

O efeito da formação inicial do professor sobre o desempenho escolar em matemática nos anos iniciais do ensino fundamental

Geraldo Andrade da Silva Filho

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP)

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 INEP: (i) notas na Prova Brasil dos alunos de 5º ano em 2015; (ii) suas notas na 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 (ano letivo de 2014) e 5º ano (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 docente; qualidade docente; anos iniciais do ensino fundamental; ensino de Matemática.

JEL: I25, J18, C21.

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.

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

ÁREA: 12 - Economia Social e Demografia Econômica

1 Introdução

Nas últimas décadas, o Brasil logrou elevar o atendimento escolar, principalmente no ensino fundamental, e a quantidade de anos de estudo de sua população. Entretanto, na literatura econômica, há fortes evidências de que, de fato, é o que os indivíduos aprendem na escola e não a quantidade de anos de estudo que explica os diferenciais em termos de crescimento econômico entre países¹. 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)².

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 como fatores com relativa importância para explicar a variabilidade de aprendizagem entre os alunos, mas não a formação inicial do professor. 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 analistas³.

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 ensino fundamental 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 pedagógica⁴.

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 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 sobre a revisão da literatura, uma terceira 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 apresentando as bases de dados utilizadas. Na quinta seção apresentam-se os resultados e na sexta seção discutem-se os resultados e apresentam-se as considerações finais.

2 Revisão da Literatura

Entre os estudos que investigaram as características dos professores e sua associação com ganhos de aprendizagem de alunos, Clotfelter et al (2007) concluíram que a experiência do professor, seu desempenho em testes padronizados e o licenciamento 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 e utilizando um modelo de valor adicionado hierárquico linear,

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

² No PISA 2015, por exemplo, com 70 países e regiões participantes, os estudantes brasileiros ficaram na 66ª posição em Matemática, 63ª posição em Ciências, e 59ª posição em Leitura.

³ Hanushek (1986), Hanushek e Rivkin (2006, 2010) e Aaronson et al (2007).

⁴ Conforme definição que consta na Nota Técnica Inep/Deed nº 020/2014, de 21 de novembro de 2014 (BRASIL. INEP, 2014).

concluíram que características tradicionais de qualificação dos professores (licenciamento e o nível de escolaridade), bem como a quantidade de anos de experiência de ensino do professor, não se mostraram estatisticamente significantes para a produção de ganhos de aprendizagem dos alunos. No entanto, uma medida mais específica – anos de experiência de ensino em uma determinada série – esteve significativamente associada à expansão das habilidades de leitura de seus alunos.

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 et al (2005) conclui que a qualidade do professor impacta sobre o desempenho acadêmico de seus alunos mais fortemente que outros insumos escolares. Por exemplo, o aumento equivalente a um desvio-padrão da qualidade do professor 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 da efetividade do professor explica em torno de 9% da variabilidade de notas entre alunos, em menor grau que a variabilidade das características socioeconômicas (15%), mas em maior grau que a variabilidade das características das escolas (5%). A autora estimou que a efetividade um desvio-padrão 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 desempenho⁵.

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

No contexto brasileiro, 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, um efeito que é ainda mais intenso no nível da escola. Fernandes (2013) também corroborou a conclusão acerca da relevância do conhecimento do professor sobre o conteúdo da disciplina que leciona para explicar o desempenho dos alunos, utilizando um conjunto de dados distintos para outra região do Brasil, no caso, o município de São Paulo. Adicionalmente, a principal conclusão deste autor foi a de que as habilidades didáticas dos professores são o fator mais importante para explicar o desempenho de seus alunos.

Especificamente sobre a 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 negativa⁶. Goldhaber e Brewer (1997) verificaram que a escolaridade do professor não é geralmente associada ao aumento da aprendizagem dos alunos do oitavo ao décimo ano, mas ter formação em matemática e ciências para os professores de matemática e ciências, respectivamente, gera melhora do desempenho dos alunos. Esses resultados não foram encontrados para professores de inglês ou história. Os autores sugerem que as conclusões de 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 associado 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

⁵ Chetty et al (2014).

⁶ Greenwald, Hedges e Laine (1996) e Hanushek (1986) empreenderam meta-análises de estudos publicados a respeito, com resultados mistos.

a formação inicial do professor é considerada tema central no aprendizado e desempenho dos estudantes, uma vez que dele se espera o papel de mediador 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 a partir do texto da meta 15 do PNE é 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. O objetivo deste artigo é testar empiricamente a importância da formação do docente sobre a proficiência escolar; ou seja, estima-se o efeito da adequação da formação inicial do docente à disciplina por ele ministrada sobre a proficiência escolar de seus alunos em Matemática.

3 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:

$$\begin{aligned} nota_{5^o ano,i} = & \alpha + \gamma_1 adeq_{5^o ano,i} + \gamma_2 adeq_{4^o ano,i} + \gamma_3 adeq_{4^o e 5^o ano,i} + \gamma_4 d_curso_sup_{5^o ano,i} + \\ & \gamma_5 d_curso_sup_{4^o ano,i} + \gamma_6 d_curso_sup_{4^o e 5^o ano,i} + \sum_{n=4,5} \sum_k \beta_{k,n} caract_prof_{k,n_i} + \\ & \sum_{n=4,5} \tau_n tam_turma_{n,i} + \sum_S \sigma_S ISE_{si} + \sum_J \rho_j infra_esc_i + \sum_{m=1,\dots,4} \phi_m regioao_m + \delta nota_{3^o ano,i} + \\ & \lambda_{rede,i} + \theta_{escola,i} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (1)$$

onde:

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

$adeq_{n^o ano,i}$ é o indicador de compatibilidade do professor à disciplina matemática do aluno i no n -ésimo ano do EF; $caract_prof_{k,n_i}$ é um vetor de K outras características do professor do aluno i no n -ésimo ano do EF, tais como idade (*proxy* para sua experiência), 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 a infraestrutura da escola do aluno i no 5º ano (2015), de tamanho J ; $regiao_m$ é a variável indicadoras da região geográfica onde a escola do aluno i no 5º ano do EF se localiza; $nota_{3^o ano,i}$ é a nota padronizada do aluno i na ANA, edição 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; $\theta_{escola,i}$ é o efeito fixo da escola onde aluno i fez o 5º ano do EF; e 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; 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. Os coeficientes γ_4 e γ_5 representam o quanto, em média, ter tido professor de Matemática com formação de curso superior apenas no 5º ano do EF ou no 4º ano, respectivamente, aumenta a proficiência do aluno nessa disciplina. Já o coeficiente γ_6 representa em média o quanto ter tido professores de Matemática com formação superior no 4º ano e no 5º ano do EF aumenta a proficiência do aluno na disciplina.

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 refere aos problemas de variáveis omitidas e à frequente atribuição não aleatória de professores aos alunos, gerando endogeneidade entre formação do professor e desempenho do estudante⁷.

⁷No 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.

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 e Wolpin, 2003). A incapacidade prática de se incorporar todas essas informações em um modelo empírico implica a existência de variáveis omitidas relevantes.

Ao se adotar o modelo de valor adicionado como controle para o desempenho progresso dos alunos, conforme expressão (1), pressupõe-se que uma medida de proficiência defasada⁸ dos alunos na disciplina analisada é uma estatística suficiente para todo o conjunto de informações anteriores não observadas (Todd e Wolpin, 2003 e 2007 e Chetty et al, 2014). Esse pressuposto metodológico foi testado por Bifulco (2012)⁹, que investigou a consistência de estimadores não-experimentais. Usando dados de avaliação de estudantes de duas escolas de referência localizadas em dois distritos vizinhos nos EUA, o autor conduziu estimação de valor adicionado adotando como grupo de comparação estudantes do mesmo distrito ou de distrito com estudantes que tivessem características semelhantes e concluiu que utilizar as notas em testes realizados antes do tratamento, como medida de desempenho acadêmico 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 auto-selecionam, além de serem selecionados pelas redes de ensino, seleção esta que, muitas vezes, se dá com base em características não observadas pelo analista, trazendo dificuldades práticas à análise, uma vez que se caracterizaria um problema de endogeneidade para a estimação do efeito da formação inicial do professor.

No caso dos anos iniciais do EF, as redes de ensino podem selecionar professores com base em determinada formação. Assim, além de controlar para as características observáveis das redes de ensino é importante também tentar controlar as características não observáveis das redes, o que fazemos ao incluir no modelo de valor agregado a interação entre as variáveis indicadoras de redes de ensino e de município. De forma análoga, professores de uma determinada rede, até certo ponto, se auto-selecionam para dar aulas em uma escola específica da rede de ensino e a própria rede seleciona professores com certo tipo de formação inicial para determinadas escolas. Portanto, também é importante, para evitar endogeneidade, que se trabalhe com modelo de efeito fixo de escolas.¹⁰

Por outro lado, às vezes, diretores ou redes de ensino definem a alocação de professores a turmas de acordo com suas habilidades. Esse aspecto também pode acarretar viés nas estimativas do efeito do professor sobre a aprendizagem dos alunos. Uma hipótese subjacente ao modelo é que a atribuição dos alunos e professores às turmas é aproximadamente aleatória (Rothstein, 2010). Para obterem-se estimativas consistentes, exige-se a hipótese de alocação aleatória de professores ou, de forma menos forte, que a alocação não esteja diretamente relacionada às habilidades de professores e alunos. Kane 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

⁸ 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.

⁹ Chetty et al (2014) também confirmaram esse suposto metodológico.

¹⁰ Dito de outra forma, em termos do modelo apresentado na expressão (1) sem a inclusão dos efeitos fixos, ter-se-ia:

$$nota_{5^o ano, i} = \alpha + \gamma_1 adeq_{5^o ano, i} + \gamma_2 adeq_{4^o ano, i} + \gamma_3 adeq_{4^o e 5^o ano, i} + \gamma_4 d_curso_sup_{5^o ano, i} + \gamma_5 d_curso_sup_{4^o ano, i} + \gamma_6 d_curso_sup_{4^o e 5^o ano, i} + \sum_{n=4,5} \sum_k \beta_{k,n} caract_prof_{k,n_i} + \sum_{n=4,5} \tau_n tam_turma_{n,i} + \sum_S \sigma_S ISE_{Si} + \sum_J \rho_j infra_esc_i + \sum_{m=1,\dots,4} \phi_m regio_m + \varepsilon_i,$$
no caso de professores se auto-selecionarem ou serem selecionados a redes e/ou escolas e/ou turmas, teríamos que $E[adeq_{n,i} \cdot \varepsilon_i] \neq 0$, com $n = 4^o ano; 5^o ano; ou 4^o e 5^o anos$; tornando os estimadores de MQO viesados e/ou inconsistentes.

condicionar à nota defasada dos estudantes é suficiente para eliminar o viés decorrente da atribuição não aleatória de professores às turmas. Em nosso caso, como o Questionário do Diretor do SAEB nos fornece informação sobre critérios para formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas da escola dirigida pelo respondente, será possível testar a robustez dos resultados das estimativas do efeito da adequação da formação do professor obtidos no modelo com amostra irrestrita, usando como comparação os resultados obtidos com amostra que inclua apenas escolas cujo critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas, segundo relato do diretor da escola, não esteja associado ao desempenho ou características dos alunos.

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 padrões das estimativas foram corrigidos para heterocedasticidade dos erros idiossincráticos associados aos alunos e ajustados considerando a existência de autocorrelação entre os erros idiossincráticos da nota de alunos de uma mesma turma.

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 do docente (licenciatura ou bacharelado com complementação pedagógica) é compatível com as disciplinas que ele leciona, informações que são obtidas a partir do Censo da Educação Básica de 2014 e 2015. Para a disciplina de Matemática das etapas iniciais do ensino fundamental, além da formação específica em Matemática, também foram consideradas compatíveis as formações de licenciatura em Pedagogia, ou bacharelado com complementação pedagógica em Pedagogia. Para estabelecer as regras de compatibilidade mencionadas no parágrafo anterior foram assumidas as correspondências estabelecidas na Nota Técnica Inep/Deed nº 020/2014, de 21 de novembro de 2014 (BRASIL. INEP, 2014)¹¹.

A unidade de análise é o aluno que em 2015 frequentou o 5º ano do ensino fundamental (EF) regular das redes públicas de ensino, e pretende-se avaliar o efeito sobre sua aprendizagem em Matemática atribuído à formação inicial de seus professores nessa disciplina no 4º e 5º anos do EF. Assim, para cada aluno presente em nossa base de dados, foram construídas variáveis indicadoras da 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 submetidos a professores com formação inicial compatível nas duas etapas de ensino.

Serão estimados os efeitos de se ter um professor com formação inicial compatível na disciplina de Matemática em relação a ter tido 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 professor sem formação superior em apenas uma das etapas ou nas duas.

Conforme sugestão de Bifulco (2012), será apresentada também estimativa do efeito da formação inicial do professor utilizando uma especificação com uma abordagem de seleção em observáveis, utilizada na literatura de avaliação de impacto de políticas públicas¹². O escore de propensão¹³, proposto por Rosenbaum e Rubin (1983) pode ser usado 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

¹¹ Nessa referida nota, foram consideradas a Tabela 2, para o Grupo 1, conforme categorias definidas na nota.

¹² Como não se verificou 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.

¹³ 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).

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 pareamento, em características observáveis, de alunos submetidos a diferentes tipos de professor.

Neste trabalho ponderamos cada unidade de observação na regressão usando 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 sua nota pregressa em matemática.

4 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 indivíduo¹⁴. 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 ensino fundamental, foram contabilizados 178.838 docentes, 146.045 com formação superior (81,7%), sendo 68.404 com pós-graduação (38,2%). Na totalização para o nível Brasil, 57.013 (31,9%) docentes que lecionavam Matemática tinham formação inicial compatível com essa disciplina, ou seja, tinham licenciatura ou bacharelado com complementação pedagógica em Matemática ou em Pedagogia.

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

Para atender ao objetivo deste trabalho – fornecer uma estimativa do efeito da formação do docente sobre a proficiência de seus alunos em Matemática – será estimado o efeito da formação do professor sobre a aprendizagem de matemática acumulada ao longo do 4º e 5º anos do ensino fundamental com base nas notas obtidas na Prova Brasil de 2015¹⁵ para os estudantes matriculados no 5º ano do ensino fundamental. 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

¹⁴ As bases do Inep contendo identificação dos indivíduos podem ser obtidas 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 trabalhando na produção de pesquisas de interesse da Instituição e pessoas físicas ou jurídicas. Maiores informações sobre a forma de solicitação de acesso às bases podem ser obtidas em <http://portal.inep.gov.br/solicitacao-de-acesso>.

¹⁵ 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 Ensino Fundamental das escolas públicas das redes municipais, estaduais e federal, com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino ministrado nas escolas públicas. Participam desta 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.

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 ANA feita no final de 2013, quando os alunos estavam concluindo o 3º ano do EF.

Em 2013, os testes da ANA foram realizados por alunos do 3º ano regular do EF de 9 anos a partir de sorteio aleatório. Metade dos estudantes de cada turma respondeu ao teste de Leitura e a outra metade, ao teste de Matemática, e todos os estudantes responderam aos itens de produção escrita. De acordo com os dados do 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 Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB)¹⁶. Estabeleceram-se, assim, duas escalas, uma para Leitura e outra para Matemática, cujo valor da média é 500 e o do desvio-padrão 100, sendo que 500 representa a média da distribuição das proficiências dos alunos do 3º ano do EF regular de escolas públicas em 2013 (Brasil. INEP, 2015).

Em resumo, a base de dados construída para as estimações deste artigo contém todos os alunos matriculados em redes públicas em 2015 que fizeram a Prova Brasil de Matemática em 2015 e o exame da ANA de 2013 e que tiveram apenas um professor de matemática no 4º ano em 2014 e no 5º ano em 2015¹⁷.

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 os possíveis casos de indivíduos que saltam uma série, incluindo os que passaram direto do 3º ano em 2013 para o 5º ano em 2014, sendo aprovados em 2014, e os que passaram do 4º ano em 2014 para o 6º ano em 2015, não cursando o 5º ano em 2015. Adicionalmente, apenas cerca de metade dos alunos do 3º ano fez a prova de Matemática, tendo, a outra metade, feito a prova de Leitura.

Assim, devido às limitações em termos de bases de dados, o conjunto de alunos com o qual trabalhamos para se estimar os efeitos da formação dos professores sobre o ganho em termos de proficiência em Matemática por parte dos alunos ao longo do 4º e 5º anos do EF é diferente do total de alunos do 5º ano do EF. É importante destacar, em primeiro lugar, que é de se esperar que esses alunos apresentem melhor desempenho nos testes padronizados, tanto da ANA quanto do SAEB, uma vez que não sofreram retenção nesse período; em segundo lugar, que nesta versão do trabalho optou-se por incluir na amostra de 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 7% 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 considerar apenas os alunos que não ficaram retidos no 3º nem no 4º ano, perde-se quase um quarto das turmas de escolas públicas

¹⁶ 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.

¹⁷ Optou-se, nesta versão do trabalho, 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.

presentes no Censo Escolar da Educação Básica, por não terem sequer um aluno que tenha feito os dois exames nacionais (ver Tabela 1). Conforme os dados da Tabela 1, verifica-se ainda que quase metade das turmas que participam do presente estudo contém até no máximo 5 alunos presentes na amostra a partir da qual estimamos os efeitos da formação do professor. Para afastar eventuais vieses associados à má representação das turmas por poucos alunos, nas estimações efetuadas neste estudo, empreendemos análise de robustez dos resultados utilizando apenas a amostra de turmas com mais de 5 alunos. Os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes.

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

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

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

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

De fato, como mostra a Tabela A do Anexo, a amostra final de alunos (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 em termos de média para a maioria de suas características, estatisticamente significantes a 1%, quando comparada à amostra compreendendo alunos que, dentre os critérios anteriores, apenas não possuem nota válida de Matemática na ANA 2013. Essa diferença foi apurada para a maioria das características observadas: nível socioeconômico e outras características dos alunos, localização, região geográfica, infraestrutura e rede de ensino das escolas. Entre as características de professor, a maioria delas apresentou diferenças, exceto: idade dos professores de 2015, proporção de alunos cujos professores de 2015 e de 2014 possuíam formação em Matemática, sexo dos professores de 2015, posse de diploma de mestrado ou doutorado e proporção de alunos cujos professores de 2015 eram efetivos/temporários.

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

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

Tabela 2 Quantidade de redes municipais por tipologia de formação de professores dos alunos que compõem a amostra

Tipologia de formação de professores no 4º ou 5º ano do EF			Quantidade de redes municipais	Participação (%)
sem formação superior	formação superior (outras)	formação superior (compatíveis)		
x	x	x	2311	46,1%
	x	x	1819	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			5015	100%

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

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

Importante mencionar também que todas as regiões geográficas e estados estão contemplados por redes ou sistemas de ensino em nossa amostra (Tabela 3): redes com os três tipos de formação de professor e redes com apenas os dois tipos de formação superior. Assim, argumenta-se ser possível adotar modelo com efeito fixo de rede, pois há significativa variabilidade de formação intra-redes de ensino.

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

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

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

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

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

Tabela 3 Distribuição de redes municipais por Região Geográfica e UF de acordo com as duas mais frequentes tipologias de formação de professores

	Total amostra		3 tipos de formação		professores com formação superior (2 tipos)	
	quantidade	participação	quantidade	participação	quantidade	participação
Região N	436	8,7%	258	11,2%	91	5,0%
RO	51	1,0%	29	1,3%	17	0,9%
AC	22	0,4%	16	0,7%	2	0,1%
AM	60	1,2%	35	1,5%	11	0,6%
RR	14	0,3%	8	0,3%	2	0,1%
PA	144	2,9%	122	5,3%	7	0,4%
AP	15	0,3%	12	0,5%	0	0,0%
TO	130	2,6%	36	1,6%	52	2,9%
Região NE	1742	34,7%	1024	44,3%	291	16,0%
MA	217	4,3%	167	7,2%	7	0,4%
PI	204	4,1%	72	3,1%	68	3,7%
CE	173	3,4%	121	5,2%	37	2,0%
RN	160	3,2%	41	1,8%	36	2,0%
PB	216	4,3%	74	3,2%	76	4,2%
PE	184	3,7%	158	6,8%	10	0,5%
AL	101	2,0%	76	3,3%	7	0,4%
SE	74	1,5%	34	1,5%	27	1,5%
BA	413	8,2%	281	12,2%	23	1,3%
Região SE	1503	30,0%	571	24,7%	771	42,4%
MG	749	14,9%	233	10,1%	404	22,2%
ES	77	1,5%	30	1,3%	44	2,4%
RJ	92	1,8%	77	3,3%	7	0,4%
SP	585	11,7%	231	10,0%	316	17,4%
Região S	918	18,3%	302	13,1%	488	26,8%
PR	381	7,6%	122	5,3%	209	11,5%
SC	235	4,7%	78	3,4%	128	7,0%
RS	302	6,0%	102	4,4%	151	8,3%
Região CO	416	8,3%	156	6,8%	178	9,8%
MS	74	1,5%	15	0,6%	51	2,8%
MT	123	2,5%	45	1,9%	49	2,7%
GO	219	4,4%	96	4,2%	78	4,3%
Total	5015	100,0%	2311	100,0%	1819	100,0%
Participação do tipo/total				46,1%		36,3%

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

Tabela 4 Quantidade de escolas municipais e estaduais por tipologia de formação de professores dos alunos que compõem a amostra

Tipologia de formação de professores no 4º ou 5º ano do EF			Quantidade de escolas					
sem formação superior	formação superior (outras)	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: Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013. Elaboração própria.

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

Figura 1 Questão 40 do Questionário do Diretor do SAEB 2015

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 do Diretor do SAEB 2015

5 Resultados

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 ensino fundamental de escolas públicas brasileiras serem nulos, ou seja, não se verificou empiricamente, por meio de modelo de valor adicionado com efeitos fixos de escola, a relevância da formação do professor na geração de proficiência escolar em Matemática no 4º e 5º anos do EF.

A coluna (1) da Tabela 5 mostra as diferenças em relação à 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 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 5 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 ano¹⁸, sinalizando pouca margem para o efeito da escola.

Uma vez controlada a nota obtida ao final do 3º ano, a contribuição da formação do professor, em termos de aprendizagem medida pela Prova Brasil, cai bastante. Os alunos cujos professores de matemática no 4º e 5º anos do EF possuíam formação superior apresentaram nota média 8,9 pontos na escala SAEB mais elevada (quase 20% de um desvio padrão) que os que tiveram professores sem formação superior nos dois anos letivos. Os alunos que tiveram professor com formação superior em

¹⁸ O coeficiente R^2 da regressão que possui como variável dependente, além das variáveis de interesse, apenas a nota na ANA ficou em 0,409, enquanto o R^2 do modelo com especificação completa ficou em 0,577.

apenas um ano letivo, no 4º ou no 5º ano, apresentaram nota média apenas 4 pontos superior aos que não tiveram em nenhum ano letivo.

As colunas (3) a (9) da Tabela 5 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 em Matemática 1,8 ponto na escala SAEB inferior à nota média de alunos cujos professores nesses dois anos letivos eram formados em outros cursos superiores.

Ao se incluir 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 submetidos a professores com formação superior nos dois anos letivos e para 1,7 ponto e 1,2 ponto da escala SAEB para alunos submetidos 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 quem teve 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 incluirmos 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.

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 município¹⁹, que permite estimar os efeitos da formação do professor considerando as diferenças existentes intra-redes, ou seja, controlando por características não observadas da rede. Os resultados são apresentados na coluna (8) da Tabela 5.

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 intraescola. A coluna (9) da Tabela 5 apresenta os resultados deste 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 progressivas (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 a forma de alocação de professores às turmas não estavam associado ao desempenho ou características dos alunos, ou seja, simulamos uma alocação aleatória de professores a alunos. A Tabela 6 mostra que os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes.

Tabela 5 Efeito da formação dos professores no 4º e 5º anos do ensino fundamental de escolas públicas – formação superior e compatível

¹⁹ Na regressão foram incluídas variáveis *dummies* para cada rede de ensino municipal e, no caso das redes estaduais, incluímos uma variável interação entre a *dummy* do estado e a *dummy* para cada município.

VARIÁVEIS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Qualquer curso superior - sem baseline	Qualquer curso superior - com baseline	Formação compatível - Modelo 1	Formação compatível - Modelo 2	Formação compatível - Modelo 3	Formação compatível - Modelo 4	Formação compatível - Modelo 5	Formação compatível - Modelo 6	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 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 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*** (0,0902)	29,96*** (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	1089956	408893	408893	297528	250956	250956	250956	250956	250956
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	
Região Geográfica							Sim		
Efeito Fixo Rede								Sim	
Efeito Fixo Escola									Sim

Notas: Erros padrões robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

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 os compatíveis.

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

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 ano quanto no 5º ano, a estimativa pontual 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 desse 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 ano do EF de escolas públicas brasileiras, ou afeta tão timidamente o desempenho escolar, que não se mostra economicamente significativa.

Tabela 6 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 a turmas semelhante a aleatorização

VARIÁVEIS	(1) Modelo 7	(2) Modelo 7 - restrito a escolas com prof alocados aleatoriamente	(3) Modelo 7 - restrito a escolas com turmas heterogêneas e prof alocados aleatoriamente	(4) Seleção em observáveis (estimador duplamente robusto)
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)
Efeito prof superior só 5º ano	0,123 (0,529)	-2,132 (1,315)	-3,453* (1,821)	0,614 (0,6751)
Efeito prof superior só 4º ano	-0,063 (0,526)	-2,456* (1,29)	-4,237** (1,67)	0,4447 (0,6978)
Nota mat 3º ano padronizada	26,28*** (0,12)	23,28*** (0,39)	23,21*** (0,524)	26,29*** -0,175
Constante	195,4*** (2,56)	196,8*** (6,279)	198,3*** (8,859)	194,32*** (3,8172)
Observações	250956	20332	11584	152285
R2	0,577	0,497	0,518	0,618
Características socioecon alunos e tamanho turma	Sim	Sim	Sim	Sim
Características professores	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito Fixo Escola	Sim	Sim	Sim	Sim

Erros padrões robustos a heterocedasticidade e com cluster de turma entre parênteses.

***, ** 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 ser atribuído a professor com nível superior com base 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 obtidos a partir de solicitação aos autores.

6 Considerações Finais

Os determinantes da qualidade da educação são vários, mas, tirando os fatores associados às características socioeconômicas dos alunos, é o professor que desempenha o papel principal. A Meta 15 do PNE estabelece que todos os professores devem possuir formação de nível superior, obtida em curso de licenciatura na área de conhecimento em que atuam. No entanto, de acordo com a literatura especializada, estudos a respeito do impacto da formação geral dos professores sobre o desempenho dos alunos se mostraram inconclusivos. Goldhaber e Brewer (1997) verificaram que a escolaridade do professor não é geralmente associada ao aumento da aprendizagem dos alunos do oitavo ao décimo ano, mas ter formação específica em Matemática e Ciências para os professores de Matemática e Ciências, respectivamente, 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 PB 2015 do 5º ano, com o 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 o professor se auto-seleciona para a turma, ou são selecionados pelas redes ou quando são alocados pelo diretor a turmas específicas em função do perfil dos alunos ou algum outro critério não observado pelo analista. Para tentar contornar esse problema, adotamos modelo com efeitos fixos de rede e município²⁰ e de escola.

Não obstante, testou-se a robustez dos resultados obtidos com o modelo de efeitos fixos em um ambiente que simulasse a aleatorização de atribuição de professores às turmas. Compararam-se os resultados obtidos com a amostra irrestrita, com os resultados obtidos com amostra restrita a escolas cujo diretor informou não adotar como critério de formação de turmas a homogeneidade dos alunos em termos de desempenho e idade, e informaram também adotar como critério de alocação de professores sorteio ou revezamento por ano/série. Os resultados 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 significativa para o efeito de professores com nível superior, este efeito se mostrou muito reduzido, não possuindo significância econômica. As estimativas realizadas indicam a inexistência de heterogeneidades significativas associadas ao tamanho da turma ou ao nível socioeconômico²¹.

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, como de processos de gerenciamento da sala de aula. Neste trabalho não investigamos o efeito de nenhuma dessas categorias de

²⁰ 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.

²¹ Os resultados dessas estimativas não foram apresentados neste texto, mas podem ser solicitadas ao autor.

conhecimento do professor sobre o ganho de proficiência por parte dos alunos dos anos iniciais do EF, investigação que se faz necessária para melhor entender a falta de efetividade da formação superior dos atuais professores de Matemática dos anos iniciais do EF em pesquisa futura.

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. Tem se tornado frequente argumentos relacionados à deficiência de conteúdo relativo às práticas educacionais na formação inicial²². 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. 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, e 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 específica²³, 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, por reduzir a efetividade do professor em elevar a proficiência de seus alunos, tanto dos que tem formação superior, quanto dos que tem formação compatível 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 as múltiplas possibilidades de interações possíveis entre todas essas características e demais fatores ambientais da escola e da família dos alunos.

Referências

- AARONSON, Daniel; BARROW, Lisa; SANDER, William. Teachers and student achievement in the Chicago public high schools. *Journal of Labor Economics*, 25(1): 95-135, 2007.
- BIFULCO, Robert. Can Nonexperimental Estimates Replicate Estimates Based on Random Assignment in Evaluations of School Choice? A Within-Study Comparison. *Journal of Policy Analysis and Management*, pp. 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 de junho de 2014. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2014/Lei/L13005.htm>. Acesso em 10 de julho de 2016.
- BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep). Quem quer ser professor no Brasil: o que o Enem nos diz? *Boletim Na Medida*, Ano 1, nº 3, INEP: Brasília, setembro de 2009.
- _____. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep). Os salários dos professores da rede pública brasileira são atrativos? *Boletim Na Medida*, Ano 2, nº 5, Brasília, maio de 2010.

²² Ver Gatti e Barretto (2009).

²³ 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 et al, 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 e 2010; Gatti e 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.

- _____. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep). Nota técnica nº 20, de 21 de novembro de 2014. Indicadores para monitoramento das metas do plano nacional de educação. Brasília, DF: 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 de setembro de 2016.
- _____. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep). Relatório ANA 2013-2014 - Análise dos Resultados, Vol. 2, Brasília-DF, 2015. Disponível em <<http://www.publicacoes.inep.gov.br/portal/download/1561>> Acesso em 20 de julho de 2016.
- CHETTY, Raj; FRIEDMAN, John; and ROCKOF, Jonah. Measuring the Impacts of Teachers I: Evaluating Bias in Teacher Value-Added Estimates. *American Economic Review*, Vol 104, Nº 9, 2014.
- CLOTFELTER, Charles T., LADD, Helen F., and VIGDOR, Jacob L. Teacher credentials and student achievement: Longitudinal analysis with student fixed effects. *Economics of Education Review*, volume 26(6), pp. 673–682, 2007
- CORCORAN, Sean P.; EVANS, William N.; SCHWAB, Robert M. Women, the Labor Market, and the Declining Relative Quality of Teachers. *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 23, No. 3, 449–470, 2004.
- EMSLEY, Richard; LUNT, Mark; PICKLES, Andrew; DUNN, Graham. Implementing double-robust estimators of causal effects. *The Stata Journal*, 8, nº 3, pp. 334–353, 2008.
- FERNANDES, Maurício Machado. *Ensaio em Microeconomia Aplicada*. Tese (Doutorado em Economia), Departamento de Economia, Puc-Rio, Rio de Janeiro, 2013.
- GATTI, Bernardete; BARRETO, Elba (Coord). *Professores do Brasil: impasses e desafios*. Brasília: UNESCO, 2009. Disponível em: <<http://unesdoc.unesco.org/images/0018/001846/184682POR.pdf>>, acessado em 28 de setembro de 2016.
- 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*, 32, 505–523, 1997.
- GOLDHABER, D. Everyone's doing it, but what does teacher testing tell us about teacher effectiveness? *Journal of Human Resources*, v. 42, p. 765-94, 2007.
- GREENWALD, Rob; HEDGES, Larry V. e LAINE, Richard D. The Effect of School Resources on Student Achievement, *Review of Educational Research*, Vol. 66, No. 3, pp. 361, 1996.
- GUIMARÃES, R.; SITARAM, A.; JARDON, L.; TAGUCHI, S.; ROBINSON, L. The effect of teacher content knowledge on student achievement: a quantitative case analysis of six brazilian states. In: *Population Association of America Annual Meeting*, 2013, New Orleans. Population Association of America 2013 Annual Meeting Program, 2013.
- HANUSHEK, Eric A. The economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, 24, 1141-1177, 1986.
- HANUSHEK, Eric A. e KIMKO, Dennis D. Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations, *American Economic Review*, v.90, Nº 5, 2000.
- HANUSHEK, Eric; KAIN, John, O'BRIAN, Daniel, e RIVKIN, Steven, *The Market for Teacher Quality*. Working Paper NBER 11154, Disponível em <http://www.nber.org/papers/w11154>
- HANUSHEK, Eric A.; RIVKIN, S. G. "Teacher Quality". In *Handbook of the Economics of Education*, ed. Eric A. Hanushek and Finis Welch, 1051–78. Amsterdam: North Holland, 2006.
- HANUSHEK, Eric A.; RIVKIN, S. G. Generalizations about using value-added measures of teacher quality. *American Economic Review*, v. 100, n. 2, p. 267-71, 2010.
- HANUSHEK, Eric A.; WOESSMANN, Ludger. The role of cognitive skills in economic development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607–668, 2008.
- JENSEN, Ben; ROBERTS-HULL, Katie, MAGEE, Jacqueline; e GINNIVAN, Leah. *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>. Acessado em 25 de julho de 2016.
- KANE, Thomas J.; STAIGER, Douglas O. Estimating Teacher Impacts on Student Achievement: An Experimental Evaluation, *NBER Working Paper* 14607, 2008.
- LOUZANO, Paula; ROCHA, Valéria; MORICONI, Gabriela; OLIVEIRA, Romualdo P. de. Quem quer ser professor? Atratividade, seleção e formação docente no Brasil. *Est. Aval. Educ.*, São Paulo, v. 21, n. 47, p. 543-568, set./dez. 2010.
- METZLER, Johannes e WOESSMANN, Ludger. The impact of teacher subject knowledge on student achievement: Evidence from within-teacher within-student variation. *Journal of Development Economics*, 99, pp.486–496, 2012.
- MORICONI, Gabriela Miranda. Medindo a eficácia dos professores: o uso de modelos de valor agregado para estimar o efeito do professor sobre o desempenho dos alunos. Tese (Doutorado em Administração Pública), Escola de Administração Pública de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2012.
- OECD - Organisation for Economic Co-operation and Development. PISA Country Note – Brazil, 2015. Disponível em <<http://www.oecd.org/pisa/PISA-2015-Brazil-PRT.pdf>>. Acessado em 7 de dezembro de 2016.
- RIVKIN, S.; HANUSHEK, E.; and KAIN, J.. Teachers, Schools and Academic Achievement, *Econometrica*, 73, 417-58, 2005.
- ROCKOFF, J. The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data. *The American Economic Review*, 94(2), 247-25, 2004.
- ROSENBAUM, Paul R.; RUBIN, Donald B.. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, pp. 41-55, 1983.
- ROTHSTEIN, Jesse. Teacher quality in educational production: tracking, decay, and student achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, February, 2010.
- SILVA FILHO, Geraldo Andrade da. Higher salaries, more teaching, better performance? The effects of the introduction of the minimum salary for teachers Tese (Doutorado em Economia), Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2016.
- TODD, Petra E. e WOLPIN, Kenneth I. On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, 113, 2003.
- TODD, Petra E. e WOLPIN, Kenneth I. The Production of Cognitive Achievement in Children: Home, School, and Racial Test Score Gaps. *Journal of Human Capital*, 113, 2003.

Anexos

Tabela A Comparação das características da amostra de alunos que fizeram a Prova Brasil e desses, os alunos que fizeram a ANA

	Amostra sem nota ANA ⁽¹⁾		Amostra final ⁽²⁾		Diferença	
	Média	observações	Média	observações		
Localização da Escola						
Região N	0,1418	828.476	0,1194	426.537	0,022	***
Região NE	0,3586	828.476	0,2913	426.537	0,067	***
Região SE	0,3020	828.476	0,3719	426.537	-0,070	***
Região S	0,1124	828.476	0,1297	426.537	-0,017	***
Região CO	0,0851	828.476	0,0877	426.537	-0,003	***
Zona urbana	0,8726	852.734	0,8956	439.785	-0,023	***
Rede						
municipal	0,7707	852.734	0,7608	439.785	0,010	***
estadual	0,2120	852.734	0,2377	439.785	-0,026	***
Infraestrutura escolar						
possui sala de diretor	0,8698	852.734	0,8835	439.785	-0,014	***
possui sala de profs	0,8104	852.734	0,8385	439.785	-0,028	***
com laboratório de inform	0,7599	852.734	0,7865	439.785	-0,027	***
com laboratório de ciências	0,0987	852.734	0,0986	439.785	0,000	
com quadra de esportes	0,5507	852.734	0,5886	439.785	-0,038	***
internet banda larga	0,7268	852.734	0,7617	439.785	-0,035	***
banheiro adaptado	0,5473	852.734	0,5539	439.785	-0,007	***
com biblioteca ou sala leitura	0,7273	852.734	0,7478	439.785	-0,020	***
nº computadores para alunos	12,47	852.734	13,28	439.785	-0,807	***
com água filtrada	0,8920	852.734	0,8944	439.785	-0,002	***
Características do aluno						
aluno sexo fem	0,4829	795.240	0,5083	415.398	-0,025	***
aluno branco	0,3284	690.669	0,3392	361.898	-0,011	***
mora com mãe	0,8870	803.356	0,9044	417.699	-0,017	***
geladeira duplex	0,6658	806.678	0,6986	419.474	-0,033	***
carro	0,4829	806.606	0,5209	420.226	-0,038	***
comp em casa	0,5464	806.314	0,5878	419.351	-0,041	***
empregada doméstica	0,1173	804.866	0,1017	418.157	0,016	***
mae possui EM	0,4118	486.840	0,4505	248.515	-0,039	***
mora com pai	0,6822	739.750	0,7056	385.717	-0,023	***
pais vão a reunião de pais	0,5659	799.226	0,5946	416.655	-0,029	***
aluno trabalha	0,1439	793.058	0,1186	413.330	0,025	***
ingressou na creche	0,4183	782.008	0,4149	408.242	0,003	***
ingressou na pré-escola	0,7827	782.008	0,7962	408.242	-0,014	***
defasado	0,2522	852.734	0,1061	439.785	0,146	***
tamanho turma 2015	26,49	852.734	26,54	439.785	-0,051	***
tamanho turma 2014	25,66	833.684	25,96	437.848	-0,302	***
Características do professor de Matemática (5º ano)						
especialização	0,4429	652.661	0,4537	348.823	-0,011	***
idade prof	41,48	828.476	41,52	426.537	-0,038	
formação em Matemática	0,0231	828.476	0,0229	426.537	0,000	
formação em Pedagogia	0,4744	828.476	0,4816	426.537	-0,007	***
formação superior	0,7878	828.476	0,8178	426.537	-0,030	***
reside área urbana	0,9017	813.316	0,9171	419.689	-0,015	***
sexo feminino	0,8345	828.476	0,8361	426.537	-0,002	
possui mestrado ou doutorado	0,0077	652.661	0,0073	348.823	0,000	
possui formação normal	0,1241	827.762	0,1042	426.250	0,020	***
cor branca	0,3600	828.476	0,4064	426.537	-0,046	***
com contrato efetivo	0,7685	814.241	0,7681	426.036	0,000	