

**Gastos educacionais e desempenho escolar:
evidências a partir do Ideb-2017 nos municípios brasileiros**

**Educational spending and school performance:
evidences from Ideb-2017 in Brazilian municipalities**

Paulo Eduardo Panassol¹

Resumo: O presente trabalho investiga se os gastos públicos de municípios brasileiros nos anos finais do ensino fundamental impactam a qualidade educacional, medida em termos de desempenho em testes padronizados, no caso o Ideb-2017, por meio de estimações por regressões quantílicas (RQ) e mínimos quadrados ordinários (MQO). Para tanto, utilizou-se controles relacionados ao nível socioeconômico dos alunos, à experiência e capacitação dos professores, ao contexto escolar e à gestão da educação nos sistemas municipais, como sendo termos que podem influenciar a qualidade da educação, a partir dos referenciais teóricos da *eficácia escolar* (FRANCO *et al.*, 2007) e da *economia da educação* (HANUSHEK, 1986, 1997, 2002, 2006, 2020). Os resultados permitem concluir que os gastos públicos possuem relação positiva com o desempenho escolar nos municípios brasileiros, estando próximos àqueles resultados obtidos por Kroth e Gonçalves (2014). Contudo, a maior parte do diferencial do desempenho dos alunos no Brasil é explicada a partir de fatores atribuíveis aos estudantes.

Palavras-chave: Economia da educação. Economia do setor público. Investimento público em educação. Desempenho escolar. Qualidade da educação.

Abstract: The present study investigates whether public spending in Brazilian municipalities in the final years of elementary school impacts educational quality, measured in terms of performance in standardized tests, in this case the Ideb-2017, through quantile regression estimations and ordinary least squares. Therefore, controls related to the students' socioeconomic level, the experience and training of teachers, the school context and the management of education in municipal systems were used, as terms that can influence the quality of education, based on theoretical references of *school effectiveness* (FRANCO *et al.*, 2007) and of the *education economy* (HANUSHEK, 1986, 1997, 2002, 2006, 2020). The results allow to conclude that public spending has a positive relationship with school performance in Brazilian municipalities, being close to those results obtained by Kroth and Gonçalves (2014). However, most of the differential of student's performance in Brazil is explained by factors attributable to students.

Keywords: Economics of education. Public sector economics. Public investment in education. School performance. Quality of education.

Artigo recebido em 9/10/2020. Aceito em 15/12/2020.

¹ Doutorando em Economia do Desenvolvimento pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE-UFRGS). Auditor Público Externo do Tribunal de Contas do Estado do Rio Grande do Sul (TCE-RS). E-mail: ppanassol@gmail.com

Introdução

No Brasil, a educação básica deve ser assegurada dos quatro aos dezessete anos de idade como direito de todos e dever do Estado e da família, decorrente do estabelecido na atual Constituição da República Federativa do Brasil nos artigos 205 a 214. A garantia de padrão de qualidade é um dos princípios que devem nortear o ensino, segundo preconizado no artigo 206, inciso VII, da Carta Magna (BRASIL, [1988], 2020).

Com o advento da Lei das Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB), Lei Federal nº 9.394/1996, buscou-se a expansão educacional que, nos dias atuais, quase alcançou a universalização do ensino fundamental. Todavia, tal política não basta para superar o atraso no crescimento do país e para diminuir os enormes diferenciais de renda e de produtividade interpessoal (BARRO, 1991; HANUSHEK; KIM, 1995; CADAVAL; 2010).

Por sua vez, a Lei Federal nº 13.005/2014 aprovou o Plano Nacional de Educação (PNE) estabelecendo dez diretrizes a serem cumpridas, dentre elas a erradicação do analfabetismo e a melhoria da qualidade da educação, além de ter definido estratégias para a política educacional e, também, vinte metas a serem alcançadas até 2024. Dentre essas metas, o PNE estabeleceu que o investimento público em educação pública deve ser ampliado de forma a atingir, no mínimo, o equivalente a 10% do Produto Interno Bruto (PIB) ao final do decênio de vigência da lei (Meta 20).

Mesmo que o Brasil tenha alcançado uma melhora significativa na diminuição do número de analfabetos com quinze anos ou mais nos últimos 20 anos, diminuindo de 13,63%, em 2000 (PNUD, 2013), para 6,92% da população, em 2017 (UNESCO, 2020) e que 97,8% da população de seis a quatorze anos frequentava ou já havia concluído o ensino fundamental no ano de 2017 (INEP, 2020a), o país ainda se encontra em posição frágil quando se levam em conta a qualidade e a equidade educacional.

Em termos da qualidade da educação, no caso dos anos finais do ensino fundamental, a Meta 7 do PNE estabeleceu a média de 5,5 para o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) até 2024, sendo que a meta intermediária para o ano de 2017 era 5; entretanto o índice obtido pelo país foi 4,7 (INEP, 2020a). Já em termos de equidade educacional, o indicador 8D do referido Plano visa a igualar, até 2024, a escolaridade média entre negros e não negros na faixa etária de 18 a 29 anos. Contudo, o indicador foi de 89,4% em 2017, ou seja, mais de 10 pontos percentuais (p.p.) de uma situação de igualdade entre os grupos.

Mesmo que o percentual do investimento público total em educação em relação ao PIB tenha crescido de 4,6%, em 2000, para 6,3%, em 2017, e que o percentual destinado ao ensino fundamental tenha aumentado de 2,7% para 2,9% do PIB (INEP, 2020b), no mesmo período, o quadro da desigualdade educacional brasileira continua preocupante.

Nesse sentido, entender o papel dos gastos públicos em educação em relação à qualidade educacional é um importante passo na construção de políticas públicas eficientes e efetivas, sendo este o foco do presente estudo. Dessa forma, com base nos dados dos 3.087 municípios brasileiros que apresentaram resultados para os anos finais do ensino fundamental no Ideb 2017, buscou-se verificar se gastos educacionais maiores, a partir de valores liquidados no ensino fundamental, estão relacionados a uma educação de melhor qualidade, sendo esta medida pelo desempenho médio das escolas locais no referido indicador².

O presente trabalho apresenta os resultados das estimações via regressões quantílicas e por mínimos quadrados ordinários para o problema em questão, utilizando também, a partir dos referenciais teóricos da *eficácia escolar* (FRANCO *et al.*, 2007) e da *economia da educação* (HANUSHEK, 1986, 1997, 2002, 2006, 2020), variáveis de controle relacionadas ao *background* dos alunos, à experiência e capacitação dos professores, ao contexto escolar, como a existência de ações para redução da reprovação dos discentes, e à gestão da educação nos sistemas municipais, como a remuneração dos docentes, como sendo termos que podem influenciar a qualidade da educação.

Dessa forma, este estudo traz contribuições para a literatura empírica, pois tem como diferencial os valores esperados do Ideb 2017 condicionais a cada grupo de variáveis explicativas relacionadas à educação (socioeconômicas, professor, escola e gestão), além da média da variável regressanda condicional aos valores dos regressores, quando considerados em conjunto. Este trabalho avança na literatura econômica, também, ao testar diversas *proxies* com inspiração teórica na eficácia escolar como termos que impactam a qualidade educacional.

Além desta introdução, o trabalho é dividido em mais quatro seções. Na segunda parte, é apresentada uma revisão da literatura sobre a economia da educação e o papel dos gastos públicos para o desempenho educacional, além da discussão teórica sobre qualidade educacional. Na terceira parte é discutida a metodologia utilizada neste ensaio. Por fim, as duas últimas seções expõem os principais resultados e reflexões sobre o estudo.

² Dado que se utilizou a subfunção contábil 361 – ensino fundamental, estabelecida pela Portaria Interministerial nº 42/1999, do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPGO), para se verificar a aplicação de recursos públicos nesse nível de ensino, utilizou-se a nomenclatura usualmente aceita de “gastos em educação” ao invés de “investimento em educação”, que denotaria apenas as despesas de capital, em termos contábeis.

2. Breve revisão da literatura

2.1. A economia da educação e o papel dos gastos no desempenho escolar

As sociedades, em geral, têm expectativas de que a educação promova habilidades básicas em linguagens e matemática, desenvolva as competências individuais para o mercado, promova o aumento da produtividade, a melhora das condições de vida da população, além de que se relacione com outros aspectos da vida social como valores morais e culturais (COUTINHO; SCHWARTZMAN; COSTIN, 2018).

Nesse sentido, espera-se que a escolaridade formal contribua para as habilidades de uma pessoa, representando um componente importante do capital humano, com reflexos não só na sua renda individual, mas para toda a sociedade por meio do aumento das taxas de inovação, da introdução de novos e melhores métodos de produção, de tecnologias e produtos, assim, promovendo o padrão de vida social via crescimento econômico (HANUSHEK, 2006).

Embora tenha sido considerada relevante para o crescimento econômico desde Adam Smith ([1776], 1988), e entendida por Karl Marx ([1867], 1996) como condição para modificar a natureza humana, somente a partir dos anos 1960, com teóricos como Theodore Schultz, Jacob Mincer e Gary Becker, a educação foi incorporada na análise econômica, ficando conhecida como “economia da educação” (ACEVEDO *et al.*, 2007; MONTEIRO, 2016).

Conforme Waltenberg (2006), a economia da educação possui dois campos de pesquisa, um macroeconômico e outro, microeconômico. O primeiro trata das análises do valor econômico da educação e sua contribuição para o crescimento econômico de um país, constituindo-se em um fator de produção, além do capital e do trabalho, sendo assim incorporada nos modelos econométricos como variável independente.

Por exemplo, Mankiw, Romer e Weil (1992), estendendo o modelo seminal de Solow (1956), que trata do papel da acumulação de capital no processo de crescimento, incorporaram a variável capital humano para explicar as diferenças de renda entre os países, tendo o nível educacional da população como um fator de extrema relevância para tal diferencial.

Anteriormente, Lucas (1988) já havia demonstrado que os investimentos em educação aumentam o estoque do capital humano que, por sua vez, via aumento da produtividade, gera crescimento econômico de forma sustentada. Não obstante, alguns autores vão além ao afirmar que os investimentos em educação são mais importantes para o crescimento de países e regiões do que os realizados em capital físico (PASINETTI, 1993; MARQUETTI; BERNI; HICKMANN, 2002).

Por outro lado, o enfoque microeconômico das pesquisas da economia da educação analisa o funcionamento dos sistemas educacionais, a eficiência na alocação dos recursos e o atingimento de objetivos dos sistemas escolares, sendo incorporada nos modelos econométricos como variável dependente (WALTENBERG, 2006).

Nessa linha, Coleman *et al.* (1966) inicia um debate empírico com reflexos em políticas públicas e pesquisas adicionais que se estende até os dias atuais, tanto em termos internacionais quanto nacionais. A partir desse estudo, passou-se a entender que o *background* familiar e o contexto no qual estão inseridos os alunos impactam mais o desempenho discente do que outras variáveis explicativas relativas a recursos escolares, como número de alunos por sala ou um maior nível salarial dos professores.

As escolas seriam, portanto, ineficazes em remover o impacto do background no desempenho dos alunos, perpetuando as influências sociais do lar e do seu ambiente (COLEMAN *et al.*, 1966). A partir disso, é possível depreender que não adianta elevar o nível de gastos com fatores escolares (WALTENBERG, 2006) e que as escolas não fazem diferença, o que, segundo alguns autores, “é [um] absurdo [...], [pois] crianças sozinhas não aprendem álgebra” (MOSTELLER; MOYNIHAN, 2008, p. 45).

As críticas ao Relatório Coleman são, basicamente, de três ordens: 1ª) escolha por variáveis mais fáceis de coletar e de serem alteradas pelas políticas educacionais, mas que não necessariamente são as mais importantes em termos de desempenho; 2ª) concentração em medidas de resultados a partir de testes padronizados que só captam uma parcela da contribuição da escola; e, 3ª) a metodologia estatística adotada não permite distinguir os efeitos das diferentes variáveis (BROOKE; SOARES, 2008).

Uma das vertentes críticas ao trabalho de Coleman se dá pelos teóricos da eficácia escolar que consiste em uma linha de estudos pedagógicos que avaliam os processos escolares críticos para o desempenho dos alunos, seja em termos de eficiência no uso dos recursos educacionais, em termos de eficácia (estimando o efeito-escola, por exemplo) ou em termos da equidade social, ao contrário dos “estudos economicistas” que se caracterizam pela avaliação da produtividade dos insumos escolares (BROOKE; SOARES, 2008). Em comum, os dois tipos de estudos, em sua grande maioria, consideram como produto da escola os resultados cognitivos dos alunos em leitura e matemática (KARINO; LAROS, 2017).

Em que pese tais críticas, Jencks (2008), em trabalho originalmente publicado em 1972, na mesma linha de Coleman, concluiu que o determinante mais importante para o desempenho educacional é o *background* familiar, chegando a afirmar que os “recursos de uma escola aparentemente não têm nenhuma influência no aproveitamento educacional de estudantes” (JENCKS, 2008, p. 64).

A evolução da literatura referente ao tema também encontra evidências de que a origem socioeconômica dos alunos é mais importante que os valores investidos na educação, não havendo relação estatística significativa entre esses e o desempenho escolar dos discentes, embora as pesquisas não sugiram que os recursos não façam diferença (HANUSHEK, 1986, 1997, 2002, 2006; MENEZES-FILHO; AMARAL, 2008).

Por outro lado, trabalhos como os de Card e Kruger (1992), Hedges, Laine e Greenwald (1994), Diniz (2012) e Kroth e Gonçalves (2014) encontram evidências de que há relação positiva e estatisticamente significativa entre valores investidos em educação e melhores indicadores educacionais. Nesse último estudo, os autores referem que o ambiente familiar é “fundamental” para o desenvolvimento das habilidades (cognitivas ou não-cognitivas) dos alunos e que as decisões de financiamento devam levar em conta essa influência (KROTH; GONÇALVES, 2014), o que faz total sentido em um país com severas restrições fiscais e de iniquidades sociais, acima referidas.

Mais recentemente, há um conjunto de estudos com evidências de relação positiva entre gasto público em educação e desempenho dos alunos como os de Hyman (2017), Lafortune, Rothstein e Schanzenbach (2018), Jackson, Wigger e Xiong (2018) e Silveira *et al.* (2019), enquanto outros não indicam uma relação consistente entre recursos e resultados dos alunos como os de Domiciano e Almeida (2015), Alves e Araújo (2018) e Hanushek (2020).

2.2. Qualidade da educação

Conforme Hanushek (2006), se presume que a escolaridade formal, junto com outros elementos como habilidades individuais e aspectos familiares, contribui para o desenvolvimento das habilidades cognitivas dos alunos, portanto tais habilidades são uma dimensão fundamental dos resultados da escola. Assim, o desempenho em testes padronizados, embora não meça todos os objetivos fixados pelas escolas, é uma *proxie* para a qualidade educacional e, geralmente, aceito e utilizado para entender o impacto das escolas sobre o desempenho educacional (HANUSHEK, 2006; MENEZES-FILHO; AMARAL, 2008; HANUSHEK; WOESSMANN, 2010).

Para Karino e Laros (2017), a ausência de medidas que contemplem esses outros aspectos do desenvolvimento escolar, além da formação acadêmica, leva a utilização do desempenho cognitivo como *output* educacional. Mais, Hanushek (2006) afirma que nenhuma outra medida fornece uma avaliação tão consistente e validada da qualidade dos resultados educacionais. Contudo, avaliações externas dessa natureza não apresentam consenso teórico, enfrentando questionamentos de ordem pedagógica e técnica, como é o caso do Ideb, que combina desempenho em testes padronizados em português e matemática com informações sobre rendimento escolar (FERNANDES, 2016).

No Brasil, em geral, a literatura empírica considera dois tipos de *proxy* da qualidade educacional: os testes de proficiência da Prova Brasil e o Ideb. O primeiro consiste em uma avaliação censitária realizada pelo INEP, a cada dois anos, dos estudantes das séries iniciais e finais do ensino fundamental, das escolas públicas, urbanas e rurais, das redes municipais, estaduais e federal, que possuem, no mínimo, vinte alunos matriculados, procurando avaliar o aprendizado em português e matemática, com o resultado sendo expresso em pontos na escala do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb).

Por sua vez, o Ideb é calculado pelo Inep com base no aprendizado dos alunos em português e matemática, obtido a partir da Prova Brasil e da Avaliação Nacional da Educação Básica (avaliação amostral do Sistema de Avaliação da Educação Básica que engloba também a rede privada), e no fluxo escolar (taxa de aprovação), obtido do Censo Escolar, com o resultado sendo expresso em uma escala que vai de 0 a 10.

Os trabalhos empíricos, que empregam os resultados da proficiência da Prova Brasil como variável dependente nos modelos econométricos, o fazem de diferentes maneiras: como notas médias em português e matemática, dos anos iniciais e finais, por escola (MENEZES-FILHO; AMARAL, 2008); a partir dos resultados médios nas duas disciplinas e das duas classes em avaliação (séries iniciais e finais) por município (KROTH; GONÇALVES, 2014); concentrados na média dos alunos em uma das séries, como as iniciais (BETTI, 2016) ou finais (CADAVAL, 2010); somente em uma das matérias como matemática (SENGER, 2012); ou, ainda, considera o resultado individual por aluno nas duas disciplinas (WINK, 2014) ou somente em uma delas, como matemática (VERNIER; BAGOLIN; JACINTO, 2015).

Já os trabalhos de Diaz (2012), Diniz (2012), Domiciano e Almeida (2015), Gramani (2017), Panassol e Florissi (2018), Alves e Araújo (2018) e Silveira *et al.* (2019), dentre outros estudos, entre os quais esta pesquisa, consideram os resultados do Ideb como *output* educacional.

3. Estratégia empírica

A literatura consultada indica uma diversidade de variáveis incorporadas à função de produção da educação que pode influenciar ou não o resultado educacional. Hanushek e Luque (2003) fornecem a seguinte estrutura geral da estimativa dessa função:

$$O = f(X, R) \quad (1)$$

Onde, O representa o resultado educacional dos alunos, por exemplo, a partir de testes padronizados; R , *inputs* diretamente associados aos recursos escolares (formação e experiência dos professores, estrutura física das escolas, salários dos docentes, dos diretores, *etc.*); e, X , outros fatores relevantes para o ensino (variáveis relacionadas aos alunos como fatores socioeconômicos, nível educacional dos pais, cor, gênero, idade, *etc.*).

Tendo por base a referida função de produção educacional, esta pesquisa se caracteriza como sendo não probabilística, pois o conjunto de dados é formado a partir das informações dos 3.087 municípios que apresentaram resultados do Ideb de 2017 para os anos finais do ensino fundamental, bem como registros sobre os valores liquidados nesse nível de ensino, código contábil 361 (ensino fundamental), portanto o desenho da pesquisa é do tipo corte transversal. Foram consideradas apenas as escolas públicas municipais, ou seja, excluíram-se as escolas estaduais e federais, tendo em vista que o ensino fundamental deve ser ofertado prioritariamente pelos municípios, conforme estabelecido na Constituição Federal, art. 211, § 2º (BRASIL, [1988], 2020).

Não obstante que pesquisas que apresentem um desenho longitudinal sejam apontadas como mais adequadas para o estudo dos fatores escolares que influenciam a qualidade educacional, eis que procuram medir a influência dessas variáveis ao longo do tempo e não a partir de atributos estáticos (FRANCO; BROOKE; ALVES, 2008), o corte transversal foi utilizado neste trabalho pela própria natureza dos dados do Ideb. Esse indicador é uma mensuração do desempenho do sistema educacional brasileiro no ano da coleta dos dados sobre aprovação escolar, oriundos do Censo Escolar, e do desempenho dos alunos no Saeb, portanto prescinde do conhecimento prévio do aluno.

Assim, embora uma pesquisa longitudinal permita maior compreensão das variáveis relacionadas à qualidade educacional, captando as alterações das respostas aos padrões associados a mudanças nos fatores escolares, exige o acompanhamento do desempenho dos alunos ao longo do tempo. Nesse tipo de pesquisa, a informação sobre a proficiência dos alunos é coletada em duas ou mais ocasiões ao longo de sua trajetória educacional, com a diferença de desempenho no tempo constituindo o valor agregado pelos fatores escolares (PANASSOL, 2018). Contudo, tal desenho de pesquisa fica sujeito a problemas de viés de seleção, a fatores não observáveis, e a possibilidade da perda de indivíduos ao longo da pesquisa advinda, por exemplo, da evasão escolar ou da troca de escola em um município ou entre municípios.

Portanto, a base de dados *cross-section* é formada pelo conjunto dos 3.087 sistemas públicos municipais que realizaram o Ideb 2017, última edição da avaliação da qualidade educacional brasileira realizada pelo Inep, no momento da realização desta pesquisa, sendo esta a variável dependente no presente trabalho³. Tal variável é amplamente empregada como referência da qualidade da educação, a partir de modelos de regressão lineares estimadas para um conjunto de variáveis explicativas selecionadas tendo por embasamento a revisão da literatura (SOARES; XAVIER, 2013; WINK, 2014).

A agregação dos dados no nível dos municípios pressupõe que os insumos sejam distribuídos de forma igualitária e com a mesma intensidade, objetivando superar uma possível distribuição heterogênea de recursos que afetam a qualidade educacional e a equidade do acesso dos alunos. Assim, buscou-se capturar o ambiente educacional característico dos municípios estudados, o que pode causar viés de agregação podendo trazer implicações para a validade dos construtos. Todavia, a agregação de dados é esperada em estudos dessa natureza (BROOKE; SOARES, 2008).

Por fim, a partir dos diferentes portes econômicos e populacionais dos municípios, constata-se dados discrepantes (*outliers*) que diferem em muito da média populacional do estudo e que podem dominar os resultados da regressão, como é caso do valor investido no ensino fundamental e do número de alunos atendidos nas séries finais desse nível de ensino. Assim, espera-se que haja heterocedasticidade, dessa forma ferindo uma das hipóteses importantes do modelo clássico de regressão linear (homocedasticidade ou variância constante do termo de erro *ui*). Todavia, tal problema é maior para amostras pequenas, que não é o caso

³ Por exemplo, os trabalhos de Menezes-Filho e Amaral (2008), Palermo, Silva e Novellino (2014) e Vernier, Bagolin e Jacinto (2015) utilizaram bases de dados *cross-section* em seus modelos.

do presente estudo, e para fins de testes de hipóteses e para previsão (GUJARATI; PORTER, 2011), que também não constitui o objetivo deste trabalho empírico, que é a estimação dos parâmetros dos modelos de regressão, eis que parte do universo das observações disponíveis para o Ideb 2017.

Dessa forma, foram estimadas cinco equações por meio do método de regressões quantílicas (RQ), a partir do modelo de regressão linear geral com dados *cross-section*, seguindo Vernier, Bagolin e Jacinto (2015):

$$Y_i = X_i' \beta_\tau + \mu_{\tau i} \quad (2)$$

onde:

Y_i : variável dependente; X_i' : matriz $n \times k$ de variáveis independentes; β : vetor $k \times 1$ de parâmetros a serem estimados; μ : termo de erro; τ : denominado τ -ésimo quantil de Y ; para $i = 1, 2, \dots, n$; n é o número de observações; e, $\tau \in [0,1]$.

Tal estratégia metodológica se baseia na minimização da soma ponderada da diferença entre os desvios absolutos do valor observado, expressa pela seguinte equação (KOENKER, 2005; VERNIER; BAGOLIN; JACINTO, 2015):

$$\min_{\beta_{\tau}} n^{-1} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(\gamma_i - x_i' \beta_{\tau}) \quad (3)$$

$$\text{onde: } \rho_{\tau} = \begin{cases} \tau u, & u \geq 0 \\ (1 - \tau)u, & u < 0 \end{cases}$$

Conforme Santos (2012) e Vernier, Bagolin e Jacinto (2015), o uso do método de regressão quantílica, quando aplicável a dados pouco homogêneos, como os do presente estudo, gera estimadores mais robustos, consistentes e eficientes do que os produzidos pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Esse método possui algumas limitações como a associação à distribuição normal dos erros e a influência que dados *outliers* exercem nas estimativas dos parâmetros, uma vez que não permitem identificar a verdadeira relação entre as variáveis (SANTOS, 2012).

Os modelos de regressão quantílica permitem ainda a análise da relação entre as variáveis em qualquer ponto da distribuição condicional da variável dependente, ao contrário dos estimadores obtidos pelo método MQO que leva em consideração apenas a variabilidade média. Pode-se, então, ao estimar por RQ, detectar efeitos nos quantis da distribuição do Ideb, permitindo identificar como determinado fator influencia os estudantes de baixo, intermediário e alto desempenho de maneira separada, analisando-se os parâmetros em termos de significância estatística e sinais apresentados (VERNIER; BAGOLIN; JACINTO, 2015).

De qualquer forma, como o número de observações é grande e o objetivo do artigo é a estimação pontual dos parâmetros do modelo de regressão populacional, em um sexto modelo estimado por MQO corrigiu-se a heterocedasticidade por meio dos erros padrão robustos de White (GUJARATI; PORTER, 2011), a partir do seguinte modelo de regressão múltipla geral (equação 4):

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \mu \quad (4)$$

onde:

Y: variável dependente; X_k : variáveis independentes (explicativas); β_0 : parâmetro do modelo associado à constante, ou seja, não depende das variáveis de controle; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$: parâmetros do modelo associados às variáveis independentes; μ : termo de erro ou perturbação aleatória; e, $i = 1, 2, \dots, n$; n é o número de observações.

Os modelos 1 a 4, estimados por RQ, com base no quartil de ordem $p = 0,5$ (mediana), dizem respeito aos grupos de fatores que podem estar associados a melhorias na qualidade educacional, respectivamente, características socioeconômicas dos alunos, dos professores, das escolas e da gestão dos sistemas municipais. O modelo 5, também, estimado por RQ e com base no quartil de ordem $p = 0,5$, busca capturar o impacto dessas variáveis independentes sobre a variável dependente de forma conjunta. Por fim, para efeitos comparativos, a partir das variáveis presentes no modelo 5, estimou-se uma regressão por MQO (modelo 6) com correção da heterocedasticidade por meio do procedimento dos erros padrão robustos de White, antes mencionado.

Em todas as estimações, a variável independente *sub361_aluno* esteve em logarítmico e a variável dependente *ideb* em nível, portanto os modelos são semilogarítmicos lin-log.

A inclusão ou a exclusão de variáveis no modelo inicial, além do método de regressão, objetiva verificar qual grupo de fatores que explica um melhor desempenho educacional de forma isolada ou em conjunto, e que construtos possuem significância estatística e estão de acordo com a literatura consultada. A medida de ajustamento dos modelos se deu pelo coeficiente de determinação ajustado (R^2).

O quadro 1 sistematiza as variáveis utilizadas, definições, fontes dos dados e sinal esperado para os coeficientes, sendo uma variável dependente (*ideb*) e 14 regressores independentes.

Quadro 1 - Nomenclaturas, definições e fontes de dados

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	FONTE	SINAL	REFERÊNCIAS
<i>ideb</i>	Ideb 2017 dos anos finais do ensino fundamental	INEPc		
<i>afd</i>	Percentual de docentes com adequada formação à disciplina que ministra, em 2017, por município	INEPc	+	Domiciano e Almeida (2015)
<i>atu</i>	Média de alunos por turma, em 2017, por município	INEPc	–	Cadaval (2010)
<i>capacita</i>	<i>Dummie</i> capacitação dos professores (Q21, Prova Brasil, Professor), por município	INEPd	+	Senger (2012)
<i>estrensino</i>	<i>Dummie</i> estratégia de ensino (Q43 e 44, Prova Brasil, Diretor), por município	INEPd	+	Panassol (2018)
<i>estudomae</i>	<i>Dummie</i> estudo da mãe (Q19, Prova Brasil, Aluno), por município	INEPd	+	Cadaval (2010)
<i>expdiretor</i>	<i>Dummie</i> tempo de experiência dos diretores (Q15 a 17, Prova Brasil, Diretor), por município	INEPd	+	Vernier, Bagolin e Jacinto (2015)
<i>expprof</i>	<i>Dummie</i> tempo de experiência dos professores (Q13 a 15, Prova Brasil, Professor), por município	INEPd	+	Card e Krueger (1992); Wink (2014)
<i>funcescola</i>	<i>Dummie</i> funcionamento das escolas (Q67 a 76, Prova Brasil, Diretor), por município	INEPd	–	Faria e Guimarães (2015)
<i>idhm</i>	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – 2010	PNUD	+	Betti (2016)
<i>perdocefet</i>	Percentual de docentes concursados/efetivos/estáveis sobre o total por município, em 2017	INEPc	+	Vernier, Bagolin e Jacinto (2015)
<i>redrepr</i>	<i>Dummie</i> redução da reprovação nas escolas (Q42, Prova Brasil, Diretor), por município	INEPd	+	Panassol (2018)
<i>rem40h</i>	Remuneração média padronizada dos professores da rede municipal para 40 horas*	INEPc	+	Cadaval (2010)
<i>rendapc</i>	Renda <i>per capita</i> por município **	PNUD	+	Dewey, Husted e Kenny (2000)
<i>sub361_aluno</i>	Valor liquidado médio na subfunção 361 por município, entre 2013 a 2017, a valores de dez/2017, dividido pelo nº médio de alunos do fundamental, entre 2013 a 2017	FNDE e INEPc	+ ou –	Diaz (2012): efeito + Hanushek (2002): efeito –

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa (2020).

* Valores em reais de dezembro de 2014 corrigidos pelo IPCA (IBGE) até dezembro de 2017.

**Valores em reais de agosto de 2010 corrigidos pelo IPCA (IBGE) até dezembro de 2017.

Dentre a diversidade de fatores que podem estar associados a melhorias na qualidade da educação (FRANCO *et al.*, 2007), neste estudo tais variáveis foram agregadas em quatro grupos específicos: nível socioeconômico dos alunos, construtos relativos aos professores, regressores dizentes com as escolas e com a gestão da educação nos sistemas municipais. Nos modelos adicionou-se, também, uma variável que expressa outros fatores não observáveis como, por exemplo, a indisponibilidade de dados, que podem afetar a regressão. Da mesma forma, nem todas as variáveis verificadas ao longo da revisão bibliográfica e dos dados secundários foram incluídas nas estimações.

Em relação ao primeiro grupo de variáveis explicativas, foram selecionadas o nível educacional da mãe (*estudomae*), uma variável binária a partir da questão 19 do questionário contextual dos estudantes do 9º ano da Prova Brasil, e o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (*idhm*), adicionada para controlar o *background* dos alunos das redes municipais, que se relaciona à longevidade (dimensão associada à saúde), à educação (nível de educação dos adultos e fluxo escolar da população jovem) e à renda (renda municipal *per capita*). Ainda, adicionou-se o controle renda *per capita* (*rendapc*) como *proxie* da renda dos pais.

Quanto ao segundo grupo de variáveis explicativas relacionadas aos educadores, foram adicionadas uma variável quantitativa relativa ao percentual de docentes que ministram aulas conforme sua formação acadêmica (*afd*) e dois construtos qualitativos relativos à capacitação recebida, nos últimos dois anos, pelos professores e que tenha proporcionado algum impacto na prática educacional (*capacita*), e o tempo de experiência dos professores (*expprof*). Quanto maior o percentual de docentes com formação na área que lecionam as aulas, quanto maior o impacto das capacitações recebidas e quanto maior a experiência dos docentes, espera-se aulas melhor preparadas, com maior profundidade e conexões com outras áreas do ensino, se traduzindo em um melhor desempenho dos alunos.

Quanto às características relativas ao contexto escolar, terceiro grupo de construtos do estudo, foram selecionadas duas variáveis, uma quantitativa dizente com a média de alunos por turma (*atu*) e uma *dummi* relacionada à experiência do diretor (*expdiretor*).

Ainda nesse grupo, as variáveis binárias estratégia de ensino (*estrensino*), redução da reprovação nas escolas (*redrepr*) e funcionamento das escolas (*funcescola*) foram incluídas buscando capturar a influência de processos escolares que podem impactar a qualidade da educação, vindo a mitigar um dos pontos que foram questionados no Relatório Coleman. Uma das críticas a esse documento é que teria se baseado em uma metodologia do tipo insumo-

produto, analisando apenas a relação direta entre insumos e resultados dos alunos, contudo a utilização de *proxies* de variáveis mais complexas pode diminuir a confiabilidade e a realidade de ambas as medidas (BROOKE; SOARES, 2008).

A primeira dessas variáveis de categoria (*estrensin*) parte da existência de alguma ação por parte do diretor para o reforço escolar à aprendizagem dos alunos, como monitoria, aula de reforço, recuperação e outras, e com que frequência discutem com os professores medidas com o objetivo de melhorar o ensino e a aprendizagem dos discentes. A variável qualitativa *redrepr* consiste na existência de alguma ação por parte das escolas para redução das taxas de reprovação dos alunos. Por fim, a variável indicadora *funcescola* indica a presença de um algum tipo de problema na escola, tais como insuficiência de recursos financeiros, inexistência de professores para algumas disciplinas ou séries, carência de pessoal administrativo ou de apoio pedagógico (supervisor, coordenador, orientador educacional), falta de recursos pedagógicos, indisciplina por parte dos alunos, alta rotatividade dos docentes ou um alto número de faltas por parte dos professores e/ou dos alunos.

Por fim, o quarto grupo de variáveis, entendidas neste estudo como construtos de responsabilidade dos gestores municipais, tem-se o percentual de docentes concursados/efetivos/estáveis sobre o total da rede municipal (*perdocefet*) e a remuneração dos docentes padronizada para 40h (*rem40h*) que, se espera, tenham relação positiva com o desempenho dos alunos. Finalmente, a variável valor liquidado médio no ensino fundamental (código contábil de despesa subfunção 361) por aluno, entre 2013 e 2017 (*sub361_aluno*).

Registra-se que não é factível considerar o gasto público em educação de apenas um ano como variável explicativa do desempenho dos alunos no Ideb de 2017. O desempenho dos discentes decorre dos investimentos realizados ao longo do tempo, por isso levou-se em consideração os gastos médios entre 2013 e 2017 (KROTH; GONÇALVES, 2014). Em outras palavras, o termo médio decorre do gasto médio em cada município nos quatro anos anteriores ao da realização do Ideb, tendo como premissa que o aluno que estava no 5º ano do ensino fundamental em 2013 se encontrava no 9º ano em 2017.

Cabe mencionar que nem todas as variáveis independentes verificadas ao longo da revisão bibliográfica e dos dados secundários foram incluídas no modelo, bem como não foram formulados todos os efeitos importantes, exigindo parcimônia na interpretação dos resultados.⁴

⁴ Outros fatores relativos às escolas, como a relação entre o número de docentes e o número de alunos e o clima escolar, relativos às condições contextuais, como grau de urbanização do município e garantia do mínimo

4. Resultados e discussão

4.1. Análise descritiva dos dados

A tabela 1 detalha as estatísticas descritivas (cinco medidas-resumo: média, mediana, mínimo, máximo e desvio-padrão) das variáveis presentes neste estudo.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Std. Dev.	Observações
<i>ideb</i>	4,191	4,100	1,800	7,200	0,864	3087
<i>afd</i> – Em %	41,870	38,900	0,000	100,000	22,172	3087
<i>atu</i>	24,240	24,200	6,400	43,800	5,102	3087
<i>capacita</i>	0,895	1,000	0,000	1,000	0,307	3075
<i>estrensino</i>	0,996	1,000	0,000	1,000	0,065	3084
<i>estudomae</i>	0,050	0,000	0,000	1,000	0,218	3087
<i>expdiretor</i>	0,269	0,000	0,000	1,000	0,443	3083
<i>expprof</i>	0,827	1,000	0,000	1,000	0,379	3075
<i>funcescola</i>	0,265	0,000	0,000	1,000	0,441	3078
<i>idhm</i>	0,644	0,631	0,443	0,862	0,076	3085
<i>perdocefet</i> – Em %	0,705	0,730	0,020	1,000	0,205	3087
<i>redrepr</i>	0,348	0,000	0,000	1,000	0,476	3084
<i>rem40h</i> – R\$	3.154,54	2.968,89	811,00	12.027,72	1.244,77	2850
<i>rendapc</i> – R\$	698,03	542,43	164,59	3144,03	398,35	3085
<i>sub361_aluno</i> – R\$	1.291,47	1.175,72	513,22	4163,50	456,22	3087

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa (2020).

Nota: Fizeram parte da amostra todos os municípios com Ideb 2017 dos anos finais do ensino municipal e que possuíam informações disponíveis de valores investidos por aluno, nesse nível de ensino.

A análise univariada dos dados, bem como a aplicação do teste Jarque-Bera, evidencia que todas as variáveis não são normalmente distribuídas, o que poderia levar à invalidade dos testes estatísticos *F* e *t* se o número de observações não fosse suficiente grande, como é o caso (HAIR *et al.*, 2009)⁵, e se o objetivo deste estudo não fosse a estimação pontual dos parâmetros (GUJARATI; PORTER, 2011). Assim, a premissa da normalidade pode ser relaxada e os testes *t* e *F* podem ser aplicados com validade.

Por fim, excetuando-se as variáveis *capacita*, *estrensino*, *expprof* e *perdocefet*, as demais possuem assimetria à direita e a distribuição de probabilidade do Ideb é platicúrtica (Curtose = 2,510), ou seja, tem cauda curta, pois a medida de curtose é inferior a 3, parâmetro comumente utilizado como referência (GUJARATI; PORTER, 2011).

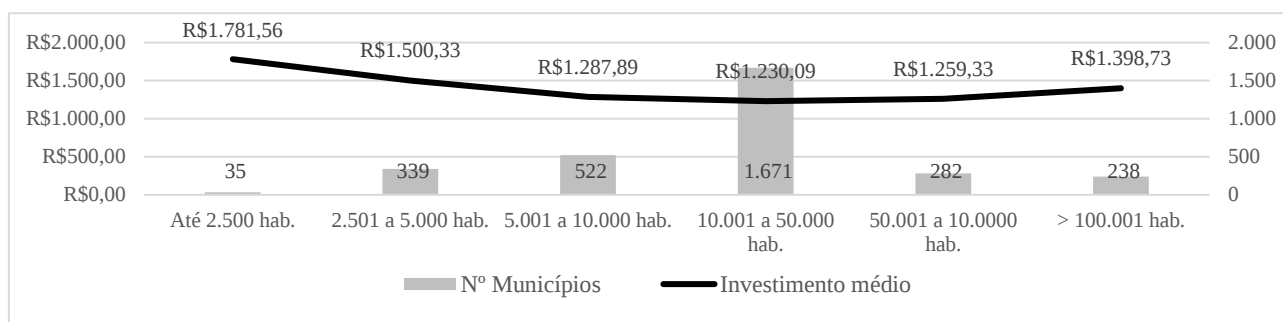
constitucional na educação, bem como variáveis específicas em relação aos estudantes, como número de livros em casa e o número de irmãos, não foram incluídos nos modelos. Tal fato se deve ao escopo limitado deste trabalho, a qualidade dos dados e à disponibilidade de recursos.

⁵ Conforme Hair *et al.* (2009), os efeitos nocivos da não normalidade podem ser negligenciados para conjuntos de dados com 200 ou mais observações.

Em média, o Ideb de 2017 dos municípios pesquisados neste trabalho é de 4,19, com desvio-padrão de 0,86, sendo que os municípios de Sobral (CE) e Bento Fernandes (RN) apresentaram o maior (7,2) e o menor índice (1,8), respectivamente⁶. Cabe registro que o Ideb de 2015 dos municípios pesquisados neste trabalho tinha média de 4,05 e desvio-padrão de 0,82.

No gráfico 1, exposto a seguir, apresenta-se o valor liquidado médio por aluno conforme intervalos populacionais. À medida que aumenta o intervalo até municípios com 50 mil habitantes, o investimento médio diminui. Percebe-se, também, que mesmo que o valor liquidado médio por aluno aumente nos municípios com mais de 50 mil habitantes, ainda sim, o valor médio aplicado nas localidades com até 2.500 pessoas é maior em mais de 27% em relação aos com mais de 100 mil munícipes, possivelmente indicando uma maior ineficiência na aplicação dos recursos nas menores (rede e número de profissionais sobre dimensionado, por exemplo).

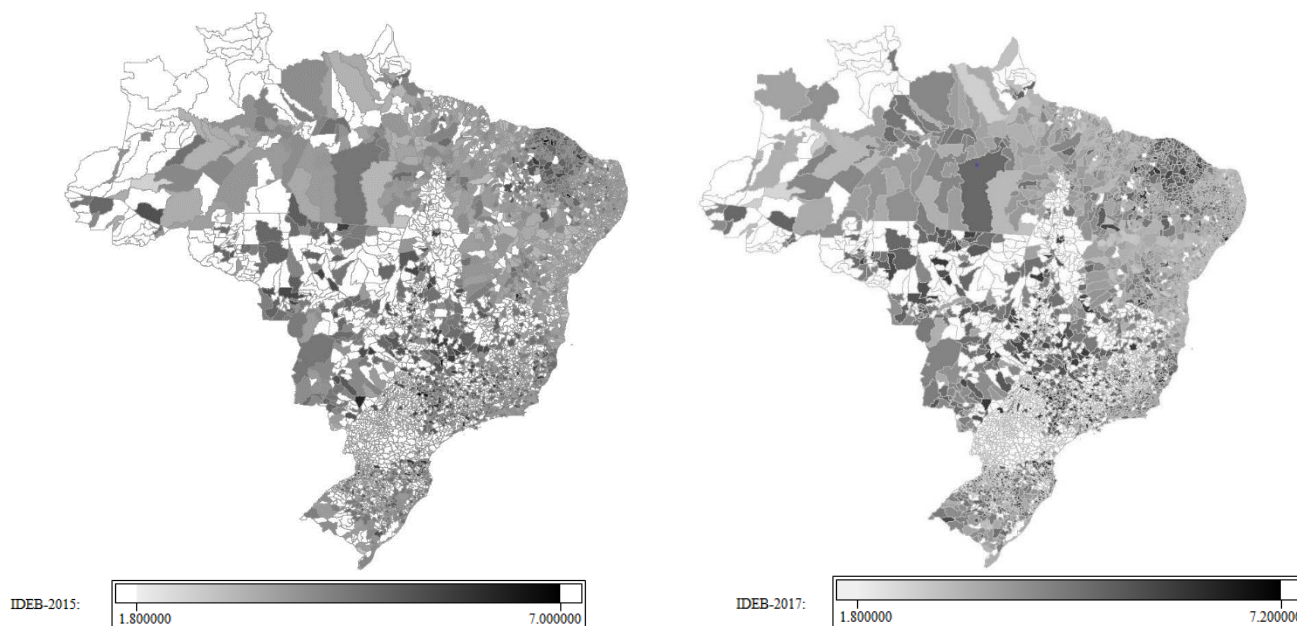
Gráfico 1 – Valor liquidado médio por aluno por faixa populacional – 2014 a 2017



Fonte: elaborado pelo autor a partir de FNDE (2020).

Apresenta-se, na figura 1, a evolução e a distribuição do Ideb de 2015 e 2017 pelo território nacional, em nível municipal.

⁶ Comparada à meta intermediária estabelecida pelo PNE para o Ideb de 2017 (5,0), parece que o país, ainda, tem muito por fazer em termos de qualidade educacional.

Figura 1 - Índice de Desenvolvimento da Educação Básica por município – 2015 e 2017

Fonte: elaborado pelo autor a partir de INEPc (2020).

Nota: as áreas em branco nos mapas correspondem aos municípios sem informações para o Ideb.

A análise da figura 1, em conjunto com a análise exploratória dos dados, permite identificar 55% do total de municípios brasileiros com dados das redes públicas municipais para o Ideb 2017, sendo que 80% deles estão concentrados em até um desvio-padrão em torno da média, em comparação a pouco mais de 50% dos municípios do país com informações do Ideb de 2015 (2.796 redes municipais).

Comparando as duas edições do Ideb, o indicador aumentou em média 4,2% entre as avaliações. Chama a atenção o desempenho dos municípios São Sebastião de Lagoa de Roça (PB) e Porto Rico do Maranhão (MA) com um decréscimo de mais de 40% entre 2015 e 2017, enquanto Bom Jesus do Norte (ES) teve um aumento de mais de 135% no seu desempenho, passando de 2, em 2015, para 4,7, em 2017.

Contatou-se, também, que 946 municípios (ou 30,6% do total da base de dados desta pesquisa) apresentaram uma piora no índice entre 2015 e 2017, enquanto que 248 (cerca de 8% do total) mantiveram-se estagnados. Por outro lado, tiveram aumentos no Ideb 2017 entre 0 e 5%, entre 5% e 10%, entre 10% e 50% e mais do que 50%, respectivamente, 416, 438, 721 e 27 municípios do país.

Ainda em relação aos municípios que apresentaram queda no Ideb entre 2015 e 2017, 490, equivalentes a quase 52% do total, tiveram aumento nas despesas com o ensino fundamental, parecendo indicar que um nível maior de gasto público não é sinônimo de melhora na qualidade educacional.

A média do valor liquidado por aluno do ensino fundamental nos municípios pesquisados, entre 2013 e 2017, variável *sub361_aluno*, é de R\$ 1.291,47, com desvio-padrão de R\$ 456,22. Candiota (RS) é o município que mais despendeu (R\$ 4.163,50) e Tabira (PE) a municipalidade que, em média, menos destinou recursos por aluno nesse nível de ensino (R\$ 513,22). Todavia, no primeiro, a rede municipal atendia apenas 27% do total de alunos do ensino fundamental do município, enquanto que o segundo atendia quase 75% dos discentes desse nível de ensino.

Em relação à distribuição dos municípios por faixa de valores médios investidos por aluno/ano, constata-se que mais de 60% aplicaram em média entre R\$ 1.000 a R\$ 2.000,00, como a seguir demonstrado:

Tabela 2 – Faixas de distribuição dos valores médios investidos por aluno

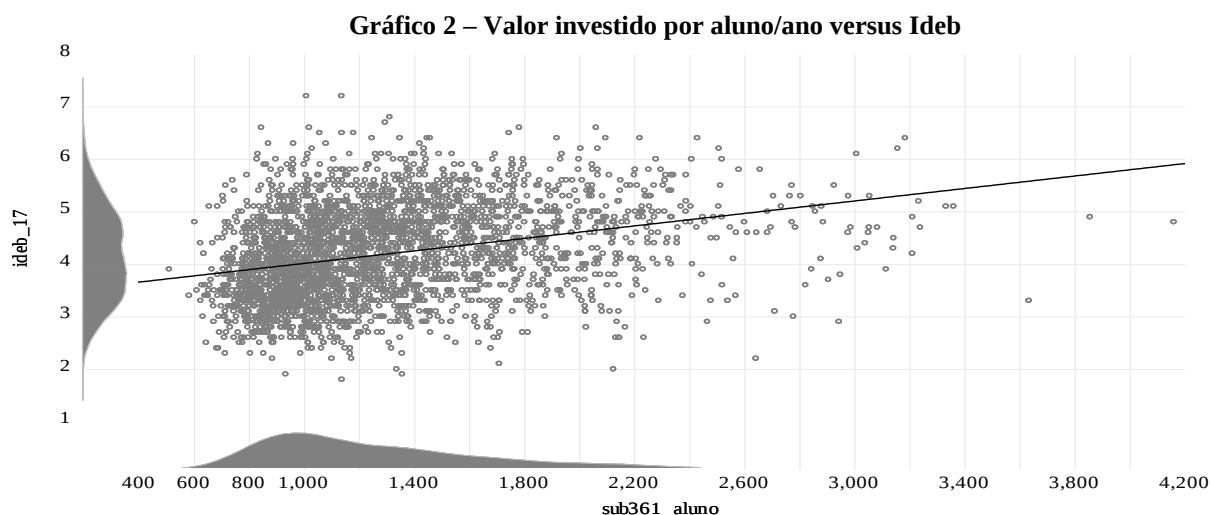
Intervalos – R\$	Nº de municípios	Percentual (%)	Percentual acumulado (%)
[0, 1.000)	936	30,32	30,32
[1.000, 2.000)	1.889	61,19	91,51
[2.000, 3.000)	241	7,81	99,32
[3.000, 4.000)	20	0,65	99,97
[4.000, 5.000)	1	0,03	100,00
Total	3.087	100,00	100,00

Fonte: elaborado pelo autor a partir de FNDE (2020) e INEPc (2020).

Ao se proceder a análise bivariada exposta no gráfico 2, em conjunto com as observações da amostra, constataram-se 824 municípios (ou cerca de 27% do total) com um Ideb acima da média (4,19) e um valor investido por aluno maior do que a média (R\$ 1.291,47) e 418 municípios (ou 14% do total) com um resultado abaixo da média do Ideb, embora tenham investido mais por aluno do que a média. Por outro lado, 700 municípios (ou 23% do total) investiram menos do que o valor médio, mas alcançaram um Ideb maior do que a média.

Do grupo de municípios que aplicaram um valor por aluno acima da média, mas apresentaram um desempenho do Ideb abaixo da média, destacam-se Maçambará e Manoel Viana. Nesses municípios gaúchos o valor liquidado por aluno foi muito maior do que a média – 181%, no primeiro, e 141%, no segundo, embora os resultados auferidos não tenham sido dos melhores: 3,3 e 3,9, respectivamente.

No extremo oposto encontram-se municípios como Sobral e Brejo Santo, ambos cearenses, que, embora tenham investido abaixo da média – cerca de 22 e 16%, respectivamente, obtiveram resultados no Ideb 2017 muito acima da média: 6,7. Chama a atenção, também, o município mineiro de Nova Ponte que possui um Ideb de 7, embora tenha aplicado menos do que a média– cerca de 10% menos.



Fonte: elaborado pelo autor a partir de FNDE (2020) e INEPc (2020).

Embora a linha de regressão dos dados do Ideb 2017 e do valor investido por aluno indique uma relação positiva, a análise exploratória dos dados, como já referido, parece indicar que o valor investido por aluno e o resultado do Ideb dos municípios não aparentam possuir estreita relação positiva.

4.2 Resultados econométricos

Inicialmente, foi elaborada uma matriz de correlações entre as variáveis explicativas presentes nos seis modelos utilizando-se como critério de avaliação um intervalo entre -0,7 e 0,7, sem que tenha havido evidência de multicolinearidade.

Os resultados da estimação dos coeficientes de regressão das variáveis nos seis modelos podem ser vistos na tabela 3. Os valores entre parênteses se referem ao *t*-estatístico de cada variável e a contribuição das variáveis explicativas nos diversos modelos pode ser avaliada a partir da análise do coeficiente de determinação R^2 ajustado. Nem todas variáveis apresentaram coeficientes estimados significativos e com sinais esperados.

Tabela 3 – Estimação dos modelos

VARIÁVEIS	Mod1 (RQ – socio)	Mod2 (RQ – prof)	Mod3 (RQ – escola)	Mod4 (RQ – gestao)	Mod5 (RQ)	Mod6 (MQO)
<i>c</i>	-1,386516 * (-3,108383)	-0,390222 (-0,962743)	-1,477030 ** (-2,345305)	-3,101979 * (-7,241576)	-0,096056 (-0,161992)	0,855868 *** (1,771823)
<i>estudomae</i>	0,343611 * (4,863556)				0,353088 * (5,656875)	0,303765 * (5,271160)
<i>idhm</i>	7,455850 * (14,50246)				5,189844 * (8,902316)	4,741255 * (10,48292)
<i>rendapc</i>	-0,000143 (-1,357974)				-1,54E-05 (-0,139717)	-5,16E-06 (-0,063727)
<i>log(sub361_aluno)</i>	0,117562 ** (2,078549)	0,536741 * (9,084955)	0,721914 * (12,16089)	1,018758 * (16,23614)	0,093022 *** (1,700210)	0,073632 (1,531420)
<i>afd</i>		0,016845 * (22,06967)			0,005520 * (5,582684)	0,005502 * (6,767457)
<i>expprof</i>		-0,069564 (-1,435060)			-0,029814 (-0,681398)	-0,029730 (-0,826174)
<i>capacita</i>		0,104780 *** (1,917461)			0,040781 (0,880855)	0,048599 (1,197535)
<i>atu</i>			-0,017651 * (-5,134603)		-0,017924 * (-5,414404)	-0,017151 * (-6,323283)
<i>estrensino</i>			0,708371 ** (1,994582)		0,713938 ** (2,563361)	0,182504 (0,727575)
<i>expdiretor</i>			0,156523 * (3,934605)		0,053665 (1,520354)	0,077574 * (2,714027)
<i>funcescola</i>			-0,197876 * (-5,379203)		-0,167345 * (-5,350618)	-0,160809 * (-6,076204)
<i>redrepr</i>			0,704034 * (17,66291)		0,400783 * (11,10869)	0,383350 * (13,16647)
<i>rem40h</i>				7,13E-05 * (4,243494)	-6,44E-05 * (-4,421973)	-5,73E-05 * (-4,996179)
<i>perdocefet</i>				-0,248609 ** (-2,195780)	-0,226329 * (-2,937616)	-0,278223 * (-4,268012)
Adjusted R-squared	0,2344	0,1712	0,1750	0,0868	0,2844	0,4336
Teste Wald – $H_0: \beta_j = 0$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa (2020).

Onde: *t*-estatístico entre parênteses.

*, ** e *** indicam significância a 1% (2,58), 5% (1,96) e 10% (1,64), respectivamente.

Regredindo a variável *ideb* contra a variável *sub361_aluno*, em uma regressão bivariada, em nível, pelo método de regressão quantílica, essa apresenta significância estatística a 1% e sinal positivo esperado em parte pela literatura, mas um R-quadrado ajustado de apenas 0,07076. Da mesma forma, se o *ideb* for regredido contra a variável *sub361_aluno*, também em uma regressão com duas variáveis, em um modelo semilogarítmico *lin-log*, estimado por RQ, obtém-se o mesmo nível de significância estatística e significado econômico, embora o R-quadrado ajustado aumente para 0,08301. Assim, pelo menos 99% da variação do *ideb* fica sem explicação, justificando o acréscimo de variáveis dizentes com a qualidade educacional.

Os seis modelos têm como variável explicativa central *sub361_aluno*, em logaritmo natural, e a mesma variável dependente (*ideb*), variando entre eles os grupos específicos de construtos relacionados pela literatura como associados à qualidade educacional. Os modelos 1 a 5 foram estimados por regressões quantílicas com base no quartil de ordem $p = 0,5$ (mediana), e o modelo 6 foi estimado por MQO com correção da heterocedasticidade por meio do procedimento dos erros robustos de White.

Primeiramente, foram realizados testes de existência global dos modelos pela estatística Wald, seguindo Koenker (2005). A partir desse teste, verificou-se se os modelos possuíam significância estatística global, ou seja, se todos os coeficientes são iguais a zero (hipótese nula), contra a hipótese alternativa de que pelo menos um deles seja diferente de zero. Nos seis modelos, o *p-valor* encontrado foi 0,0000, isto é, não se pode aceitar a hipótese nula de que todos os parâmetros em conjunto são iguais a zero, podendo-se, assim, afirmar que os modelos existem como um todo.

No modelo 1, em que são consideradas somente as características dos alunos, apenas a variável renda *per capita*, uma *proxie* da renda dos pais, não é estatisticamente significativa a 10%, além de não apresentar sinal esperado, indo contra o que normalmente se observa (MENEZES-FILHO; AMARAL, 2008). Contudo, o resultado é intuitivo, eis que sistemas municipais com renda mais baixa tendem a apresentar baixo desempenho educacional.

No modelo 2 são considerados apenas os vetores dizentes com as características dos professores. Todas as variáveis selecionadas explicam o desempenho dos alunos, pois são estatisticamente significativas e apresentam sinais esperados, exceto a variável *expprof* que não é estatisticamente significativa a 10%, além de não apresentar sinal esperado, contudo corrobora outros achados da literatura (MENEZES-FILHO, 2007; PANASSOL, 2018).

O fato da experiência do docente, medido em termos do tempo de trabalho como professor, não ter qualquer efeito sobre o desempenho dos alunos pode significar que outros atributos não presentes neste estudo são importantes, como seu o capital cultural, dedicação exclusiva para o ensino e utilização dos mais variados recursos pedagógicos em sala de aula, como exibição de documentários, utilização da *internet* para pesquisas ou de revistas informativas.

Já a análise dos resultados estimados no modelo 3, que considera as características das escolas dos sistemas municipais, evidencia que todas as variáveis são estatisticamente significativas a pelo menos 5% e apresentam sinais esperados pela literatura, em especial, os da eficácia escolar, ou seja, tais construtos têm impacto no desempenho dos alunos.

Quanto aos resultados da estimação do modelo 4, que leva em conta a gestão da educação nos sistemas municipais, apenas a variável percentual de docentes concursados/efetivos/estáveis sobre o total da rede municipal (*perdocefet*), embora seja estatisticamente significativa a 5%, não apresentou sinal esperado em parte da literatura, como Vernier, Bagolin e Jacinto (2015), ou seja, a natureza do vínculo laboral do professor não é uma condição que venha a afetar o desempenho dos alunos.

No modelo 5, que objetiva capturar o impacto desses grupos específicos de variáveis independentes sobre a variável dependente de forma conjunta, se corroboram os achados a partir dos modelos 1 a 4, incluindo significância estatística, a pelo menos 10%, e sinais esperados pela literatura. Da mesma forma, os coeficientes das variáveis *rendapc*, *expprof* e *perdocefet* corroboram os achados dos modelos 1, 2 e 4, respectivamente, incluindo os sinais não esperados a partir da revisão da literatura.

Por outro lado, as variáveis relacionadas à capacitação dos professores (*capacita*) e à experiência dos diretores (*expdiretor*) deixaram de ter significância estatística, mas continuam apresentando os sinais encontrados nas estimações em seus grupos de variáveis, modelos 2 e 3, respectivamente, assim como os esperados pela literatura. Já o construto remuneração dos professores (*rem40h*), embora tenha mantido nível de significância estatística, não apresenta mais o sinal encontrado na estimação do modelo 4, contudo está em linha com achados da literatura como os de Menezes-Filho (2007). De outra parte, tal evidência não está em linha com trabalhos como os de Cadaval (2010).

Por fim, quando se compara os resultados das estimações 5 e 6 que levam em conta o mesmo conjunto de variáveis explicativas frente ao *ideb* e mesma forma funcional, diferenciando-se entre si pelo método de estimação - o primeiro, por RQ, o segundo, por MQO, constata-se que todas as variáveis mantiveram seus níveis de significância estatística e sinais, exceto as variáveis *expdiretor*, que passou a ser significativa a 1%, e os construtos *estrensino* e *sub361_aluno* que deixaram de ser significantes estatisticamente.

Com um R-quadrado ajustado, que determina a intensidade da relação estipulada pela equação de regressão múltipla, quando se leva em consideração apenas as estimações pelo método de regressão quantílica, variando de 0,0868 (modelo 4) a 0,2844 (modelo 5), tem-se que o modelo 5, que considera o impacto conjunto dos quatro grupos específicos de variáveis independentes sobre a variável dependente, é o que melhor explica a variação do Ideb de 2017, o que era de se esperar dado o acréscimo de um maior número de regressoras.

A variável explicativa *sub361_aluno*, em logaritmo natural, empregado para tentar reduzir o viés possivelmente causado ao utilizar-se a forma funcional linear, é estatisticamente significativa a 1% nos modelos 2, 3 e 4, a 5%, no modelo 1, e a 10%, no modelo 5, que estima a variação do *ideb* frente ao conjunto de 14 variáveis independentes, além de apresentar sinal esperado em parte da literatura consultada, ou seja, uma relação positiva entre os gastos e a qualidade da educação (HEDGES; LAINE; GREENWALD, 1994; KROTH; GONÇALVES, 2014; JACKSON; WIGGER; XIONG, 2018). Assim, um acréscimo (decrécimo) no valor investido por aluno dos anos finais do ensino fundamental está associado a um maior (menor) impacto nos resultados do Ideb e, portanto, a um acréscimo no desempenho dos alunos. Contudo, no modelo 6, estimado por MQO, essa variável deixou de ter significância estatística, embora tenha mantido o sinal encontrado nas outras cinco regressões.

Quanto a análise da magnitude dos coeficientes da variável *sub361_aluno*, constata-se que, conforme os modelos foram sendo modificados, ela se alterou, passando de 0,117562, no modelo 1, que considera apenas as variáveis relativas ao *background* dos alunos, para 1,018758, na regressão 4, quando são consideradas apenas as variáveis relativas à gestão da educação nos sistemas municipais, mas no modelo 5, que leva em conta os quatro grupos específicos de variáveis independentes em conjunto, houve uma redução para 0,093022.

Assim, se os demais coeficientes da regressão do modelo 5 forem mantidos fixos, um aumento de 1% no valor médio investido no ensino fundamental aumenta o Ideb em apenas 0,00093022⁷. Pode-se concluir que o impacto dos investimentos em educação sobre o desempenho escolar é insignificante em termos econômicos, embora tenha apresentado significância estatística, indicando que estes recursos parecem ter influenciado muito pouco no desempenho escolar medido pelo Ideb no exercício de 2017.

Desse modo, estando em linha com a literatura da eficácia escolar (FRANCO; BROOKE; ALVES, 2008; BROOKE; SOARES, 2008; DIAZ, 2012; GRAMANI, 2017), há outros fatores que melhoram o desempenho dos alunos em exames padronizados, tal qual o Ideb, mas não se pode afirmar que um maior nível de investimento por aluno ou, em outras palavras, um maior nível de gastos com o ensino fundamental, não faça a diferença. Em um país que precisa buscar a superação do subdesenvolvimento da sociedade e alcançar a homogeneização social, para a promoção de uma educação não só inclusiva, mas que

⁷ Outra leitura usual é que para a melhoria de 1 ponto no Ideb seriam necessários R\$ 1.075,01 por aluno/ano (R\$ 89,58 por mês).

proporcione equidade educacional, antes de gastar mais, deve-se analisar quais variáveis precisam ser modificadas em prol de um ensino de melhor qualidade.

Contudo, considerando-se conjuntamente a magnitude dos coeficientes estimados com significância estatística, aqueles relacionados ao *background* familiar tem-se 5,5429 e os relacionados aos demais grupos de fatores relacionados pela literatura (professores, escolas e gestão da educação), 0,8016. Tal resultado, além de não diferir de outros estudos da área, em que as características dos alunos são os principais determinantes do desempenho educacional (HANUSHEK, 1986; JENCKS, 2008; MENEZES-FILHO, 2007; SINGER, 2012; PALERMO; SILVA; NOVELLINO, 2014; SANTOS; MARIANO; COSTA, 2018), é coerente com o quadro tão desigual da sociedade brasileira, onde as características dos alunos, como a mãe ter completado, pelo menos, o ensino médio e o município em que vive ter um maior IDHM, foram ainda mais importantes do que os fatores escolares per si para o desempenho no Ideb 2017.

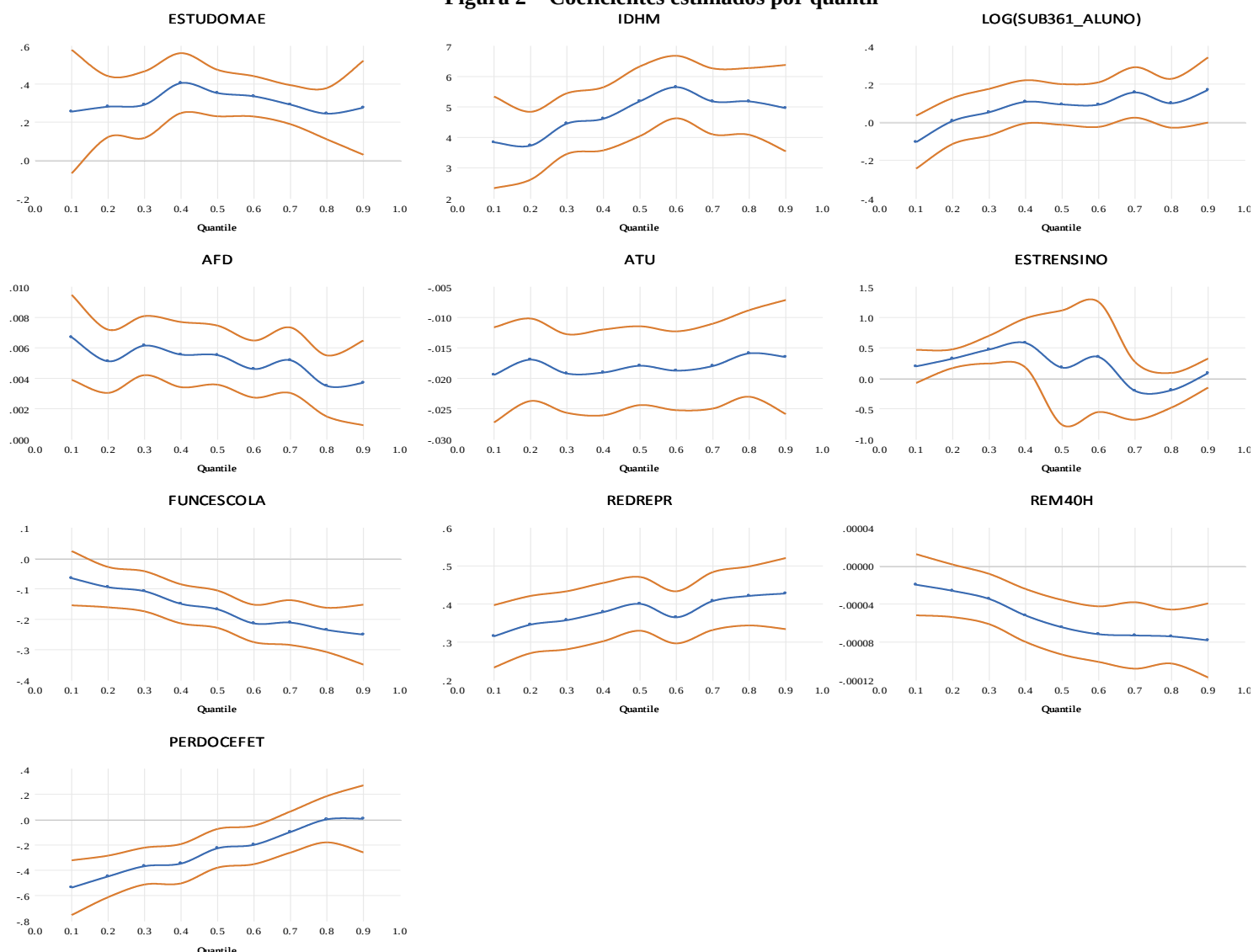
Por fim, vale mencionar que o ajustamento do modelo 5 para cada quantil condicional permite a análise ao longo da distribuição da variável dependente (*ideb*), assim enriquecendo o conhecimento sobre as variáveis que importam para a qualidade educacional e proporcionando ganho de decisão de política. Dessa forma, pode-se testar se há ou não relação significativa entre os gastos públicos em educação e a qualidade educacional nos municípios, segundo as notas no Ideb 2017 sejam maiores ou menores (MENEZES-FILHO; AMARAL, 2008).

Esses resultados podem ser vistos na figura 2. No caso, esperava-se uma relação significante entre despesas com educação e desempenho dos alunos nos quantis dos municípios com menores notas, contudo os coeficientes estimados para os quantis mais altos são consistentemente maiores que aqueles estimados para os quantis mais baixos, estando em linha com os achados de Menezes-Filho e Amaral (2008), embora nos quantis de ordem $p = 0,4, 0,5, 0,7$ e $0,9$, a variável *sub361_aluno* seja estatisticamente significativa a 10%. Nos 10% dos municípios com menores notas, a relação entre qualidade e gastos em educação é negativa, ou seja, um acréscimo nos valores liquidados no ensino fundamental não está associado a um maior desempenho dos alunos nas notas do Ideb.

Da mesma forma, não se encontrou uma relação significativa maior nos municípios com menores notas no Ideb nas variáveis *funcescola*, *redrepr*, *perdocefet* e *idhm*, isto é, os coeficientes apresentaram comportamento crescente ao longo dos quantis do desempenho dos alunos.

Por outro lado, a relação é significativamente maior nos municípios com menores notas no Ideb para as variáveis relacionadas a fatores escolares, como aquelas dizentes com a implementação de ações para o reforço escolar à aprendizagem dos alunos (*estrensino*), um maior percentual de docentes que ministram aulas conforme sua formação acadêmica (*afd*), menor número de alunos por sala (*atu*) e uma melhor remuneração para os docentes (*rem40h*). Finalmente, apesar de alguma variação, o nível educacional da mãe (*estudomae*) manteve seus coeficientes entre os quantis analisados.

Figura 2 – Coeficientes estimados por quantil



Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa (2020).

Nota: a partir da estimação do Modelo 5, apenas as variáveis significativas estatisticamente constam na Figura 2.

Cabe registrar, que somente os coeficientes das variáveis *idhm*, *afd*, *atu* e *redrepr* mantiveram os sinais esperados pela literatura e a significância estatística em todos os quantis estudados. Já as variáveis *funcescola* e *rem40h* mantiveram significância estatística nos quantis de ordem $p = 0,2$ ao $p = 0,9$ e a variável *perdocefet* apresentou coeficientes estatisticamente significativos nos quantis de ordem $p = 0,1$ até o $p = 0,6$. Finalmente, a variável *estudomae* só não é estatisticamente a 10%, pelo menos, no quantil de ordem $p = 0,1$.

Em resumo, os resultados acima fornecem informações importantes sobre as disparidades nas notas obtidas no Ideb de 2017, em especial a evidência de que a escola faz mais diferença em quantis mais baixos do que nos mais elevados.

Considerações finais

Este trabalho buscou analisar o desempenho dos anos finais do ensino fundamental das redes municipais de ensino brasileiras por meio dos seus resultados no Ideb 2017 em diferentes quantis da distribuição das notas. Mais especificamente, este estudo objetivou identificar se o valor liquidado no ensino fundamental pelas redes municipais é determinante do desempenho dos estudantes conforme os resultados no Ideb sejam menores, assim tais gastos poderiam servir para diminuir a desigualdade de oportunidades dos alunos.

Para isso foram estimados 5 modelos por RQ no quantil $p = 0,5$, além de uma regressão em MQO para fins de comparação de resultados, e foram adicionados grupos de construtos relacionados ao *background* dos alunos, e a fatores escolares, como a experiência dos docentes e dos diretores, além de variáveis de decisão política como a remuneração dos professores e o percentual de docentes concursados/efetivos/estáveis sobre o total, construtos ainda pouco explorados pela literatura econômica.

A principal evidência deste estudo é que a maior parte do diferencial de desempenho no Ideb 2017 dos anos finais do ensino fundamental das redes municipais no Brasil é explicada pelo *background* dos alunos, corroborando estudos nacionais e internacionais sobre o tema. Contudo, há outros fatores que melhoram tais resultados, como a existência de estratégias eficazes de ensino, a não presença de problemas no funcionamento das escolas, como carência de pessoal ou de recursos pedagógicos, e um maior percentual de docentes que ministram aulas conforme sua formação acadêmica, estando em linha com os estudos de eficácia escolar.

Os resultados permitem concluir, também, que os gastos públicos no ensino fundamental, medidos a partir dos valores liquidados nesse nível de ensino, possuem relação positiva com o desempenho escolar nos municípios brasileiros, exceto para os sistemas municipais com menor performance (Q10).

Porém, parece ser possível afirmar que a escola, mesmo que possua um poder explicativo limitado, faz diferença. Contudo, captar o seu efeito é um desafio para as Ciências Econômicas, dado que boa parte dos seus insumos são intangíveis ou, até mesmo, não observáveis, como a disposição dos professores e dos alunos para ministrar ou assistir às aulas, respectivamente, a liderança e a gestão eficiente do diretor, o nível de exigência dos professores e o efeito de outras políticas públicas transversais que surtem efeitos na educação, como as de promoção da saúde, de bens culturais, de redução da pobreza, da marginalização e da criminalidade.

Os estudos empíricos acabam por se concentrar em itens que podem ser diretamente controlados ou afetados pela política, mas o simples aumento dos valores gastos em educação não significará uma educação de melhor qualidade. Não resta dúvida de que recursos financeiros são fundamentais, em especial para a expansão e a manutenção do ensino, todavia o processo educacional é cumulativo, e estabelecer uma metodologia que capte esse efeito transversal deve estar na agenda de pesquisa do economista. Da mesma forma, superada a questão da universalização do ensino dada pelo acesso à escola, há que se enfrentar a falta de qualidade, de transparência e a desigualdade educacional do país.

Referências

ACEVEDO, M. C. *et al.* *Capital humano: una mirada desde la educación y la experiencia laboral. **Cadernos de Investigación***, Universidad EAFIT. Medellín, abril/2007.

ALVES, P. J. H.; ARAÚJO, J. M. *A study on the educational results obtained by municipalities of Paraíba in the years 2011, 2013 and 2015. **Ensaio: avaliação políticas públicas educacionais***, Rio de Janeiro, v.26, n.100, p. 1038-1057, jul./set. 2018.

BARRO, R. *Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics***, Oxford, v. 106, n. 2, p. 407-443, May 1991. Disponível em: <<https://www.econ.nyu.edu/user/debraj/Courses/Readings/BarroGrowth.pdf>>. Acesso em: 23 dez. 2020.

BETTI, L. P. **Características da escola e desempenho acadêmico: uma análise sobre o impacto da distribuição desigual de recursos escolares nas notas dos alunos brasileiros**. 120f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2016.

BRASIL [1988]. **Constituição da República Federativa do Brasil**: promulgada em 5 de outubro de 1988. 56. ed. São Paulo: Saraiva, 2020 (Coleção Saraiva de Legislação).

BRASIL. Ministério da Educação. Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação – FNDE. **Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação – SIOPE – 2013 a 2017**. Disponível em: <https://www.fnde.gov.br/index.php/fnde_sistemas/siope/relatorios/arquivos-dados-analiticos>. Acesso em: 20 fev 2020.

BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). **Painel de Monitoramento do Plano Nacional de Educação**. Brasília: INEP, 2020a. Disponível em: <<https://inepdata.inep.gov.br/analytics/saw.dll?dashboard>>. Acesso em: 18 mar. 2020.

_____. Brasília: INEP, 2020b. **Indicadores Financeiros Educacionais 2000 – 2017**. Disponível em: <<http://inep.gov.br/indicadores-financeiros-educacionais>>. Acesso em: 18 mar. 2020.

_____. Brasília: INEP, 2020c. **Ideb - Resultados e Metas por municípios - 2017**. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/educacao-basica/ideb/resultados>>. Acesso em: 19 fev 2020.

_____. Brasília: INEP, 2020d. **Saeb (Aneb/Prova Brasil) - 2017**. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 19 fev 2020.

BROOKE, N.; SOARES, J. F. (Org.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias**. Belo Horizonte: UFMG, 2008.

CADAVAL, A. F. **Qualidade da educação fundamental e sua relação com o crescimento econômico**. 2010. 213f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010.

CARD, D.; KRUEGER, A. *Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States*. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 1, p. 1-40, Feb. 1992.

COLEMAN, J. S. et al. **Equality of educational opportunity**. Washington: Office of Education/US Department of Health, Education, and Welfare, 1966.

COUTINHO, J.; SCHWARTZMAN, S.; COSTIN, C. **Sociologia e Economia da Educação**. Pesquisas sobre educação e progresso social – Documento temático 5. Rio de Janeiro: Rede CpE, 2018.

DEWEY, J.; HUSTED, T. A.; KENNY, L. W. *The ineffectiveness of school inputs: a product of misspecification?* **Economics of Education Review**, Princeton, n. 19, p. 27-45, 2000.

DIAZ, M. D. M. Qualidade do gasto público municipal em ensino fundamental no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, n. 32, p. 128-141, 2012.

DINIZ, J. A. **Eficiência das transferências intergovernamentais para a educação fundamental de municípios brasileiros**. 2012. 176f. Tese (Doutorado em Ciências) – Departamento de Contabilidade e Atuária, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

DOMICIANO, F. L.; ALMEIDA, A. T. C. Gastos públicos municipais e os resultados do Ideb: evidências para os municípios paraibanos. **Revista Economia e Desenvolvimento**, João Pessoa, v. 14, n. 1, p. 44-64, 2015.

FARIA, E. M.; GUIMARÃES, R. R. M. Excelência com equidade: fatores escolares para o sucesso educacional em circunstâncias desfavoráveis. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, v. 26, n. 61, p. 192-215, jan./abr. 2015.

FERNANDES, R. A universalização da avaliação e a criação do Ideb: pressupostos e perspectivas. **Em Aberto**, Brasília, v. 29, n. 96, p. 99-111, 2016.

FITZENBERGER, B., KOENKER, R., MACHADO, J. A. F. (Eds.). *Economic Applications of Quantile Regression*. **Empirical Economics**, Heidelberg, Physica-Verlag Heidelberg, v. 26, Issue 1, 2001.

FRANCO, C. *et al.* Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de “fatores intra-escolares”. **Ensaio: aval. pol. públ. Educ.**, Rio de Janeiro, v.15, n.55, p. 277-298, abr./jun. 2007.

FRANCO, C.; BROOKE, N.; ALVES, F. Estudo longitudinal sobre qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro: GERES 2005. **Ensaio: aval. pol. públ. Educ**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 61, p. 625-638, out./dez. 2008.

GRAMANI, M. C. A desigualdade socioeconômica afeta mais municípios menos favorecidos? **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v. 47, n. 164, p. 470-494, abr./jun. 2017.

GREENE, W. **Econometric analysis**. 7th ed. One Lake Street, Upper Saddle River: Prentice Hall, 2012.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. São Paulo: McGraw Hill Bookman, 2011.

HAIR, J. F. *et al.* **Análise multivariada de dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

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

_____. *Assessing the effects of school resources on student performance: an update. Educational Evaluation and Policy Analysis*. v. 19, n. 2, p. 141-164, Summer 1997.

_____. *Publicly provided education. Handbook of public economics*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2002. (Working paper, 8799).

_____. *Alternative school policies and the benefits of general cognitive skills. Economics of Education Review*, Princeton, n. 25, p. 447-462, 2006.

_____. *Education production functions. In: BRADLEY S; GREEN, C. (Ed.). Economics of Education*. 2. Ed. London: Academic Press, p. 161-170, 2020.

HANUSHEK, E. A.; KIM, D. *Schooling, labor force quality, and economic growth*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1995. (Working paper, 5399). Disponível em: <www.nber.org/papers/w5399>. Acesso em: 18 mar. 2020.

HANUSHEK, E. A.; LUQUE, J. A. *Efficiency and equity in schools around the world. Economics of Education Review*, Princeton, v. 22, p. 481-502, 2003.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. *Education and economic growth. In: PETERSON P.; BAKER, E; MCGAW, B. (Editors). International Encyclopedia of Education*, v. 2, p. 245-252. Oxford: Elsevier, 2010.

HEDGES, L. V.; LAINE, R. D.; GREENWALD, R. *Does money matter? A meta-analysis of studies effects of differential school inputs on student outcome. Educational Researcher*, v. 23, n. 3, p. 5-14, 1994.

HYMAN, J. *Does money matter in the long run? Effects of school spending on educational attainment. American Economic Journal: Economic Policy*, v. 9, n 4, p. 256-280, Nov. 2017.

JACKSON, C. K.; WIGGER, C.; XIONG, H. *Do school spending cuts matter? Evidence from the great recession. National Bureau of Economic Research, Working Paper 24203*, Jan. 2018.

JENCKS, C. Desigualdade no aproveitamento educacional. *In: BROOKE, N.; SOARES, J. F. (Org.). Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias*. Belo Horizonte: UFMG, p. 50-66, 2008.

KARINO, C. A.; LAROS, J. A. Estudos brasileiros sobre eficácia escolar: uma revisão de literatura. *Revista Examen*, Brasília, v. 1, n. 1, p. 72-94, jul./dez. 2017.

KOENKER, R. *Quantile regression*. New York: Cambridge, 2005.

KROTH, D.; GONÇALVES, F. O impacto dos gastos públicos municipais sobre a qualidade da educação: uma análise de variáveis instrumentais entre 2007 e 2011. In: ENCONTRO ANPEC, 42, 2014, Natal. **Anais eletrônicos ...** Natal: ANPEC, 2014. Disponível em: <<https://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files/i5-7bcb5e4409a351f74858dcf4857c04ce.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2020.

LAFORTUNE, J.; ROTHSTEIN, J.; SCHANZENBACH, D. W. *School Finance Reform and the Distribution of Student Achievement*. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 10, n. 2, p. 1-26, 2018.

LUCAS JR, R. E. *On the mechanics of economic development*. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.

MANKIW, N. G., ROMER, D., D. WEIL. *A Contribution To The Empirics of Economic Growth*. **The Quarterly Journal of Economics**, n. 107, p. 407-437, 1992.

MARQUETTI, A. A.; BERNI, D. A.; HICKMANN, G. Evidências empíricas sobre a relação entre educação e crescimento no Rio Grande do Sul. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 30, n. 2, p. 105-122, set. 2002.

MARX, K. [1867]. **O capital: crítica da economia política - Volume I - O processo de produção do capital**. São Paulo: Editora Nova Cultural, 1996.

MENEZES-FILHO, N. **Os determinantes do desempenho escolar do Brasil**. São Paulo: Instituto Futuro Brasil/IBMEC e FEA/USP, 2007. Disponível em: <http://www.cepe.ecn.br/seminarioiv/download/menezes_filho.pdf>. Acesso em: 26 fev. 2020.

MENEZES FILHO, N. A.; AMARAL, L. F. L. A relação entre gastos educacionais e desempenho escolar. In: ENCONTRO ANPEC, 36, 2008, Salvador. **Anais eletrônicos ...** Salvador: ANPEC, 2008. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807201800160-.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2020.

MONTEIRO, W. F. A metodologia neoclássica da teoria do capital humano: uma análise sobre Theodore Schultz e Gary Becker. **Revista de Economia do Centro-Oeste**, Goiânia, v.2, n.1, p. 40-56, 2016.

MOSTELLER, F.; MOYNIHAN, D. P. Um relatório inovador. In: BROOKE, N.; SOARES, J. F. (Org.). *Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias*. Belo Horizonte: UFMG, p. 33-49, 2008.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A EDUCAÇÃO, A CIÊNCIA E A CULTURA –UNESCO. **Dados e estatísticas - 2020**. Disponível em: <<http://uis.unesco.org/en/country/br>>. Acesso em: 18 mar. 2020.

PALERMO, G. A.; SILVA, D. B. N.; NOVELLINO, M. S. F. Fatores associados ao desempenho escolar: uma análise da proficiência em matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental da rede municipal do Rio de Janeiro. **Rev. bras. estud. popul.** [online]. 2014, v.31, n.2, p. 367-394. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/S0102-30982014000200007>>. Acesso em: 18 jan. 2020.

PANASSOL, P. E. **Gastos Educacionais e Desempenho Escolar em Municípios do Rio Grande do Sul**. 2018. 117f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2018.

PANASSOL, P. E.; FLORISSI, S. Gastos Educacionais e Desempenho Escolar em Municípios do Rio Grande do Sul. In: ANPEC-SUL, 21, 2018. Curitiba, **Anais eletrônicos...** Curitiba: ANPEC-SUL, 2018. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/sul/2018/submissao/files_I/i3-dc9085e48079e45be6dd52c792b95512.pdf> Acesso em: 07 jan. 2020.

PASINETTI, L. **Structural economic dynamics: a theory of the economic consequences of human learning**. Cambridge: Cambridge University, 1993. 186p.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO - PNUD. **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**, 2013. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/download/>>. Acesso em: 12 jan. 2020.

SANTOS, B. R. **Modelos de regressão quantílica**. 2012. 107f. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Programa de Estatística, Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

SANTOS, M. M.; MARIANO, F. Z.; COSTA, E. M. Efeitos da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos via mediação das condições socioeconômicas. In: ENCONTRO ANPEC, 46, 2018. Rio de Janeiro. **Anais eletrônicos ...** Rio de Janeiro: ANPEC, 2018. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2018/submissao/files_I/i12-0a57b63354dc975c52a74767a6fdaaa5.pdf> Acesso em: 18 jan. 2020.

SENGER, R. **Os determinantes da qualidade da educação básica no Rio Grande do Sul: uma análise com dados da Prova Brasil**. 2012. 112f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

SILVEIRA, G. D. *et al.* Relação entre investimento em educação e índices educacionais para municípios gaúchos no período de 2005 a 2015. In: ENCONTRO ANPEC-SUL, 22, 2019. Maringá. **Anais eletrônicos ...** Maringá: ANPEC-SUL, 2019. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/sul/2019/submissao/files_I/i2-03b4c26eed9fd35e85bad6658edfb9a5.pdf> Acesso em: 07 mar. 2020.

SMITH, A. [1776]. **Riqueza das nações**: investigação sobre sua natureza e suas causas. São Paulo: Nova Cultural, 1988.

SOARES, J. F.; XAVIER, F. P. Pressupostos educacionais e estatísticos do Ideb. **Educação & Sociedade**, Campinas, v. 34, n. 124, p. 903-923, jul./set. 2013.

SOLOW, R. M. *A contribution to the theory of economic growth*. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb. 1956.

VERNIER, L. D. S.; BAGOLIN, I. P.; JACINTO, P. A. Fatores que influenciam o desempenho escolar no Estado do Rio Grande do Sul: uma análise com regressões quantílicas. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 33, n. 64, p. 143-170, set. 2015.

WALTENBERG, F. D. Teorias econômicas de oferta de educação: evolução histórica, estado atual e perspectivas. **Educação e Pesquisa**, São Paulo, v. 32, n. 1, p. 117-136, jan./abr. 2006.

WINK JUNIOR, M. V. **Ensaio em economia da cultura e da educação**. 2014. 93f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.