que investigue, no contexto brasileiro, as conclusões de Goldhaber e Brewer (1997), no âmbito das políticas públicas, a meta 15 do Plano Nacional de Educação 2014–2024 (PNE 2014–2024) prevê que "[...] todos os professores e as professoras da educação básica possuam formação específica de nível superior, obtida em curso de licenciatura na área de conhecimento em que atuam" (Brasil, 2014). Refletindo essa preocupação e diretriz de política, os governos brasileiros nas esferas federal, estadual e municipal possuem programas de estímulo à formação em licenciaturas e Pedagogia de professores que atuam nas redes públicas de ensino.<sup>3</sup>

Para os anos iniciais do EF exige-se dos atuais ingressantes na carreira docente a formação específica em Pedagogia e, dos já docentes, que busquem essa formação. Os resultados obtidos nesse artigo, ao contrário do que se esperaria, não indicam que pedagogos sejam mais efetivos, sob o ponto de vista estritamente da proficiência escolar em Matemática e Língua Portuguesa, em agregar conhecimento a seus alunos nos últimos dois anos da etapa inicial do EF. Encontrou-se que apenas os docentes com formação específica em Matemática ou Letras agregam mais valor aos seus alunos em Matemática do que estudantes que tiveram docentes sem formação de nível superior (7% e 2,6% do  $\sigma$ , respectivamente).

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup>Para se ter noção da dimensão de recursos gastos com formação inicial (primeira licenciatura, para quem não possui diploma de ensino superior) ou continuada (complementação pedagógica, para quem possui apenas bacharelado; ou segunda licenciatura, para quem possui licenciatura em área não correspondente à disciplina que leciona) de professores das redes públicas, o governo federal, em 2015, de acordo com dados do Orçamento Geral da União, gastou pouco mais de R\$1 bilhão em programas destinados a esse tipo de formação. Importante notar que, nesse montante, não estão incluídas despesas de estados e municípios.

A segunda contribuição do artigo é ajudar a difundir na literatura brasileira a investigação sobre políticas educacionais utilizando medida de valor adicionado em larga escala, mais adequada à investigação de efeitos causais. Ao usar o painel longitudinal dos estudantes da coorte que frequentou o 5º ano do EF em 2015, incluindo medida de proficiência defasada (3º ano do EF), o artigo também contribui para a discussão sobre valor adicionado nos anos iniciais do EF e sobre o efeito da escola para o desempenho acadêmico dos alunos, após o controle de características socioeconômicas dos alunos, do contexto das escolas e da proficiência prévia dos estudantes.

Além desta introdução, o artigo contém uma seção apresentando o modelo econométrico e o método de estimação do efeito da formação do docente à disciplina por ele ministrada sobre a proficiência escolar de seus alunos, seguida de seção apresentando as bases de dados utilizadas. Na quarta seção apresentam-se os resultados e na quinta seção discutem-se os resultados e apresentam-se as considerações finais.

# 2. Modelo Empírico e Método de Estimação

Para se estimar o efeito da formação inicial do professor sobre a proficiência de seus alunos em cada uma das disciplinas, Matemática e Língua Portuguesa, foi proposto o seguinte modelo de valor adicionado no nível dos estudantes:

$$\begin{aligned} Nota_{5^{\circ}\text{ano},i} &= \alpha + \gamma_{1}FormDocente_{5^{\circ}\text{ano},i} + \gamma_{2}FormDocente_{4^{\circ}\text{ano},i} \\ &+ \gamma_{3}FormDocente_{4^{\circ}\&5^{\circ}\text{ano},i} + \sum_{n=4;5} \sum_{k} \beta_{k}CaractProf_{k,n_{i}} \\ &+ \sum_{n=4;5} \tau_{n}TamTurma_{n,i} + \sum_{S} \sigma_{S}ISE_{i} + \sum_{J} \rho_{j}InfraEsc_{i} \\ &+ \delta Nota_{3^{\circ}\text{ano},i} + \lambda_{rede,i} + \theta_{escola,i} + \epsilon_{i}, \end{aligned} \tag{1}$$

onde  $FormDocente_{n^oano,i}$  é a variável indicadora da formação do professor do aluno i no n-ésimo ano do EF;  $CaractProf_{k,n_i}$  é um vetor de K outras características do professor do aluno i no n-ésimo ano do EF, tais como idade (proxy para sua experiência), forma de contratação de acordo com seu contrato de trabalho, se o professor possui pós-graduação, etc;  $TamTurma_{n,i}$  é a quantidade de alunos da turma do aluno i no n-ésimo ano do EF;  $ISE_i$  é um vetor de características socioeconômicas do aluno i no  $5^\circ$  ano (2015), de tamanho S;  $InfraEsc_i$  é um vetor de características associadas a infraestrutura da escola do aluno i no  $5^\circ$  ano (2015), de tamanho J;  $Nota_{3^\circ ano,i}$  é a nota padronizada do aluno i na ANA, edição 2013, representando a aprendizagem prévia do aluno ao ingressar no  $4^\circ$  ano (2014);  $\lambda_{rede,i}$  é o efeito fixo da rede escolar onde o aluno i fez o  $5^\circ$  ano do EF;  $\theta_{escola,i}$  é o efeito fixo da escola onde aluno i fez o  $5^\circ$  ano do EF (quando incorporado ao modelo, abandona-se, naturalmente, o vetor de infraestrutura escolar); e  $\epsilon_i$  é o termo de erro idiossincrático.

Os coeficientes de interesse são os  $\gamma$ , que medem o efeito da formação inicial dos professores de cada uma das disciplinas. Os coeficientes  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  representam o quanto, em média, ter tido professor com determinada formação apenas no 5º ano ou no 4º ano do EF, respectivamente, aumenta a proficiência do aluno em cada uma das disciplinas analisadas

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup>Nos anos iniciais do EF comumente um professor leciona mais de uma disciplina. No entanto, neste trabalho, analisamos as duas disciplinas avaliadas nos exames padronizados separadamente.

separadamente. Já o coeficiente  $\gamma_3$  representa o efeito médio de docentes com determinada formação nos dois anos letivos.

Ao estimar esses efeitos o analista enfrenta um conjunto de problemas que frequentemente se apresenta no contexto de estudos sobre os determinantes da qualidade da educação e da aprendizagem. As principais dificuldades para a identificação do efeito do professor sobre a aprendizagem se refere aos problemas de variáveis omitidas e à frequente atribuição não aleatória de docentes aos alunos, gerando endogeneidade entre formação do professor e desempenho do estudante. Adicionalmente, o processo de produção de habilidades cognitivas é um processo cumulativo, exigindo que a análise do impacto de fatores contemporâneos sobre o desempenho dos alunos seja condicionada a toda a história de insumos escolares, familiares e habilidades dos alunos (Todd & Wolpin, 2003). A incapacidade prática de se incorporar todas essas informações em um modelo empírico implica a existência de variáveis omitidas relevantes.

Ao se adotar o modelo de valor adicionado como controle para o desempenho pregresso dos alunos, conforme expressão (1), pressupõe-se que uma medida de proficiência defasada<sup>5</sup> dos alunos na disciplina analisada é uma estatística suficiente para todo o conjunto de informações anteriores não observadas (Chetty et al., 2014a; Todd & Wolpin, 2003, 2007). Esse pressuposto metodológico foi testado por Bifulco (2012),6 que investigou a consistência de estimadores não-experimentais. Usando dados de avaliação de estudantes de duas escolas de referência localizadas em dois distritos vizinhos nos EUA, o autor conduziu estimação de valor adicionado adotando como grupo de comparação estudantes do mesmo distrito ou de distrito com estudantes que tivessem características semelhantes e concluiu que utilizar as notas em testes realizados antes do tratamento, como medida de desempenho acadêmico pregresso, reduziu o viés de métodos não-experimentais entre 64% e 96%. A incorporação de notas prévias não logrou reduzir muito o viés quando o grupo de comparação (ou controle) consistiu em estudantes oriundos de distritos com corpo de estudantes dotados de características diferentes dos estudantes tratados. Portanto, utilizar uma medida de conhecimento prévio dos estudantes e construir o grupo de comparação utilizando indivíduos com características semelhantes melhora a consistência de estimadores não-experimentais.

Os professores, ao se candidatarem a uma vaga como professor, se auto-selecionam, além de serem selecionados pelas redes de ensino, seleção esta que, muitas vezes, se dá com base em características não observadas pelo analista, trazendo dificuldades práticas à análise, uma vez que se caracterizaria um problema de endogeneidade para a estimação do efeito da formação inicial do professor.<sup>7</sup>

No caso dos anos iniciais do EF, as redes de ensino podem selecionar professores com base em sua formação. Assim, além de controlar as características observáveis das redes de ensino é importante também tentar controlar as características não observáveis das redes, o que fazemos ao incluir no modelo de valor agregado a interação entre as variáveis indicadoras

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup>É importante considerar o quanto os estudantes já detinham em termos de proficiência escolar ao serem expostos aos insumos escolares cujos efeitos serão estimados. Assim, utiliza-se uma medida de proficiência observada na linha de base, isto é, no 3º ano do EF.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup>Chetty et al. (2014b) também confirmaram esse pressuposto metodológico.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup>Dito de outra forma, considere o modelo (1) sem a inclusão dos efeitos fixos, no caso de professores se autoselecionarem ou serem selecionados a redes e/ou escolas e/ou turmas, teríamos que  $\mathbb{E}[FormDocente_{n,i} \times \epsilon_i] = 0$ , tornando os estimadores de MQO enviesados e/ou inconsistentes.

de redes de ensino e de município. De forma análoga, professores de uma determinada rede, até certo ponto, se auto-selecionam para dar aulas em uma escola específica da rede de ensino e a própria rede, por meio de critérios de alocação, define a seleção de docentes com certo tipo de formação inicial para determinadas escolas. Portanto, também é importante, para evitar endogeneidade, que se trabalhe com modelo de efeito fixo de escolas.

Por outro lado, às vezes, diretores ou redes de ensino definem a alocação de professores a turmas de acordo com suas habilidades. Esse aspecto também pode acarretar viés nas estimativas do efeito do professor sobre a aprendizagem dos alunos. Uma hipótese subjacente ao modelo é que a atribuição dos alunos e docentes às turmas é aproximadamente aleatória (Rothstein, 2010). Para obterem-se estimativas consistentes, exige-se a hipótese de alocação aleatória de professores ou, de forma menos forte, que a alocação não esteja diretamente relacionada às habilidades de professores e alunos. Kane et al. (2008) compararam as estimativas experimentais e observacionais do efeito do professor sobre o ganho de desempenho dos alunos para uma amostra de professores de Los Angeles, concluindo que condicionar à nota defasada dos estudantes é suficiente para eliminar o viés decorrente da atribuição não aleatória de professores às turmas. Em nosso caso, como o Questionário do Diretor do SAEB nos fornece informação sobre critérios para formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas da escola dirigida pelo respondente, será possível testar a robustez dos resultados das estimativas do efeito da formação do professor obtidos no modelo com amostra irrestrita, usando como comparação os resultados obtidos com amostra que inclua apenas escolas cujo critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas, segundo relato do diretor da escola, não esteja associado ao desempenho ou características dos alunos.

De fato, conforme esperado, tendo em vista a auto-seleção de professores a turmas, utilizando-se um modelo Logit, observa-se que, quanto maior a nota e menor a defasagem idade-série dos alunos, maior a probabilidade do docente possuir formação superior no 4º ano ou no 5º ano. Quando se considera o modelo com efeitos fixos de escola, as variáveis que caracterizam o desempenho dos alunos até o 3º ano perde poder preditivo quanto à formação do docente alocado aos mesmos no 4º e 5º anos. Já quando se restringe a amostra às escolas em que os diretores informaram que o critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas, essas características dos alunos deixam de ser relevantes para explicar a probabilidade de alocação de professores (ver Tabela A-2 no Apêndice).

Utilizando-se todos os cuidados metodológicos explicados nos parágrafos anteriores, argumenta-se ser possível estimar consistentemente o efeito da formação inicial do professor por meio do modelo descrito na equação (1) acima, aplicando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para se empreender a inferência, os erros padrões das estimativas foram corrigidos para heterocedasticidade dos erros idiossincráticos associados aos alunos e ajustados considerando a existência de autocorrelação entre os erros idiossincráticos da nota de alunos de uma mesma turma (cluster de turma).

A construção das variáveis de interesse, indicadoras da formação inicial, foi feita a partir do cruzamento da informação sobre a formação de nível superior e qual(is) curso(s) superior(es) o docente possui, obtidas a partir do Censo da Educação Básica de 2014 e 2015. A unidade de análise é o aluno que em 2015 frequentou o 5º ano do ensino fundamental (EF) regular das redes públicas de ensino, e pretende-se avaliar o efeito sobre sua aprendizagem em Matemática e Língua Portuguesa atribuído à formação inicial de seus professores nessa disciplina no 4º e 5º anos do EF. Assim, para cada aluno presente em nossa base de dados,

foram construídas variáveis indicadoras da formação de seu professor da disciplina em análise nos anos iniciais do EF, tanto em 2014, quando frequentou o  $4^{\circ}$  ano, quanto em 2015, quando frequentou o  $5^{\circ}$  ano.

### 3. Base de dados

A base de dados utilizada neste artigo foi obtida por meio da junção de diversas bases de dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), com identificação do indivíduo.<sup>8</sup>

No Censo Escolar da Educação Básica (CEB) de 2015, para escolas públicas no 5º ano do ensino fundamental, foram contabilizados 178.838 docentes, 146.045 com formação superior (81,7%), sendo 68.404 com pós-graduação (38,2%). Na totalização para o nível Brasil, 57.013 (31,9%) docentes que lecionavam Matemática tinham formação inicial compatível com essa disciplina, ou seja, tinham licenciatura ou bacharelado com complementação pedagógica em Matemática ou em Pedagogia.

Já de acordo com o CEB de 2014, havia 175.975 docentes lecionando no 4º ano do EF em escolas públicas. Desses, 141.258 possuíam formação superior (80,3%), e 62.151 detinham diploma de pós-graduação (35,3%). Considerando a totalização no nível Brasil, 58.065 (32,9%) docentes que lecionavam Matemática tinham formação compatível com essa disciplina, conforme os critérios de compatibilidade descritos anteriormente.

Para atender ao objetivo deste trabalho — fornecer uma estimativa do efeito da formação do docente sobre a proficiência de seus alunos em Matemática e Língua portuguesa — será estimado o efeito da formação do professor sobre a aprendizagem acumulada ao longo do 4º e 5º anos do EF com base nas notas obtidas na Prova Brasil (PB) de 2015º para os estudantes matriculados no 5º ano do EF. Para tanto, em cada disciplina, só foram considerados os alunos cujas turmas tiveram apenas um professor ao longo de cada ano letivo; caso contrário, não teríamos como atribuir a característica específica de formação inicial do professor da turma aos alunos, unidade de análise deste estudo. Além disso, para controlarmos o nível de conhecimento prévio desses alunos quando ingressaram no 4º ano, foi considerado seu conhecimento prévio na disciplina medido pela nota obtida na ANA feita no final de 2013, quando os alunos estavam concluindo o 3º ano do EF.

Em 2013, os testes da ANA foram realizados por alunos do 3º ano regular do EF a partir de sorteio aleatório. Metade dos estudantes de cada turma respondeu ao teste de Leitura e a outra metade, ao teste de Matemática, e todos os estudantes responderam aos itens de produção escrita. De acordo com os dados do CEB, o Brasil possuía, em 2013, 2.617.867 estudantes no 3º ano regular do EF matriculados em 55.781 escolas. Desses estudantes, 1.131.566 responderam ao teste de Leitura e 1.127.076 ao de Matemática, isto é, houve 43,22% e 43,05% de taxa de cobertura, respectivamente. Entre os alunos destacados para

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup>As bases de dados do Inep contendo identificação dos indivíduos podem ser obtidas por meio do Serviço de Apoio ao Pesquisador (SAP). Maiores informações sobre a forma de solicitação de acesso às bases podem ser obtidas em http://portal.inep.gov.br/solicitacao-de-acesso

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup>A Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc, conhecida como "Prova Brasil") é uma avaliação censitária envolvendo os alunos da 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano do ensino fundamental das escolas públicas das redes municipais, estaduais e federal, com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino ministrado nas escolas. Participam desta avaliação as escolas que possuem, no mínimo, 20 matrículadas nas séries/anos avaliados. A Anresc ou "Prova Brasil" é uma das três avaliações externas em larga escala que compõem o Saeb. As demais são a Avaliação Nacional da Educação Básica (Aneb) e a Avaliação Nacional da Alfabetização (ANA).

fazer a prova de Matemática, 1.113.256 tiveram seus resultados validados, representando 99% dos estudantes presentes. Os desempenhos em Leitura e Matemática foram analisados com base no modelo unidimensional logístico de três parâmetros da Teoria de Resposta ao Item (TRI), seguindo a mesma metodologia utilizada no Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB). Estabeleceram-se, assim, duas escalas, uma para Leitura e outra para Matemática, cujo valor da média é 500 e o do desvio padrão 100, sendo que 500 representa a média da distribuição das proficiências dos alunos do 3° ano do EF regular de escolas públicas em 2013 (Brasil, INEP 2015).

Em resumo, a base de dados construída para as estimações deste artigo contém todos os alunos matriculados em redes públicas em 2015 que fizeram a PB em 2015 e o exame da ANA de 2013 e que tiveram apenas um professor no 4º ano em 2014 e no 5º ano em 2015, suas notas nessas avaliações e respostas aos questionários da PB, bem como as características de seus docentes e suas escolas, segundo os CEB 2014 e 2015.

Obviamente, só poderíamos encontrar nos microdados da ANA os alunos que não abandonaram, não evadiram e não reprovaram entre o momento em que fizeram a ANA no 3º ano em 2013 e a PB no 5º ano em 2015, bem como os possíveis casos de indivíduos que saltam uma série, incluindo os que passaram direto do 3º ano em 2013 para o 5º ano em 2014, sendo aprovados em 2014, e os que passaram do 4º ano em 2014 para o 6º ano em 2015, não cursando o 5º ano em 2015. Adicionalmente, apenas cerca de metade dos alunos do 3º ano fez a prova de Matemática, tendo, a outra metade, feito a prova de Leitura.

Assim, devido às limitações em termos de bases de dados, o conjunto de alunos com o qual trabalhamos para se estimar os efeitos da formação dos professores sobre o ganho em termos de proficiência por parte dos alunos ao longo do 4º e 5º anos do EF é diferente do total de alunos do 5º ano do EF. É importante destacar, em primeiro lugar, que é de se esperar que esses alunos apresentem melhor desempenho nos testes padronizados, tanto da ANA quanto do SAEB, uma vez que não sofreram retenção nesse período; em segundo lugar, que nesta versão do trabalho, nas análises de cada disciplina, optou-se por incluir na amostra de alunos que tiveram somente um professor na respectiva disciplina no 4º e 5º anos do EF, para que fosse possível garantir a exata identificação da formação e demais características do professor. Assim, acabamos por perder pouco mais de 9% das turmas de 5º ano em cada uma das análises, pois tiveram mais de um professor.

Nem todas as redes de ensino puderam ser contempladas no estudo. Das 5.484 redes/sistemas municipais de ensino presentes nas bases do Censo Escolar de 2015, 5.100 (93,0%) possuem ao menos um aluno com nota na Prova Brasil 2015, e 5.015 (85,8%) possuem alunos com notas também na ANA e estão, portanto, incluídos em nossa análise. Todas as redes estaduais foram contempladas no conjunto final de alunos.

Como não há exames que avaliem a proficiência escolar anualmente, ao se trabalhar apenas com quem fez a ANA em 2013 e a PB de 5º ano em 2015, além de se considerar apenas os alunos que não ficaram retidos no 3º nem no 4º ano, perde-se quase um quarto das turmas de escolas públicas presentes no CEB, por não terem sequer um aluno que tenha feito os dois exames nacionais (ver Tabela 1). Conforme os dados da Tabela 1, verifica-se ainda que quase metade das turmas que participam do presente estudo contém até no máximo 5 alunos presentes na amostra a partir da qual estimamos os efeitos da formação do professor.

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup>Os dados e as tabelas apresentadas na sequência referem-se a disciplina Matemática. Devido a limitações de espaço e porque as disciplinas apresentam dados semelhantes, optou-se por apresentar apenas os dados referente às turmas pela perspectiva da Matemática.

**Tabela 1.** Características das turmas de 5º ano de escolas públicas incluídas no estudo com relação à quantidade de alunos que fizeram Prova Brasil e ANA – Matemática

Turmas de 5º ano de escolas públicas em 2015	Quantidade	Participação no total (%)
Total	105.904	
Turmas de 5º ano de escolas públicas em 2015 com apenas um professor de matemática	96.089	90,7%
Turmas de 5º ano de escolas públicas em 2015 com alunos que tiveram apenas um professor de matemática no 4º ano	92.446	87,3%
Com aluno com nota na Prova Brasil 2015	79.944	75,5%
Com aluno com notas nas duas provas (subconjunto final)	71.758	67,8%
Com apenas um aluno com nota nas duas provas	9.685	9,1%
Entre 2 e 5 alunos com nota nas duas provas	24.411	23,1%
Entre 6 e 10 alunos com nota nas duas provas	29.735	28,1%
Mais de 10 alunos com nota nas duas provas	7.927	7,5%

Fonte: Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013.

Para afastar eventuais vieses associados à má representação das turmas por poucos alunos, nas estimações efetuadas neste estudo, empreendemos análise de robustez dos resultados utilizando apenas a amostra de turmas com mais de 5 alunos. Os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes.

Considerando que a nossa amostra final não contempla todas as turmas do 5º ano das redes públicas, e considerando que nossa amostra não inclui os alunos que reprovaram ou evadiram — uma vez que não fizeram os dois exames padronizados (PB 2015 e ANA 2013) —, seria de se esperar que houvesse diferenças no conjunto de características dos alunos dessa amostra em relação ao conjunto de características da população total de alunos do 5º ano.

De fato, como mostra a Tabela A-1 do Apêndice, a amostra final de alunos (compreende alunos com nota válida na PB 2015 e ANA 2013, com apenas uma matrícula nos Censos 2014 e 2015 e com apenas um professor de matemática no 4º e 5º anos) apresentou diferenças em termos de média para a maioria de suas características, estatisticamente significantes a 1%, quando comparada à amostra compreendendo alunos que, dentre os critérios anteriores, apenas não possuem nota válida de Matemática na ANA 2013. Essa diferença foi apurada para a maioria das características observadas: nível socioeconômico e outras características dos alunos, localização, região geográfica, infraestrutura e rede de ensino das escolas. Entre as características de professor, a maioria delas apresentou diferenças, exceto: idade dos professores de 2015, proporção de alunos cujos professores de 2015 e de 2014 possuíam formação em Matemática, sexo dos professores de 2015, posse de diploma de mestrado ou doutorado e proporção de alunos cujos professores de 2015 eram efetivos/temporários.

Portanto, observa-se que, em geral, a amostra que foi utilizada para empreender as estimações que serão apresentadas na próxima seção superestima a situação socioeconômica dos alunos de 5º ano e a situação em termos de infraestrutura escolar das redes públicas e sub-representa os alunos das regiões Norte e Nordeste, mas, em termos de características de professores, as diferenças são menos pronunciadas.

Quando se adota um modelo com efeitos fixos de rede ou escola, é preciso garantir que haja variabilidade da variável de interesse, cujo efeito se busca estimar, dentro das redes e das escolas. Ou seja, no caso em tela, é preciso que haja variabilidade de formação de professores das turmas de 4º ano em 2014 e 5º em 2015 tanto intra-redes quanto intra-escolas. Todas as redes estaduais de ensino e quase metade das redes municipais de ensino (46,1%) possuem alunos na amostra final com cada um dos três tipos de formação de professor (formação superior compatível, outras formações superiores e sem formação superior).

Para se ter uma ideia da distribuição dos tipos de formação dos professores entre as redes municipais, a Tabela 2 mostra a quantidade de redes municipais para cada combinação desses tipos de formação, entre os 5.015 municípios selecionados na nossa amostra (cujos alunos possuem tanto a nota na PB 2015 quanto a nota na ANA 2013.

Importante mencionar também que todas as regiões geográficas e estados estão contemplados por redes ou sistemas de ensino em nossa amostra: redes com os três tipos de formação de professor e redes com apenas os dois tipos de formação superior. Assim, argumenta-se ser possível adotar modelo com efeito fixo de rede, pois há significativa variabilidade de formação intra-redes de ensino.

Em relação à variabilidade de formação de professores dos alunos analisados dentro de uma mesma escola da rede pública, temos que 67,4% das escolas contribuem para a estimação dos valores agregados pela formação dos professores, 74,6% das estaduais e 65,5% das municipais. Entre essas, a tipologia mais frequente é a que apresenta alunos cujos professores de Matemática possuíam formação superior, compatível ou não com o ensino da disciplina: 51,8% das escolas estaduais e 44,0% das escolas municipais, conforme a Tabela 3.

Tabela 2. Quantidade de redes municipais por tipologia de formação dos docentes.

Tipolog	ia de formação de no 4º ou 5º ano d		
Sem formação superior	Formação superior (outras)	Formação superior (compatíveis)	Quantidade de redes municipais
~	<b>✓</b>	✓	2.311
	✓	✓	1.819
✓		✓	276
✓	✓		126
		✓	306
	✓		92
✓			85
Total			5.015

Fonte: Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013. Elaboração própria

**Tabela 3.** Quantidade de escolas municipais e estaduais por tipologia de formação de professores dos alunos que compõem a amostra.

	de formação o 4º ou 5º and	de professores o do EF	Quantidade de escolas							
Sem formação superior	Formação superior (outras)	Formação superior (compatíveis)	mun	municipais estaduais				icipais aduais		
<b>✓</b>	~	<b>~</b>	4.185	14,6%	1.282	17,1%	5.467	15,1%		
	<b>✓</b>	✓	12.612	44,0%	3.892	51,8%	16.504	45,6%		
<b>✓</b>		✓	1.967	6,9%	431	5,7%	2.398	6,6%		
		✓	3.984	13,9%	1.005	13,4%	4.989	13,8%		
✓	✓		1.113	3,9%	144	1,9%	1.257	3,5%		
	✓		1.810	6,3%	269	3,6%	2.079	5,8%		
✓			2.973	10,4%	488	6,5%	3.461	9,6%		
Total			28.644	100,0%	7.511	100,0%	36.155	100,0%		

Fonte: Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013. Elaboração própria.

Conforme explicado na metodologia, utilizamos o Questionário do Diretor do SAEB para testar a robustez dos resultados das estimativas do efeito da adequação da formação do professor para os casos em que o critério de atribuição do professor à turma parecesse aleatório. Mais especificamente foram utilizadas as respostas a duas questões referentes ao critério para formação das turmas na escola (Questão 39) e para alocação dos professores às turmas (Questão 40).

Estimamos o modelo principal com amostra restrita às escolas em que, no ano letivo de 2015, segundo informações de seu diretor, a alocação de professores às turmas foi feita por meio de sorteio ou revezamento de professores entre anos/séries. Para tanto, restringimos a amostra às escolas cujo diretor respondeu à Questão 40 com as alternativas consideradas "f" ou "g", conforme a Figura 1.

Adicionalmente, verificamos a robustez dos resultados restringindo ainda mais a amostra, considerando apenas as escolas em que as turmas, conforme informado pelo diretor, não foram formadas sob o critério de homogeneidade. Na Questão 39, descrita na Figura 2, as alternativas consideradas foram "c", "d", "e" ou "f".

Assim, será possível testar a robustez dos resultados das estimativas do efeito da formação do professor obtidos no modelo com amostra irrestrita, usando como comparação os resultados obtidos com amostra que inclua apenas escolas cujo critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas, segundo relato do diretor da escola, não esteja associado ao desempenho ou características dos alunos.

Adicionalmente, testou-se a robustez dos resultados obtidos regredindo o resultado dos estudantes em Matemática (Língua Portuguesa) nas variáveis dependentes do modelo de Língua Portuguesa (Matemática). Assim foi possível verificar se a formação específica em Matemática, por exemplo, impacta o resultado do aluno independentemente da disciplina.

# 40. NESTE ANO, QUAL FOI O PRINCIPAL CRITÉRIO PARA A ATRIBUIÇÃO DAS TURMAS AOS PROFESSORES? A Preferência dos professores. B Escolha dos professores, de acordo com a pontuação por tempo de serviço e formação. C Professores experientes com turmas de aprendizagem mais rápida. D Professores experientes com turmas de aprendizagem mais lenta. E Manutenção do professor com a mesma turma. F Revezamento dos professores entre as(os) séries/anos. G Sorteio das turmas entre os professores. H Atribuição pela direção da escola. I Outro critério. J Não houve critério.

Figura 1. Questão 40 do Questionário do Diretor do SAEB 2015.

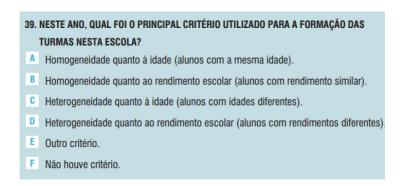


Figura 2. Questão 39 do Questionário do Diretor do SAEB 2015.

### 4. Resultados

As estimativas obtidas por meio do modelo de valor adicionado e estimadores de mínimos quadrados ordinários indicam que não se pode rejeitar a hipótese de os efeitos da formação superior dos professores de 4º e 5º anos do ensino fundamental de escolas públicas brasileiras serem nulos, ou seja, não se verificou empiricamente, por meio de modelo de valor adicionado com efeitos fixos de escola, a relevância da formação do professor na geração de proficiência escolar nos 4º e 5º anos do EF, tanto em Matemática quanto em Língua Portuguesa (LP). No entanto, considerando a formação específica dos docentes de Matemática, há indícios de que docentes formados em Matemática agregam mais proficiência nesta disciplina a seus alunos do que os professores sem formação superior.

Inicialmente apresentam-se na coluna 1 da Tabela 4 as diferenças em relação à média das notas dos alunos no 5º ano de acordo com a formação de seus professores de Matemática

**Tabela 4.** Efeito da formação superior dos professores de Matemática e Língua Portuguesa no 4º e 5º anos do ensino fundamental de escolas públicas.

	MQ0 sem	n baseline	1	MQO com baseline				
Variáveis	simples	com contexto	com contexto	contexto e caract. turma	contexto e caract. turma e escola	Efeitos Fixos	Efeitos Fixos	Efeitos Fixos (amostra restrita
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PAINEL A — Disciplina: Matemática								
Prof. com curso superior 4º e 5º anos	0,227 ***	0,136***	0,0673 ***	0,0516***	0,0399 ***	0,0123*	0,00249	-0,0312
	(0,00977)	(0,00919)	(0,00719)	(0,00724)	(0,00725)	(0,00699)	(0,00715)	(0,0393)
Prof. com curso superior só 5º ano	0,0381***	0,0284***	0,0136*	0,00845	0,0077	-0,00196	-0,0102	-0,0503
	(0,0108)	(0,0102)	(0,00796)	(0,00802)	(0,00800)	(0,00746)	(0,00749)	(0,0380)
Prof. com curso superior só 4º ano	0,111***	0,0592***	0,0182**	0,0112	0,00458	-0,0164**	-0,0154*	-0,03
	(0,0114)	(0,0108)	(0,00847)	(0,00856)	(0,00857)	(0,00795)	(0,00812)	(0,0417)
Nota mat 3º ano padronizada			0,526***	0,520***	0,513 ***	0,497***	0,498***	0,441 ***
			(0,00200)	(0,00203)	(0,00207)	(0,00200)	(0,00195)	(0,00987)
Constante	-0,656***	-1,048 ***	-0,849***	-0,902***	-1,125 ***	-0,788***	-0,856***	-0,975***
	(0,00950)	(0,0126)	(0,0101)	(0,0282)	(0,164)	(0,166)	(0,0383)	(0,166)
Observações	497.183	327.930	327.930	324.001	318.159	318.159	324.001	12.316
$R^2$	0,009	0,171	0,438	0,442	0,446	0,491	0,551	0,55
Caract. estudantes		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Desempenho prévio — DP			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Caract. professor e tamanho da turma				Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar					Sim	Sim		
Efeito Fixo Rede					51111	Sim		
Efeito Fixo Escola						Jiiii	Sim	Sim
AINEL B — Disciplina: Língua Portugue	esa							
		0.130.***	0.0627***	0.0516.444	0.0435.444	0.01(7**	0.00530	0.0100
Prof. com curso superior 4º e 5º anos	0,217 *** (0,00951)	0,128 *** (0,00860)	0,0627 *** (0,00679)	0,0516*** (0,00686)	0,0425 *** (0,00688)	0,0167 ** (0,00675)	0,00529 (0,00709)	0,0109 (0,0383)
D. (								
Prof. com curso superior só 5º ano	0,0311*** (0,0106)	0,0251*** (0,00961)	0,0128* (0,00759)	0,00895 (0,00766)	0,0088 (0,00767)	-0,000642 (0,00727)	-0,00644 (0,00744)	-0,0132 (0,0396)
Prof. com curso superior só 4º ano	0,103 *** (0,0112)	0,0553 *** (0,0102)	0,0248 *** (0,00815)	0,0175 ** (0,00824)	0,0124 (0,00825)	-0,00461 (0,00792)	-0,00471 (0,00820)	-0,00473 (0,0450)
	(0,0112)	(0,0102)						
Nota mat. 3º ano padronizada			0,521 ***	0,517 ***	0,513 ***	0,501 ***	0,500 ***	0,471 ***
			(0,00196)	(0,00198)	(0,00202)	(0,00198)	(0,00195)	(0,0105)
Constante	-0,869***	-1,358***	-1,154***	-1,247 ***	-1,608 ***	-1,487 ***	-1,270 ***	-1,586***
	(0,00925)	(0,0120)	(0,00980)	(0,0257)	(0,105)	(0,121)	(0,0395)	(0,182)
Observações	499.338	329.757	329.757	325.809	320.060	320.060	325.809	11.239
$R^2$	0,008	0,176	0,423	0,424	0,426	0,455	0,509	0,526
Características estudantes		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Desempenho prévio — DP			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Caract. professor e tamanho da turma				Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar					Sim	Sim		
Efeito Fixo Rede						Sim		
Efeito Fixo Escola							Sim	Sim

Notas: Foram incluídos nas regressões apenas os estudantes de escolas em que havia heterogeneidade em termos de formação docente. A amostra restrita engloba apenas as escolas cujos diretores informaram que a alocação dos docentes e alunos às turmas é aleatória ou pelo menos não relacionada a desempenho ou defasagem. Erros-padrão robustos a heterocedasticidade, clusterizados em turmas do 5º ano, entre parênteses.

(Painel A) e de Língua Portuguesa (Painel B) no  $4^{\circ}$  e  $5^{\circ}$  anos do EF. Em Matemática, verificase que a média da nota de matemática dos alunos de  $5^{\circ}$  ano cujos professores nos  $4^{\circ}$  e  $5^{\circ}$  anos do EF não possuíam formação superior foi de  $-0,66\sigma$ , enquanto a dos alunos cujos professores possuíam formação superior foi  $0,23\sigma$  maior. Estudantes que tiveram professor com formação superior apenas no  $4^{\circ}$  ano apresentaram nota média em Matemática  $0,11\sigma$  maior que estudantes que tiveram apenas docentes sem formação superior nos dois anos de escolarização, e estudantes cujo docente tinha formação superior apenas no  $5^{\circ}$  ano tiraram nota superior em média  $0,04\sigma$ . Em LP, a média da nota ao final do  $5^{\circ}$  ano dos alunos cujos professores nos  $4^{\circ}$  e  $5^{\circ}$  anos do EF não possuíam formação superior foi de  $-0,87\sigma$ , enquanto a dos alunos cujos professores possuíam formação superior foi  $0,22\sigma$  maior. Estudantes que tiveram professor com formação superior apenas no  $4^{\circ}$  ano apresentaram nota média em LP  $0,10\sigma$  maior que estudantes que tiveram apenas docentes sem formação superior nos dois anos de escolarização, e estudantes cujo docente tinha formação superior apenas no  $5^{\circ}$  ano tiraram nota superior em média  $0,03\sigma$ .

Há larga evidência da associação entre desempenho escolar e condições familiares e socioeconômicas. Ao se controlar essas condições por meio de um vetor de características socioeconômicas e familiares dos estudantes captadas por meio dos questionários do estudante da PB, os coeficientes das variáveis que indicam a formação docente se reduzem (ver coluna 2). No entanto, é necessário considerar a natureza cumulativa do aprendizado escolar. Assim, ao incluirmos no modelo a nota na ANA de 2013, quando esses alunos estavam concluindo o 3º ano do EF, leva-se em conta o que os alunos já haviam aprendido antes de ingressarem no 4º ano.

Importante notar a forte relevância do aprendizado na linha de base (baseline) para explicar a variabilidade de notas entre os estudantes ao final do 5º ano. Antes da inclusão da nota ao final do 3º ano, o modelo explicava cerca de 17% da variabilidade de notas do 5º ano em ambas as disciplinas. Com a inclusão do desempenho pregresso dos estudantes, o modelo passa a explicar quase 44% da variabilidade de proficiência de Matemática, e 42% da de LP. A coluna 3 da Tabela 4 apresenta estimativas desse modelo de valor adicionado no 4º e 5º anos. Percebe-se que o conhecimento previamente adquirido possui importante papel em explicar o desempenho obtido na PB de 2015. Um adicional de um desvio padrão na nota na ANA explica  $0.53\sigma$  na PB de Matemática, e  $0.52\sigma$  na PB de LP, ao final do 5º ano, ou quase 30 pontos na escala SAEB. Sob outro prisma, a nota pregressa (3º ano) explica sozinha pouco mais de 1/3 da variabilidade explicada da nota no 5º ano, 11 em outras palavras, deixar de fora essa medida de proficiência prévia reduz a capacidade de explicação do modelo em 1/3.

Uma vez controlada a nota obtida ao final do 3º ano, além do contexto socioeconômico, a estimativa da contribuição da formação do docente, em termos de aprendizagem medida pela PB, cai bastante. Os alunos cujos professores de Matemática no 4º e 5º anos do EF possuíam formação superior apresentaram nota média 6,7% de  $\sigma$  mais elevada que os que tiveram professores sem formação superior nos dois anos letivos. Os alunos que tiveram professor com formação superior em apenas um ano letivo, no 4º ou no 5º ano, apresentaram nota média apenas 1,8% e 1,4% de  $\sigma$  superior, respectivamente, aos que não tiveram docente com formação superior. No caso da disciplina LP, os alunos que tiveram docente com

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup>Em Matemática, o coeficiente R2 da regressão do modelo com especificação completa com efeito fixo de escola ficou em 0,55, enquanto que, ao se excluir a nota pregressa do modelo, o coeficiente cai para 0,36.

formação superior nos dois anos letivos apresentaram nota em média 6,3% de  $\sigma$  maior que os que tiveram professor sem formação superior. O diferencial de nota de alunos cujos docentes apresentaram formação superior em apenas um dos anos letivos também caiu bastante em LP, 2,5% e 1,3% do  $\sigma$  no caso de docente com formação superior apenas no  $4^{\circ}$  ano e no  $5^{\circ}$  ano, respectivamente.

Ao se incluir no modelo as variáveis associadas às demais características dos docentes (além da formação, obviamente) e o tamanho da turma (coluna 4); e à infraestrutura das escolas (coluna 5), a estimativa pontual dos efeitos da formação do professor se reduz sucessivamente, mesmo que o poder preditivo do modelo não tenha variado tanto. Em Matemática, os coeficientes se reduzem para 4,0% do  $\sigma$  no caso do desempenho de alunos que tiveram docentes com formação superior nos dois anos e, no caso de alunos que tiveram professor com formação superior apenas no 4º ano ou apenas no 5º ano, os coeficientes se tornaram quase nulos, sem apresentar significância estatística. Algo semelhante ocorreu em LP, com queda do coeficiente associado à formação superior docente nos dois anos letivos, para 4,25% do  $\sigma$ , e com perda de significância estatística para o caso de alunos cujos docentes apresentaram formação superior apenas no 4º ano ou no 5º ano do EF.

É sabido que há grande heterogeneidade entre diferentes redes e sistemas de ensino público no vasto território brasileiro. Assim, optou-se por estimar um modelo que considerasse efeitos fixos de rede ou sistema de ensino e município,  $^{12}$  que permite estimar os efeitos da formação do professor considerando as diferenças existentes entre as redes, ou seja, controlando também as características da rede não observadas pelo analista. Os resultados são apresentados na coluna 6 da Tabela 4. Nesse caso, os coeficientes associados a estudantes que tiveram docentes com formação superior nos dois anos letivos reduziramse no que concerne às duas disciplinas. Em LP, o coeficiente associado ao diferencial de nota de estudantes cujos docentes possuíam formação superior nos dois anos letivos caiu para 1,7% do  $\sigma$ , significante a 5%. Já em Matemática o coeficiente reduziu-se para 1,3% do  $\sigma$ , mantendo-se estatisticamente significante apenas a 10%. Para ambas as disciplinas, os coeficientes da formação docente superior em apenas um dos anos letivos passaram a apresentar sinal negativo, apesar de não estatisticamente significantes, exceto para o efeito de docentes com formação superior apenas no  $4^{\circ}$  ano, que apresentou significância estatística a 5%.

Mesmo após considerar os efeitos fixos de rede, é possível que ainda haja variável omitida referente a diferenças intra-redes, como, por exemplo, a forma como a escola é gerida, como as ações pedagógicas e relacionadas ao ensino são coordenadas e como professores são alocados a diferentes escolas. Assim, estimamos outro modelo, considerando os efeitos fixos das escolas, o que permite controlar essas e outras características não observadas de escolas, mesmo que pertencentes a uma mesma rede. A coluna 7 da Tabela 4 apresenta os resultados desse modelo, com todas as estimativas obtidas para os efeitos da formação do professor para ambas as disciplinas não estatisticamente diferentes de zero, considerando nível de significância estatística de 5%.

Esses últimos resultados pressupõem que, controladas as notas pregressas (ANA) e as características dos estudantes e de professores, ter-se-ia uma alocação quase aleatória dos professores às turmas. A robustez desses resultados foi testada em um cenário mais próximo

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup>Na regressão foram incluídas variáveis dummies para cada rede de ensino municipal e, no caso das redes estaduais, incluímos uma variável interação entre a dummy do estado e a dummy para cada município.

à aleatoriedade da alocação de professores intra-escolas. Usando informações fornecidas pelos diretores, estimaram-se os efeitos da formação docente utilizando apenas escolas cujo critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas não estavam associados ao desempenho ou características dos alunos nem dos docentes, ou seja, simulamos uma alocação aleatória de professores a alunos. A coluna 8 da Tabela 4, tanto para o Painel A quanto para o Painel B, mostra que os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes, isto é, não apontam diferenças em termos de proficiência escolar entre estudantes que tiveram professores com ou sem formação superior nos 4º e 5º anos do EF, tanto para a disciplina Matemática quanto para LP.

Entretanto, a estimativa do efeito da formação docente sobre o desempenho dos estudantes em termos de possuir ou não curso superior considera a média de todos os docentes, com formações diversas em termos de cursos da educação superior. Essa estimativa pode mascarar heterogeneidades de efeitos associados à formação específica do docente e a relação dessa formação com a disciplina lecionada.

Com o objetivo de investigar se docentes formados em Matemática agregam mais conhecimento na disciplina do que seus pares com outras formações, estimou-se o modelo anterior com detalhamento do curso em que o docente se graduou. Analogamente, investigou-se o diferencial de efeito dos professores formados em Letras sobre a proficiência escolar em LP de seus alunos.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados das estimações para a disciplina Matemática. A categoria de docentes com formação superior foi desagregada em três, docentes com formação em Matemática, docentes com formação em Pedagogia, a formação exigida em concursos para atuar nos anos iniciais do EF das redes públicas de ensino, e docentes com outro curso superior, incluindo todos os demais cursos. A coluna 1 apresenta, à esquerda, a quantidade de observações, isto é, alunos que tiveram os tipos de docentes correspondentes em termos de formação superior e, à direita, os coeficientes estimados juntamente com os erros calculados entre parênteses. A categoria de referência são alunos que tiveram, nos dois anos letivos, docentes sem formação superior. Os coeficientes estimados indicam o diferencial em termos de média, condicionada a seu desempenho pregresso, dos alunos que tiveram docentes com a formação informada em relação à categoria de referência. Percebese que a agregação média de proficiência em Matemática foi superior entre alunos cujos docentes eram formados em Matemática  $(0,267\sigma)$  acima da média dos que tiveram docentes sem formação superior nos dois anos letivos), seguido dos alunos cujos professores tinham formação em Matemática em um ano e Pedagogia em outro  $(0,243\sigma)$  e, na sequência, por alunos cujos docentes eram formados em Matemática em um ano letivo e em outro curso superior no outro ano letivo  $(0,178\sigma)$ .

À medida que se incorpora controles ao modelo os coeficientes estimados tendem a se reduzir, permanecendo com significância estatística a 1% as seguintes combinações de formação docente: ambos com formação em Matemática (0,118 $\sigma$ ), Matemática em um ano letivo e outro curso superior em outro ano letivo (0,0546 $\sigma$ ), Matemática em um ano e Pedagogia no outro (0,0504 $\sigma$ ), ambos com formação em outro curso superior (0,0394 $\sigma$ ), Pedagogia em um ano e outro curso superior no outro ano letivo (0,0311 $\sigma$ ) e ambos docentes com formação em Pedagogia (0,0256 $\sigma$ ), conforme coluna 4 da Tabela 5.

Quando se estima modelo de efeitos fixos, tanto de rede quanto de escola, apenas o coeficiente relacionado a ambos os docentes com formação em Matemática apresenta-se com sinal positivo e com significância estatística a 1%,  $0.0884\sigma$  no modelo de efeito fixo

Tabela 5. Efeito da formação superior específica dos professores de Matemática.

				MQO com baselii	ne				
Variáveis	MQO não contextualizado		contexto e  com contexto e caract. turma  contexto caract. turma e escola			Efeitos Fixos	Efeitos Fixos		itos Fixos stra restrita)
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		(7)
	# obs							# obs	
Matemática 4º e 5º anos	2.068	0,267***	0,147***	0,135 ***	0,118***	0,0884***	0,0710***	81	0,205
		(0,0340)	(0,0255)	(0,0257)	(0,0260)	(0,0218)	(0,0231)		(0,144)
Matemática só no 4º ano,	886	0,0786*	0,0526*	0,0444	0,0421	-0,00893	0,0063	41	0,0205
sem superior no 5º ano		(0,0433)	(0,0295)	(0,0294)	(0,0289)	(0,0264)	(0,0294)		(0,143)
Matemática só no 5º ano,	2.052	0,0354	0,0383*	0,033	0,0327	0,0187	0,0133	119	0,0629
sem superior no 4º ano		(0,0299)	(0,0204)	(0,0206)	(0,0200)	(0,0184)	(0,0204)		(0,0929)
Matemática em um ano e	10.250	0,243 ***	0,0789***	0,0601***	0,0504***	0,0115	0,00706	347	0,0922
Pedagogia em outro		(0,0142)	(0,0108)	(0,0110)	(0,0111)	(0,0106)	(0,0111)		(0,0623)
Pedagogia 4º e 5º anos	215.092	0,160***	0,0458***	0,0351***	0,0256***	0,00783	0,000913	7.672	-0,0147
r cuagogia + C5 anos		(0,00664)	(0,00490)	(0,00556)	(0,00556)	(0,00583)	(0,00675)		(0,0362)
Pedagogia só no 4º ano,	23.100	0,0561***	0,00216	$4,81 \times 10^{-5}$	-0,00463	-0,0171**	-0,0163*	924	-0,0194
sem superior no 5º ano		(0,0104)	(0,00762)	(0,00811)	(0,00809)	(0,00775)	(0,00841)		(0,0426)
Pedagogia só no 5º ano,	38.893	-0,0194**	-0,00199	-0,00346	-0,00222	-0,00371	-0,0107	1.615	-0,0119
sem superior no 4º ano		(0,00876)	(0,00644)	(0,00697)	(0,00695)	(0,00691)	(0,00757)		(0,0370)
Matemática em um ano e	4.620	0,178***	0,0765 ***	0,0594***	0,0546 ***	0,0112	0,00923	182	0,134
Outro curso em outro		(0,0214)	(0,0158)	(0,0161)	(0,0160)	(0,0148)	(0,0155)		(0,121)
Pedagogia em um ano e	84.087	0,173 ***	0,0530***	0,0388***	0,0311***	0,005	-0,00124	3.292	-0,0304
Outro curso em outro		(0,00747)	(0,00549)	(0,00610)	(0,00610)	(0,00623)	(0,00708)		(0,0379)
Outro superior 4º e 5º anos	33.130	0,155***	0,0639***	0,0513 ***	0,0394***	0,0123*	0,00755	1.622	-0,0681
outio superior 4 e 5 unos		(0,00975)	(0,00718)	(0,00763)	(0,00761)	(0,00749)	(0,00836)		(0,0429)
Outro superior no 4º ano,	15.887	-0,0404***	-0,0101	-0,00958	-0,00736	-0,0117	-0,0174*	1.000	-0,0961**
sem superior no 5º ano		(0,0120)	(0,00893)	(0,00935)	(0,00936)	(0,00892)	(0,00973)		(0,0468)
Outro superior no 5º ano,	7.977	0,0158	-0,0124	-0,0152	-0,0177	-0,0329***	-0,0276**	316	-0,0235
sem superior no 4º ano		(0,0148)	(0,0108)	(0,0111)	(0,0112)	(0,0108)	(0,0111)		(0,0561)
Nota mat 3º ano padronizada			0,526***	0,520***	0,513 ***	0,497***	0,498 ***		0,441***
Nota mac 5 ano padromzada			(0,00200)	(0,00203)	(0,00207)	(0,00200)	(0,00195)		(0,00986)
Constante		-0,586***	-0,829***	-0,880***	-1,113 ***	-0,790***	-0,855 ***		-1,001***
		(0,00595)	(0,00841)	(0,0278)	(0,164)	(0,166)	(0,0382)		(0,168)
Observações		497.193	327.930	324.001	318.159	318.159	324.001		11.112
$R^2$		0,009	0,439	0,442	0,446	0,492	0,551		0,556
Desempenho prévio — DP  Características estudantes			Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim	Sim Sim		Sim Sim
Características professor e			JIII	Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
tamanho da turma Infraestrutura escolar				5411	Sim	Sim	5/111		Jiiii
Efeito Fixo Rede					5411	Sim			
Efeito Fixo Escola							Sim		Sim

Notas: Foram incluídos nas regressões apenas os estudantes de escolas em que havia heterogeneidade em termos de formação docente. A amostra restrita engloba apenas as escolas cujos diretores informaram que a alocação dos docentes e alunos às turmas é aleatória ou pelo menos não relacionada a desempenho ou defasagem. Erros-padrão robustos a heterocedasticidade, clusterizados em turmas do 5° ano, entre parênteses.

de rede e  $0.071\sigma$  no modelo de efeito fixo de escola. Algumas combinações de formação superior específica de docentes levam seus alunos a resultados piores do que alunos cujos professores não possuíam formação superior: professor com formação em Pedagogia no 4º ano e sem curso superior no 5º ano  $(-0.0163\sigma)$ , significante estatisticamente a 10%, e professor com outra formação superior no 4º ano e sem superior no 5º ano  $(-0.0276\sigma)$ , significante a 5%.

Quando se restringe a amostra a apenas as escolas em que o diretor afirmou terem sido as turmas formadas e atribuídas aos docentes quase-aleatoriamente, o coeficiente associado a ambos os docentes com formação em Matemática subiu bastante, mas perdeu significância estatística. Percebe-se que o tamanho da amostra ficou bastante reduzido, com poucos alunos na situação de terem tido ambos os professores com formação em Matemática (81 alunos, conforme indicado na coluna 7 da Tabela 5) reduzindo sobremaneira o poder do teste de hipótese. <sup>13</sup>

A Tabela 6 apresenta os resultados para Língua Portuguesa, considerando docentes com formação específica em Letras e Pedagogia, bem como demais cursos superiores. A partir do momento em que se agregam ao modelo variáveis relativas às características da turma os coeficientes deixam de ser estatisticamente significantes. No modelo de efeitos fixos de escolas, nosso preferido por melhor controlar a seleção de docentes a turmas e estudantes, nenhum coeficiente se mostrou estatisticamente significante a 5% (veja coluna 6). Novamente as estimativas com a amostra restrita às escolas cujos diretores quase-aleatorizam a alocação de docentes a estudantes ficaram prejudicadas pela reduzida amostra de estudantes e o consequente baixo poder do teste, mas, nesse caso, a estimativa pontual do coeficiente relativo a docentes formados em Letras se apresentou com sinal negativo.

Assim, ao contrário de Matemática, onde docentes com formação específica em Matemática apresentam maior efetividade no que se refere ao aprendizado de seus alunos, em Língua Portuguesa, docentes formados em Letras não se mostraram mais efetivos em agregar mais proficiência escolar a seus estudantes.

Por fim, testou-se a robustez dos resultados obtidos regredindo o resultado dos estudantes em Matemática (Língua Portuguesa) nas variáveis dependentes do modelo de Língua Portuguesa (Matemática). Assim foi possível verificar que a formação docente específica em Letras também apresenta impacto positivo e estatisticamente significante no resultado do aluno em Matemática, mesmo que em menor grau. A Tabela 7 compara os efeitos docentes tanto na disciplina Matemática quanto em Língua Portuguesa.

Os estudantes que tiveram aulas de Matemática com docentes formados em Letras tanto no 4º ano quanto no 5º ano apresentaram ganho de proficiência média 2,6% do  $\sigma$  ou 1,4 ponto na escala SAEB superior ao verificado em média entre os alunos cujos docentes não possuíam formação superior, resultado estatisticamente significante a 5%. Apesar de se ter encontrado efeito positivo e significante estatisticamente da formação docente em Matemática sobre o desempenho dos estudantes em Matemática, na disciplina Língua Portuguesa não se pode afirmar que esses docentes tenham impactado o desempenho de seus estudantes.

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup>Enquanto o poder do teste na amostra completa gira em torno de 95%, na amostra restrita ficou próximo dos 10%.

Tabela 6. Efeito da formação superior específica dos professores de Língua Portuguesa.

				AQO com baselin	e				
Variável dependente: nota Língua Portuguesa (5º ano)	MQO com baseline		com contexto			Efeitos Fixos	Efeitos Fixos		itos Fixos stra restrita)
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		(7)
	# obs							# obs	
Formação docentes:	9.096	0,150***	0,0292***	0,0136	0,00657	0,00717	0,0176	433	-0,000558
Letras 4º e 5º anos		(0,0150)	(0,0101)	(0,0106)	(0,0106)	(0,0109)	(0,0120)		(0,0652)
Letras no 4º ano e sem	2.858	0,0255	-0,0095	-0,0192	-0,0183	-0,00433	0,00232	131	-0,0315
curso superior no 5º ano		(0,0238)	(0,0159)	(0,0163)	(0,0164)	(0,0164)	(0,0174)		(0,101)
Letras no 5º ano e sem	6.177	-0,0297*	-0,0118	-0,0157	-0,0131	0,00145	0,00925	391	-0,0078
curso superior no 4º ano		(0,0176)	(0,0126)	(0,0132)	(0,0132)	(0,0126)	(0,0135)		(0,0783)
Letras em um ano e	33.572	0,123 ***	0,0215 ***	0,0125 **	0,00454	0,00271	0,00699	1.140	0,00994
Pedagogia em outro		(0,00638)	(0,00450)	(0,00518)	(0,00522)	(0,00589)	(0,00696)		(0,0400)
Pedagogia 4º e 5º anos	212.178	0,0148	-0,0177**	-0,0248***	-0,0289***	-0,0214***	-0,0109	7.869	-0,00729
		(0,01000)	(0,00712)	(0,00768)	(0,00770)	(0,00787)	(0,00860)		(0,0475)
Pedagogia no 4º ano e sem	23.041	-0,0534***	-0,0278***	-0,0314***	-0,0298***	-0,0186***	-0,0134*	907	-0,0335
curso superior no 5º ano		(0,00854)	(0,00608)	(0,00663)	(0,00666)	(0,00699)	(0,00783)		(0,0431)
Pedagogia no 5º ano e sem	38.557	0,163 ***	0,0365***	0,0226***	0,0162**	0,00988	0,00523	1.611	-0,0074
curso superior no 4º ano		(0,00881)	(0,00641)	(0,00697)	(0,00701)	(0,00736)	(0,00841)		(0,0507)
Letras em um ano e	10.912	0,106***	0,00863	-0,00725	-0,0138	-0,0231**	-0,0108	414	-0,0154
Outro curso em outro		(0,0131)	(0,00944)	(0,00993)	(0,0100)	(0,0102)	(0,0113)		(0,0593)
Pedagogia em um ano e	64.026	0,127***	0,0193 ***	0,00738	0,00134	-0,00649	-0,00329	2.631	0,011
Outro curso em outro		(0,00758)	(0,00535)	(0,00598)	(0,00602)	(0,00652)	(0,00756)		(0,0429)
Outro superior 4º e 5º anos	22.204	0,116***	0,0272***	0,0143*	0,00433	0,00321	0,0102	1.085	0,0529
		(0,0106)	(0,00735)	(0,00793)	(0,00793)	(0,00832)	(0,00949)		(0,0519)
Outro curso superior no 4º ano	6.301	-0,0861***	-0,0302***	-0,0340***	-0,0327***	-0,0197**	-0,0106	214	0,0262
e sem curso superior no 5º ano		(0,0130)	(0,00934)	(0,00982)	(0,00990)	(0,00988)	(0,0108)		(0,0519)
Outro curso superior no 5º ano	12.072	-0,00295	-0,00829	-0,0103	-0,013	-0,015	0,0112	729	0,0228
e sem curso superior no 4º ano		(0,0169)	(0,0121)	(0,0127)	(0,0127)	(0,0126)	(0,0130)		(0,0770)
Nota LP 3º ano padronizada			0,521***	0,517***	0,513 ***	0,500 ***	0,500 ***		0,470 ***
			(0,00196)	(0,00203)	(0,00207)	(0,00203)	(0,00200)		(0,0106)
Constante		-0,776***	-1,115 ***	-1,202***	-1,566***	-1,468***	-1,282 ***		-1,555***
		(0,00572)	(0,00824)	(0,0259)	(0,105)	(0,122)	(0,0406)		(0,184)
Observações		499.338	329.757	313.015	307.450	307.450	313.015		11.090
$R^2$		0,007	0,423	0,425	0,426	0,456	0,51		0,525
Características estudantes			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Desempenho prévio – DP				Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Características docente e tamanho da turma				Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Efeito Fixo Escola							Sim		Sim
Infraestrutura escolar					Sim	Sim			
Efeito Fixo Rede						Sim			

Notas: Foram incluídos nas regressões apenas os estudantes de escolas em que havia heterogeneidade em termos de formação docente. A amostra restrita engloba apenas as escolas cujos diretores informaram que a alocação dos docentes e alunos às turmas é aleatória ou pelo menos não relacionada a desempenho ou defasagem. Erros-padrão robustos a heterocedasticidade, clusterizados em turmas do 5° ano, entre parênteses.

Tabela 7. Efeito da formação superior específica em Letras sobre proficiência em Matemática e formação em Matemática sobre proficiência em Língua Portuguesa.

Variável dependente: Proficiência em Matemática		Variável dependente: Proficiência em Língua Portuguesa Formação docentes:				
Formação docentes:						
Letras 4º e 5º anos	0,0256** (0,0120)	Matemática 4º e 5º anos	0,0345 (0,0216)			
Letras só no 4º ano, sem superior no 5º ano	-0,0282* (0,0170)	Matemática só no 4º ano, sem superior no 5º ano	-0,0311 (0,0325)			
Letras só no 5º ano, sem superior no 4º ano	-0,0223* (0,0127)	Matemática só no 5º ano, sem superior no 4º ano	-0,00996 (0,0212)			
Letras em um ano e Pedagogia em outro	-0,00356 (0,00800)	Matemática em um ano e Pedagogia em outro	0,0179 (0,0112)			
Pedagogia 4º e 5º anos	0,000994 (0,00659)	Pedagogia 4º e 5º anos	0,00525 (0,00667)			
Pedagogia só no 4º ano, sem superior no 5º ano	-0,0166** (0,00825)	Pedagogia só no 4º ano, sem superior no 5º ano	-0,0128 (0,00839)			
Pedagogia só no 5º ano, sem superior no 4º ano	-0,0109 (0,00739)	Pedagogia só no 5º ano, sem superior no 4º ano	-0,0124 (0,00763)			
Letras em um ano e Outro curso em outro	-0,0127 (0,0110)	Matemática em um ano e Outro curso em outro	0,00168 (0,0149)			
Pedagogia em um ano e Outro curso em outro	-0,00106 (0,00719)	Pedagogia em um ano e Outro curso em outro	-0,00514 (0,00704)			
Outro superior 4º e 5º anos	0,0103 (0,00913)	Outro superior 4º e 5º anos	0,00468 (0,00835)			
Outro superior no 4º ano, sem superior no 5º ano	-0,0136 (0,0108)	Outro superior no 4º ano, sem superior no 5º ano	-0,00369 (0,00964)			
Outro superior no 5º ano, sem superior no 4º ano	-0,0257 ** (0,0121)	Outro superior no 5º ano, sem superior no 4º ano	0,0101 (0,0113)			
Nota 3º ano padronizada	0,498 *** (0,00195)	Nota 3º ano padronizada	0,500 *** (0,00195)			
Constante	-0,853*** (0,0381)	Constante	-1,269 *** (0,0394)			
Observações	323.383	Observações	325.809			
$R^2$	0,551	R2	0,509			
Desempenho prévio — DP	Sim	Desempenho prévio — DP	Sim			
Características estudantes	Sim	Características estudantes	Sim			
Características professor e tamanho da turma	Sim	Características professor e tamanho da turma	Sim			
Efeito Fixo Escola	Sim	Efeito Fixo Escola	Sim			

Notas: Foram incluídos nas regressões apenas os estudantes de escolas em que havia heterogeneidade em termos de formação docente. A amostra restrita engloba apenas as escolas cujos diretores informaram que a alocação dos docentes e alunos às turmas é aleatória ou pelo menos não relacionada a desempenho ou defasagem. Erros-padrão robustos a heterocedasticidade, clusterizados em turmas do 5º ano, entre parênteses. \*\*\* p < 0.05; \* p < 0.1.

## 5. Considerações Finais

Os determinantes da qualidade da educação são vários, mas, tirando os fatores associados às características socioeconômicas dos alunos, é o professor que desempenha o papel principal. A Meta 15 do PNE, que norteia a política educacional brasileira, estabelece que todos os professores devem possuir formação de nível superior, obtida em curso de licenciatura na área de conhecimento em que atuam. No entanto, de acordo com a literatura especializada, estudos a respeito do impacto da formação geral dos professores sobre o desempenho dos alunos se mostraram inconclusivos. Goldhaber e Brewer (1997) verificaram que a escolaridade do professor não é geralmente associada ao aumento da aprendizagem dos alunos do oitavo ao décimo ano, mas ter formação específica em Matemática e Ciências para os professores de Matemática e Ciências, respectivamente, impulsiona o desempenho dos alunos. Para o Brasil, não identificamos estudos que tenham investigado a formação específica do professor compatível com a disciplina que leciona. Esse artigo buscou suprir essa lacuna, estimando o impacto de professores do 4º e 5º anos do EF, com curso superior e com formação inicial específica, sobre a proficiência acumulada entre o final do 3º ano e o final do 5º ano. Para tanto, aplicou-se um modelo de valor agregado, utilizando uma base de dados única, resultado da junção de informações das bases das avaliações padronizadas e dos Censos da Educação Básica.

Mesmo não sendo o objetivo central do artigo, mostrou-se a importância de se utilizar medida de valor adicionado nos estudos destinados a investigar causalidade de insumos escolares sobre desempenho escolar dos estudantes. Além de o modelo completo explicar parte muito maior da variabilidade de nota entre alunos — 44,6% da variabilidade da variável explicada no caso da proficiência em Matemática, contra apenas 19,9% no caso desse modelo sem a nota ao final do 3º ano (baseline) —, os coeficientes estimados são profundamente afetados pela inclusão da nota pregressa dos estudantes no modelo.

Quando se analisa o efeito do professor é preciso lidar com a existência de endogeneidade da formação do professor, que pode ocorrer quando o professor se auto-seleciona para a turma, ou quando os docentes são selecionados pelas redes de ensino ou ainda quando são alocados pelo diretor a turmas específicas em função do perfil dos alunos ou algum outro critério não observado pelo analista. Para tentar contornar esse problema, adotamos modelo com efeitos fixos de rede e município<sup>14</sup> e de escola. É possível argumentar que a adoção do modelo de efeitos-fixos conjugado com o modelo de valor agregado resolva parte dos potenciais problemas devidos à endogeneidade da formação do professor. Não obstante, testou-se a robustez dos resultados obtidos com o modelo de efeitos fixos em um ambiente que simulasse a aleatorização de atribuição de professores às turmas. Compararam-se os resultados obtidos com a amostra irrestrita, com os resultados obtidos com amostra restrita a escolas cujo diretor informou não adotar como critério de formação de turmas a homogeneidade dos alunos em termos de desempenho e idade, e informaram também adotar como critério de alocação de professores sorteio ou revezamento por ano/série.

Os resultados deste artigo mostraram que não há efeito significativo da formação superior do docente sobre a proficiência dos alunos em Matemática e em Língua Portuguesa. Isto é, o fato de alunos terem tido professores com formação superior no 4º (2014) e/ou 5º ano (2015) do EF não os fez obter maiores ganhos, em média, em termos de proficiência,

<sup>&</sup>lt;sup>14</sup>Consideramos efeito fixo para o par "rede ou sistema de ensino -- município", ou seja, para cada rede ou sistema municipal de ensino e, para cada interação sistema estadual-município.

do que alunos que tiveram professores sem formação superior. No entanto, indo ao encontro dos resultados de Goldhaber e Brewer (1997) para o contexto de séries que correspondem ao final do EF e início do ensino médio nos EUA, observa-se efeito positivo de se ter professor com formação específica em Matemática para o aprendizado em Matemática. Os alunos que estudaram Matemática com docentes formados em Matemática no 4º e 5º anos do EF obtiveram desempenho médio na PB superior em 4 pontos na escala SAEB ou 7% do  $\sigma$  aos que tiveram docentes sem formação superior nos dois anos letivos. Já os alunos cujos docentes eram formados em Letras também apresentaram leve ganho em termos de aprendizagem (1,4 ponto na escala SAEB ou 2,6% do  $\sigma$ ) em relação aos que tiveram docentes sem formação superior.

Os resultados com respeito ao efeito da escolaridade do professor se mantiveram qualitativamente semelhantes mesmo com as amostras restritas, revelando a robustez do modelo utilizado a eventuais endogeneidades não tratadas pelo modelo de efeitos fixos. Já para as estimativas referentes à formação específica do docente, as estimativas pontuais mantiveram-se qualitativamente semelhantes às obtidas na amostra irrestrita, mas, devido ao reduzido tamanho da amostra restrita, o poder do teste para essa amostra de escolas se reduziu consideravelmente, afetando a confiança em relação às inferências. Ademais, não se verificou heterogeneidades associadas ao tamanho da turma ou ao nível socioeconômico dos alunos. <sup>15</sup>

Em relação a validade externa dos resultados encontrados, é preciso certa cautela tendo em vista que foram obtidos a partir de amostra escolas onde haviam professores com e sem formação superior e de estudantes que progrediram corretamente entre o 3º e o 5º ano de 2013 a 2015 e que realizaram os testes padronizados. Assim, não é possível saber se os efeitos da formação docente obtidos neste artigo também corresponderiam aos efeitos da formação docente no caso de estudantes que tenham reprovado ou abandonado a escola em pelo menos um dos anos letivos analisados.

Por fim, é preciso interpretar os resultados obtidos neste artigo. Uma conclusão possível, bastante presente na literatura, é a de que a melhor titulação acadêmica não torna, necessariamente, o professor mais eficaz. É importante lembrar que, dado o contexto, o desempenho do professor depende tanto de conhecimentos sobre o conteúdo ensinado, quanto das práticas necessárias ao aprendizado dos alunos, o que poderiam explicar o efeito aparentemente positivo de docentes com formação específica em Matemática, como também de processos de gerenciamento da sala de aula. Neste trabalho não foi possível investigar o efeito de nenhuma dessas categorias de conhecimento do professor sobre o ganho de proficiência por parte dos alunos dos anos iniciais do EF, investigação que se faz necessária para melhor entender a falta de efetividade da formação superior dos atuais professores de Matemática dos anos iniciais do EF em pesquisa futura. 16

Tem se tornado frequente argumentos relacionados à deficiência de conteúdo relativo às práticas educacionais na formação inicial de docentes. <sup>17</sup> A hipótese da fragilidade da

 $<sup>^{15}</sup>$ Os resultados dessas estimativas não foram apresentados neste texto, mas podem ser solicitadas ao autor.

<sup>16</sup>Guimarães (2014), encontraram evidência de que professores com conhecimentos mais elevados acerca do conteúdo programático impactam mais as notas em Matemática nos testes padronizados de seus alunos, efeito ainda mais expressivo no nível da escola. Fernandes (2013) concluiu que as habilidades didáticas do professor são o fator mais importante para a melhoria do desempenho de estudantes nos testes de proficiência escolar.

<sup>&</sup>lt;sup>17</sup>Gatti e Barreto (2009) apontam para problemas na formação em termos de prática didática de professores. Analisaram ementas do currículo de 71 cursos de graduação em Pedagogia e concluíram: "(...) mesmo dentre

formação prática seria compatível com um cenário em que os professores, independentemente de sua formação, estariam em condição semelhante ao adentrar a sala de aula, acabando por assumir práticas didáticas e organizacionais adotadas previamente nas escolas, reproduzindo-as independentemente de sua formação inicial. Nesse caso, faria sentido a ausência de diferencial intra-escola em termos de valor adicionado à proficiência dos alunos encontrado quando se comparam docentes com distintas escolaridades. 18

Uma última consideração sobre o efeito positivo de se ter tido, nas aulas de Matemática, docente formado em Matemática diz respeito a se esse efeito positivo decorre da formação do docente ou se indivíduos mais aptos ao ensino da Matemática escolhem justamente o curso superior de Matemática. Investigar essa questão esteve além dos objetivos do presente artigo, não tendo sido possível responder a essa questão com as bases de dados disponíveis. Assim, esta permanece uma questão em aberto para futura investigação.

# Referências bibliográficas

- Aaronson, D., Barrow, L., & Sander, W. (2007). Teachers and student achievement in the Chicago public high schools. *Journal of Labor Economics*, *25*(1), 95–135. http://dx.doi.org/10.1086/508733
- Bifulco, R. (2012). Can nonexperimental estimates replicate estimates based on random assignment in evaluations of school choice? A within-study comparison. *Journal of Policy Analysis and Management*, 31(3), 729–751. http://dx.doi.org/10.1002/pam.20637
- Brasil. (2014, 26 de junho). *Lei nº 13.005, de 25 de junho de 2014: Aprova o plano nacional de educação pne e dá outras providências*. Brasília, DF: Diário Oficial da União. Acessado em 10 de julho de 2016: http://www.planalto.gov.br/ccivil\_03/\_Ato2011-2014/2014/Lei/L13005.htm
- Chetty, R., Friedman, J. N., & Rockoff, J. E. (2014a). Measuring the impacts of teachers I: Evaluating bias in teacher value-added estimates. *American Economic Review*, 104(9), 2593–2632. http://dx.doi.org/10.1257/aer.104.9.2593
- Chetty, R., Friedman, J. N., & Rockoff, J. E. (2014b). Measuring the impacts of teachers II: Teacher value-added and student outcomes in adulthood. *American Economic Review*, 104(9), 2633–2679. http://dx.doi.org/10.1257/aer.104.9.2633
- Coenen, J., Groot, W., van den Brink, H. M., & Van Klaveren, C. (2016). *Teacher characteristics and their effects on student test scores: A best-evidence review* (Relatório técnico Nº 14/28). http://www.tierweb.nl/tier/assets/files/UM/Working%20papers/TIER%20WP%2014-28.pdf
- Dee, T. S., & Cohodes, S. R. (2008). Out-of-field teachers and student achievement: Evidence from matched-pairs comparisons. *Public Finance Review*, *36*(1), 7–32. http://dx.doi.org/10.1177/1091142106289330

as disciplinas de formação específica, predominam as abordagens de caráter mais descritivo e que se preocupam menos em relacionar adequadamente as teorias com as práticas." Acrescentam que "[a]s disciplinas referentes à formação profissional específica apresentam ementas que registram preocupação com as justificativas sobre o por quê ensinar, o que, de certa forma, contribuiria para evitar que essas matérias se transformassem em meros receituários; entretanto, só de forma muito incipiente registram o quê e como ensinar." Por fim, ressaltam que "nas disciplinas de formação profissional, predominam os referenciais teóricos, seja de natureza sociológica, psicológica ou outros, com associação em poucos casos às práticas educacionais" (p.54).

<sup>&</sup>lt;sup>18</sup>Os resultados de Jackson e Bruegmann (2009) sugerem a ocorrência de aprendizado entre professores, com destaque para os professores com menor experiência, e o efeito dos pares entre professores, em termos de aprendizagem, é duradouro. No caso do citado estudo, o efeito dos pares corresponde em média a cerca de 1/3 do efeito médio do próprio docente; e o efeito dos pares nos dois anos anteriores responde em média por cerca de 1/5 do efeito do professor.

- Fernandes, M. M. (2013). *Ensaios em microeconomia aplicada* (Tese de Doutorado, Departamento de Economia, PUC-Rio, Rio de Janeiro, Brasil). http://dx.doi.org/10.17771/PUCRio.acad.25454
- Gatti, B., & Barreto, E. (2009). *Professores do Brasil: Impasses e desafios*. Brasília: UNESCO. http://unesdoc.unesco.org/images/0018/001846/184682POR.pdf
- Goe, L. (2007, outubro). *The link between teacher quality and student outcomes: A research synthesis* (Evaluative Report). National Comprehensive Center for Teacher Quality. https://eric.ed.gov/?id=ED521219
- Goldhaber, D. D., & Brewer, D. J. (1997). Why don't schools and teachers seem to matter? Assessing the impact of unobservables on educational productivity. *Journal of Human Resources*, 505–523. http://dx.doi.org/10.2307/146181
- Greenwald, R., Hedges, L. V., & Laine, R. D. (1996). The effect of school resources on student achievement. *Review of Educational Research*, 66(3), 361–396. http://dx.doi.org/10.2307/1170528
- Guimarães, R. (2014). The effect of teacher content knowledge on student achievement: A quantitative case analysis of six Brazilian states. *Reuniões da ABAVE*(7), 265–278. http://www.abave.com.br/ojs/index.php/Reunioes\_da\_Abave/article/view/29
- Hanushek, E. A. (1986). The economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, 24(3), 1141–1177. http://dx.doi.org/https://www.jstor.org/stable/2725865
- Hanushek, E. A., Kain, J. F., O'Brien, D. M., & Rivkin, S. G. (2005, fevereiro). *The market for teacher quality* (Working Paper N° 11154). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w11154
- Hanushek, E. A., & Rivkin, S. G. (2006). Teacher quality. *In E. Hanushek & F. Welch* (Orgs.), *Handbook of the economics of education* (Vol. 2, pp. 1051–1078). Elsevier. http://dx.doi.org/10.1016/S1574-0692(06)02018-6
- Hanushek, E. A., & Rivkin, S. G. (2010). Generalizations about using value-added measures of teacher quality. *American Economic Review*, 100(2), 267–271. http://dx.doi.org/10.1257/aer.100.2.267
- Jackson, C. K., & Bruegmann, E. (2009). Teaching students and teaching each other: The importance of peer learning for teachers. *American Economic Journal: Applied Economics*, *1*(4), 85–108. http://dx.doi.org/10.1257/app.1.4.85
- Kane, T. J., Rockoff, J. E., & Staiger, D. O. (2008). What does certification tell us about teacher effectiveness? Evidence from New York City. *Economics of Education Review*, 27(6), 615–631. http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.05.005
- Metzler, J., & Woessmann, L. (2012). The impact of teacher subject knowledge on student achievement: Evidence from within-teacher within-student variation. *Journal of Development Economics*, 99(2), 486–496. http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.06.002
- Moriconi, G. M. (2012). *Medindo a eficácia dos professores: O uso de modelos de valor agregado para estimar o efeito do professor sobre o desempenho dos alunos* (Tese de doutorado, EAESP/FGV, São Paulo). http://hdl.handle.net/10438/9620
- Nye, B., Konstantopoulos, S., & Hedges, L. V. (2004). How large are teacher effects? *Educational evaluation and policy analysis*, 26(3), 237–257. http://dx.doi.org/0.3102/01623737026003237
- Rivkin, S. G., Hanushek, E. A., & Kain, J. F. (2005). Teachers, schools, and academic achievement. *Econometrica*, *73*(2), 417–458. http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0262.2005.00584.x

- Rockoff, J. E. (2004). The impact of individual teachers on student achievement: Evidence from panel data. *American Economic Review*, 94(2), 247–252. http://dx.doi.org/10.1257/0002828041302244
- Rothstein, J. (2010). Teacher quality in educational production: Tracking, decay, and student achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, *125*(1), 175–214. http://dx.doi.org/10.1162/qjec.2010.125.1.175
- Todd, P. E., & Wolpin, K. I. (2003). On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, *113*(485), F3–F33. http://dx.doi.org/10.1111/1468-0297.00097
- Todd, P. E., & Wolpin, K. I. (2007). The production of cognitive achievement in children: Home, school, and racial test score gaps. *Journal of Human Capital*, *1*(1), 91–136. http://dx.doi.org/10.1086/526401
- Wayne, A. J., & Youngs, P. (2003). Teacher characteristics and student achievement gains: A review. *Review of Educational Research*, 73(1), 89–122. http://dx.doi.org/10.3102/00346543073001089

# Apêndice.

**Tabela A-1.** Comparação das características da amostra de alunos que fizeram a Prova Brasil e desses com os alunos que fizeram a ANA.

	Amostra sem nota ANA <sup>a</sup>		Amo	stra final <sup>6</sup>		
	Média	Observações	Média	Observações	Diferença	
Localização da Escola						
Região N	0,1418	828.476	0,1194	426.537	0,022 ***	
Região NE	0,3586	828.476	0,2913	426.537	0,067 ***	
Região SE	0,3020	828.476	0,3719	426.537	-0,070 ***	
Região S	0,1124	828.476	0,1297	426.537	-0,017 ***	
Região CO	0,0851	828.476	0,0877	426.537	-0,003 ***	
Zona urbana	0,8726	852.734	0,8956	439.785	-0,023 ***	
Rede						
municipal estadual	0,7707 0,2120	852.734 852.734	0,7608 0,2377	439.785 439.785	0,010 *** -0,026 ***	
	0,2120	032.731	0,2377	133.763	0,020	
nfraestrutura escolar sem energia elétrica	0,0006	852.734	0,0002	439.785	0,000 ***	
sem esgotamento sanitário	0,0008	852.734 852.734	0,0002	439.785	0,000***	
com coleta de lixo	0,0038	852.734 852.734	0,9645	439.785	-0,002***	
possui sala de diretor	0,8698	852.734	0,8835	439.785	-0,013***	
possui sala de profs	0,8098	852.734	0,8385	439.785	-0,014***	
com laboratório de inform	0,8104	852.734 852.734	0,8383	439.785	-0,028***	
com laboratório de ciências	0,7333	852.734	0,0986	439.785	0,000	
com quadra de esportes	0,5507	852.734	0,5886	439.785	-0,038***	
internet banda larga	0,3307	852.734	0,7617	439.785	-0,035***	
banheiro dentro do prédio	0,7208	852.734	0,9812	439.785	-0,033***	
banheiro adaptado	0,5473	852.734	0,5539	439.785	-0,007***	
com biblioteca ou sala leitura	0,7273	852.734 852.734	0,7478	439.785	-0,007***	
nº computadores para alunos	12,47	852.734	13,28	439.785	-0,807 ***	
com água tratada	0,8559	852.734	0,8793	439.785	-0,007***	
com água filtrada	0,8339	852.734	0,8793	439.785	-0,023***	
merenda	0,9848	852.734	0,9991	439.785	-0,014***	
Características do aluno						
aluno sexo fem	0,4829	795.240	0,5083	415.398	-0,025 ***	
aluno branco	0,3284	690.669	0,3392	361.898	-0,011 ***	
mora com mãe	0,8870	803.356	0,9044	417.699	-0.017 ***	
geladeira duplex	0,6658	806.678	0,6986	419.474	-0,033 ***	
geladeira	0,9684	802.661	0,9763	417.878	-0,008 ***	
mag lavar	0,7814	806.555	0,8065	419.749	-0,025 ***	
carro	0,4829	806.606	0,5209	420.226	-0,038 ***	
comp em casa	0,5464	806.314	0,5878	419.351	-0,041 ***	
empregada doméstica	0,1173	804.866	0,1017	418.157	0,016***	
mãe possui EM	0,4118	486.840	0,4505	248.515	-0,039***	
mora com pai	0,6822	739.750	0,7056	385.717	-0,023 ***	
pais vão a reunião de pais	0,5659	799.226	0,5946	416.655	-0,029 ***	
aluno trabalha	0,1439	793.058	0,1186	413.330	0,025 ***	
ingressou na creche	0,4183	782.008	0,4149	408.242	0,003 ***	
ingressou na pré-escola	0,7827	782.008	0,7962	408.242	-0,014***	
defasado	0,2522	852.734	0,1061	439.785	0,146 ***	
tamanho turma 2015	26,49	852.734	26,54	439.785	-0,051 ***	
tamanho turma 2014	25,66	833.684	25,96	437.848	-0,302***	
Características do professor de 1						
especialização	0,4429	652.661	0,4537	348.823	-0,011 ***	
idade prof	41,48	828.476	41,52	426.537	-0,038	
formação em Matemática	0,0231	828.476	0,0229	426.537	0,000	
formação em Pedagogia	0,4744	828.476	0,4816	426.537	-0,007 ***	
formação superior	0,7878	828.476	0,8178	426.537	-0,030 ***	
reside área urbana	0,9017	813.316	0,9171	419.689	-0,015 ***	
sexo feminino	0,8345	828.476	0,8361	426.537	-0,002	
possui mestrado ou doutorado	0,0077	652.661	0,0073	348.823	0,000	
possui formação normal	0,1241	827.762	0,1042	426.250	0,020 ***	
cor branca	0,3600	828.476	0,4064	426.537	-0,046 ***	
com contrato efetivo	0,7685	814.241	0,7681	426.036	0,000	
com contrato temporário	0,2249	814.241	0,2244	426.036	0,000	

(continua)

Tabela A-1. (Continuação)

		ra sem nota ANAª	Amo		
	Média	Observações	Média	Observações	Diferença
Características do professor de 1	Matemática (4	° ano)			
especialização	0,3215	719.595	0,3424	422.970	-0,021 ***
idade prof	41,23	719.595	41,46	422.970	-0,231 ***
formação em Matemática	0,0157	719.595	0,0159	422.970	-0,000
formação em Pedagogia	0,4965	719.595	0,5139	422.970	-0,017 ***
formação superior	0,7749	719.595	0,7991	422.970	-0,024***
reside área urbana	0,9099	719.595	0,9164	422.970	-0,007***
sexo feminino	0,8730	719.595	0,8780	422.970	-0,005 ***
possui mestrado ou doutorado	0,0053	719.595	0,0053	422.970	-0,000
possui formação normal	0,1338	719.595	0,1194	422.970	0,014***
cor branca	0,3642	719.595	0,3941	422.970	-0,030 ***
com contrato efetivo	0,7719	692.702	0,7752	422.146	-0,003 ***
com contrato temporário	0,2199	692.702	0,2159	422.146	0.004***

**Tabela A-2.** Probabilidade de ter professor com formação superior em função de características dos estudantes – Modelo Logit com efeito fixo de escola (Disciplina: Matemática).

	Logit (Amostra total)		Logit	com FE	Escolas com alocação dita quase-aleatória	
	4º ano	5º ano	4º ano	5º ano	4º ano	5º ano
	Coef	Coef	Coef	Coef	Coef	Coef
Nota ANA (em DP)	0,2176593 ***	0,1359584***	0,01559*	0,02907***	-0,02731	0,02028
	(0,00469)	(0,00549)	(0,00790)	(0,00799)	(0,03820)	(0,03495)
Aluno com defasagem idade-série	-0,2235675 ***	-0,1628408***	-0,00384	-0,05142**	-0,03369	-0,13277
	(0,01548)	(0,01836)	(0,02321)	(0,02368)	(0,10127)	(0,09319)
Já reprovou	-0,0217856	-0,0014328	-0,07157***	-0,04229*	-0,09975*	0,00393
	(0,01380)	(0,01635)	(0,02041)	(0,02088)	(0,08995)	(0,08415)
Já abandonou ano letivo	-0,080256***	-0,0535207***	-0,00480	-0,01717	-0,08276	0,05020
	(0,01873)	(0,02211)	(0,02829)	(0,02845)	(0,12875)	(0,11673)
# observações	452.688	464.091	144.357	141.093	5.595	6.574

Notas: Nota ANA (em DP) refere-se a nota obtida no exame de Matemática da ANA 2013, realizado ao final do 3º ano do EF. Variável aluno com defasagem idade-série, assume valor 1 caso o aluno possua defasagem, e 0, caso contrário; variável já reprovou e já abandonou ano letivo, medida pelo questionário da Prova Brasil 2015. Como todos os alunos da amostra não reprovaram no 3º nem no 4º ano, as informações referem-se a antes do 3º ano do EF.