

2017

SÉRIE DOCUMENTAL

**TEXTOS PARA
DISCUSSÃO**

43

**O EFEITO DA FORMAÇÃO INICIAL
DO PROFESSOR SOBRE
O DESEMPENHO ESCOLAR
EM MATEMÁTICA
NOS ANOS INICIAIS
DO ENSINO FUNDAMENTAL**

Geraldo Andrade da Silva Filho
Maria Regina Viveiros de Carvalho

INEP

MINISTÉRIO DA
EDUCAÇÃO



ISSN 1414-0640

Presidência da República Federativa do Brasil

Ministério da Educação | **MEC**

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas
Educaçõais Anísio Teixeira | **Inep**

Diretoria de Estudos Educacionais | **Dired**

TEXTOS PARA DISCUSSÃO 43

O EFEITO DA FORMAÇÃO INICIAL DO PROFESSOR SOBRE O DESEMPENHO ESCOLAR EM MATEMÁTICA NOS ANOS INICIAIS DO ENSINO FUNDAMENTAL¹

Geraldo Andrade da Silva Filho
Maria Regina Viveiros de Carvalho

¹ Neste artigo nos restringimos à formação inicial dos professores. As informações referentes à formação continuada são menos precisas, dificultando a estimação de seus efeitos e da interação de eventuais efeitos. Portanto, ao longo do artigo, quando nos referirmos à formação do professor, estaremos nos atendo apenas à sua formação em cursos superiores.





Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep)
É permitida a reprodução total ou parcial desta publicação, desde que citada a fonte.

DIRETORIA DE ESTUDOS EDUCACIONAIS (DIRED)
Valdir Quintana Gomes Junior

ASSESSORIA TÉCNICA DE EDITORAÇÃO E PUBLICAÇÕES
Dorivan Ferreira Gomes
Roshni Mariana de Mateus

REVISÃO
Amanda Mendes C. Pinheiro

NORMALIZAÇÃO
Clarice Rodrigues da Costa
Elisângela Dourado Arisawa

PROJETO GRÁFICO/CAPA
Marcos Hartwich

PROJETO GRÁFICO/MIOLO
Raphael C. Freitas

DIAGRAMAÇÃO E ARTE-FINAL
Lilian dos Santos Lopes

CATALOGAÇÃO
Elisângela Dourado Arisawa

TIRAGEM
1.000 exemplares

EDITORIA
Inep/MEC – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira
Setor de Indústrias Gráficas – Quadra 04 – Lote 327, Térreo, Ala B
CEP 70610-440 – Brasília-DF – Brasil
Fones: (61) 2022-3070
editoracao@inep.gov.br

DISTRIBUIÇÃO
Inep/MEC – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira
Setor de Indústrias Gráficas – Quadra 04 – Lote 327, Térreo, Ala B
CEP 70610-440 – Brasília-DF – Brasil
Fones: (61) 2022-3062
publicacoes@inep.gov.br - <http://www.publicacoes.inep.gov.br>

A exatidão das informações e os conceitos e opiniões emitidos
são de responsabilidade dos autores.

ESTA PUBLICAÇÃO NÃO PODE SER VENDIDA. DISTRIBUIÇÃO GRATUITA.
Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
PUBLICADA EM 2017

Carvalho, Maria Regina Viveiros de.

O efeito da formação inicial do professor sobre o desempenho escolar em matemática nos anos iniciais do ensino fundamental / Geraldo Andrade da Silva Filho; Maria Regina Viveiros de Carvalho. – Brasília : Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 2017.

45 p. : il. – (Série Documental. Textos para Discussão, ISSN 1414-0640; 43)
doi: 10.24109/1414-0640.td.2017.43

1. Ensino de matemática. 2. Formação do professor. I. Silva Filho, Geraldo Andrade da. II. Título. IV. Série.

CDU 371. 13 (81)



SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	07
1 REVISÃO DA LITERATURA.....	08
2 MODELO ECONOMETRICO E MÉTODO DE ESTIMAÇÃO.....	12
3 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	18
4 RESULTADOS	26
4.1 Efeito da formação do professor sobre a proficiência de seus alunos em matemática.....	26
4.2 Investigação acerca da heterogeneidade regional de efeitos	33
CONSIDERAÇÕES FINAIS	34
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	37
ANEXOS	41

O EFEITO DA FORMAÇÃO INICIAL DO PROFESSOR SOBRE O DESEMPENHO ESCOLAR EM MATEMÁTICA NOS ANOS INICIAIS DO ENSINO FUNDAMENTAL



RESUMO

Este artigo utiliza métodos quase-experimentais para estimar os efeitos da formação inicial dos professores de matemática de 4º e 5º anos do ensino fundamental em escolas públicas brasileiras sobre o desempenho dos alunos, por meio de um modelo de valor adicionado. Foram adotados procedimentos para contornar o problema de endogeneidade existente em relação à formação dos professores, que poderia tornar os estimadores de mínimos quadrados ordinários inconsistentes. Uma base única de dados longitudinais foi construída com a junção das seguintes bases do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep): (i) notas dos alunos de 5º ano na Prova Brasil em 2015; (ii) suas notas na Avaliação Nacional da Alfabetização (ANA) 2013 (aplicada a alunos do 3º ano); e (iii) um conjunto de informações, oriundas do Censo da Educação Básica e dos questionários da Prova Brasil, sobre os insumos escolares aplicados na educação desses alunos ao longo do 4º (ano letivo de 2014) e 5º anos (ano letivo de 2015). Investigou-se se professores com formação superior agregam, em média, mais proficiência a seus alunos dos anos iniciais do ensino fundamental do que os colegas sem formação superior,

e se professores com formação considerada compatível com o ensino da disciplina matemática, isto é, formados em Pedagogia ou licenciados em Matemática, agregam, em média, mais proficiência a seus alunos que os formados em outros cursos superiores. Em ambos os casos não foram encontrados efeitos estatisticamente e economicamente significantes robustos a diferentes especificações e métodos de estimação.

Palavras-chave: modelo de valor adicionado de proficiência escolar; formação do professor; qualidade do professor; anos iniciais do ensino fundamental; ensino de matemática.

ABSTRACT

This paper applies a value-added model to estimate the effects of Grades 4th and 5th Math teachers' education level and type of education (Pedagogy or Maths versus others) on the proficiency of students from Brazilian public schools. Model specifications also address teacher's education level endogeneity, which could render standard Ordinary Least Squares (OLS) estimators inconsistent. The paper uses a unique longitudinal database drawn from multiple data sources that includes variables such as: (i) 2015 5th grade pupils' proficiency in Prova Brasil; (ii) 2015 5th grade pupils' proficiency in ANA 2013 (when they were in 3rd grade); (iii) a set of pupils' socioeconomic characteristics, (iv) education inputs (e.g. class size and school infrastructure) used for the 2015 5th grade pupils throughout the 4th grade and 5th grade (2014 and 2015 academic years, respectively). Our findings show that (i) the improvement on proficiency of pupils whose teachers have tertiary education is not different from that obtained by pupils from teachers with no tertiary education; (ii) the improvement on proficiency of pupils whose teachers have a major in Pedagogy or Math is not different from that obtained by pupils from teachers with majors in other fields.

Keywords: value-added model; teacher education level; teacher quality; elementary school; Math teaching

INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, o Brasil logrou elevar o atendimento escolar, principalmente no ensino fundamental (EF), e a quantidade de anos de estudo de sua população. Entretanto, há fortes evidências na literatura econômica de que o que, de fato, explica os diferenciais em termos de crescimento econômico entre países é aquilo que os indivíduos aprendem na escola e não a quantidade de anos de estudo.¹ Testes padronizados de proficiência internacionais indicam que os estudantes brasileiros possuem desempenho inferior ao dos estudantes de países da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE). No Programa Internacional de Avaliação de Alunos (Programme for International Student Assessment – Pisa) 2015,² por exemplo, de 70 países e regiões participantes,³ os estudantes brasileiros ficaram na 66ª posição em matemática, na 63ª posição em ciências e na 59ª posição em leitura. Assim, o principal desafio da área educacional no País na atualidade é expandir a qualidade da educação básica.⁴

Desde Coleman *et al.* (1966), estudos apontam fatores que explicam, em maior ou menor grau, as diferenças em termos de aprendizado e proficiência entre alunos. Depois de controladas as características socioeconômicas dos alunos, o principal fator a explicar a proficiência de alunos em testes padronizados é o efeito do professor. Com relação às características observáveis do professor, parte da literatura de Economia da Educação aponta a experiência e o conhecimento específico sobre o conteúdo da disciplina que leciona – mas não a formação inicial do professor – como fatores com relativa importância para explicar a variabilidade de aprendizagem entre os alunos. No entanto, os resultados são controversos, uma vez que há estudos indicando 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.⁵

¹ Hanushek e Kimko (2000); Hanushek e Woessmann (2008, 2012).

² O Programme for International Students Assessment (Pisa) é um teste padronizado internacional, realizado a cada três anos, cujo objetivo é avaliar os sistemas educacionais dos países e regiões participantes, testando competências e conhecimento de estudantes de 15 anos de idade. Desde 2000, a cada três anos, alunos de escolas aleatoriamente escolhidas, de modo a garantir representatividade da população de estudantes, fazem os testes em três áreas: leitura, matemática e ciências.

³ O desempenho dos alunos no Brasil ficou bem abaixo da média dos alunos de países da OCDE em ciências (401 pontos, comparados à média de 493 pontos), em leitura (407 pontos, comparados à média de 493 pontos) e em matemática (377 pontos, comparados à média de 490 pontos). (OECD, 2016).

⁴ O conceito de qualidade de ensino ainda é fonte de controvérsias, havendo significados diferentes entre os diversos atores sociais no campo da Educação. Neste trabalho focaliza-se, pela disponibilidade de informação, a dimensão cognitiva da aprendizagem.

⁵ Hanushek (1986), Rivkin e Hanushek (2006, 2010) e Aaronson, Barrow e Sander (2007).

O objetivo deste artigo é estimar o valor adicionado em termos de aprendizado de alunos pelos professores que possuem formação inicial de nível superior e formação inicial compatível com o ensino de matemática no 4º e 5º anos do EF de escolas públicas. Particularmente, o foco da análise deste artigo são os professores que lecionam matemática e que têm formação específica, ou seja, licenciatura em Matemática ou Pedagogia, ou bacharelado em Matemática ou Pedagogia com curso de complementação pedagógica.⁶

A principal contribuição deste artigo é suprir lacuna na literatura brasileira no que se refere à investigação sobre o efeito da escolaridade do professor sobre a proficiência escolar, particularmente nos anos iniciais do EF, utilizando abordagem de valor adicionado, mais adequada à investigação de eventuais efeitos causais. Ao construirmos o painel longitudinal dos estudantes da coorte que frequentou o 5º ano do EF em 2015, o artigo também contribui para a discussão sobre o 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, este artigo contém uma seção de revisão da literatura, uma seção com o modelo econométrico e o método de estimação do efeito da adequação da formação do docente à disciplina por ele ministrada sobre a proficiência escolar de seus alunos, seguida de seção que apresenta as bases de dados utilizadas. Na quarta seção apresentam-se os resultados e, na quinta, discutem-se os resultados e apresentam-se as considerações finais.

1 REVISÃO DA LITERATURA

Entre as características observáveis, a experiência do professor e seu conhecimento sobre o conteúdo da disciplina que leciona aparecem com relativa importância em alguns estudos para explicar a variabilidade de aprendizagem entre os alunos, mas há resultados controversos na literatura de Economia da Educação, com estudos que 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.⁷

⁶ Conforme definição que consta na Nota Técnica Inep/Deed nº 20/2014, de 21 de novembro de 2014 (Brasil. Inep, 2014).

⁷ Hanushek (1986), Rivkin e Hanushek (2006, 2010), Aaronson, Barrow e Sander (2007).

Entre os estudos que investigaram as características dos professores e sua associação com ganhos de aprendizagem de alunos, Clotfelter, Ladd e Vidgor (2007) concluíram que a experiência do professor, seu desempenho em testes padronizados e licenciamento⁸ possuem efeitos positivos sobre a aprendizagem de alunos. Adicionalmente, afirmam que, consideradas em seu conjunto, as diversas credenciais dos professores exibem elevados efeitos sobre o desempenho de seus alunos em matemática, se comparados aos efeitos associados à redução do tamanho das turmas ou às características socioeconômicas dos alunos. Por outro lado, Huang e Moon (2009), no contexto de alunos do segundo ano de escolas com elevado grau de pobreza de um estado americano, utilizando um modelo de valor adicionado hierárquico linear, concluíram que características tradicionais de qualificação dos professores (licenciamento e nível de escolaridade), bem como a quantidade de anos de experiência de ensino não se mostraram estatisticamente significantes para a produção de ganhos de aprendizagem dos alunos. No entanto, a medida mais específica correspondente aos anos de experiência de ensino do professor em uma determinada série esteve significativamente associada à expansão das habilidades de leitura de seus alunos.

De acordo com Hanushek *et al.* (2005), alunos que tiveram aula com professor pertencente ao 85º percentil da distribuição de qualidade do professor apresentam desempenho 0,22 desvio-padrão superior ao de alunos cujos professores se encontravam na mediana da distribuição de qualidade. Adicionalmente, Rockoff (2004) mostra que uma elevação na qualidade do professor equivalente a um desvio-padrão aumenta as notas dos alunos em testes padronizados em aproximadamente 0,1 desvio-padrão em leitura e matemática; e Rivkin, Hanushek e Kain (2005) concluíram que a qualidade do professor impacta sobre o desempenho acadêmico de seus alunos mais fortemente que outros insumos escolares. Por exemplo, o aumento da qualidade do professor equivalente a um desvio-padrão impacta mais o desempenho de estudantes do que a redução, bastante custosa, de 10 alunos por turma. No contexto brasileiro, Moriconi (2012), usando um modelo de valor adicionado para o município de São Paulo, conclui que a variação

⁸ Professor licenciado, no contexto americano, é aquele que adquiriu credenciais para o exercício da profissão por parte de alguma fonte de autoridade, como o governo ou uma IES. Nos EUA existem categorias de licenciamento, principalmente: i) regular (profissional); ii) "lateral" (é o licenciamento provisório, concedido a quem tem bacharelado na disciplina que leciona para que possa atuar enquanto ainda não obteve o licenciamento regular, por meio da complementação de sua formação em um *college* ou universidade).

da efetividade do professor explica em torno de 9% da variabilidade de notas entre alunos, resultado que corresponde a menor grau em comparação à variabilidade das características socioeconômicas (15%) e maior grau em relação à variabilidade das características das escolas (5%). A autora estimou que a efetividade correspondente a um desvio-padrão maior poderia elevar as notas nos testes entre 0,062 e 0,31 desvio-padrão em português e entre 0,049 e 0,308 desvio-padrão em matemática. Os estudos também mostram que a melhoria da qualidade do professor pode elevar significativamente o desempenho dos alunos de baixo rendimento.⁹

Metzler e Woessmann (2012) afirmam que um dos poucos atributos dos professores que estão correlacionados ao desempenho de seus alunos são suas competências acadêmicas, medidas pelo desempenho em testes padronizados. No entanto, de acordo com Jensen *et al.* (2016), os sistemas de ensino mais efetivos no mundo não focalizam exclusivamente o conhecimento do conteúdo da disciplina e reconhecem a importância da pedagogia do conhecimento específico, elemento-chave na formação inicial de seus professores.

Corroborando os achados da literatura internacional, Guimarães *et al.* (2013) encontraram evidências de que os professores com mais conhecimento do conteúdo de matemática têm um impacto maior sobre os resultados dos testes de seus alunos nessa disciplina, 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, utilizando um conjunto de dados distintos para outra região do Brasil, no caso, o município de São Paulo. Adicionalmente, a principal conclusão desse autor foi a de que as habilidades didáticas dos professores são o fator mais importante para explicar o desempenho de seus alunos.

Especificamente no tocante 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.¹⁰ No contexto brasileiro, segundo Albernaz, Ferreira e Franco (2002), que utilizaram dados do Sistema

⁹ Chetty, Friedman e Rockoff (2014).

¹⁰ Greenwald, Hedges e Laine (1996) e Hanushek (1986) empreenderam meta-análises de estudos publicados a esse respeito, com resultados mistos.

Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb), os resultados das estimações da função de produção educacional¹¹ para o EF brasileiro sugerem que cerca de 80% da variabilidade de desempenho médio entre as escolas se deve a diferenças na composição socioeconômica de seus alunos. Além das características socioeconômicas dos alunos, outras variáveis, como a escolaridade dos professores e a qualidade da infraestrutura física, também afetam, mesmo que em menor grau, o desempenho dos estudantes.

Goldhaber e Brewer (1997) verificaram que a escolaridade do professor não é geralmente associada ao aumento da aprendizagem dos alunos do 8º ao 10º ano, mas ter formação em matemática e ciências para os professores de matemática e ciências, respectivamente, gera melhora no desempenho dos alunos. Esses resultados não foram encontrados para professores de inglês ou história. Os autores sugerem que outros estudos a respeito do impacto da formação dos professores sobre o desempenho dos alunos se mostraram inconclusivos porque consideraram apenas o nível da titulação do professor e não a área do curso associada à titulação.

Apesar de não termos conhecimento de estudo que investigue, no contexto brasileiro, as conclusões de Goldhaber e Brewer (1997), no âmbito das políticas públicas no campo da Educação, 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). Essa preocupação demonstra que a formação inicial do professor é considerada tema central no aprendizado e desempenho dos estudantes, uma vez que dela se espera o papel de mediadora desse processo. De acordo com esse entendimento, a efetividade do profissional de educação depende de sua formação inicial, que deve ser de qualidade, específica e articulada à área de conhecimento em que atua.

Uma possível interpretação com base no texto da Meta 15 do PNE é a de que se esperaria uma relação direta entre a formação inicial do professor e a proficiência escolar. Assim, propusemo-nos a testar empiricamente essa possível relação no âmbito do ensino de matemática nos anos iniciais do EF.

¹¹ “Função de produção educacional é o nome dado pelos economistas à relação existente entre uma série de insumos ao processo educacional e o seu produto” (Albernaz; Ferreira; Franco, 2002, p. 454).

2 MODELO ECONOMÉTRICO E MÉTODO DE ESTIMAÇÃO

Para se estimar o efeito da adequação da formação inicial do professor à disciplina em que leciona sobre a proficiência de seus alunos, foi proposto o seguinte modelo de valor adicionado:

$$\begin{aligned}
 & nota_{5^o ano, i} = \\
 & \alpha + \gamma_1 adeq_{5^o ano, i} + \gamma_2 adeq_{4^o ano, i} + \gamma_3 adeq_{4^o e 5^o ano, i} + \gamma_4 d_curso_sup_{5^o ano, i} + \\
 & \gamma_5 d_curso_sup_{4^o ano, i} + \gamma_6 d_curso_sup_{4^o e 5^o ano, i} + \sum_{n=4,5} \sum_k \beta_{k,n} caract_prof_{k,n_i} + \\
 & \sum_{n=4,5} \tau_n tam_turma_{n,i} + \sum_s \sigma_s ISE_{s_i} + \sum_j \rho_j infra_esc_i + \sum_{m=1,\dots,4} \phi_m regioao_m + \\
 & \delta nota_{3^o ano, i} + \lambda_{rede, i} + \vartheta_{escola, i} + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{1}$$

onde:

$d_curso_sup_i$ é a variável indicadora se o professor possui curso superior;

$adeq_{n,i}$ é o indicador de compatibilidade do professor à disciplina matemática do aluno i no n -ésimo ano do EF;

$caract_prof_{k,ni}$ 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), se o professor possui pós-graduação etc;

$tam_turma_{n,i}$ 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 5º ano (2015), de tamanho S ;

$infra_esc_i$ é um vetor de características associadas à infraestrutura da escola do aluno i no 5º ano (2015), de tamanho j ;

$regiao_m$ é a variável indicadora da região geográfica onde a escola do aluno i no 5º ano do EF se localiza;

$nota_{n,i}$ é a nota padronizada do aluno i na ANA 2013, representando a aprendizagem prévia do aluno ao ingressar no 4º ano (2014);

$\lambda_{rede, i}$ é o efeito fixo da rede escolar onde o aluno i fez o 5º ano do EF;

$\vartheta_{escola, i}$ é o efeito fixo da escola onde o aluno i fez o 5º ano do EF;

ε_i é o termo de erro idiossincrático.

Os coeficientes de interesse são os γ , que medem o efeito da formação inicial dos professores de matemática. Os coeficientes γ_4 e γ_5 representam o quanto, em média, o fato de ter tido professor de matemática com formação de curso superior apenas no 5º ano ou no 4º ano do EF, respectivamente, aumenta a proficiência do aluno nessa disciplina. Já o coeficiente γ_6 representa o quanto, em média, o fato de ter tido professores de matemática com formação superior no 4º e no 5º anos do EF aumenta a proficiência do aluno na disciplina.

Os coeficientes γ_1 , γ_2 e γ_3 correspondem à diferença, em média, em termos de proficiência em matemática, entre alunos que tiveram professor(es) com formação inicial adequada (Pedagogia ou licenciatura em Matemática) em relação a alunos que tiveram professor(es) com outra formação de nível superior.

Estimar esses efeitos é uma tarefa complexa. O analista enfrenta um conjunto de problemas que frequentemente se apresenta no contexto de estudos sobre os fatores que contribuem para a qualidade da educação e para a aprendizagem dos alunos. As principais dificuldades para a identificação do efeito do professor sobre a aprendizagem se referem aos problemas de variáveis omitidas e à frequente atribuição não aleatória de professores aos alunos, gerando endogeneidade entre formação do professor e desempenho do estudante.¹²

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 incorporarem todas essas informações em um modelo empírico implica a existência de variáveis relevantes omitidas.

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 defasada¹³ dos alunos na disciplina analisada é uma estatística suficiente para todo o conjunto de informações anteriores não observadas (Todd; Wolpin, 2003, 2007; Chetty; Friedman; Rockof, 2014). Esse pressuposto metodológico foi testado por

¹² Em econometria, endogeneidade se refere a qualquer situação em que uma variável explicativa é correlacionada com o erro do modelo. No caso presente, a endogeneidade poderia se relacionar a: (i) simultaneidade, quando uma das variáveis explicativas é determinada pela variável explicada no modelo, isto é, x influencia y , mas y também influencia x simultaneamente, havendo correlação entre x e o erro; ou (ii) existência de variável(is) omitida(s): se há ao menos uma variável omitida no modelo, ela acaba sendo incorporada ao erro e , se essa variável omitida estiver correlacionada com alguma das variáveis explicativas que já estão no modelo (o que é bem comum), necessariamente haverá correlação entre variável explicativa e erro. No presente caso, a formação dos professores pode ser explicada pela nota ou qualquer outra medida de habilidade dos alunos, uma vez que os professores podem se selecionar para redes/escolas/turmas com base justamente nas habilidades de seus estudantes.

¹³ 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.

Bifulco (2012),¹⁴ 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. Concluiu que utilizar as notas em testes realizados antes do tratamento como medida de desempenho acadêmico progresso 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, segundo Bifulco (2012), 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 autosselecionam, 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.

No caso dos anos iniciais do EF, as redes de ensino podem selecionar professores com base em determinada formação ou características não observadas pelo analista. 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 o efeito fixo da interação entre as variáveis indicadoras de redes de ensino e de município. De forma análoga, professores de uma determinada rede, até certo ponto, se autosselecionam para dar aulas em uma escola específica da rede de ensino e a própria rede seleciona professores com certo tipo de formação inicial para determinadas escolas. Portanto, para evitar endogeneidade, também é importante que se trabalhe com modelo de efeito fixo de escolas.¹⁵

Por outro lado, às vezes, diretores ou redes de ensino definem a alocação de professores em turmas de acordo com suas habilidades. Esse aspecto também pode acarretar viés nas estimativas do efeito do professor sobre a aprendizagem dos alunos.

¹⁴ Chetty, Friedman e Rockof (2014) também confirmaram esse suposto metodológico.

¹⁵ Dito de outra forma, em termos do modelo apresentado na expressão (1) sem a inclusão dos efeitos fixos, ter-se-ia:

$$\begin{aligned} \text{nota}_{5^{\text{ano}},i} = & \alpha + v_1 \text{adeq}_{5^{\text{ano}},i} + v_2 \text{adeq}_{4^{\text{ano}},i} + v_3 \text{adeq}_{4^{\text{e}} 5^{\text{ano}},i} + v_4 \text{d_curso_sup}_{5^{\text{ano}},i} + \\ & v_5 \text{d_curso_sup}_{4^{\text{ano}},i} + v_6 \text{d_curso_sup}_{4^{\text{e}} 5^{\text{ano}},i} + \sum_{n=4,5} \sum_k \beta_{k,n} \text{caract_prof}_{k,n,i} + \\ & \sum_{n=4,5} \tau_n \text{tam_turma}_{n,i} + \sum_s \sigma_s \text{ISE}_{s,i} + \sum_j \rho_j \text{infra_esc}_i + \sum_{m=1,\dots,4} \phi_m \text{regiao}_m + \varepsilon_i \end{aligned}$$

no caso de professores se autosselecionarem ou serem selecionados em redes e/ou escolas e/ou turmas, teríamos que $E[\text{adeq}_{n,i} \cdot \varepsilon_i] \neq 0$ com $n = 4^{\text{ano}}, 5^{\text{ano}}$, ou $4^{\text{e}} 5^{\text{ano}}$; tornando os estimadores de MQO viesados e/ou inconsistentes.

Uma hipótese subjacente ao modelo é a de que a atribuição dos alunos e professores às turmas é aproximadamente aleatória (Rothstein, 2010). Para que se obtenham 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 e Staiger (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 ao diretor do Saeb nos fornece informação sobre critérios para a formação de turmas e a forma de alocação de professores em turmas da escola dirigida pelo respondente, será possível testar a robustez dos resultados das estimativas do efeito da adequação da formação do professor obtidos no modelo com amostra irrestrita, usando como comparação os resultados obtidos com amostra¹⁶ que inclua apenas escolas cujo critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores em turmas, segundo relato do diretor da escola, não estejam associados a desempenho ou características dos alunos.

Utilizando-se todos os cuidados metodológicos explicados nos parágrafos anteriores, argumenta-se ser possível estimar consistentemente o efeito da compatibilidade entre formação inicial do professor e a disciplina que leciona por meio do modelo econométrico descrito na equação (1) acima, aplicando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para se empreender a inferência, os erros-padrão 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.

As variáveis de interesse são as variáveis indicadoras da formação inicial e da compatibilidade da formação do docente à disciplina por ele ministrada. A construção dessas variáveis foi feita a partir do cruzamento da informação sobre se o professor possui formação de nível superior e se o curso superior (licenciatura ou bacharelado com complementação pedagógica) é compatível com as disciplinas que ele leciona, informações que foram obtidas no Censo da Educação Básica de 2014 e 2015. Para a disciplina de matemática das etapas iniciais do EF, além da formação específica em Matemática,

¹⁶ Neste estudo, o termo amostra é empregado de forma menos rigorosa, relacionado mais ao sentido de subconjunto da população, sem correspondência ao conceito de amostra probabilística e, portanto, sem necessariamente representar toda a população de interesse.

também foram consideradas compatíveis as formações de licenciatura em Pedagogia, ou bacharelado com complementação pedagógica em Pedagogia.

Apesar de o Censo da Educação Básica considerar um conjunto amplo de disciplinas lecionadas nos anos iniciais do EF – língua/literatura portuguesa, língua/literatura estrangeira, artes, educação física, matemática, ciências, estudos sociais, história, geografia e ensino religioso –, para esse estudo foram computadas apenas as compatibilidades em matemática. Para estabelecer as regras de compatibilidade mencionadas no parágrafo anterior e descritas na Tabela 1, foram assumidas as correspondências estabelecidas na Nota Técnica Inep/Deed nº 20/2014, de 21 de novembro de 2014 (Brasil. Inep, 2014).¹⁷

TABELA 1 RELAÇÃO DE CURSOS DE GRADUAÇÃO COMPATÍVEIS COM A DISCIPLINA MATEMÁTICA NOS ANOS INICIAIS DO ENSINO FUNDAMENTAL

DISCIPLINA LECIONADA	CÓDIGO DO CURSO NA OCDE	DESCRIÇÃO DO CURSO FORMAÇÃO INICIAL (CURSO SUPERIOR)
Matemática nos anos iniciais do ensino fundamental	145F18	Matemática – Licenciatura
	461M01	Matemática – Bacharelado (com complementação pedagógica)
	142P01	Pedagogia – Licenciatura
	142C01	Pedagogia – Bacharelado (com complementação pedagógica)

Fonte: Elaboração própria com dados da Nota Técnica Inep/Deed nº 20/2014, de 21 de novembro de 2014.

A unidade de análise é o aluno que, em 2015, frequentou o 5º ano do EF regular das redes públicas de ensino. Pretende-se avaliar o efeito atribuído à formação inicial de seus professores compatível com a disciplina matemática sobre sua aprendizagem nessa disciplina no 4º e 5º anos do EF. Assim, para cada aluno presente em nossa base de dados, foram construídas variáveis indicadoras da conformidade da formação de seu professor para o ensino da disciplina matemática nos anos iniciais do EF, tanto em 2014, quando frequentou o 4º ano, quanto em 2015, quando frequentou o 5º ano, levando-se também em consideração o fato de alguns alunos terem sido atribuídos a professores com formação inicial compatível nas duas etapas de ensino.

Serão estimados os efeitos de se ter um professor com formação inicial compatível com matemática em comparação a se ter um professor com formação superior em outro curso apenas no 4º ano, apenas no 5º ano e nos dois anos. Adicionalmente, serão fornecidas estimativas do efeito de se ter um professor com formação superior em relação a se ter um professor sem formação superior em apenas uma das etapas ou nas duas.

¹⁷Foi considerada a Tabela 2 para o Grupo 1, conforme categorias definidas na referida nota.

Conforme sugestão de Bifulco (2012), será apresentada também estimativa do efeito da formação inicial do professor utilizando a especificação de uma abordagem de seleção em observáveis, adotada na literatura de avaliação de impacto de políticas públicas.¹⁸ O escore de propensão,¹⁹ proposto por Rosenbaum e Rubin (1983), pode ser empregado para eliminar viés devido a fatores de confusão (*confounding factors*) observados pelo analista. Com esse método, almeja-se garantir a comparabilidade entre grupos de alunos tratados e não tratados em termos de suas características, reduzindo o risco de eventuais vieses de seleção. Aliando esse método ao modelo de efeitos fixos das escolas, espera-se que sejam controladas as diferenças de características dos alunos bem como do ambiente no qual estão inseridos. Assim, teremos resultados considerando o pareamento em características observáveis de alunos submetidos a diferentes tipos de professor.

Neste trabalho, ponderamos cada unidade de observação na regressão utilizando como peso o inverso da probabilidade de tratamento (*inverse probability of treatment weights*) do indivíduo. Especificamente, adota-se um estimador duplamente robusto (Emsley *et al.*, 2008), cuja vantagem é a propriedade de consistentemente estimar o efeito médio causal quando se observa pelo menos uma das seguintes condições: (i) o modelo especificado para o escore de propensão está correto; (ii) o modelo de regressão relacionando o resultado a covariáveis na linha de base está especificado corretamente.

Em termos práticos, no primeiro estágio estima-se, por meio de um modelo Probit, a probabilidade de o aluno ter tido professor com formação superior em função de suas características socioeconômicas. De posse dessa probabilidade estimada, isto é, o escore de propensão estimado (\hat{p}_i), estima-se o seguinte estimador duplamente robusto:

$$\widehat{\tau}_{DR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{A_i Y_i - (A_i - \hat{p}_i) m_1(X_i)}{\hat{p}_i} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{(1 - A_i) Y_i + (A_i - \hat{p}_i) m_0(X_i)}{1 - \hat{p}_i}$$

onde $i=1,2,\dots, N$ e representa os N alunos; $A_i=1$ para os alunos do grupo de tratamento e $A_i=0$ para o grupo de comparação; e $m_A(X_i) = E[Y_i | A_i=A, X_i]$, para $A=0$ ou $A=1$, isto é, representa o valor predito da nota de matemática da Prova Brasil obtido por meio da regressão dessa nota em relação a covariáveis medidas na linha de base, inclusive a nota pregressa em matemática.

¹⁸ Como não se verificaram empiricamente diferenças significativas em termos de características socioeconômicas dos alunos de professores com formação considerada compatível *versus* dos alunos cujos professores apresentam formação superior, neste trabalho só se aplicou o método de seleção em observáveis na análise comparando o desempenho de alunos de professores com qualquer formação superior *versus* alunos de professores sem formação superior.

¹⁹ O escore de propensão é a probabilidade condicional de um determinado indivíduo ser atribuído a certo tratamento, dado um vetor de covariáveis – ver Rosenbaum e Rubin (1983).

3 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

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.²⁰ A construção das variáveis de interesse a partir dessas bases será explicada nesta seção.

No Censo Escolar da Educação Básica de 2015, para escolas públicas da 4ª série ou 5º ano do EF, foram contabilizados 178.838 docentes, 146.045 com formação superior (81,7%), entre os quais 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 Censo da Educação Básica de 2014, havia 175.975 docentes lecionando na 3ª série ou 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, será estimado o efeito da formação do professor sobre a aprendizagem de matemática acumulada ao longo do 4º e 5º anos do EF, com base nas notas obtidas na Prova Brasil de 2015²¹ pelos estudantes matriculados no 5º ano do EF. Para tanto, só foram considerados os alunos cujas turmas tiveram apenas um professor de matemática 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 em matemática, medido pela nota obtida na edição de 2013 da ANA, da qual os alunos participaram quando estavam concluindo o 3º ano do EF.

²⁰ As bases do Inep contendo identificação dos indivíduos podem ser acessadas, por meio do Serviço de Apoio ao Pesquisador (SAP), por servidores do Inep, servidores públicos externos ao Inep que estejam trabalhando na produção de pesquisas de interesse do Estado, bolsistas, consultores e colaboradores do Inep que atuem na produção de pesquisas de interesse da Instituição, pessoas físicas ou jurídicas. Informações complementares sobre a forma de solicitação de acesso às bases podem ser obtidas em: <http://portal.inep.gov.br/solicitacao-de-acesso>.

²¹ A Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc) – também conhecida como Prova Brasil – é uma avaliação censitária envolvendo os alunos da 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano do EF das escolas públicas das redes municipais, estaduais e federal, com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino ministrado nas escolas públicas. Participam dessa avaliação as escolas que possuem, no mínimo, 20 alunos matriculados 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).

Em 2013, os testes da ANA foram realizados por alunos do 3º ano regular do EF de 9 anos, selecionados por 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 Censo Escolar da Educação Básica, 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 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 Saeb.²² Estabeleceram-se, assim, duas escalas, uma para leitura e outra para matemática, sendo 500 o valor da média e 100 o valor do desvio-padrão. O valor de 500 representa a média da distribuição das proficiências dos alunos do 3º ano do EF regular de escolas públicas em 2013 (Brasil. Inep, 2015a).

Em resumo, a base de dados construída para as estimativas deste artigo contém todos os alunos matriculados em redes públicas em 2015 que fizeram a Prova Brasil de matemática em 2015 e o exame da ANA em 2013 e que tiveram apenas um professor de matemática no 4º ano, em 2014, e no 5º ano, em 2015.²³

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 Prova Brasil no 5º ano, em 2015, bem como não poderíamos localizar os possíveis casos de indivíduos que saltam uma série, incluindo os que passam direto do 3º ano em 2013 para o 5º ano em 2014, sendo aprovados em 2014, e os que passam 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.

²² A escolha desse modelo teve como base a concepção pedagógica das matrizes de referência da avaliação, que previa a existência de um fator predominante responsável pelas respostas às questões de cada prova. Além disso, a opção pela TRI tem como intuito garantir a comparabilidade entre anos e possibilitar a construção de escalas pedagógicas.

²³ Nesta versão do trabalho, optou-se por não considerar os casos de alunos que tiveram mais de um professor de matemática nas séries consideradas. Será possível em uma próxima versão encontrar formas de considerar os casos de mais de um professor.

Assim, devido às limitações em termos de bases de dados, o conjunto de alunos com o qual trabalhamos para se estimarem os efeitos da formação dos professores sobre o ganho de proficiência em matemática 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, nesta versão do trabalho optou-se por incluir na amostra alunos que tiveram somente um professor de matemática 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 9,3% das turmas de 5º ano, pois tiveram mais de um professor de matemática.

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 Prova Brasil de 5º ano em 2015, além de se considerarem apenas os alunos que não ficaram retidos no 3º nem no 4º anos, perde-se quase um quarto das turmas de escolas públicas presentes no Censo Escolar da Educação Básica por não haver sequer um aluno que tenha feito os dois exames nacionais (ver Tabela 2). Conforme os dados da Tabela 2, verifica-se ainda que quase metade das turmas que participam do presente estudo contém até no máximo cinco alunos presentes na amostra com base na qual estimamos os efeitos da formação do professor. 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 cinco 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 não inclui os alunos que reprovaram ou evadiram – uma vez que não fizeram os dois exames padronizados (PB 2015 e ANA 2013) –, esperava-se 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.

TABELA 2 CARACTERÍSTICAS DAS TURMAS DE 5º ANO DE ESCOLAS PÚBLICAS INCLUÍDAS NO ESTUDO COMPARADAS À QUANTIDADE DE ALUNOS QUE FIZERAM PROVA BRASIL E ANA

TURMAS DE 5º ANO DE ESCOLAS PÚBLICAS EM 2015	QUANTIDADE	PARTICIPAÇÃO NO TOTAL (%)
TOTAL	105.904	
Turmas com apenas um professor de matemática	96.089	90,7%
Turmas com apenas um professor de matemática no 4º ano	92.446	87,3%
Turmas com aluno com nota na Prova Brasil 2015	79.944	75,5%
Turmas com aluno com notas na Prova Brasil 2015 e na ANA 2013 (subconjunto final)	71.758	67,8%
Turmas com apenas um aluno com notas na Prova Brasil 2015 e na ANA 2013	9.685	9,1%
Turmas com entre 2 e 5 alunos com notas na Prova Brasil 2015 e na ANA 2013	24.411	23,1%
Turmas com entre 6 e 10 alunos com notas na Prova Brasil 2015 e na ANA 2013	29.735	28,1%
Turmas com mais de 10 alunos com notas na Prova Brasil 2015 e na ANA 2013	7.927	7,5%

Fonte: Elaboração própria com base no Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013.

De fato, como demonstra a Tabela A do Anexo, a amostra final de alunos (que compreende alunos com nota válida na Prova Brasil 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 estatisticamente significantes a 1% em termos de média para a maioria de suas características, quando comparada à amostra compreendendo alunos que, entre 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 do professor, a maioria delas apresentou diferenças, exceto: idade dos professores de 2015, proporção de alunos cujos professores em 2015 e em 2014 possuíam formação em matemática, sexo dos professores de 2015, posse de diploma de mestrado ou doutorado e proporção de alunos cujos professores em 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 da infraestrutura escolar das redes públicas e sub-representa os alunos das regiões Norte e Nordeste; no entanto, 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, dentro das redes e das escolas, da variável de interesse cujo efeito se busca estimar. 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 intrarredes quanto intraescolas. 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).

TABELA 3 QUANTIDADE DE REDES MUNICIPAIS POR TIPOLOGIA DE FORMAÇÃO DOS PROFESSORES DOS ALUNOS QUE COMPÕEM A AMOSTRA

TIPOLOGIA DE FORMAÇÃO DOS PROFESSORES NO 4º OU 5º ANO DO ENSINO FUNDAMENTAL				
SEM FORMAÇÃO SUPERIOR	COM FORMAÇÃO SUPERIOR (OUTRAS)	COM FORMAÇÃO SUPERIOR (COMPATÍVEIS)	QUANTIDADE DE REDES MUNICIPAIS	PARTICIPAÇÃO NO TOTAL (%)
X	X	X	2.311	46,1%
	X	X	1.819	36,3%
X		X	276	5,5%
X	X		126	2,5%
		X	306	6,1%
	X		92	1,8%
X			85	1,7%
TOTAL			5.015	100%

Fonte: Elaboração própria com base no Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013.

Para se ter uma ideia da distribuição dos tipos de formação dos professores entre as redes municipais, a Tabela 4 mostra a quantidade de redes municipais para cada combinação desses tipos de formação entre os 5.015 municípios selecionados em nossa amostra (cujos alunos possuem tanto a nota na Prova Brasil 2015 quanto a nota na ANA 2013).

É importante mencionar também que todas as regiões geográficas e estados estão contemplados por redes ou sistemas de ensino em nossa amostra (Tabela 4): 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 intrarredes de ensino.

TABELA 4 DISTRIBUIÇÃO DE REDES MUNICIPAIS POR REGIÃO GEOGRÁFICA E UNIDADE DA FEDERAÇÃO DE ACORDO COM AS DUAS MAIS FREQUENTES TIPOLOGIAS DE FORMAÇÃO DE PROFESSORES

(continua)

	TOTAL DA AMOSTRA		TRÊS TIPOS DE FORMAÇÃO		TODOS OS PROFESSORES COM FORMAÇÃO SUPERIOR (DOIS TIPOS)	
	QUANTIDADE	PARTICIPAÇÃO	QUANTIDADE	PARTICIPAÇÃO	QUANTIDADE	PARTICIPAÇÃO
Região Norte	436	8,7%	258	11,2%	91	5,0%
Rondônia	51	1,0%	29	1,3%	17	0,9%
Acre	22	0,4%	16	0,7%	2	0,1%
Amazonas	60	1,2%	35	1,5%	11	0,6%
Roraima	14	0,3%	8	0,3%	2	0,1%
Pará	144	2,9%	122	5,3%	7	0,4%
Amapá	15	0,3%	12	0,5%	0	0,0%
Tocantins	130	2,6%	36	1,6%	52	2,9%
Região Nordeste	1.742	34,7%	1.024	44,3%	291	16,0%
Maranhão	217	4,3%	167	7,2%	7	0,4%
Piauí	204	4,1%	72	3,1%	68	3,7%
Ceará	173	3,4%	121	5,2%	37	2,0%
Rio Grande do Norte	160	3,2%	41	1,8%	36	2,0%
Paraíba	216	4,3%	74	3,2%	76	4,2%
Pernambuco	184	3,7%	158	6,8%	10	0,5%
Alagoas	101	2,0%	76	3,3%	7	0,4%
Sergipe	74	1,5%	34	1,5%	27	1,5%
Bahia	413	8,2%	281	12,2%	23	1,3%
Região Sudeste	1.503	30,0%	571	24,7%	771	42,4%
Minas Gerais	749	14,9%	233	10,1%	404	22,2%
Espírito Santo	77	1,5%	30	1,3%	44	2,4%
Rio de Janeiro	92	1,8%	77	3,3%	7	0,4%
São Paulo	585	11,7%	231	10,0%	316	17,4%
Região Sul	918	18,3%	302	13,1%	488	26,8%
Paraná	381	7,6%	122	5,3%	209	11,5%
Santa Catarina	235	4,7%	78	3,4%	128	7,0%
Rio Grande do Sul	302	6,0%	102	4,4%	151	8,3%
Região Centro-Oeste	416	8,3%	156	6,8%	178	9,8%
Mato Grosso do Sul	74	1,5%	15	0,6%	51	2,8%
Mato Grosso	123	2,5%	45	1,9%	49	2,7%

TABELA 4 DISTRIBUIÇÃO DE REDES MUNICIPAIS POR REGIÃO GEOGRÁFICA E UNIDADE DA FEDERAÇÃO DE ACORDO COM AS DUAS MAIS FREQUENTES TIPOLOGIAS DE FORMAÇÃO DE PROFESSORES

(conclusão)

	TOTAL DA AMOSTRA		TRÊS TIPOS DE FORMAÇÃO		TODOS OS PROFESSORES COM FORMAÇÃO SUPERIOR (DOIS TIPOS)	
	QUANTIDADE	PARTICIPAÇÃO	QUANTIDADE	PARTICIPAÇÃO	QUANTIDADE	PARTICIPAÇÃO
Goiás	219	4,4%	96	4,2%	78	4,3%
TOTAL	5.015	100,0%	2.311	100,0%	1819	100,0%
Participação no total				46,1%		36,3%

Fonte: Elaboração própria com base no Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013.

Em relação à variabilidade de formação dos 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 Tabela 5.

TABELA 5 QUANTIDADE DE ESCOLAS MUNICIPAIS E ESTADUAIS POR TIPOLOGIA DE FORMAÇÃO DOS PROFESSORES DOS ALUNOS QUE COMPÕEM A AMOSTRA

TIPOLOGIA DE FORMAÇÃO DOS PROFESSORES NO 4º OU 5º ANO DO ENSINO FUNDAMENTAL			QUANTIDADE DE ESCOLAS					
SEM FORMAÇÃO SUPERIOR	COM FORMAÇÃO SUPERIOR (OUTRAS)	COM FORMAÇÃO SUPERIOR (COMPATÍVEIS)	MUNICIPAIS		ESTADUAIS		MUNICIPAIS + ESTADUAIS	
x	x	x	4.185	14,6%	1.282	17,1%	5.467	15,1%
	x	x	12.612	44,0%	3.892	51,8%	16.504	45,6%
x		x	1.967	6,9%	431	5,7%	2.398	6,6%
		x	3.984	13,9%	1.005	13,4%	4.989	13,8%
x	x		1.113	3,9%	144	1,9%	1.257	3,5%
	x		1.810	6,3%	269	3,6%	2.079	5,8%
x			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: Elaboração própria com base no Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013.

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 questões referentes ao critério para formação das turmas na escola (Questão 39) e para alocação dos professores nas 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 nas turmas foi feita por meio de sorteio ou revezamento de professores entre anos/séries. Para tanto, restringimos a amostra às escolas cujos diretores responderam à Questão 40 com as alternativas “f” ou “g”, conforme Figura 1.

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 professores
H	Atribuição pela direção da escola
I	Outro critério
J	Não houve critério

FIGURA 1 QUESTÃO 40 DO QUESTIONÁRIO AO DIRETOR DO SAEB 2015

Fonte: Brasil. Inep, 2015b.

Adicionalmente, estimamos o mesmo modelo com amostra ainda mais restrita, considerando apenas as escolas cujas turmas, conforme informado pelo diretor, não foram formadas sob o critério de homogeneidade. Na Questão 39, descrita na Figura 2, foram consideradas as alternativas “c”, “d”, “e” ou “f”.

39. NESTE ANO, QUAL FOI O PRINCIPAL CRITÉRIO UTILIZADO PARA A FORMAÇÃO DAS TURMAS NESTA ESCOLA?	
A	Homogeneidade quanto à idade (alunos com a mesma idade).
B	Homogeneidade quanto ao rendimento escolar (alunos com rendimento similar).
C	Heterogeneidade quanto à idade (alunos com idades diferentes).
D	Heterogeneidade quanto ao rendimento escolar (alunos com rendimentos diferentes).
E	Outro critério
F	Não houve critério

FIGURA 2 QUESTÃO 39 DO QUESTIONÁRIO AO DIRETOR DO SAEB 2015

Fonte: Brasil. Inep, 2015b

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

4 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados deste estudo e se divide em duas subseções: a primeira apresenta os resultados principais do estudo; a segunda apresenta investigação acerca de eventuais heterogeneidades de efeitos entre parcelas da população de alunos e escolas.

4.1 Efeito da formação do professor sobre a proficiência de seus alunos em matemática

As estimativas obtidas por meio do modelo de valor adicionado indicam que não se pode rejeitar a hipótese de os efeitos da formação dos professores de 4º e 5º anos

do EF 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 em matemática no 4º e 5º anos do EF.

A Tabela 6 mostra as diferenças na média das notas dos alunos no 5º ano de acordo com a formação de seus professores no 4º e 5º anos do EF. Verifica-se, na coluna (1), que a média da nota de matemática dos alunos de 5º ano cujos professores no 4º e 5º anos do EF não possuíam formação superior foi de 198,1, enquanto a dos alunos cujos professores possuíam formação superior foi 22,3 pontos maior, o que equivale a quase 45% do desvio-padrão da escala Saeb. No entanto, é necessário considerar a natureza cumulativa do aprendizado escolar. Assim, ao incluirmos no modelo a nota de matemática 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.

Deste modo, as estimativas apresentadas na coluna (2) da Tabela 6 correspondem a um modelo de valor adicionado no 4º e 5º anos do EF, ainda sem considerar a questão da adequação da formação superior do professor à disciplina de matemática. Percebe-se que o conhecimento previamente adquirido possui importante papel em explicar o desempenho obtido na Prova Brasil de 2015. Um adicional de um desvio-padrão na nota na ANA explica 30 pontos na escala Saeb ao final do 5º ano, o que corresponde a 60% de um desvio-padrão da escala Saeb. Sob outro prisma, a nota pregressa (3º ano) explica em torno de 70% da variabilidade explicada de nota em matemática no 5º ano,²⁴ sinalizando pouca margem para o efeito da escola.

Uma vez controlada a nota obtida ao final do 3º ano, cai bastante a contribuição da formação do professor, em termos de aprendizagem medida pela Prova Brasil. Os alunos cujos professores de matemática no 4º e 5º anos do EF possuíam formação superior apresentaram nota média na escala Saeb 8,9 pontos acima (quase 20% de um desvio-padrão) da nota dos 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 4 pontos superior aos que não tiveram professor com formação superior em nenhum ano letivo.

²⁴ O coeficiente R2 da regressão, que possui como variável dependente, além das variáveis de interesse, apenas a nota na ANA, ficou em 0,409, enquanto o R2 do modelo com especificação completa ficou em 0,577.

As colunas (3) a (9) da Tabela 6 apresentam os resultados do modelo de valor adicionado considerando a adequabilidade da formação do professor à disciplina de matemática. O modelo mais simples, apresentado na coluna (3), apenas separa o efeito de professores formados em Pedagogia ou licenciados em Matemática do efeito gerado por professores com formação superior. Os resultados apresentados nas colunas de (4) a (7) correspondem ao modelo de valor adicionado considerando a compatibilidade da formação do professor à disciplina matemática, acrescido de variáveis de controle observáveis, desde as características socioeconômicas dos alunos e o tamanho de suas turmas até a região geográfica onde sua escola se localiza.

A coluna (4) mostra que, ainda sem controlar as características observadas dos alunos, professores e escolas, os alunos que tiveram professores no 4º e 5º anos formados em Pedagogia ou licenciados em Matemática apresentaram nota média na escala Saeb em matemática inferior em 1,8 ponto à nota média de alunos cujos professores nesses dois anos letivos eram formados em outros cursos superiores.

Ao se incluírem no modelo as variáveis associadas às características socioeconômicas dos alunos, às demais características dos professores (além da formação, obviamente), à infraestrutura das escolas e à região geográfica de localização da escola, a estimativa pontual dos efeitos da formação do professor se reduz sucessivamente. A coluna (7) mostra que os efeitos associados à formação superior do professor caíram para 4,5 pontos no caso de alunos designados a professores com formação superior nos dois anos letivos e para 1,7 ponto e 1,2 ponto na escala Saeb para alunos destinados a professor com formação superior apenas no 5º ano e apenas no 4º ano, respectivamente. Os efeitos da compatibilidade da formação do professor à disciplina desapareceram para o caso de alunos que tiveram professores desse tipo nos dois anos letivos e para aqueles que tiveram apenas no 4º ano. Para alunos que tiveram professor com formação compatível apenas no 5º ano, o efeito negativo caiu para -0,6 ponto na escala Saeb, resultado estatisticamente significativo a 5%.

Mesmo após incluímos no modelo um conjunto grande de variáveis observadas, é possível que o modelo proposto ainda sofra com algum tipo de endogeneidade devido à existência de variáveis omitidas, o que enviesaria as estimativas.

TABELA 6 EFEITO DA FORMAÇÃO DOS PROFESSORES DO 4º E 5º ANOS DO ENSINO FUNDAMENTAL DE ESCOLAS PÚBLICAS – FORMAÇÃO SUPERIOR E COMPATÍVEL

VARIÁVEIS	(1) QUALQUER CURSO SUPERIOR – SEM BASELINE	(2) QUALQUER CURSO SUPERIOR – COM BASELINE	(3) FORMAÇÃO COMPATÍVEL – MODELO 1	(4) FORMAÇÃO COMPATÍVEL – MODELO 2	(5) FORMAÇÃO COMPATÍVEL – MODELO 3	(6) FORMAÇÃO COMPATÍVEL – MODELO 4	(7) FORMAÇÃO COMPATÍVEL – MODELO 5	(8) FORMAÇÃO COMPATÍVEL – MODELO 6	(9) FORMAÇÃO COMPATÍVEL – MODELO 7
Efeito compatibilidade 4º e 5º anos			-2,235*** (0,256)	-1,728*** (0,267)	-1,184*** (0,288)	-1,023*** (0,288)	-0,386 (0,289)	0,126 (0,286)	-0,291 (0,345)
Efeito compatibilidade só 5º ano			-0,673*** (0,248)	-0,651** (0,258)	-0,911*** (0,278)	-0,854*** (0,277)	-0,637** (0,277)	-0,381 (0,265)	-0,606* (0,313)
Efeito compatibilidade só 4º ano			0,279 (0,238)	0,229 (0,25)	0,235 (0,271)	0,173 (0,27)	0,248 (0,269)	0,182 (0,259)	-0,307 (0,304)
Efeito prof curso superior 4º e 5º anos	22,33*** (0,327)	8,847*** (0,294)	9,816*** (0,343)	7,056*** (0,369)	5,953*** (0,407)	4,744*** (0,409)	4,484*** (0,411)	0,740* (0,406)	0,594 (0,524)
Efeito prof curso superior só 5º ano	10,74*** (0,387)	3,973*** (0,344)	4,368*** (0,377)	3,014*** (0,402)	2,597*** (0,439)	1,938*** (0,438)	1,752*** (0,439)	0,273 (0,418)	0,123 (0,529)
Efeito prof curso superior só 4º ano	11,47*** (0,403)	4,011*** (0,35)	3,850*** (0,374)	2,490*** (0,406)	1,864*** (0,446)	1,288*** (0,444)	1,206*** (0,445)	-0,662 (0,422)	-0,063 (0,526)
Nota mat 3º ano padronizada			30,00*** (0,0904)	27,59*** (0,11)	27,45*** (0,12)	27,25*** (0,121)	27,10*** (0,122)	26,19*** (0,117)	26,28*** (0,12)
Constante	198,1*** (0,302)	209,0*** (0,274)	209,0*** (0,274)	198,1*** (0,771)	199,9*** (1,731)	210,8*** (5,663)	213,0*** (5,613)	200,2*** (1,989)	195,4*** (2,56)
Observações	1.089.956	408.893	408.893	297.528	250.956	250.956	250.956	250.956	250.956
R2	0,025	0,409	0,41	0,436	0,44	0,442	0,443	0,495	0,577
Controles:									
Características socioeconômicas e tamanho turma				Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Características professores					Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar					Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Região geográfica					Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo rede									
Efeito fixo escola								Sim	Sim

Notas:

(a) Erros-padrão robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

(b) Os coeficientes estimados para o efeito do professor em (1) e (2) referem-se ao efeito médio de todos os professores com formação superior, inclusive as compatíveis.

(c) ***, ** e * indicam $p < 0,01$, $p < 0,05$ e $p < 0,1$, ou seja, significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

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,²⁵ que permitisse estimar os efeitos da formação do professor considerando as diferenças existentes intrarredes, ou seja, controlando características não observadas da rede. Os resultados são apresentados na coluna (8) da Tabela 6.

Mesmo após considerar os efeitos fixos de rede, é possível que ainda haja variável omitida referente à forma como a escola é gerida e como as ações pedagógicas e relacionadas ao ensino são coordenadas. Assim, estimamos outro modelo considerando os efeitos fixos das escolas, o que permite controlar essas e outras características não observadas no âmbito intraescola. A coluna (9) da Tabela 6 apresenta os resultados desse modelo. Novamente as estimativas obtidas para os efeitos da formação do professor não são estatisticamente diferentes de zero, considerando nível de significância de 5%.

Os resultados pressupõem que, controladas as notas pregressas (ANA), ter-se-ia uma alocação quase aleatória dos professores às turmas. Assim, testamos a robustez desse resultado e, usando informações fornecidas pelos diretores, incluímos apenas escolas cujo critério de formação de turmas e cuja forma de alocação de professores nas turmas não estavam associados ao desempenho ou características dos alunos, ou seja, simulamos uma designação aleatória de professores a alunos. A Tabela 7 mostra que os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes.

Adicionalmente, foi estimado modelo com seleção em observáveis, por meio de estimador duplamente robusto, cujas estimativas são apresentadas na coluna (4). Apesar do resultado positivo e estatisticamente significativo para a proficiência em matemática de alunos que tiveram professores com formação superior tanto no 4º quanto no 5º ano, a estimativa de 1,4 ponto na escala Saeb representa menos de 3% de um desvio-padrão na escala Saeb, não possuindo significância econômica por ser muito reduzido.

Portanto, no escopo deste estudo, conclui-se que a formação dos professores de matemática no 4º e 5º anos não afeta o ganho em termos de proficiência de seus alunos entre o 3º e o 5º anos do EF de escolas públicas brasileiras, ou afeta tão timidamente o desempenho escolar que não se mostra economicamente significativo.

²⁵ Na regressão foram incluídas variáveis *dummies* para cada rede de ensino municipal e, no caso das redes estaduais, incluímos uma variável de interação entre a *dummy* do estado e a *dummy* de cada município.

TABELA 7 COMPARAÇÃO DO EFEITO DA FORMAÇÃO DOS PROFESSORES NO 4º E 5º ANOS DO ENSINO FUNDAMENTAL DE ESCOLAS PÚBLICAS ENTRE AMOSTRA IRRESTRITA E AMOSTRA RESTRITA A ESCOLAS COM FORMAÇÃO DE TURMA E ALOCAÇÃO DE PROFESSORES EM TURMAS SEMELHANTES A ALEATORIZAÇÃO

VARIÁVEIS	(1) MODELO 7	(2) MODELO 7 – (RESTRITO A ESCOLAS COM PROF ALOCADOS ALEAT)	(3) MODELO 7 (RESTRITO A ESCOLAS COM TURMAS HETEROGÊNEAS E PROF ALOCADOS ALEAT)	(4) SELEÇÃO EM OBSERVÁVEIS (ESTIMADOR DUPLAMENTE ROBUSTO)	(5) SELEÇÃO EM OBSERVÁVEIS (RESTRITO: ESCOLAS COM TURMAS HETEROG. E PROF ALOCADOS ALEAT)
Efeito compatibilidade 4º e 5º anos	-0,291 (0,345)	-1,02 (1,055)	-0,91 (1,453)		
Efeito compatibilidade só 5º ano	-0,606* (0,313)	-1,764* (0,991)	-0,322 (1,391)		
Efeito compatibilidade só 4º ano	-0,307 (0,304)	1,014 (0,95)	1,515 (1,27)		
Efeito prof curso superior 4º e 5º anos	0,594 (0,524)	-0,252 (1,298)	-2,142 (1,714)	1,4055** (0,6572)	2,9053** (1,138)
Efeito prof curso superior só 5º ano	0,123 (0,529)	-2,132 (1,315)	-3,453* (1,821)	0,614 (0,6751)	1,85 (1,162)
Efeito prof curso superior só 4º ano	-0,063 (0,526)	-2,456* (1,29)	-4,237** (1,67)	0,4447 (0,6978)	1,35 (1,23)
Nota mat 3º ano padronizada	26,28*** (0,12)	23,28*** (0,39)	23,21*** (0,524)	26,29*** (0,175)	26,34*** (0,30)
Constante	195,4*** (2,56)	196,8*** (6,279)	198,3*** (8,859)	194,32*** (3,8172)	203,31*** (6,07)
Observações	250.956	20.332	11.584	152.285	51.866
R2	0,577	0,497	0,518	0,618	0,6147
Características socioecon alunos e tamanho turma	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Características professores	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Notas:

(a) Erros-padrão robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

(b) ***, ** e * indicam $p < 0,01$, $p < 0,05$ e $p < 0,1$, ou seja, significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Obs: Adotou-se estimador duplamente robusto conforme Emsley *et al.* (2008). A partir da estimação da probabilidade de a alocação de professor com nível superior ser baseada em características socioeconômicas dos alunos, foi feito balanceamento dessas características entre os dois grupos de alunos, utilizando o método kernel com reposição. Os testes de balanceamento podem ser solicitados aos autores.

Fonte: Elaboração Própria.

4.2 Investigação acerca da heterogeneidade regional de efeitos

Na seção anterior não foram encontrados efeitos robustos da formação do professor de matemática no 4º e 5º anos do EF sobre a proficiência de alunos do 5º ano, mas é possível que, apesar de no agregado para o Brasil como um todo não haver efeitos médios observados (nem para professores com nível superior nem para professores com formação adequada), tendo em vista a grande heterogeneidade observada nas diversas redes públicas de ensino no Brasil, haja certos grupos da população que sejam de fato afetados pela formação do professor. Esta seção tem como objetivo apresentar a investigação quanto a essas possíveis heterogeneidades regionais considerando as diferentes regiões geográficas brasileiras.

A Tabela 8 resume os resultados encontrados sobre a heterogeneidade dos efeitos da formação do professor de matemática por região geográfica – os resultados completos estão no Anexo (Tabelas B, C, D, E, F). Para a região Norte houve efeito positivo apenas para alunos que tiveram professores com formação adequada nos dois anos, mas em valor não significativo economicamente; para a região Sul houve efeito positivo para alunos que tiveram professor com curso superior só no 5º ano, também em valor não significativo economicamente; e na região Centro-Oeste houve efeito positivo para alunos com professores com formação adequada só no 4º ano ou só no 5º ano, mas não se encontrou resultado significativo estatisticamente para alunos que tiveram professores com formação adequada nos dois anos letivos, o que é de algum modo contraditório ao achado para os anos letivos isoladamente.

TABELA 8 HETEROGENEIDADE DOS EFEITOS DA FORMAÇÃO DO PROFESSOR DE MATEMÁTICA POR REGIÃO GEOGRÁFICA – RESUMO DOS RESULTADOS

EFEITO	(1) BRASIL	(2) NORTE	(3) NORDESTE	(4) SUDESTE	(5) SUL	(6) CENTRO- OESTE
Professor com curso superior	Sem efeito	Sem efeito	Sem efeito	Sem efeito	Só 5º ano (+3,1 pts)	Sem efeito
Professor com formação compatível	Sem efeito	Dois anos (+3,76 pts)	Sem efeito	Sem efeito	Sem efeito	Só 4º ano (+2,8 pts) Só 5º ano (+2,1 pts)

Fonte: Elaboração própria.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Entre as dez diretrizes do PNE está a melhoria da qualidade da educação básica (ver inciso 4º do artigo 2º da Lei nº 13.005/2014). Os determinantes da qualidade da educação são vários, mas, retirando os fatores associados às características socioeconômicas dos alunos, é o professor que desempenha o papel principal. Naturalmente, as 20 metas do PNE buscam promover suas diretrizes. Especificamente, a Meta 15 do PNE 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 8º ao 10º ano, mas ter formação específica em Matemática e Ciências para os professores dessas disciplinas gera melhora do 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 compatível à disciplina matemática, sobre o desempenho dos alunos em teste padronizado no 5º ano. Para tanto, aplicou-se um modelo de valor agregado da proficiência dos alunos, utilizando uma base de dados única, resultado da junção de informações das bases da Prova Brasil 2015, referentes aos alunos do 5º ano, com os dados do desempenho desses mesmos alunos na ANA 2013, teste feito quando estavam no 3º ano do EF.

Os resultados deste artigo mostraram que não houve efeito significativo da formação do professor sobre a proficiência dos alunos em matemática. Isto é, o fato de alunos terem tido professores de matemática com formação superior ou com formação específica em Pedagogia ou licenciatura em Matemática no 4º (2014) e/ou 5º ano (2015) do EF não os fez obter maiores ganhos, em média, em termos de proficiência em matemática nessas etapas de ensino do que alunos que tiveram professores sem formação superior, contrariando os resultados de Goldhaber e Brewer (1997) para o contexto de séries que correspondem ao final do EF e início do ensino médio nos EUA.

Um dos problemas que podem ocorrer quando se analisa o efeito do professor é a existência de endogeneidade da formação do professor na amostra, que pode ocorrer quando os professores se autoselecionam para a turma, ou são selecionados pelas redes de ensino, ou ainda quando são alocados pelo diretor em turmas específicas em função do perfil dos alunos ou de algum outro critério não observado pelo analista. Para tentar

contornar esse problema, adotamos modelo com efeitos fixos de rede e município²⁶ e de escola. É possível argumentar que a adoção do modelo de efeitos fixos resolve 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 simulou 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 informou também adotar como critério de alocação de professores sorteio ou revezamento por ano/série. Os resultados 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. Um último exercício de robustez dos resultados foi feito usando um método de seleção em observáveis com o intuito de reduzir a possibilidade de ocorrência de vieses devidos a diferenças socioeconômicas dos alunos atribuídos a professores com diferentes formações. Apesar de os resultados indicarem uma estimativa positiva e estatisticamente significante para o efeito de professores com nível superior, esse efeito se mostrou muito reduzido, não possuindo significância econômica.

As estimativas apresentadas neste trabalho indicam a inexistência de heterogeneidade significativa de efeitos entre as grandes regiões brasileiras. Não se verificaram também heterogeneidades associadas ao tamanho da turma ou ao nível socioeconômico.²⁷

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 o desempenho do professor depende tanto de conhecimentos sobre o conteúdo ensinado quanto das práticas necessárias ao aprendizado dos alunos e dos processos de gerenciamento da sala de aula. Neste trabalho não investigamos 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, em pesquisa futura, a falta de efetividade da formação superior dos atuais professores de matemática dos anos iniciais do EF.²⁸

²⁶ 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”.

²⁷ Os resultados dessas estimativas não foram apresentados neste texto, mas podem ser solicitados aos autores.

²⁸ Guimarães *et al.* (2013) 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

É possível que professores com formação compatível com a disciplina matemática não apresentem melhor desempenho por terem, em média, recebido uma formação de baixa qualidade em pelo menos alguma dessas áreas do conhecimento, ou por terem formação que seja incompatível com as necessidades do ensino dessa etapa de ensino. Têm se tornado frequentes argumentos relacionados à deficiência de conteúdo relativo às práticas educacionais na formação inicial.²⁹ A hipótese da fragilidade da 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 intraescola em termos de valor adicionado à proficiência dos alunos. Outra possibilidade, que não exclui a anterior, é a de que o currículo abordado na formação superior do professor pode não estar adequadamente alinhado ao currículo a ser ensinado nas escolas na etapa de ensino abordada neste trabalho.

É sabido que, no Brasil, a carreira de professor, de forma mais pronunciada nos anos iniciais do EF, apresenta remuneração inferior a carreiras alternativas que exigem formação superior. Assim, uma hipótese que precisa ser testada é a de que a carreira de professor atraia profissionais com formação superior de qualidade inferior em termos de conhecimento em sua área específica,³⁰ enquanto entre os profissionais de nível médio ocorra exatamente o contrário. São fatores que podem acabar por reduzir eventual diferencial em termos de conhecimento específico dos professores com distintas formações e, conseqüentemente, reduzir a efetividade do professor em elevar a proficiência de seus alunos, tanto para aqueles que têm formação superior quanto para aqueles que têm formação compatível

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.

²⁹ Gatti e Barretto (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: "(...) a análise das ementas revelou que, mesmo dentre 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 (sic) 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 (sic) 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).

³⁰ Estudos mostraram que, nas últimas décadas nos EUA, estudantes com níveis mais elevados de habilidades verbais e de conhecimentos em matemática, segundo as notas obtidas em testes padronizados, são menos propensos a ingressar na carreira docente (Corcoran; Evans; Schwab, 2004). Pesquisadores brasileiros mostraram que estudantes de pior desempenho e oriundos de famílias com condições socioeconômicas desfavoráveis são atraídos para a carreira docente (Louzano *et al.*, 2010; Brasil. Inep, 2009, 2010; Gatti; Barretto, 2009). Silva Filho (2016) aponta para o baixo desempenho de graduandos em Pedagogia nos exames do Enem, particularmente na prova de matemática e suas tecnologias, o que poderia indicar menor nível de conhecimento do conteúdo de matemática.

com a disciplina matemática. É importante, portanto, investigar essas possibilidades em estudo futuro. Outros fatores ainda estão presentes nessa relação de ensino-aprendizagem, envolvendo desde características não observáveis – como diferenças de graus de talento, motivação e satisfação profissional, que podem influenciar os diferentes tipos de atuação – até múltiplas possibilidades de interações entre todas essas características e demais fatores ambientais da escola e da família dos alunos.

É importante ponderar que um professor que não domina o conteúdo nem as práticas pedagógicas associadas ao ensino de matemática para os anos iniciais do EF apresenta desempenho aquém do esperado. As análises a respeito da eficácia dos professores sobre o desempenho dos alunos, assim como a melhor compreensão dos fatores determinantes dessa eficácia, devem balizar o processo decisório das políticas públicas de formação do professor no sentido do balanceamento entre a necessidade de um gerenciamento mais eficiente dos recursos públicos disponíveis e os reais impactos dessas políticas na melhoria do ensino público.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AARONSON, D.; BARROW, L.; SANDER, W. Teachers and student achievement in the Chicago public high schools. *Journal of Labor Economics*, Chicago, v. 25, n. 1, p. 95-135, 2007.

ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F. H.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, p. 453-476, dez. 2002.

BIFULCO, R. Can nonexperimental estimates replicate estimates based on random assignment in evaluations of school choice? A within-study comparison. *Journal of Policy Analysis and Management*, New York, v. 31, n. 3, p. 729-751, Summer 2012.

BRASIL. Lei nº 13.005, de 25 de junho de 2014. Aprova o Plano Nacional de Educação-PNE e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 26 jun. 2014. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2014/Lei/L13005.htm>. Acesso em: 10 jul. 2016.

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Quem quer ser professor no Brasil: o que o Enem nos diz? *Boletim Na Medida*, Brasília, ano 1, n. 3, p. 5-9, set. 2009.

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Os salários dos professores da rede pública brasileira são atrativos? *Boletim Na Medida*, Brasília, ano 2, n. 5, p. 9-12, maio 2010.

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). *Nota técnica nº 20, de 21 de novembro de 2014*: indicadores para monitoramento das metas do plano nacional de educação. Brasília, 2014. Disponível em: <http://download.inep.gov.br/informacoes_estatisticas/indicadores_educacionais/2014/docente_formacao_legal/nota_tecnica_indicador_docente_formacao_legal.pdf>. Acesso em: 23 set. 2016.

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). *Relatório ANA 2013-2014*: análise dos resultados. Brasília, 2015. v. 2. Disponível em <<http://www.publicacoes.inep.gov.br/portal/download/1561>> Acesso em: 20 jul. 2016.

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). *SAEB 2015*: questionário do diretor. Brasília, 2015b. Disponível em: <download.inep.gov.br/educacao_basica/saeb/aneb_anresc/quest_contextuais/2015/questionario_diretor_2015.pdf>

CHETTY, R.; FRIEDMAN, J.; ROCKOF, J. Measuring the impacts of teachers I: evaluating bias in teacher value-added estimates. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 104, n. 9, p. 2593-2632, Sept. 2014.

CLOTFELTER, C. T.; LADD, H. F.; VIGDOR, J. L. Teacher credentials and student achievement: longitudinal analysis with student fixed effects. *Economics of Education Review*, Cambridge, v. 26, n. 6, p. 673-682, Dec. 2007.

COLEMAN, J. S. et al. *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: US Government Printing Office, 1966.

CORCORAN, S. P.; EVANS, W. N.; SCHWAB, R. M. Women, the labor market, and the declining relative quality of teachers. *Journal of Policy Analysis and Management*, New York, v. 23, n. 3, p. 449-470, 2004.

EMSLEY, R. et al. Implementing double-robust estimators of causal effects. *The Stata Journal*, College Station, v. 8, n. 3, p. 334-353, 2008.

FERNANDES, M. M. *Ensaio em microeconomia aplicada*. 2013. 195 f. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013.

GATTI, B.; BARRETTO, E. (Coord.). *Professores do Brasil: impasses e desafios*. Brasília: UNESCO, 2009. Disponível em: <<http://unesdoc.unesco.org/images/0018/001846/184682POR.pdf>>. Acesso em: 28 set. 2016.

GLAZERMAN, S. et al. *Transfer incentives for high-performing teachers*: final results from a multisite randomized experiment. Washington, DC: Institute of Education Sciences Report, 2013.

GOLDHABER, D. D. Everyone's doing it, but what does teacher testing tell us about teacher effectiveness? *Journal of Human Resources*, Madison, v. 42, n. 4, p. 765-794, Fall 2007.

GOLDHABER, D. D.; BREWER, D. J. Why don't schools and teachers seem to matter? Assessing the impact of unobservables on educational productivity. *The Journal of Human Resources*, Madison, v. 32, n. 3, p. 505–523, Summer 1997.

GREENWALD, R.; HEDGES, L. V.; LAINE, R. D. The effect of school resources on student achievement. *Review of Educational Research*, Washington, DC, v. 66, n. 3, p. 361-396, Autumn 1996.

GUIMARÃES, R. et al. *The effect of teacher content knowledge on student achievement: a quantitative case analysis of six brazilian states*. 2013. Apresentado ao Population Association of America Annual Meeting, New Orleans, 2013.

GUSMÃO, J. B. B. *Qualidade de educação no Brasil: consenso e diversidade de significados*. 2010. 180 f. Dissertação (Mestrado em Educação) – Programa de Pós-Graduação em Educação, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

HANUSHEK, E. A. The economics of schooling: production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 24, n. 3, p. 1141-1177, Sept. 1986.

HANUSHEK, E. A. et al. *The market for teacher quality*. 2005. Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w11154>>. NBER Working Paper n. 11154.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, Dec. 2000.

HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Teacher quality. In: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Eds.). *Handbook of the economics of education*. Amsterdam: North Holland, 2006. p. 1051–1078.

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

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic outcomes, and causation. *Journal of Economic Growth*, Norwell, v. 17, n. 4, p. 267-321, Dec. 2012.

HUANG, F. L.; MOON, T. R. Is experience the best teacher? A multilevel analysis of teacher characteristics and student achievement in low performing schools. *Educational Assessment, Evaluation and Accountability*, Dordrecht, v. 21, n. 3, p. 209-234, Aug. 2009.

JENSEN, B. et al. *Not so elementary: primary school teacher quality in top-performing systems*. Washington, DC: National Center on Education and the Economy, 2016. Disponível em: <http://www.ncee.org/wp-content/uploads/2016/07/169726_Not_So_Elementary_Report_FINAL.pdf>. Acesso: 25 jul. 2016.

KANE, T. J.; STAIGER, D. O. *Estimating teacher impacts on student achievement: an experimental evaluation*. 2008. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w14607>>. NBER Working Paper n. 14607.

LOUZANO, P. et al. Quem quer ser professor? Atratividade, seleção e formação docente no Brasil. *Estudos em Avaliação Educacional*, São Paulo, v. 21, n. 47, p. 543-568, set./dez. 2010.

METZLER, J.; WOESSMANN, L. The impact of teacher subject knowledge on student achievement: evidence from within-teacher within-student variation. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 99, n. 2, p. 486-496, Nov. 2012.

MORICONI, G. M. Medindo a eficácia dos professores: o uso de modelos de valor agregado para estimar o efeito do professor sobre o desempenho dos alunos. 2012. 114 f. Tese (Doutorado em Administração Pública) – Escola de Administração Pública de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2012.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD). *Country note: results from Pisa 2015: Brasil*. 2016. Disponível em <<http://www.oecd.org/pisa/PISA-2015-Brazil-PRT.pdf>>. Acesso em: 7 dez. 2016.

RIVKIN, S. G.; HANUSHEK, E. A. Generalizations about using value-added measures of teacher quality. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 100, n. 2, p. 267-271, May 2010.

RIVKIN, S.; HANUSHEK, E.; KAIN, J. Teachers, schools and academic achievement. *Econometrica*, Chicago, v. 73, n. 2, p. 417-458, Mar. 2005.

ROCKOFF, J. The impact of individual teachers on student achievement: evidence from panel data. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 94, n. 2, p. 247-225, Mar. 2004.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, London, v. 70, n. 1, p. 41-55, Apr. 1983.

ROTHSTEIN, J. Teacher quality in educational production: tracking, decay, and student achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 125, n. 1, p. 175-214, Feb. 2010.

SILVA FILHO, G. A. *Higher salaries, more teaching, better performance?* The effects of the introduction of the minimum salary for teachers. 2016. 174 f. Tese (Doutorado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2016.

TODD, P. E.; WOLPIN, K. I. On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, Oxford, v. 113, n. 485, p. F3-F33, Feb. 2003.

TODD, P. E.; WOLPIN, K. I. The production of cognitive achievement in children: home, school, and racial test score gaps. *Journal of Human Capital*, Chicago, v. 1, n. 1, p. 91-136, Winter 2007.

ANEXOS

TABELA A COMPARAÇÃO DAS CARACTERÍSTICAS DA AMOSTRA DE ALUNOS QUE FIZERAM A PROVA BRASIL E DA AMOSTRA DAQUELES QUE FIZERAM A PROVA BRASIL E A ANA

(continua)

	AMOSTRA SEM NOTA NA ANA ⁽¹⁾		AMOSTRA FINAL ⁽²⁾		DIFERENÇA	P-VALOR	
	MÉDIA	OBSERVAÇÃO	MÉDIA	OBSERVAÇÃO			
LOCALIZAÇÃO DA ESCOLA							
Região Norte	0,1418	828.476	0,1194	426.537	0,022	***	0,0000
Região Nordeste	0,3586	828.476	0,2913	426.537	0,067	***	0,0000
Região Sudeste	0,3020	828.476	0,3719	426.537	-0,070	***	0,0000
Região Sul	0,1124	828.476	0,1297	426.537	-0,017	***	0,0000
Região Centro-Oeste	0,0851	828.476	0,0877	426.537	-0,003	***	0,0014
Zona urbana	0,8726	852.734	0,8956	439.785	-0,023	***	0,0000
REDE							
Municipal	0,7707	852.734	0,7608	439.785	0,010	***	0,0000
Estadual	0,2120	852.734	0,2377	439.785	-0,026	***	0,0000
INFRAESTRUTURA ESCOLAR							
Sem energia elétrica	0,0006	852.734	0,0002	439.785	0,000	***	0,0000
Sem esgotamento sanitário	0,0058	852.734	0,0041	439.785	0,002	***	0,0000
Coleta de lixo	0,9516	852.734	0,9645	439.785	-0,013	***	0,0000
Sala de diretor	0,8698	852.734	0,8835	439.785	-0,014	***	0,0000
Sala de profs	0,8104	852.734	0,8385	439.785	-0,028	***	0,0000
Laboratório de inform	0,7599	852.734	0,7865	439.785	-0,027	***	0,0000
Laboratório de ciências	0,0987	852.734	0,0986	439.785	0,000		0,7984
Quadra de esportes	0,5507	852.734	0,5886	439.785	-0,038	***	0,0000
Internet banda larga	0,7268	852.734	0,7617	439.785	-0,035	***	0,0000
Banheiro dentro do prédio	0,9780	852.734	0,9812	439.785	-0,003	***	0,0000
Banheiro adaptado	0,5473	852.734	0,5539	439.785	-0,007	***	0,0000
Biblioteca ou sala leitura	0,7273	852.734	0,7478	439.785	-0,020	***	0,0000
Nº computadores para alunos	12,47	852.734	13,28	439.785	-0,807	***	0,0000

TABELA A COMPARAÇÃO DAS CARACTERÍSTICAS DA AMOSTRA DE ALUNOS QUE FIZERAM A PROVA BRASIL E DA AMOSTRA DAQUELES QUE FIZERAM A PROVA BRASIL E A ANA

(continuação)

	AMOSTRA SEM NOTA NA ANA ⁽¹⁾		AMOSTRA FINAL ⁽²⁾		DIFERENÇA		P-VALOR
	MÉDIA	OBSERVAÇÃO	MÉDIA	OBSERVAÇÃO			
Água tratada	0,8559	852.734	0,8793	439.785	-0,023	***	0,0000
Água filtrada	0,8920	852.734	0,8944	439.785	-0,002	***	0,0000
Merenda	0,9848	852.734	0,9991	439.785	-0,014	***	0,0000
CARACTERÍSTICAS DO ALUNO							
Aluno sexo fem	0,4829	795.240	0,5083	415.398	-0,025	***	0,0000
Aluno branco	0,3284	690.669	0,3392	361.898	-0,011	***	0,0000
Mora com mãe	0,8870	803.356	0,9044	417.699	-0,017	***	0,0000
Geladeira duplex	0,6658	806.678	0,6986	419.474	-0,033	***	0,0000
Geladeira	0,9684	802.661	0,9763	417.878	-0,008	***	0,0000
Maq lavar	0,7814	806.555	0,8065	419.749	-0,025	***	0,0000
Carro	0,4829	806.606	0,5209	420.226	-0,038	***	0,0000
Computador em casa	0,5464	806.314	0,5878	419.351	-0,041	***	0,0000
Empregada doméstica	0,1173	804.866	0,1017	418.157	0,016	***	0,0000
Mãe possui EM	0,4118	486.840	0,4505	248.515	-0,039	***	0,0000
Mora com pai	0,6822	739.750	0,7056	385.717	-0,023	***	0,0000
Pais vão a reunião de pais	0,5659	799.226	0,5946	416.655	-0,029	***	0,0000
Aluno trabalha	0,1439	793.058	0,1186	413.330	0,025	***	0,0000
Ingressou na creche	0,4183	782.008	0,4149	408.242	0,003	***	0,0000
Ingressou na pré-escola	0,7827	782.008	0,7962	408.242	-0,014	***	0,0000
Defasado	0,2522	852.734	0,1061	439.785	0,146	***	0,0000
Tamanho turma 2015	26,49	852.734	26,54	439.785	-0,051	***	0,0000
Tamanho turma 2014	25,66	833.684	25,96	437.848	-0,302	***	0,0000
CARACTERÍSTICAS DO PROFESSOR DE MATEMÁTICA (5º ANO)							
Especialização	0,4429	652.661	0,4537	348.823	-0,011	***	0,0000
Idade prof	41,48	828.476	41,52	426.537	-0,038		0,0000
Formação em Matemática	0,0231	828.476	0,0229	426.537	0,000		0,0000

TABELA A COMPARAÇÃO DAS CARACTERÍSTICAS DA AMOSTRA DE ALUNOS QUE FIZERAM A PROVA BRASIL E DA AMOSTRA DAQUELES QUE FIZERAM A PROVA BRASIL E A ANA

(conclusão)

	AMOSTRA SEM NOTA NA ANA ⁽¹⁾		AMOSTRA FINAL ⁽²⁾		DIFERENÇA		P-VALOR
	MÉDIA	OBSERVAÇÃO	MÉDIA	OBSERVAÇÃO			
Formação em Pedagogia	0,4744	828.476	0,4816	426.537	-0,007	***	0,0000
Formação superior	0,7878	828.476	0,8178	426.537	-0,030	***	0,0000
Reside área urbana	0,9017	813.316	0,9171	419.689	-0,015	***	0,0000
Sexo feminino	0,8345	828.476	0,8361	426.537	-0,002		0,0252
Possui mestrado ou doutorado	0,0077	652.661	0,0073	348.823	0,000		0,0523
Possui formação normal	0,1241	827.762	0,1042	426.250	0,020	***	0,0000
Cor branca	0,3600	828.476	0,4064	426.537	-0,046	***	0,0000
Com contrato efetivo	0,7685	814.241	0,7681	426.036	0,000		0,6471
Com contrato temporário	0,2249	814.241	0,2244	426.036	0,000		0,5701
CARACTERÍSTICAS DO PROFESSOR DE MATEMÁTICA (4º ANO)							
Especialização	0,3215	719.595	0,3424	422.970	-0,021	***	0,0000
Idade prof	41,23	719.595	41,46	422.970	-0,231	***	0,0000
Formação em Matemática	0,0157	719.595	0,0159	422.970	-0,000		0,3795
Formação em Pedagogia	0,4965	719.595	0,5139	422.970	-0,017	***	0,0000
Formação superior	0,7749	719.595	0,7991	422.970	-0,024	***	0,0000
Reside área urbana	0,9099	719.595	0,9164	422.970	-0,007	***	0,0000
Sexo feminino	0,8730	719.595	0,8780	422.970	-0,005	***	0,0000
Possui mestrado ou doutorado	0,0053	719.595	0,0053	422.970	-0,000		0,5367
Possui formação normal	0,1338	719.595	0,1194	422.970	0,014	***	0,0000
Cor branca	0,3642	719.595	0,3941	422.970	-0,030	***	0,0000
Com contrato efetivo	0,7719	692.702	0,7752	422.146	-0,003	***	0,0000
Com contrato temporário	0,2199	692.702	0,2159	422.146	0,004	***	0,0000

Notas:

(1) Compreende alunos com nota válida na Prova Brasil 2015 que possuem apenas uma matrícula nos Censos 2014 e 2015 e apenas um professor de matemática no 4º e 5º anos.

(2) Compreende alunos que, além de atenderem aos critérios anteriores, possuem nota válida de matemática na ANA 2013.

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

TABELA B EFEITO DA FORMAÇÃO DO PROFESSOR SOBRE A PROFICIÊNCIA DE SEUS ALUNOS EM MATEMÁTICA – REGIÃO NORTE

VARIÁVEIS	(1) NORTE – MODELO 1	(2) NORTE – MODELO 2	(3) NORTE – MODELO 3	(4) NORTE – MODELO 4
Efeito compatibilidade 4º e 5º anos		1,078	-0,555	-0,304
		(0,88)	(0,921)	(1,151)
Efeito compatibilidade só 5º ano		-0,18	-1,221	-2,154**
		(0,854)	(0,852)	(1,073)
Efeito compatibilidade só 4º ano		1,900**	0,0464	-0,981
		(0,859)	(0,837)	(0,989)
Efeito prof curso superior 4º e 5º anos	6,596***	5,761***	2,339**	3,759**
	(0,893)	(1,112)	(1,181)	(1,58)
Efeito prof curso superior só 5º ano	1,876*	2,005*	1,804	2,905*
	(1,013)	(1,132)	(1,153)	(1,544)
Efeito prof curso superior só 4º ano	0,422	-0,785	-0,236	1,383
	(1,061)	(1,199)	(1,172)	(1,532)
Nota mat 3º ano padronizada	22,15***	22,14***	21,57***	21,89***
	(0,323)	(0,325)	(0,325)	(0,345)
Constante	188,3***	188,3***	194,2***	202,5***
	(10,87)	(10,79)	(6,276)	(7,822)
Observações	27.556	27.152	27.152	27.152
R2	0,347	0,347	0,396	0,504
Características socioecon alunos e tamanho turma	Sim	Sim	Sim	Sim
Características professores	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar	Sim	Sim	Sim	
Efeito fixo rede			Sim	
Efeito fixo escola				Sim

Notas:

(a) Erros-padrão robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

(b) ***, ** e * indicam $p < 0,01$, $p < 0,05$ e $p < 0,1$, ou seja, significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

TABELA C EFEITO DA FORMAÇÃO DO PROFESSOR SOBRE A PROFICIÊNCIA DE SEUS ALUNOS EM MATEMÁTICA – REGIÃO NORDESTE

VARIÁVEIS	(1) NORDESTE – MODELO 1	(2) NORDESTE – MODELO 2	(3) NORDESTE – MODELO 3	(4) NORDESTE – MODELO 4
Efeito compatibilidade 4º e 5º anos		0,791 (0,606)	1,701*** (0,569)	0,952 (0,801)
Efeito compatibilidade só 5º ano		-0,117 (0,587)	0,376 (0,539)	0,567 (0,715)
Efeito compatibilidade só 4º ano		0,286 (0,587)	0,671 (0,548)	0,26 (0,697)
Efeito prof curso superior 4º e 5º anos	4,725*** (0,545)	4,305*** (0,672)	-0,395 (0,657)	-0,471 (0,957)
Efeito prof curso superior só 5º ano	1,588*** (0,615)	1,655** (0,736)	0,0942 (0,679)	-0,884 (0,951)
Efeito prof curso superior só 4º ano	1,910*** (0,659)	1,722** (0,745)	-0,83 (0,688)	-0,0758 (0,919)
Nota mat 3º ano padronizada	24,07*** (0,217)	24,10*** (0,218)	22,31*** (0,207)	22,65*** (0,222)
Constante	228,8*** (12,43)	229,1*** (12,46)	201,7*** (3,388)	196,3*** (4,733)
Observações	67.199	66.519	66.519	66.519
R2	0,358	0,359	0,444	0,548
Características socioecon alunos e tamanho turma	Sim	Sim	Sim	Sim
Características professores	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar	Sim	Sim	Sim	
Efeito fixo rede			Sim	
Efeito fixo escola				Sim

Notas:

(a) Erros-padrão robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

(b) ***, ** e * indicam $p < 0,01$, $p < 0,05$ e $p < 0,1$, ou seja, significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

TABELA D EFEITO DA FORMAÇÃO DO PROFESSOR SOBRE A PROFICIÊNCIA DE SEUS ALUNOS EM MATEMÁTICA – REGIÃO SUDESTE

VARIÁVEIS	(1) SUDESTE – MODELO 1	(2) SUDESTE – MODELO 2	(3) SUDESTE – MODELO 3	(4) SUDESTE – MODELO 4
Efeito compatibilidade 4º e 5º anos		-0,962** (0,46)	-0,656 (0,467)	-1,023* (0,526)
Efeito compatibilidade só 5º ano		-0,642 (0,432)	-0,760* (0,416)	-0,803* (0,463)
Efeito compatibilidade só 4º ano		-0,263 (0,411)	-0,43 (0,399)	-1,078** (0,452)
Efeito prof curso superior 4º e 5º anos	3,435*** (0,745)	3,952*** (0,803)	0,674 (0,781)	-0,535 (0,904)
Efeito prof curso superior só 5º ano	1,237 (0,822)	1,515* (0,841)	-0,621 (0,804)	-1,303 (0,907)
Efeito prof curso superior só 4º ano	1,277 (0,834)	1,371 (0,853)	-1,184 (0,811)	-1,402 (0,919)
Nota mat 3º ano padronizada	30,06*** (0,214)	30,10*** (0,215)	29,73*** (0,199)	29,48*** (0,197)
Constante	204,9*** (7,596)	200,7*** (6,577)	199,3*** (4,404)	183,7*** (4,678)
Observações	99.841	98.486	98.486	98.486
R2	0,443	0,444	0,482	0,554
Características socioecon alunos e tamanho turma	Sim	Sim	Sim	Sim
Características professores	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar	Sim	Sim	Sim	
Efeito fixo rede			Sim	
Efeito fixo escola				Sim

Notas:

(a) Erros-padrão robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

(b) ***, ** e * indicam $p < 0,01$, $p < 0,05$ e $p < 0,1$, ou seja, significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

TABELA E EFEITO DA FORMAÇÃO DO PROFESSOR SOBRE A PROFICIÊNCIA DE SEUS ALUNOS EM MATEMÁTICA – REGIÃO SUL

VARIÁVEIS	(1) SUL – MODELO 1	(2) SUL – MODELO 2	(3) SUL – MODELO 3	(4) SUL – MODELO 4
Efeito compatibilidade 4º e 5º anos		-2,815*** (0,723)	-0,761 (0,724)	-0,0936 (0,933)
Efeito compatibilidade só 5º ano		-2,361*** (0,705)	-1,029 (0,691)	-1,008 (0,862)
Efeito compatibilidade só 4º ano		-1,666** (0,675)	-0,776 (0,659)	-0,934 (0,823)
Efeito prof curso superior 4º e 5º anos	5,352*** (0,932)	7,542*** (1,072)	2,882** (1,119)	2,222 (1,456)
Efeito prof curso superior só 5º ano	3,524*** (1,074)	5,093*** (1,165)	2,878** (1,169)	3,117** (1,469)
Efeito prof curso superior só 4º ano	3,281*** (1,056)	4,428*** (1,142)	1,837 (1,163)	2,186 (1,483)
Nota mat 3º ano padronizada	27,66*** (0,341)	27,61*** (0,344)	26,61*** (0,341)	26,44*** (0,354)
Constante	184,4*** (5,078)	194,6*** (5,131)	194,5*** (5,438)	189,7*** (6,096)
Observações	34.128	33.452	33.452	33.452
R2	0,39	0,39	0,446	0,543
Características socioecon alunos e tamanho turma	Sim	Sim	Sim	Sim
Características professores	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar	Sim	Sim	Sim	
Efeito fixo rede			Sim	
Efeito fixo escola				Sim

Notas:

(a) Erros-padrão robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

(b) ***, ** e * indicam $p < 0,01$, $p < 0,05$ e $p < 0,1$, ou seja, significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

TABELA F EFEITO DA FORMAÇÃO DO PROFESSOR SOBRE A PROFICIÊNCIA DE SEUS ALUNOS EM MATEMÁTICA – REGIÃO CENTRO-OESTE

VARIÁVEIS	(1) CENTRO – OESTE MODELO 1	(2) CENTRO – OESTE MODELO 2	(3) CENTRO – OESTE MODELO 3	(4) CENTRO – OESTE MODELO 4
Efeito compatibilidade 4º e 5º anos		1,395 (0,972)	2,124** (1,071)	0,873 (1,099)
Efeito compatibilidade só 5º ano		1,226 (1,004)	2,257** (1,057)	2,135** (1,082)
Efeito compatibilidade só 4º ano		2,306** (0,98)	2,997*** (1,008)	2,757** (1,082)
Efeito prof curso superior 4º e 5º anos	2,797 (2,113)	1,346 (2,261)	-0,696 (2,194)	-1,62 (2,364)
Efeito prof curso superior só 5º ano	0,809 (2,276)	-0,0997 (2,374)	-2,154 (2,251)	-2,434 (2,386)
Efeito prof curso superior só 4º ano	2,405 (2,275)	0,75 (2,363)	-1,754 (2,247)	-2,349 (2,427)
Nota mat 3º ano padronizada	28,19*** (0,365)	28,12*** (0,37)	27,13*** (0,372)	26,79*** (0,37)
Constante	233,2*** (7,913)	232,7*** (8,002)	213,3*** (8,611)	212,2*** (8,108)
Observações	22.232	21.719	21.719	21.719
R2	0,396	0,396	0,441	0,517
Características socioecon alunos e tamanho turma	Sim	Sim	Sim	Sim
Características professores	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar	Sim	Sim	Sim	
Efeito fixo rede			Sim	
Efeito fixo escola				Sim

Notas:

(a) Erros-padrão robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

(b) ***, ** e * indicam $p < 0,01$, $p < 0,05$ e $p < 0,1$, ou seja, significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.



CC BY-NC

VENDA PROIBIDA