



Revista de Administração Pública - RAP

ISSN: 0034-7612

rap@fgv.br

Escola Brasileira de Administração
Pública e de Empresas
Brasil

Américo, Bruno Luiz; Lacruz, Adonai José
Contexto e desempenho escolar: análise das notas na Prova Brasil das escolas
capixabas por meio de regressão linear múltipla
Revista de Administração Pública - RAP, vol. 51, núm. 5, septiembre-octubre, 2017, pp.
854-878
Escola Brasileira de Administração Pública e de Empresas
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=241053327009>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Contexto e desempenho escolar: análise das notas na Prova Brasil das escolas capixabas por meio de regressão linear múltipla

Bruno Luiz Américo

Universidade Federal do Espírito Santo / Programa de Pós-Graduação em Administração
Vitória / ES — Brasil

Adonai José Lacruz

Universidade Federal do Espírito Santo / Programa de Pós-Graduação em Administração
Vitória / ES — Brasil

O presente estudo descreve a relação entre o “contexto” e o “desempenho” escolar mensurado por meio das notas mais recentes (2013) da Prova Brasil das escolas do sistema estadual de ensino do Espírito Santo, por meio de regressão linear múltipla. A amostra foi composta por 244 escolas e foram analisadas 10 variáveis contextuais, das quais três compuseram o modelo de regressão pelo método *stepwise*: Índice de Regularidade Docente, Indicador de Esforço Docente e Taxa de Abandono. Essas variáveis obtiveram um grau de associação de 47,9% com a nota na Prova Brasil e explicaram 22% da sua variação; e estão sob a gerência dos gestores públicos da rede estadual de educação do Espírito Santo. Os achados do estudo reforçam a importância do “contexto” escolar, bem como do “professor”, como forma de reduzir os efeitos da conjuntura familiar e social desfavorável por meio da atuação da organização escolar.

Palavras-chave: administração pública; políticas educacionais; gestão escolar; contexto escolar; desempenho escolar.

Contexto y rendimiento escolar: análisis de las notas en el Examen Brasil de escuelas del estado de Espírito Santo por medio de regresión lineal múltiple

El presente estudio describe la relación entre el “contexto” y el “rendimiento” escolar mensurado por las notas más recientes del Examen Brasil (2013) de las escuelas del sistema de educación del estado de *Espírito Santo*, a través de regresión lineal múltiple. La muestra consistió en 244 escuelas y se analizaron 10 variables contextuales, de las cuales tres han compuesto el modelo de regresión por el método *stepwise*: Índice de Regularidad del Maestro, Indicador de Estrés del Maestro y Tasa de Abandono. Estas variables obtienen un grado de pertenencia a un 47,9% con la nota del Examen Brasil y explican el 22% de la variación; y están bajo la gestión de los gestores públicos del estado de la educación de *Espírito Santo*. Los resultados del estudio reforzar la importancia del “contexto” de la escuela, así como del “profesor”, como un modo de reducir los efectos desfavorables de la conjuntura familiar y social por medio de la actuación de la organización escolar.

Palabras clave: administración pública; políticas educativas; gestión escolar; contexto escolar; rendimiento escolar.

The school environment and its performance: analysis of the scores obtained by schools from the state of Espírito Santo in the nationwide exam Prova Brasil, using multiple linear regression

This article describes the relationship between the school environment and its performance. The study observed the score obtained in the nationwide school evaluation exam called *Prova Brasil* (2013) by the schools that are part of Espírito Santo’s educational system, analyzing them through multiple linear regression. The sample consisted of 244 schools and 10 environmental variables were analyzed, of which 3 formed the regression model by the stepwise method: Index of Teacher Regularity, Indicator of Teacher Stress and Abandonment Rate. The variables obtained 47.9% of association with the score obtained in *Prova Brasil* and explained 22% of the score’s variation. In addition, the variables are subject to management from civil servants working in the state’s educational system. The findings reinforce the importance of the school environment, as well as of the teacher, as a way to reduce — through the school — the effects of the unfavorable family and social background.

Keywords: public administration; educational policies; school management; school context; school performance.

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0034-7612160483>

Artigo recebido em 29 fev. 2016 e aceito em 22 fev. 2017.



1. INTRODUÇÃO

Este trabalho analisa o desempenho dos alunos dos anos finais do ensino fundamental das escolas estaduais do Espírito Santo (ES) na Prova Brasil de 2013, em relação ao “contexto” no qual cada escola desempenhou o processo de ensino e aprendizagem, visando a contribuir com a rede estadual de educação do ES.

A portaria ministerial nº 931 de 21 de março de 2005 instituiu a Prova Brasil, que se insere no campo discursivo mundial em torno das avaliações nacionais aplicadas em larga escala que mensuram a qualidade na educação ao redor do globo — em complemento à quantidade e expansão. A Prova Brasil avalia estudantes de áreas rurais e urbanas dos anos iniciais (4º e 5º anos) e finais (8º e 9º anos) do ensino fundamental público em português e matemática.¹ Trata-se de uma avaliação censitária, na qual os(as) alunos(as) das escolas brasileiras com mais de 20 alunos(as) matriculados(as) nos anos iniciais e finais do ensino fundamental realizam a prova. Essa avaliação, que ocorre a cada dois anos, apresenta nominalmente os resultados das escolas e dos municípios.

A Prova Brasil pode ser compreendida como uma estratégia que permite ao governo brasileiro avaliar a qualidade do ensino das escolas públicas e, ao mesmo tempo, responsabilizar cada uma dessas organizações, bem como dirigentes e professores, pelos resultados dos alunos (Fernandes e Gremaud, 2009). Esse movimento, que no mundo do *management* se conveniu chamar *accountability*, é estruturado em torno da noção de que a sociedade tem o direito de responsabilizar os servidores públicos pela qualidade do serviço prestado. Nada obstante, a responsabilização desempenhada pela Prova Brasil se detém na divulgação dos resultados e no estabelecimento de metas. As boas práticas não são premiadas, assim como as escolas, os diretores e os professores com baixo desempenho não são penalizados (Bonamino e Sousa, 2012; Hanushek e Raymond, 2005).

O discurso político alega que a Prova Brasil indica onde os recursos devem ser despendidos, bem como aponta práticas pedagógicas e de gestão capazes de melhorar o desempenho dos alunos e a qualidade do ensino ministrado. Entretanto, estudiosos afirmam que a melhora da média da qualidade da educação se dá com base na iniquidade entre alunos e grupos de alunos (Lee e Bryk, 1989; Fuller e Clarke, 1994; Franco et al., 2007; Soares e Alves, 2003). De acordo com Soares e Alves (2003), avaliações educacionais aplicadas em larga escala permitem conhecer não apenas a produção de eficácia das redes de ensino brasileiras, mas igualmente a produção da equidade educacional. Para esses autores, a produção da eficácia não é desempenhada homogeneamente nos sistemas de ensino nacional, pois nesse sistema favorece-se o desempenho escolar de “brancos”, que em sua maioria fazem parte de estratos sociais mais privilegiados. Para tanto, a organização escolar produz, por meio de avaliações aplicadas em larga escala, eficácia e inequidade em um mesmo movimento, aumentando a diferença entre grupos sociais e raciais. Segundo Oliveira (2011), a Prova Brasil pode levar à redefinição do conteúdo programático em torno das matérias requeridas por essa avaliação. Nesse encadeamento, para Bonamino e Sousa (2012), o “preparatório” para a realização das avaliações padronizadas e aplicadas em larga escala pode acarretar o estreitamento do currículo escolar.

O inquérito representado por esta investigação diz respeito a um tema controverso, a Prova Brasil, que como poucas questões consegue, ao mesmo tempo, ser de interesse do público leigo

¹ Em 2013, em caráter experimental, foram aplicados testes de ciências aos alunos do 9º ano do ensino fundamental e 3º ano do ensino médio.

e de áreas do conhecimento especializadas (psicologia, sociologia, antropologia, didática, educação, filosofia, administração pública e privada) tanto quanto da política e da sociedade. Em específico, investigam-se as múltiplas relações entre a nota da Prova Brasil de 2013 dos alunos dos anos finais do ensino fundamental das escolas estaduais capixabas e os indicadores contextuais dessas escolas.

A seguir apresenta-se a fundamentação teórica, sobre a qual a discussão venha a se basear.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

O papel das instituições escolares foi entendido de maneira muito diversa por diferentes civilizações, impérios, dinastias, países e blocos de países ao longo do tempo até a idade contemporânea. Para Nogueira e Nogueira (2004), até meados do século XX a escola tinha como papel central superar o atraso econômico, o autoritarismo e os privilégios adscritos das sociedades tradicionais. Na época, a escola era compreendida como um meio de construir uma sociedade justa, moderna e democrática (Nogueira e Nogueira, 2004). A suposição otimista de que uma escola pública gratuita e ofertada a todos garantiria igualdade de oportunidades foi paulatinamente contestada, a partir da década de 1960, por estudos que passaram a reconhecer o impacto de fatores que extrapolam as instituições escolares, tais quais origem social e cultural dos alunos (*e.g.*, Bourdieu e Passeron, 1964; Stone, 1965; Coleman et al., 1966; Karmel, 1966).

A despeito dos estudos desenvolvidos, das estatísticas acumuladas e das crescentes especulações levantadas a respeito dos sistemas educacionais nas décadas de 1960 e 1970, pesquisas empreendidas a partir da década de 1980 trataram de desacreditar a ideia de que a escola não influiria em nada no desempenho de seus estudantes (*e.g.*, Rutter et al., 1979; Brookover, 1979; Mortimore et al., 1988; Ribeiro, 1991; Lee, Bryk e Smith, 1993; Sammons, Hillman e Mortimore, 1995). Entre os estudos que trataram de questionar o pessimismo e o determinismo social, cultural e econômico do “*Coleman report, fifteen thousand hours*”, Rutter e colaboradores (1979) talvez representem a afirmação mais contundente de que a escola “faz a diferença”. O estudo, desenvolvido em 12 escolas secundárias de Londres, teve seu nome inspirado na questão de que

[...] for almost a dozen years during a formative period of their development children spend almost as much of their waking life at school as at home. Altogether this works out at some 15,000 hours [...] during which schools and teachers may have an impact on the development of the children in their care. [Rutter et al., 1979:1]

Esses autores, com vistas a demonstrar que entre as variáveis que explicam e influenciam o desempenho dos alunos se sobressai a participação escolar, elaboraram uma resposta aos questionamentos levantados pelos estudos desenvolvidos por Coleman (1966) e Jencks (1972), quais sejam: “[...] *do a child’s experiences at school have any effect; does it matter which schools he goes to; and which are the features of school that matters?*” (Rutter et al., 1979:1). Tais investigações não negam a incapacidade das escolas em prover um ensino de qualidade equitativo e a implicação da origem social, cultural e econômica nos resultados escolares, mas ventila o provável impacto dos “fatores” e das “variáveis” no sucesso e no desempenho escolar (*e.g.*, Plowden, 1967; Woodhall, 1967; Jensen, 1969; Bernstein,

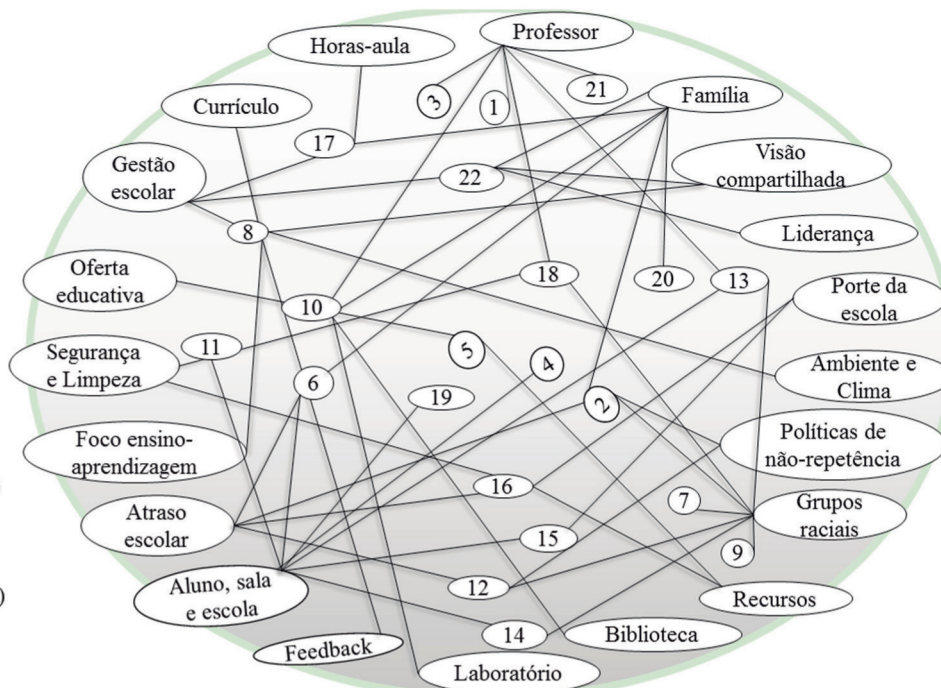
1970; Jencks, 1972). Nesse sentido, a escola passou a ser compreendida não como um local que reproduz a origem social e cultural do aluno, mas como uma instituição onde são (re)inventados culturas, costumes, práticas, debates, polêmicas, currículos, políticas, subjetividades (e.g., Anyon, 1981; Hall e Sandler, 1982; Apple, 1982; Everhart, 1983; Weis, 1988; Fine, 1991).

No bojo deste movimento mundial em torno da gestão, da função, da qualidade, da equidade e do desempenho da instituição escolar, contemporaneamente, acadêmicos do Brasil e do mundo procuraram abranger empiricamente elementos que provavelmente colaborariam com maior ênfase para a construção de escolas mais eficazes e adequadas à modernidade (e.g., Willms e Somers, 2001; Albernaz, Ferreira e Franco, 2002; Soares, 2002; Soares 2005; Rivkin, Hanushek e Kain, 2005; Soares e Andrade, 2006; Sobreira e Campos, 2008; Alves e Soares, 2013).

Com base na análise de pesquisas e revisões literárias, classificadas como relevantes pelo *Google scholar*, resumam-se na figura 1 variáveis relacionadas com as escolas capazes de promover um processo de ensino-aprendizagem de qualidade e equitativo para seus estudantes. A figura 1 não distingue, entre as pesquisas, o “nível de escolaridade”, a “unidade de análise” e a “população estudada”, dado que almeja apenas mapear fatores, apontados pela literatura, associados com o sucesso escolar. Apesar disso, há de se considerar as minúcias sobre o método, os resultados e a discussão em torno dessas variáveis, caso as investigações e revisões da figura 1 sejam empregadas para formular conclusões, bem como para comparar resultados e análises.

FIGURA 1 VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DO DESEMPENHO DOS ESTUDANTES

- 1-Rivkin et al. (2005)
- 2-Ortigão et al. (2013)
- 3-Bennett et al. (1976)
- 4-Gremaud et al. (2007)
- 5-Byrne et al. (1975)
- 6-Soares et al. (2012)
- 7-Rist (1973)
- 8-Sammons et al. (1995)
- 9-Soares; Alves (2003)
- 10-Biondi et al. (2007)
- 11-Soares et al. (2006)
- 12-Ferrão et al. (2002)
- 13-Licínio et al. (2002)
- 14-Soares (2005)
- 15-Alves; Soares (2013)
- 16-Ferrão et al. (2001)
- 17-Menezes-Filho (2007)
- 18-Albernaz et al. (2002)
- 19-Franco et al. (2001)
- 20-Plowden (1967)
- 21-Hanushek et al. (2006)
- 22-Rutter et al. (1979)



Fonte: Elaborada pelos autores.

A Prova Brasil de 2013 proporciona informação do “contexto” da escola — (1) nível socioeconômico e (2) formação docente² — que realizou a avaliação, em conjunto com as notas das escolas públicas brasileiras. Contudo, as notas da Prova Brasil de 2013 são apresentadas (nominalmente, por escola) em conjunto com indicadores sobre o contexto escolar sem que as equiprováveis relações entre “desempenho” e “circunstância” escolar sejam descritas. Logo, a começar da figura 1, o presente estudo buscou no Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) outras variáveis sobre o “contexto” escolar para enriquecer a análise proposta, que são:³ (1) média de alunos por turma; (2) média de horas-aula diária; (3) taxas de distorção idade-série; (4) taxas de rendimento; (5) regularidade do corpo docente; (6) esforço docente; (7) complexidade de gestão da escola.

De tal modo, o objetivo geral deste artigo é analisar e descrever a relação entre a nota da Prova Brasil de 2013 dos alunos dos anos finais do ensino fundamental das escolas estaduais capixabas e os indicadores contextuais dessas escolas apresentados pelo Inep. Esse objetivo é perseguido, uma vez que é imperativo analisar em que medida este “contexto” associa-se ao “desempenho” das escolas da rede estadual do ES.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Para analisar as notas obtidas na Prova Brasil do ano de 2013 pelos alunos dos anos finais do ensino fundamental das escolas estaduais capixabas, foi desenvolvida pesquisa descritiva, de corte transversal, utilizando-se de estratégias quantitativas (Creswell, 2010).

Para estimar prováveis determinantes das notas obtidas na Prova Brasil de 2013 foram empregados indicadores do “contexto” no qual cada uma das organizações escolares desenvolveu o trabalho educativo, que emergiram da fundamentação teórica (seção 2). No quadro 1 mostram-se as definições constitutivas e operacionais (escore obtido a partir da escala aplicada) das variáveis.

QUADRO 1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO INICIAL DE PESQUISA

| Variáveis | | | | Descrição |
|------------|-------------------------------|-----|---------------------|--|
| Dependente | Notas na Prova Brasil de 2013 | NPB | Intervalar (0 a 10) | Média da proficiência em língua portuguesa e matemática padronizada para um intervalo de 0 a 10. A nota da escola corresponde à média das notas dos discentes. |

Continua

² O formato de apresentação do desempenho e do contexto escolar por escola na Prova Brasil de 2013 pode ser acessado no sítio: <<http://sistemasprovabrazil.inep.gov.br/provaBrasilResultados>>.

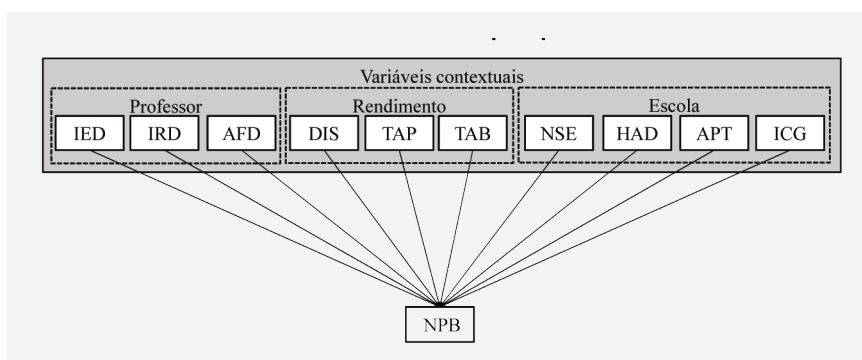
³ Bases de dados referentes ao ano 2013 coletadas no sítio: <<http://INEP.gov.br/web/guest/home>>.

| Variáveis | | | Descrição | |
|---|---|-----|--------------------|--|
| Independentes (contexto escolar da nota na Prova Brasil de 2013) | Alunos por turma | APT | Rácio | Número médio que corresponde à divisão do número de matrículas pelo número de turmas da escola. |
| | Horas-aula diária | HAD | Rácio | Número médio de horas-aula diária. |
| | Taxa de distorção idade-série | DIS | Rácio | Taxas de distorção idade-série. |
| | Taxa de aprovação | TAP | Rácio | Taxa de aprovação dos discentes. |
| | Taxa de abandono | TAB | Rácio | Taxa de abandono dos discentes. |
| | Indicador de regularidade do corpo docente | IRD | Intervalar (0 a 5) | Observação da permanência dos professores nas escolas. Quanto mais próximo de 0, mais irregular é o vínculo do professor com a escola; quanto mais perto de 5, mais regular. |
| | Indicador de esforço docente | IED | Rácio | Percentual de docentes por nível de esforço. As características consideradas para mensurar o nível de esforço são: número de escolas, turnos, alunos e etapas que o professor leciona. As escolas são classificadas do nível 1 (até 25 alunos, um único turno, escola e etapa) ao nível 6 (mais de 400 alunos, nos três turnos, em duas/três escolas e etapas). Utiliza-se como variável explicativa a soma dos percentuais dos níveis 4, 5 e 6. |
| | Indicador de complexidade de gestão da escola | ICG | Intervalar (1 a 6) | Características consideradas para mensurar o ICG: porte das escolas; número de turnos, etapas e modalidades oferecidas. O nível 1 representa a menor complexidade de gestão escolar, enquanto o nível 6, a maior. |
| | Nível socioeconômico dos discentes | NSE | Rácio | Média aritmética simples da medida de NSE dos alunos, num intervalo definido com base em bens domésticos, renda, contratação de serviços e nível de escolaridade da família, a fim de possibilitar a visão geral do padrão de vida dos alunos. |
| | Adequação de formação docente | AFD | Rácio | Vai do grupo 1 (licenciatura ou bacharelado com complementação pedagógica na disciplina que leciona) ao grupo 5 (não possui curso superior). Considera-se como variável explicativa o percentual de disciplinas, em cada etapa, ministradas por professores do nível 1. |

Fonte: Elaborado pelos autores.

A fim de tornar mais clara a problematização da pesquisa, mostra-se o desenho esquemático do estudo (figura 2).

A população da pesquisa é composta por 497 escolas estaduais, urbanas e rurais, dos 78 municípios capixabas. No Brasil, a Constituição Federal de 1988 e a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB) de 1996 preveem que a educação nacional deve ser organizada por meio de “sistemas de ensino”, segundo a dependência política e administrativa. Logo, a presente pesquisa oferece informações úteis para que gestores públicos da rede estadual de educação do ES possam elaborar, implementar e avaliar leis, políticas e planos educacionais.

FIGURA 2 MODELO INICIAL DE PESQUISA

Fonte: Elaborada pelos autores.

Igualmente, nossa pesquisa foi motivada pela intensificação da política de fechamento de turmas e escolas no ES, praticada com base no argumento de que há crescente queda demográfica e evasão escolar (Arpini, 2016). Entretanto, a ótica econômica e demográfica empregada para fechar turmas e escolas em razão da baixa densidade de alunos não faz sentido na presença de evasão escolar. Na ausência de políticas públicas educacionais estaduais massivas de redução de abandono e de reintegração dos egressos, fechar escolas e turmas significa aceitar o fracasso do sistema estadual de ensino do ES.

Consultando a plataforma online de acesso aos dados educacionais brasileiros (QEdu),⁴ constatou-se que em 2010 eram 552 escolas estaduais no ES (QEdu, 2016a) e, em 2014, apenas 492 escolas (QEdu, 2016b). O fechamento de escolas estaduais se intensificou em 2015, levando a protestos, reportagens, estudos e pareceres de especialistas e autoridades políticas. Em 2016, uma Ação Civil Pública do Ministério Público do Espírito Santo (MPES) questionou o fechamento das escolas estaduais, com pedido de antecipação de tutela, contra o estado do Espírito Santo.

Outrossim, o baixo desempenho na Prova Brasil de 2013 dos alunos dos anos finais do ensino fundamental da rede estadual capixaba (14% matemática e 26% português no 9º ano), em comparação com os anos iniciais (39% matemática e 46% português no 5º ano), originou o recorte da pesquisa sobre as notas dos alunos do 9º ano. Além disso, o mesmo fenômeno ocorre nacionalmente: enquanto 12% dos alunos aprenderam o “adequado” em matemática e 25% em português no 9º ano, 42% dos alunos aprenderam o adequado em matemática e 47% em português no 5º ano na Prova Brasil de 2013. Para tanto, nos anos finais a média das notas das escolas estaduais capixabas fica abaixo da média nacional. Por tudo isso, inquire-se a respeito de prováveis determinantes desse baixo desempenho na Prova Brasil de 2013 dos alunos dos anos finais do ensino fundamental do sistema de ensino do ES.

A coleta de dados foi realizada no site do Inep entre setembro e dezembro de 2015. Os dados mais recentes quando da coleta eram relativos ao ano de 2013. Esclarece-se que a consulta pública às notas da Prova Brasil, diferentemente dos dados das variáveis independentes, teve que ser consultada escola por escola. O procedimento foi realizado manualmente com base no código das 497 escolas estaduais capixabas.

⁴ Disponível em: <www.qedu.org.br>.

Para entender as relações existentes entre as variáveis “contextuais” e o “desempenho” na Prova Brasil de 2013 dos alunos dos anos finais do ensino fundamental das escolas da rede estadual capixaba, utilizou-se a regressão linear múltipla. Acrescenta-se que para seleção de variáveis do modelo de regressão foi utilizado o método *stepwise*; estratégia geralmente escolhida para estudos descritivos, nos quais o objetivo é de apenas descrever relacionamentos pouco conhecidos entre variáveis, e não em explicá-los, devido à ausência de uma teoria consistente sobre os fenômenos estudados e de apoio empírico; ou quando existe um elevado número de possíveis variáveis independentes, quando convém saber quais são as variáveis relevantes.

No método *stepwise* somente são incorporadas variáveis que contribuam de forma significativa no ajuste do modelo de regressão. A contribuição de cada variável é estabelecida contrastando, a partir das correlações parciais, a hipótese de independência entre essa variável e a variável dependente. Neste estudo, a regra para entrada e remoção de variáveis ao modelo foi assim estabelecida: entrada $p\text{-value} < 0,05$ e saída $p\text{-value} > 0,10$.

Ressalta-se que foi efetuada a validação dos pressupostos assumidos pelo modelo de regressão linear múltipla por meio da aplicação de testes quanto à independência do termo de perturbação estocástico (teste de Durbin-Watson), homocedasticidade do termo de perturbação estocástico (teste de Breusch-Pagan), normalidade da distribuição do termo de perturbação estocástico (teste de Kolmogorov-Smirnov) e ausência de multicolinearidade entre as variáveis independentes (*variance inflation factor* — VIF e *condition index*). E, também, que foi verificado o tamanho do efeito da regressão múltipla pelo índice f^2 de Cohen.

No processamento dos dados foram utilizados os softwares SPSS 20 (testes de validação dos pressupostos⁵ e regressão linear múltipla) e GPower 3.1 (poder estatístico do teste e índice f^2 de Cohen).

Os dados coletados no site do Inep revelaram que das 497 escolas capixabas, para 249 (localizadas em 71 dos 78 municípios) havia dados relativos às notas na Prova Brasil dos anos finais do ensino fundamental. Dessas, para 244 escolas havia dados para todas as variáveis independentes consideradas neste estudo (quadro 1). Optou-se por formar uma amostra com base nesse critério, em vez de recorrer a técnicas de tratamento de *missing values*, pois a amostra representa 98% do total de escolas do recorte do estudo (anos finais do ensino fundamental).

4. RESULTADOS

Antes de iniciar os procedimentos de extração de medidas, faz-se a caracterização das variáveis do estudo, a fim de ampliar o entendimento dos resultados (tabela 1).

As notas na Prova Brasil (NPB) dos anos finais do ensino fundamental das escolas estaduais que compõem a amostra são pouco dispersas ($CV = 12,4\%$). A dispersão em torno da média das 10 variáveis independentes pode ser considerada de baixa a moderada, à exceção da variável TAB, cuja dispersão é bastante alta ($CV = 100,9\%$), denotando perfil altamente heterogêneo das escolas em relação à taxa de abandono escolar.

⁵ Esclarece-se que no processamento do teste de Breusch-Pagan foi utilizado macro escrito por Ahmad Daryanto especificamente para sintaxe do programa SPSS.

TABELA 1 ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS DO MODELO INICIAL DE PESQUISA

| Variável | Média | Desvio-padrão |
|----------|---------|---------------|
| NPB | 4,9229 | 0,61039 |
| DIS | 30,0836 | 9,70118 |
| IRD | 2,5692 | 0,50387 |
| ICG | 5,0943 | 0,95330 |
| IED | 76,5385 | 12,86872 |
| TAP | 82,2430 | 10,33242 |
| TAB | 3,2275 | 3,25565 |
| AFD | 37,7898 | 13,95934 |
| HAD | 5,0996 | 0,41796 |
| APT | 26,6705 | 4,47631 |
| NSE | 47,2100 | 2,72890 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

De outro modo, a análise da correlação (tabela 2) apontou que, das 10 variáveis independentes estudadas, cinco não possuem correlações estatisticamente significativas, ao nível de 0,05 com a variável dependente.

TABELA 2 MATRIZ DE CORRELAÇÃO DE PEARSON

| Variáveis | NPB | DIS | IRD | ICG | IED | TAP | TAB | AFD | HAD | APT | NSE |
|-----------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|--------|---------------|----------------|-----|
| NPB | 1 | | | | | | | | | | |
| DIS | -0,331** | 1 | | | | | | | | | |
| IRD | 0,392** | -0,329** | 1 | | | | | | | | |
| ICG | -0,019 | 0,167** | 0,040 | 1 | | | | | | | |
| IED | 0,099 | 0,047 | -0,068 | 0,184** | 1 | | | | | | |
| TAP | 0,225** | -0,483** | 0,039 | -0,181** | -0,149* | 1 | | | | | |
| TAB | -0,259** | 0,460** | -0,074 | 0,079 | 0,112* | -0,502** | 1 | | | | |
| AFD | 0,035 | -0,057 | -0,032 | 0,034 | 0,012 | 0,021 | -0,020 | 1 | | | |
| HAD | 0,005 | -0,029 | -0,013 | -0,260** | -0,433** | 0,101 | -0,037 | -0,001 | 1 | | |
| APT | -0,153** | 0,003 | -0,172** | 0,127* | -0,035 | -0,091 | -0,011 | 0,022 | -0,042 | 1 | |
| NSE | 0,013 | 0,111* | -0,217** | -0,097 | -0,049 | -0,054 | -0,125* | 0,016 | 0,139* | 0,322** | 1 |

* Estatisticamente significativa ao nível 0,01.

** Estatisticamente significativa ao nível 0,05.

Fonte: Elaborada pelos autores.

O exame da correlação (tabela 2) leva à identificação de cinco variáveis independentes como candidatas ao modelo de regressão: DIS ($r = 0,331$, $p\text{-value} < 0,05$), IRD ($r = 0,392$, $p\text{-value} < 0,05$), TAP ($r = 0,225$, $p\text{-value} < 0,05$), TAB ($r = -0,259$, $p\text{-value} < 0,05$) e APT ($r = -0,153$, $p\text{-value} < 0,05$), uma vez que as demais não possuem correlações estatisticamente significativas com a variável dependente (NPB). Essa considerável redução reforça a decisão de usar o procedimento de estimação *stepwise*. Além disso, há poucas correlações estatisticamente significativas entre as variáveis independentes, e todas (à exceção da relação entre TAP e TAB) podem ser classificadas como baixa ($0,1 < r \leq 0,3$) ou moderada ($0,3 < r \leq 0,5$), pelo critério de Miles e Shevlin (2001), o que reforça a escolha desse conjunto de preditores.

Acrescenta-se que não se observou correlação estatisticamente significativa entre o Nível Socioeconômico dos Discentes (NSE) e a Nota na Prova Brasil (NPB), como se esperava inicialmente, em razão de outros achados (e.g., Alves e Soares, 2013). Talvez a forma como essa variável foi operacionalizada (pelo próprio Inep), num intervalo de *clusters* definidos com base numa escala múltipla a partir de diferentes atributos (bens domésticos, renda, contratação de serviços e nível de escolaridade da família), não tenha permitido capturar uma associação estatisticamente significativa a partir dos dados utilizados pela presente pesquisa, que representam o nível hierárquico “escola”. Estudos têm sugerido que indicadores vinculados ao construto NSE impactam (positiva/negativamente) o desempenho dos alunos em avaliações nacionais aplicadas em larga escala, mas talvez o construto em si, tal como foi operacionalizado, não tenha permitido capturar associações presentes entre seus indicadores e nossa variável dependente (NPB). Por se tratar de um trabalho vinculado aos estudos organizacionais, privilegiaram-se os dados relativos à organização escolar, e não se analisou o nível hierárquico “alunos”. Ao trabalhar com a nota média da escola na Prova Brasil em relação às variáveis contextuais e organizacionais, e não com as notas individualizadas de estudantes identificados por “gênero”, “cor” e/ou “raça”, não foi possível analisar as diferenças entre os grupos “sociais” nas escolas em relação com o desempenho em avaliações educacionais aplicadas em larga escala (e.g., Soares e Alves, 2003). Contudo, ao privilegiar o nível hierárquico “organizacional”, foi possível realçar novas correlações entre variáveis independentes da “escola” e do “contexto escolar” (em especial no que diz respeito ao “docente”) com o rendimento dessas organizações educacionais na Prova Brasil de 2013.

A variável independente com maior intensidade de relação com a variável dependente é IRD. De fato, entre as oito escolas com o melhor IRD, seis obtiveram notas na Prova Brasil de 2013 superiores à média, enquanto, das oito escolas com os piores índices de regularidade docente, seis tiveram nota abaixo da média na mesma avaliação. Entretanto, em nenhuma variável se observou forte correlação ($r > 0,5$).

Entre as variáveis independentes, apenas a associação estatisticamente significativa entre as variáveis TAP e TAB é classificada como forte ($r = -0,502$; $p\text{-value} < 0,05$). Essa relação é esperada, uma vez que ambas compõem, em associação com as estatísticas de reprovação (que não foi integrada ao rol de variáveis independentes devido a sua correlação negativa perfeita com a variável TAP), a taxa de rendimento escolar (figura 2). Para a construção do melhor modelo de regressão foi utilizado o método *stepwise*. Como se observa na tabela 3, foram sugeridos quatro modelos por meio desse método, sendo o modelo 4 aquele com maior poder de explicação (R^2 ajustado = 0,233).

TABELA 3 RESUMO DOS MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA — MÉTODO STEPWISE

| Modelo | Preditores | R | R ² | R ² ajustado | Erro-padrão da estimativa |
|--------|---------------------------------|-------|----------------|-------------------------|---------------------------|
| 1 | (constante), IRD | 0,392 | 0,153 | 0,150 | 0,56278 |
| 2 | (constante), IRD, TAB | 0,454 | 0,207 | 0,200 | 0,54597 |
| 3 | (constante), IRD, TAB, IED | 0,479 | 0,229 | 0,220 | 0,53914 |
| 4 | (constante), IRD, TAB, IED, TAP | 0,495 | 0,245 | 0,233 | 0,53462 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para melhor avaliação dos resultados, faz-se a verificação dos pressupostos assumidos pelo modelo de regressão linear múltipla.

Na tabela 4 apresentam-se os resultados da VIF, para validação da ausência de multicolinearidade entre os regressores; e do *condition index*, para avaliação de problemas de colinearidade conjunta.

TABELA 4 VALIDAÇÃO DOS PRESSUPOSTOS — REGRESSORES

| Modelo | Multicolinearidade | | | |
|--------|--------------------|-------|----------|-----------------|
| | Variável | VIF | Dimensão | Condition Index |
| 1 | (constante) | | 1 | 1,000 |
| | IRD | 1,000 | 2 | 10,316 |
| 2 | (constante) | | 1 | 1,000 |
| | IRD | 1,006 | 2 | 2,559 |
| | TAB | 1,006 | 3 | 11,964 |
| | (constante) | | 1 | 1,000 |
| 3 | IRD | 1,009 | 2 | 2,889 |
| | TAB | 1,017 | 3 | 10,208 |
| | IED | 1,016 | 4 | 18,977 |
| | (constante) | | 1 | 1,000 |
| | IRD | 1,009 | 2 | 3,119 |
| 4 | TAB | 1,345 | 3 | 11,458 |
| | IED | 1,028 | 4 | 14,822 |
| | TAP | 1,353 | 5 | 33,636 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

A VIF denota ausência de multicolinearidade ($VIF < 5$), de acordo com critério sugerido por Gujarati (2000). Entretanto, o *condition index* indicou que no modelo 4 as variáveis apresentariam problemas de colinearidade se ficassem juntas, também conforme proposto por Gujarati (2000), para quem valores acima de 30 implicam multicolinearidade severa. Isso pode ser explicado pela forte correlação estatisticamente significativa entre as variáveis TAB e TAP (tabela 2), que compõe o construto rendimento (figura 2), de forma que a introdução da variável TAP amplifica os efeitos da multicolinearidade, reduzindo a contribuição da variável TAB ao modelo de regressão.

Por essa razão, entende-se que o modelo mais eficiente é o modelo 3, pois o valor de R^2 ajustado aumenta e se reduz o erro-padrão da estimativa (tabela 3), sem aumentar a colinearidade conjunta a níveis acima do patamar aceito (tabela 4). Além disso, o efeito preditivo incremental da variável TAP sobre a variável dependente (controlando-se as outras variáveis independentes do modelo 3) é de apenas 1,6% [$r^2 \times (1 - R^2)$]. Ou seja, o modelo 4 aumentou o R^2 em relação ao modelo 3 em apenas 1,6%.

Dando seguimento à verificação dos pressupostos assumidos pelo modelo de regressão linear múltipla, mostram-se resumidamente na tabela 5, considerando o modelo 3, os testes de Breusch-Pagan, para validação da homocedasticidade do termo de perturbação estocástico; de Durbin-Watson, para validação da independência do termo de perturbação estocástico; e de Kolmogorov-Smirnov, para validação da normalidade da distribuição do termo de perturbação estocástico.

TABELA 5 VALIDAÇÃO DOS PRESSUPOSTOS — TERMO DE PERTURBAÇÃO ESTOCÁSTICO

| Homocedasticidade | | Independência | Normalidade | |
|-------------------|-------|---------------|--------------------|------|
| Breusch-Pagan | | Durbin-Watson | Kolmogorov-Smirnov | |
| LM | Sig. | D | Estatística | Sig. |
| 0,662 | 0,882 | 1,965 | 0,031 | 0,2 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Obteve-se o valor 1,965 para a estatística de Durbin-Watson. Na tabela de valores críticos d_L e d_U do teste de Durbin-Watson utilizada não há valores para $n = 244$; consideraram-se, então, os valores aproximados para $n = 240$, com um nível de significância de 0,05. Como d_U $1,8053 < 1,965 < 2,1947$ $4 - d_U$, não há evidência para rejeitar a hipótese nula. Assim, assume-se que o termo de perturbação estocástico é independente. Ainda em relação à tabela 5, o teste de Kolmogorov-Smirnov não permite rejeitar a hipótese nula de normalidade da distribuição do termo estocástico ($p\text{-value} = 0,2$), do que se pode assumir o pressuposto de normalidade; e o teste de Breusch-Pagan não permite rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade do termo de perturbação estocástico ($p\text{-value} = 0,882$).

Retomando a tabela 3, as variáveis índice de regularidade docente (IRD), taxa de abandono (TAB) e índice de esforço docente (IED) (modelo 3) obtiveram um grau de associação de 47,9% com a variável nota da Prova Brasil (NPB) — ou seja, a correlação múltipla entre a variável dependente e o escore preditor. Por sua vez, o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado) de 0,22 mostra que 22% das variações na nota da Prova Brasil são explicadas pela variação conjunta das variáveis

escolhidas pelo modelo 3. Desse modo, comparando os modelos sugeridos, vê-se que o modelo 4 tem maior efeito preditor, pois apresenta coeficiente de determinação ajustado maior que os demais modelos, mas, em razão do problema de colinearidade conjunta (tabela 4), escolhe-se o modelo 3.

Ressalta-se que, apesar de que o coeficiente de determinação ajustado possa parecer baixo (R^2 ajustado = 0,22), na aplicação em casos práticos de análise de regressão múltipla em ciências sociais é comum encontrar valores dessa ordem. Por exemplo, os estudos de Mazulo (2015) e de Alves e Soares (2013), que obtiveram, respectivamente, R^2 ajustado = 0,219 e 0,31. Além disso, considerando que existem outras variáveis não previstas no modelo inicial de pesquisa que poderiam interferir nos resultados, pode-se advogar que os achados do estudo são importantes elementos para o entendimento da questão de pesquisa levantada e contribuirão para futuros estudos. Em seguida, por meio da análise Anova (tabela 6), que fornece o teste estatístico para o ajuste geral do modelo em termos da razão F, verifica-se que há evidências que permitem rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente de determinação seja igual a zero. Logo, pelo menos uma das variáveis independentes exerce influência sobre a nota da Prova Brasil ($\exists \beta_j \neq 0$). Portanto, atesta-se a significância estatística do modelo. Ou, em outras palavras, o uso das variáveis IRD, TAB e IED reduz o erro quadrado que ocorreria se fosse usada apenas a média da variável NPB para prever a variável dependente em $23\% \left(\frac{20,776}{90,537} \right)$, e tal redução é considerada estatisticamente significativa com uma razão F de 23,825 e um nível de significância de 0,000.

TABELA 6 ANOVA

| Modelo | | | Soma dos quadrados | df | Quadrado médio | F | Sig. |
|--------|---------------------------------|-----------|--------------------|-----|----------------|--------|-------|
| 1 | (constante), IRD | Regressão | 13,890 | 1 | 13,890 | 43,856 | 0,000 |
| | | Resíduo | 76,647 | 242 | 0,317 | | |
| | | Total | 90,537 | 243 | | | |
| 2 | (constante), IRD, TAB | Regressão | 18,699 | 2 | 9,350 | 31,365 | 0,000 |
| | | Resíduo | 71,838 | 241 | 0,298 | | |
| | | Total | 90,537 | 243 | | | |
| 3 | (constante), IRD, TAB, IED | Regressão | 20,776 | 3 | 6,925 | 23,825 | 0,000 |
| | | Resíduo | 69,761 | 240 | 0,291 | | |
| | | Total | 90,537 | 243 | | | |
| 4 | (constante), IRD, TAB, IED, TAP | Regressão | 22,226 | 4 | 5,556 | 19,440 | 0,000 |
| | | Resíduo | 68,312 | 239 | 0,286 | | |
| | | Total | 90,537 | 243 | | | |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na tabela 7 podem-se verificar os coeficientes padronizados (Beta) das variáveis presentes na construção do modelo de regressão linear múltipla.

TABELA 7 COEFICIENTES

| Modelo | | Coeficientes de regressão | | | Significância estatística | |
|--------|-------------|---------------------------|-------------|--------|---------------------------|-------|
| | | B | Erro-padrão | Beta | T | Sig. |
| 1 | (constante) | 3,704 | 0,188 | | 19,746 | 0,000 |
| | IRD | 0,474 | 0,072 | 0,392 | 6,622 | 0,000 |
| 2 | (constante) | 3,897 | 0,188 | | 20,705 | 0,000 |
| | IRD | 0,454 | 0,070 | 0,375 | 6,510 | 0,000 |
| | TAB | -0,043 | 0,011 | -0,231 | -4,017 | 0,000 |
| 3 | (constante) | 3,324 | 0,284 | | 11,715 | 0,000 |
| | IRD | 0,465 | 0,069 | 0,384 | 6,742 | 0,000 |
| | TAB | -0,046 | 0,011 | -0,248 | -4,331 | 0,000 |
| | IED | 0,007 | 0,003 | 0,153 | 2,673 | 0,008 |
| | (constante) | 2,513 | 0,457 | | 5,500 | 0,000 |
| 4 | IRD | 0,466 | 0,068 | 0,384 | 6,808 | 0,000 |
| | TAB | -0,033 | 0,012 | -0,175 | -2,688 | 0,008 |
| | IED | 0,008 | 0,003 | 0,167 | 2,923 | 0,004 |
| | TAP | 0,009 | 0,004 | 0,147 | 2,252 | 0,025 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

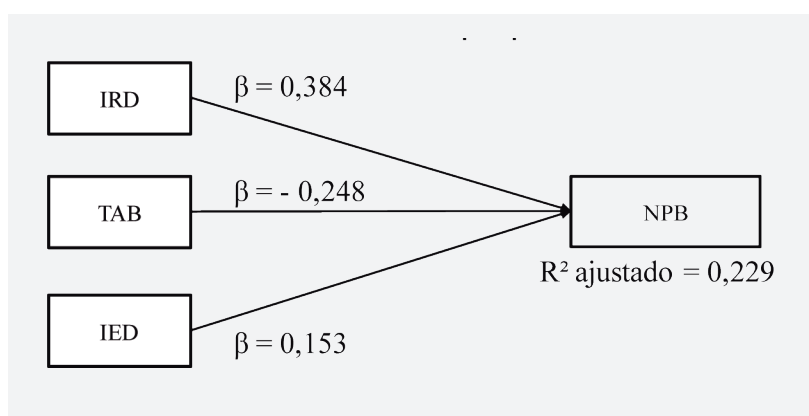
Analisando os pesos beta das variáveis (coeficientes de regressão padronizados), é de particular interesse o sinal invertido da variável TAB, sugerindo que um aumento sobre essa variável tem um impacto negativo sobre a nota da Prova Brasil, o que já se observou ao se analisar a correlação biviariada (tabela 2) e o sinal positivo da variável IED, pois intuitivamente espera-se que, quanto menor o esforço docente, maior a nota da Prova Brasil. Apesar de a colinearidade conjunta poder ser classificada como moderada ($10 \leq \text{condition index} \leq 30$), a inclusão da variável IED no modelo 3 aumentou o *condition index* de 10,208 para 18,977 (tabela 4), de forma que se pode atribuir a inversão do sinal da variável IED à multicolinearidade.

Observa-se também (tabela 7) que os pesos beta das variáveis, apesar de não serem grandes, têm impacto substancial no modelo de regressão geral e são estatisticamente significantes, pois por meio do teste t pode-se rejeitar, com nível de significância de 0,05, a hipótese de que os coeficientes são iguais a zero.

Os pesos beta (expressos numa escala padronizada) representam um meio de avaliar a importância relativa das variáveis individuais na previsão geral da Nota Brasil. A variável mais relevante foi IRD,

seguida de TAB e IED. É difícil classificar as variáveis como elevadas ou baixas; porém, a observação da magnitude relativa indica que a regularidade docente (IRD) exibe um efeito mais marcante (2,5 vezes a mais) do que o esforço docente (IED), por exemplo. Assim, uma vez que a regularidade do corpo docente pode ser aumentada unicamente pela permanência dos professores numa mesma escola, ela representa a forma mais direta, *coeteris paribus*, de aumentar a nota na Prova Brasil. Não se pode assumir uma relação de causa e efeito, porém escolas com maiores níveis de regularidade docente tiveram maiores notas na Prova Brasil. Pode-se, também, apresentar os resultados da regressão linear múltipla diagramaticamente (figura 3).

FIGURA 3 MODELO FINAL DE PESQUISA



Fonte: Elaborada pelos autores.

Em seguida calculou-se o tamanho do efeito, a fim de verificar o poder de estatística da regressão múltipla. Pelo critério de classificação proposto por Cohen (1988) para regressão, o tamanho do efeito é considerado médio ($f^2 = 0,30$). Em seguida calculou-se o poder de estatística do teste. Assumindo o nível de significância de 0,05, o poder de estatística foi aproximadamente 1,00, indicando baixíssima probabilidade de erro do tipo II. Como explicam Hair e colaboradores (2009), em regressão múltipla, poder de estatística se refere à probabilidade de detectar como estatisticamente significativo um nível específico de coeficiente de determinação ou de regressão para um dado tamanho da amostra e nível de significância. Por exemplo, considerando o nível de significância estatística de 5% e poder de 80%, uma amostra de 250 observações detectaria valores R^2 maiores ou iguais 6% (Hair et al., 2009).

Por fim, quanto à generalização dos resultados, o exame do R^2 ajustado revela pouca perda no poder preditivo quando comparado com o valor do R^2 (0,229 e 0,220, respectivamente — tabela 3), o que sugere uma falta de superajuste. Além disso, com três variáveis no modelo, atende-se o número mínimo do tamanho da amostra segundo a proporção de 50 observações por variáveis na variável estatística ($n = 244$). De acordo com critério proposto por Hair e colaboradores (2009), o nível recomendado, pela proporção entre observações e variáveis independentes na variável estatística, para generalização dos resultados em regressão múltipla, usando procedimento *stepwise*, é de ao menos

50 para 1, porque essa técnica seleciona apenas as relações mais fortes dentro do conjunto de dados e sofre maior tendência para se tornar específica da amostra.

Por tudo isso se assume que os resultados não sejam específicos da amostra usada na estimação, mas generalizáveis à população — ainda que não se tenha podido, por limitação no conjunto de dados, proceder a uma validação direta pela avaliação de correspondência de resultados de outra amostra da população. Essa assunção é reforçada por se tratar de modelo estabelecido a partir de amostra que representa 98% das escolas para as quais havia dados referentes às notas na Prova Brasil dos anos finais do ensino fundamental.

5. DISCUSSÃO

O índice de regularidade docente (IRD), que diz respeito à permanência dos professores nas escolas, é a variável explicativa mais relevante de nosso modelo. O índice de esforço docente (IED), outra variável independente do modelo, igualmente pode ser associado ao “efeito professor” no desempenho das escolas estaduais do ES na Prova Brasil de 2013.

Para Rivkin, Hanushek e Kain (2005), o efeito professor importa ainda mais quando esses profissionais têm mais de três anos de experiência. Hanushek e Rivkin (2006), similarmente, apontam que professores têm o potencial de contribuir com o aprendizado dos estudantes. Para Albernaz, Ferreira e Franco (2002), a formação do professor impacta o aprendizado dos estudantes. Soares (2005) identificou que grande parcela da variabilidade dos resultados de seu estudo sobre proficiência é devida à turma, que abrange o “efeito professor”, assim como à escola. Santos (2002), amparado no trabalho de Paiva, Junqueira e Muls (1997), aponta que se deve considerar que muitos professores estão apáticos e desinteressados, dado que não conseguem pagar suas próprias passagens de ônibus, têm a autoridade em declínio e submetida ao traficante da região onde se encontra a escola. Para esses autores, é imperativo que se realize uma avaliação não apenas quantitativa, mas que considere as relações sociais locais — o que daria significado à construção de políticas públicas.

Um contraponto aos resultados do presente estudo é oferecido por Menezes-Filho (2007:15), que afirma que “[...] nem o tempo na escola, nem o fato de lecionar em mais de uma escola afeta o desempenho dos alunos”. Por outro lado, Biondi e Felício (2007) identificaram que a ausência de rotatividade e a experiência em sala de aula afetam positivamente, em pesquisa sobre os determinantes do desempenho de estudantes em matemática dos anos iniciais do fundamental da rede pública.

A propósito da variável explicativa taxa de abandono (TAB), há igualmente uma literatura dedicada a analisar o fluxo escolar, o acesso da população à escola, a evidenciar a “pedagogia da repetência” e a questionar indicadores educacionais (Teixeira de Freitas, 1947; Fletcher, Ribeiro e Costa, 1988; Klein e Ribeiro, 1991, 1995; Fletcher e Castro, 1993). De acordo com Fernandes e Natenzon (2003), que analisam a associação entre a queda do desempenho escolar, observada por meio do *Sistema de Avaliação da Educação Básica* (Saeb) 1995-99, e a redução das taxas de repetência/abandono no período, o desempenho de estudantes do 4º ano do ensino fundamental se reduziu, enquanto o desempenho daqueles com idade apropriada para o 4º ano se elevou. Para esses autores, esse fato evidencia que a correção no fluxo escolar, para o período, associa-se a um pior desempenho dos estudantes.

Para Menezes-Filho (2007), programas sociais contra o abandono pioram o desempenho das escolas e os contra a repetência impactam positivamente o aprendizado dos estudantes. Em oposição, Ferrão, Beltrão e Santos (2002), ao aplicarem modelos de regressão multinível aos resultados do

Saeb, sugerem que: não há efeito depreciativo da qualidade atribuível às políticas de não repetência; alunos com um nível socioeconômico baixo com promoção automática não têm desempenho inferior; e estudantes com defasagem idade-série aprendem menos que alunos em idade adequada. Esses autores indicam, em consonância com os resultados da presente pesquisa, que o abandono, que leva ao atraso escolar, tem o potencial de prejudicar o desempenho de estudantes.

Ferrão, Beltrão e Santos (2002), igualmente, estudam o impacto de políticas de não repetência na qualidade da educação. Esses autores, a partir de uma revisão dos trabalhos seminais da década de 1950 sobre os malefícios da repetência para o aluno e para a escola, passando pelas propostas de educação continuada na década de 1980, se dedicam a pesquisar a ocorrência (ou não) de um desempenho “diferente” daqueles estudantes que se aproveitam das políticas de não repetência: “[...] os resultados dos modelos sugerem que, no que diz respeito às escolas públicas, a existência do efeito substancialmente depreciativo da qualidade da educação atribuível às políticas de não repetência não foi encontrado” (Ferrão, Beltrão e Santos, 2002:47-48).

Klein e Ribeiro (1991, 1995) igualmente refutam a ideia de que maiores índices de aprovação podem prejudicar o desempenho educacional. Em direção contrária, esses autores sugerem que a principal deficiência da educação básica brasileira é a qualidade da educação e a pedagogia da repetência. Nada obstante, se o aluno deve ser responsabilizado pela baixa qualidade do sistema educacional com reprovação, ocupando possíveis “novas vagas abertas” no ensino fundamental, ou se ele deve ser beneficiado por políticas de “educação continuada”, gerando uma provável “vitimização” do estudante que pode sentir-se desobrigado de aprender/respeitar os professores e a escola, segue como um tema aberto para futuros trabalhos. O que deve ser priorizado? Qualidade ou continuidade? Como demonstram Souza e colaboradores (2012), talvez não se trate de uma opção ou de uma oposição, mas do reconhecimento de que a qualidade da escola efetivamente pode ser entendida como um fator que impacta a (aprovação) continuação nos estudos. Qualidade da escola não se resume ao professor, bem é verdade. Contudo, ações políticas sobre a melhora destas duas variáveis independentes significativas do nosso modelo (IRD e IED) têm o potencial de impactar positivamente a aprovação (motivação, o não abandono, o desempenho) dos estudantes. Em outras palavras, o presente estudo sugere a importância de políticas públicas educacionais massivas de continuidade baseadas na qualidade do ensino da rede. Pois, segundo os dados da pesquisa desses autores, mesmo que a não aprovação venha perdendo força na explicação da evasão escolar, ainda pode ser compreendida como uma barreira para a progressão ideal de alunos e para a inserção desses no ensino médio.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na literatura brasileira, inúmeros outros estudos foram realizados para identificar a relação entre fatores e variáveis ligadas à escola, aos estudantes, às famílias e às notas da Prova Brasil. Alguns estudos, a partir dos dados da Prova Brasil, foram fomentados por organizações como Inep e Ministério da Educação (e.g., Biondi e Felício, 2007), pelo Inep e Banco Mundial (e.g., Parandekar, Oliveira e Amorim, 2008) e pela Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura (Unesco) (e.g., Soares et al., 2012), demonstrando, empiricamente, que as práticas das “escolas” são exploradas por interesses e processos políticos, econômicos, culturais e sociais conexos aos méritos educacionais (Aggleton e Whitty, 1985; Gillborn, 1997; McCarthy, 1990).

O presente estudo colabora com essa rede de pesquisa em torno das avaliações nacionais educacionais aplicadas em larga escala, ao oferecer evidências empíricas, para a rede estadual do ES, sobre o impacto da regularidade docente (IRD), do abandono escolar (TAB) e do esforço docente (IED) no desempenho da Prova Brasil de 2013. Há evidências estatísticas de que a permanência do docente em uma mesma escola impacta positivamente as notas dos alunos na Prova Brasil e que uma taxa de abandono maior (ainda) das escolas estaduais capixabas poderia produzir um efeito contrário.

Logo, entendemos que a política de fechamento de escolas estaduais empreendida pelo Governo do Estado do Espírito Santo tem o potencial de impactar negativamente a taxa de abandono, além de infringir princípios e normas constitucionais e infraconstitucionais, como consta na Ação Civil Pública de 29 de janeiro de 2016 à qual se fez referência na terceira seção.⁶ Essa ação adveio de abaixo-assinado protocolado ao MPES pelos próprios estudantes (Inquérito Civil nº 2015.0034.7269-57). É importante notar que o MPES faz sua representação com base no “processo” de fechamento das escolas e não no possível impacto do fechamento das escolas.

Assim, constitui-se um retrocesso educacional e um descaso do governo do estado com a reversão da crescente taxa de abandono — 61.702 “estudantes” de quatro a 17 anos permaneceram fora da escola no ES em 2014, segundo a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad). Apesar de que em 2005 esse número extrapolava a casa das 100 mil crianças e jovens fora da escola, em 2014 houve uma piora nessa situação, desde que em 2013 eram 51 mil “alunos(as)” fora de sala de aula. Estudantes “fora” da escola são alunos e alunas que “abandonaram” a escola. Logo, os dados levantados pela Pnad corroboram a presente pesquisa, já que demonstram a passividade do estado do Espírito Santo ante os atuais altos índices de abandono escolar; em vez de criar meios para trazer o estudante de volta para a escola, assume-se muito naturalmente que havendo menos estudantes deve haver menos turmas e escolas; o que pode ser observado nas palavras do secretário de Estado de Educação, excelentíssimo senhor Haroldo Rocha:

Não tem fechamento de escola, o que existe é uma organização de matrícula que todo ano acontece, de acordo com a demanda que se identifica em cada região [...]. Nós temos 500 escolas na rede estadual, temos 4 mil salas de aula para atender 370 mil capixabas e atendemos apenas 260 mil. [Arpini, 2016]

Contudo, ignora-se a taxa de abandono (QEdu, 2016c), que implica promover estratégias para conter a evasão escolar, equilibrando oferta e demanda, para usar os termos do excelentíssimo senhor secretário de Estado de Educação, e não o fechamento de escolas.

Para tanto, em vez de limitar nossa contribuição com a indicação do impacto de variáveis explicativas no desempenho de estudantes das escolas estaduais do ES na Prova Brasil de 2013, apresentamos os resultados do estudo à excelentíssima senhora Maria Cristina Rocha Pimentel, promotora de Justiça que moveu a Ação Civil Pública que questionou o fechamento das escolas estaduais contra

⁶ Destaca-se na Ação Civil que o fechamento das escolas se deu sem comunicado prévio às comunidades dessas escolas, o que contraria a Constituição Federal, o Estatuto da Criança e do Adolescente e a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional. A Ação Civil Pública solicita a reabertura das pré-matrículas e matrículas para o ano letivo de 2016 de todos os níveis educacionais ofertados, e que outras escolas da rede estadual de ensino não fechem.

o estado do Espírito Santo. Dessa maneira, oferecemos insumos quantitativos significativos para respaldar a Ação Civil Pública movida pelo MPES contra o fechamento de turmas, turnos e escolas da rede pública estadual, uma vez que a política de fechamento de escolas estaduais empreendida pelo Governo do Estado do Espírito Santo tem o potencial de impactar negativamente a taxa de abandono e, conseqüentemente, o desempenho da Prova Brasil da rede estadual do ES. O presente trabalho contribui, para tanto, com o argumento do MPES que, em si, não foi referenciado como uma espécie de “substituto” da análise empírica empreendida por esta pesquisa.

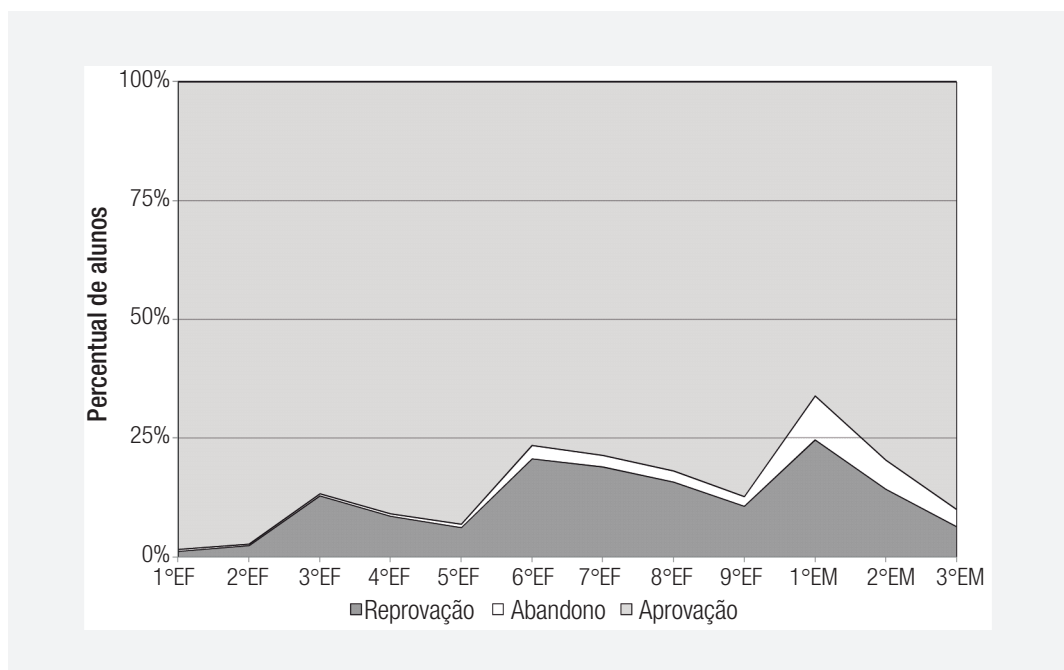
De outro modo, o indicador de complexidade de gestão da escola, mesmo que não incluído no modelo, é amplamente reconhecido pela literatura como um fator que impacta o desempenho escolar (e.g., Lee, Bryk e Ssmith, 1993; Mello, 1994; Menezes-Filho, 2007; Alves e Soares, 2013). Para futuros estudos, talvez seja relevante descrever e especificar melhor os componentes que dão forma ao indicador complexidade de gestão, relacionando o desempenho dos estudantes de uma escola com a existência ou não de: matrículas em tempo integral; turmas multi (alunos de séries e etapas diferentes); auxiliares/monitores/tradutores de libria.

Ressalta-se também que há resultados que se opõem à nossa observação de que o número de horas-aula não impacta o desempenho dos alunos, como é o caso de Menezes-Filho (2007). Esse autor, todavia, chegou a um resultado similar ao nosso, o de que o tamanho da turma não impacta — constatação que não justifica o fechamento de escolas.

Por último, apesar de incontestável o impacto do nível socioeconômico dos estudantes no seu desempenho escolar, conforme anteriormente exposto nas seções 1, 2 e 4, a observação da amostra deste estudo, que compreende apenas escolas com NSE de 2 a 4 (de um total de níveis de 1 a 7) e com dispersão dos dados bastante concentrada em torno da média ($CV = 5,8\%$) — confira tabela 1 —, sugere que essa variável explicativa não impacta significativamente os resultados dos estudantes da rede estadual capixaba na Prova Brasil de 2013, abrindo espaço para que futuras pesquisas busquem outras formas de operacionalizar essa dimensão, como já sugerimos no tópico 4. A educação brasileira oferece inúmeros dados, não apenas no nível hierárquico da escola, mas também de seus estudantes. Os “microdados” da educação brasileira oferecem uma saída para trabalhar as desigualdades do desempenho escolar entre alunos (de diferentes classes sociais, cores, raças), bem como para trabalhar em conjunto os dados nos níveis hierárquicos “estudantes” e “escolas”. Entretanto, o presente estudo optou por oferecer uma visão dos dados no nível hierárquico organizacional, o que é incomum, possibilitando problematizar variáveis contextuais da escola em relação ao docente e ao abandono na rede estadual de ensino do Espírito Santo.

Igualmente, nesta seção, decidimos ampliar a contribuição deste estudo ao mapear e apresentar políticas públicas educacionais da rede estadual do ES que contribuem com: (1) a homogeneização dos dados sobre a taxa de distorção idade-série, a taxa de abandono e a adequação da formação docente da população de escolas da rede estadual do ES estudada (tabela 1); e (2) a melhora dos índices de regularidade e de esforço docente, bem como com a diminuição do abandono (variáveis explicativas relevantes).

Uma dessas políticas educacionais estaduais é a Escola Viva, que propõe um novo modelo de escola do ensino médio, visando — entre outros objetivos educacionais — diminuir a taxa de distorção da idade-série no ensino médio, que é ainda pior do que no ensino fundamental, como é possível entender pelo gráfico 1.

GRÁFICO 1 TAXA DE RENDIMENTO DAS ESCOLAS DA REDE ESTADUAL DO ES EM 2014

Fonte: A partir de QEdu (2016c).

É importante notar que a Escola Viva não representa uma política pública educacional massiva, mas um projeto piloto atrelado a uma promessa de campanha, com a meta de ter 30 escolas até o final do governo Hartung (PMDB). Por se tratar de um projeto piloto que atende a um público educacional restrito, é passível de ser questionado o potencial da Escola Viva em diminuir a taxa de distorção da idade-série na rede estadual de ensino do ES. Conforme argumentou-se no tópico 5, é a melhora na “qualidade” da rede que poderia levar à “continuidade” dos estudantes, e não a melhora em algumas poucas escolas da rede que foram escolhidas a dedo. A ironia, da relação dicotômica, foi dada desde o nascimento desse projeto piloto: se algumas escolas são “vivas”, as outras estão “mortas”?

Ao buscar outras políticas públicas educacionais do estado do Espírito Santo com potencial para reverter o crescimento da taxa de distorção idade-série, o presente estudo identificou: (1) reforma e construção de 56 escolas estaduais, paralisadas e em andamento; (2) avaliações trimestrais da rede estadual de educação (Paebes TRI, Alfa 1ª e 2ª onda) para promover a qualidade de ensino; (3) Jovens de Futuro; (4) novas medidas na seleção e formação de diretores da rede pública estadual; (5) parceria com os 78 municípios do ES para garantir a alfabetização das crianças com até oito anos; (6) “carteiras escolares”, que visa recuperar e remanejar mobiliários, bem como modernizar e padronizar a compra de mobiliários para todo o estado; (7) sistema integrado de manutenção das escolas; (8) Programa Estadual Dinheiro Direto na Escola (Pedde); (9) Parceria público-privada, visando à construção e operação de serviços não pedagógicos.

Há, ainda, os seguintes projetos, ações e programas estaduais em andamento para o ensino fundamental capixaba: (1) Aceleração de Aprendizagem, que visa à formação continuada de equipes da Secretaria de Estado da Educação (Sedu) e das escolas do ensino fundamental do ES para diminuir

a taxa de distorção idade-série de alunos do 2º ao 4º ano do ensino fundamental, com ênfase nos casos reincidentes; (2) Coordenadores de Pais; (3) Apoio à Aprendizagem; (4) Ler, Escrever e Contar; (5) Mais Tempo na Escola; (6) Leia, Espírito Santo; (7) Cultura na Escola; (8) Esporte na Escola; (9) Ensinar a Aprender; (10) Jovens Urbanos; (11) Ciência na Escola; (12) Justiça na Escola.

No que concerne ao professor (regularidade, esforço e adequação), encontraram-se as seguintes políticas, programas e projetos: (1) Nova política de progressão e ascensão funcional; (2) Programa Bolsa Estágio Formação Docente; (3) Programa de Formação Continuada (plataforma Freire); (4) Fórum Estadual Permanente de Apoio à Formação Docente; (5) Prêmio Sedu — Boas Práticas na Educação; (6) Programa Institucional de Bolsas de Iniciação à Docência.

Antes de mencionar em que medida “novos estudos” podem avaliar o investimento feito pelos programas e políticas pontuados nos parágrafos anteriores, discorre-se sobre os efeitos dos achados “acadêmicos” desta pesquisa sobre a “prática”. O presente estudo apontou que três variáveis contextuais têm potencial de impactar o desempenho de estudantes em avaliações educacionais aplicadas em larga escala na rede estadual de ensino capixaba, a saber: Índice de Regularidade Docente, Indicador de Esforço Docente e Taxa de Abandono. Essas variáveis reforçam a importância do “contexto” escolar, bem como do “professor”, como forma de reduzir os efeitos da conjuntura familiar e social desfavorável por meio da atuação da organização escolar; e estão sob gestão dos gestores públicos da rede estadual de educação do Espírito Santo. Logo, de maneira empírica, novas/futuras pesquisas podem analisar se o investimento financeiro despendido por tais programas, projetos e políticas (e outros não identificados) contribuiu com as taxas de distorção idade-série, de adequação, de esforço e de regularidade docente, bem como com a produção de equidade e qualidade educacional pela rede do ES. Com isso, seria possível indicar iniciativas com um maior impacto sobre a “qualidade” e a “quantidade” da educação no ES, favorecendo o processo decisório em torno da tarefa estratégica de alocar recursos públicos.

Em referência aos aspectos metodológicos, o presente estudo analisou o impacto de fatores do aluno e da escola sobre a Prova Brasil 2013 das escolas estaduais capixabas, utilizando médias, taxas, índices das escolas que ocultam a variação dos resultados dessas covariáveis (d)entre os alunos e professores das escolas. Nesse sentido, existe a possibilidade de haver um viés neste estudo por ter utilizado a escola como unidade de análise, como advertem Alves e Soares (2013).

REFERÊNCIAS

- AGGLETON, Peter J.; WHITTY, Geoff. Rebels without a cause? Socialization and subcultural style among the children of the new middle classes. *Sociology of Education*, v. 58, n. 1, p. 60-72, 1985.
- ALBERNAZ, Ângela; FERREIRA, Francisco H. G.; FRANCO, Creso. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 3, p. 45-59, 2002.
- ALVES, Maria Teresa Gonzaga; SOARES, José Francisco. Contexto escolar e indicadores educacionais: condições desiguais para a efetivação de uma política de avaliação educacional. *Educação e Pesquisa*, v. 39, n. 1, p. 177-194, 2013.
- ANYON, Jean. Social class and school knowledge. *Curriculum Inquiry*, v. 11, n. 1, p. 3-42, 1981.
- APPLE, Michael (Ed.). *Cultural and economic reproduction in education: essays on class, ideology and the state*. Londres: Routledge, Kegan and Paul, 1982.
- ARPINI, Naiara. Justiça exige a reabertura de escolas, mas governo do ES nega fechamento. *G1 ES*. Disponível em: <<http://g1.globo.com/espirito-santo/educacao/noticia/2016/03/justica-exige-reabertura-de-escolas-mas-governo-do-es-nega-fechamento.html>>. Acesso em: 10 mar. 2016.
- BERNSTEIN, Basil. Education cannot compensate for society. *New Society*, v. 15, n. 387, p. 344-351, 1970.
- BIONDI, Roberta Loboda; FELÍCIO, Fabiana de. *Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise em painel dos dados do Saeb*. Brasília: Inep, 2007.
- BONAMINO, Alicia; SOUSA, Sandra Zákia. Três gerações de avaliação da educação básica no Brasil. *Educação e Pesquisa*, v. 38, n. 2, p. 373-388, 2012.
- BOURDIEU, Pierre; PASSERON, Jean-Claude. *Les héritiers, les étudiants et la culture*. Paris: Minuit, 1964.
- BROOKOVER, Wilbur B. *School social systems and student achievement: schools can make a difference*. Nova York: Praeger, 1979.
- COHEN, Jacob. A power primer. In: KAZDIN, A. E. (Org.). *Methodological issues and strategies in clinical research*. Washington: APA, 1988.
- COLEMAN, James S. et al. *Equality of educational opportunity*. Washington, 1966. Disponível em: <<http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED012275.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2016.
- CRESWELL, John W. *Projeto de pesquisa: métodos qualitativo, quantitativo e misto*. Porto Alegre: Artmed, 2010.
- EVERHART, Robert B. *Reading, writing, and resistance: adolescence and labor in a junior high school*. Boston: Routledge and Kegan Paul, 1983.
- FERNANDES, Reynaldo; GREMAUD, Amaury Patrick. Qualidade da educação: avaliação, indicadores e metas. In: VELOSO, F. et al. (Org.). *Educação básica no Brasil: construindo o país do futuro*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009. p. 213-238.
- FERNANDES, Reynaldo; NATENZON, Paulo Esteban. A evolução recente do rendimento escolar das crianças brasileiras: uma reavaliação dos dados do Saeb. *Estudos em Avaliação Educacional*, v. 14, n. 28, p. 3-21, 2003.
- FERRÃO, Maria Eugênia; BELTRÃO, Kaizô Iwakami; SANTOS, Denis Paulo dos. Políticas de não repetência e a qualidade da educação: evidências obtidas a partir da modelagem dos dados da 4ª série do Saeb-99. *Estudos em Avaliação Educacional*, v. 13, n. 26, p. 47-74, 2002.
- FINE, Michelle. *Framing dropouts: notes on the politics of an urban high school*. Albany: Suny, 1991.
- FLETCHER, Philip R.; CASTRO, Cláudio de M. Mitos, estratégias e prioridades para o ensino de 1º grau. *Estudos em Avaliação Educacional*, v. 4, n. 8, p. 39-56, 1993.
- FLETCHER, Philip R.; RIBEIRO, Sérgio Costa. A educação na estatística nacional. In: SAWYER, D. O. (Org.). *PNADs em foco: anos 80, s.l.: Abep*, 1988. p. 13-41. Disponível em: <www.abep.org.br/~abeporgb/publicacoes/index.php/livros/article/view/2/84>. Acesso em: 21 jan. 2016.
- FLETCHER, Philip R.; RIBEIRO, Sérgio Costa; SAWYER, D. O. A educação na estatística nacional. *PNADs em Foco: Anos*, v. 80, p. 13-32, 1988.
- FRANCO, Creso et al. Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de “fatores intraescolares”. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, v. 15, n. 55, p. 277-298, 2007.

- FULLER, Bruce; CLARKE, Prema. Raising school effects while ignoring culture? Local conditions and the influence of classroom tools, rules, and pedagogy. *Review of Educational Research*, v. 64, n. 1, p. 119-157, 1994.
- GILLBORN, David. Ethnicity and educational performance in the United Kingdom: racism, ethnicity, and variability in achievement. *Anthropology & Education Quarterly*, v. 28, n. 3, p. 375-393, 1997.
- GUJARATI, Damodar N. *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HAIR, Joseph F. et al. *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre: Bookman, 2009.
- HALL, Roberta M.; SANDLER, Bernice R. *The classroom climate: a chilly one for women?*. Washington: Association of American Colleges, 1982. Disponível em: <<http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED215628.pdf>>. Acesso em: 21 jan. 2016.
- HANUSHEK, Eric A.; RAYMOND, Margaret E. Does school accountability lead to improved student performance? *Journal of Policy Analysis and Management*, v. 24, n. 2, p. 297-327, 2005.
- HANUSHEK, Eric A.; RIVKIN, Steven G. Teacher quality. In: HANUSHEK, Eric A.; WELCH, Finis. *Handbook of the economics of education*. Amsterdã: Elsevier, 2006. v. 2, p. 1051-1078.
- JENCKS, Christopher et al. *Inequality: a reassessment of the effect of family and schooling in America*. Nova York: Basic Books, 1972.
- JENSEN, Arthur. How much can we boost IQ and scholastic achievement. *Harvard Educational Review*, v. 39, n. 1, p. 1-123, 1969.
- KARMEL, Peter H. Some arithmetic of education. *Critical Studies in Education*, v. 9, n. 1, p. 1-34, 1966.
- KLEIN, Ruben; RIBEIRO, Sergio C. A pedagogia da repetência ao longo das décadas. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, v. 3, n. 6, p. 55-62, 1995.
- KLEIN, Ruben; RIBEIRO, Sérgio C. O censo educacional e o modelo de fluxo: o problema da repetência. *Revista Brasileira de Estatística*, v. 52, n. 197-198, p. 5-45, 1991.
- LEE, Valerie E.; BRYK, Anthony S. A multilevel model of the social distribution of high school achievement. *Sociology of Education*, v. 62, n. 3, p. 172-192, 1989.
- LEE, Valerie E.; BRYK, Anthony S.; SMITH, Julia B. The organization of effective secondary schools. *Review of Research in Education*, v. 19, p. 171-267, 1993.
- MAZULO, Emerson S. Análise da proficiência em matemática por meio de regressão linear múltipla. *Revista Intersaberes*, v. 10, n. 21, p. 613-625, 2015.
- MCCARTHY, Cameron. *Race and curriculum: social inequality and the theories and politics of difference in contemporary research on schooling*. Bristol: Falmer Press, 1990.
- MELLO, Guiomar Namó de. *Escolas eficazes: um tema revisitado*. Brasília: MEC/SEF, 1994.
- MENEZES-FILHO, Naércio Aquino. *Os determinantes do desempenho escolar do Brasil*. s.l.: IFB; Ibmecc-S; FEA-SP, 2007. Disponível em: <www.todospelaeducacao.org.br/arquivos/biblioteca/f4e8070a-8390-479c-a532-803bbf14993a.pdf>. Acesso em: 20 jan. 2016.
- MILES, Jeremy; SHEVLIN, Mark. *Applying regression and correlation: a guide for students and researchers*. Londres: Sage, 2001.
- MORTIMORE, Peter et al. *School matters: the junior years*. Berkeley: University of California Press, 1988.
- NOGUEIRA, Maria Alice; NOGUEIRA, Cláudio M. Martins. A escola e o processo de reprodução das desigualdades sociais. In: NOGUEIRA, Maria Alice; NOGUEIRA, Cláudio M. Martins. *Bourdieu & a educação*. Belo Horizonte: Autêntica, 2004. cap. 4.
- OLIVEIRA, Ana Paula de M. *A Prova Brasil como política de regulação da rede pública do Distrito Federal*. Dissertação (mestrado) — Universidade de Brasília, Brasília, 2011.
- PAIVA, Vanilda; JUNQUEIRA, Célia; MULS, Leonardo. Prioridade ao ensino básico e pauperização docente. *Cadernos de Pesquisa*, n. 100, p. 109-119, 1997.
- PARANDEKAR, Suhas D.; OLIVEIRA, Isabel de A. R. de; AMORIM, Érica P. *Desempenho dos alunos na Prova Brasil: diversos caminhos para o sucesso educacional nas redes municipais de ensino*. Brasília: Inep, 2008.
- PLOWDEN, Bridget. *Children and their primary schools: a report of the Central Advisory Council for*

Education. Londres: Her Majesty's Stationery Office, 1967. Disponível em: <www.educationengland.org.uk/documents/plowden/plowden1967-1.html>. Acesso em: 21 jan. 2016.

QEDu. *Espírito Santo — censo — Taxas de Rendimento*. Disponível em: <www.qedu.org.br/estado/108-espirito-santo/taxas-rendimento>. Acesso em: 22 fev. 2016c.

QEDu. *Espírito Santo — matrículas e infraestrutura — 2010*. Disponível em: <www.qedu.org.br/estado/108-espirito-santo/censo=-escolar?year2010=&localization0=&dependence-0&education_stage=0&item=dependencias>. Acesso em: 22 fev. 2016a.

QEDu. *Espírito Santo — matrículas e infraestrutura — 2014*. Disponível em: <www.qedu.org.br/estado/108-espirito-santo/censo=-escolar?year2014=&localization0=&dependence-2&education_stage=0&item=dependencias>. Acesso em: 22 fev. 2016b.

RIBEIRO, Sérgio C. A pedagogia da repetência. *Estudos Avançados*, v. 5, n. 12, p. 7-21, 1991.

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

RUTTER, Michael et al. *Fifteen thousand hours: secondary schools and their effects on children*. Cambridge: Harvard University, 1979.

SAMMONS, Pam; HILLMAN, Josh; MORTIMORE, Peter. *Key characteristics of effective schools: a review of school effectiveness research*. Londres: Institute of Education, 1995. Disponível em: <<http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED389826.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2016.

SANTOS, Luciola L. de C. P. Políticas públicas para o ensino fundamental: Parâmetros Curriculares Nacionais e Sistema Nacional de Avaliação (Saeb). *Educ. Soc*, v. 23, n. 80, p. 346-347, 2002.

SOARES, José Francisco. Qualidade e equidade na educação básica brasileira: fatos e possibilidades. In: BROCK, Colin; SCHWARTZMAN, Simon (Org.).

Os desafios da educação no Brasil. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 2005. cap. 3.

SOARES, José Francisco; ALVES, Maria Teresa G. Desigualdades raciais no sistema brasileiro de educação básica. *Educação e Pesquisa*, v. 29, n. 1, p. 147-165, 2003.

SOARES, José Francisco; ANDRADE, Renato Júdice de. Nível socioeconômico, qualidade e equidade das escolas de Belo Horizonte. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, v. 14, n. 50, p. 107-126, 2006.

SOARES, José Francisco et al. *Exclusão intraescolar nas escolas públicas brasileiras: um estudo com dados da Prova Brasil 2005, 2007 e 2009*. Brasília: Unesco, 2012.

SOARES, Sergei. Os fatores que determinam o sucesso educacional. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 3, p. 385-394, 2002.

SOBREIRA, Rogério; CAMPOS, Bruno César. Investimento público em educação fundamental e a qualidade do ensino: uma avaliação regional dos resultados do Fundef. *Rev. Adm. Pública*, v. 42, n. 2, p. 327-347, 2008.

SOUZA, André P. de et al. Fatores associados ao fluxo escolar no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42, n. 1, p. 5-39, 2012.

STONE, Richard. A model of the educational system. *Minerva*, v. 3, n. 2, p. 172-186, 1965.

TEIXEIRA DE FREITAS, Mário Augusto. A escolaridade média no ensino primário brasileiro. *Revista Brasileira de Estatística*, v. 8, n. 30-31, p. 295-474, 1947.

WEIS, Lois. *Class, race, and gender in American education*. Albany: Suny, 1988.

WILLMS, J. Douglas; SOMER, Marie-Andre. Family, classroom, and school effects on childrens educational outcomes in Latin America. *School Effectiveness and School Improvement*, v. 12, n. 4, p. 409-445, 2001.

WOODHALL, Maureen. The economics of education. *Review of Educational Research*, v. 37, n. 4, p. 387-398, 1967.

Bruno Luiz Américo

Doutorando em administração pela Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes). Bolsista Capes/DS. E-mail: brunolaa@hotmail.com.

Adonai José Lacruz

Doutorando em administração pela Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes). Bolsista Capes/DS. E-mail: adonailacruz@uol.com.br.