

# Estudo Longitudinal sobre Eficácia Diferencial e Equidade Social no Brasil

## Longitudinal Study on Differential Effectiveness and Social Equity in Brazil

Maria Eugénia Ferrão \*

Universidade da Beira Interior, Portugal

### DESCRIPTORES:

Eficácia diferencial  
 Equidade social  
 Prova Brasil  
 Dados longitudinais  
 Modelo multinível

### RESUMEN:

O estudo de eficácia diferencial e equidade social entre o 5º e 9º ano do ensino fundamental segue orientações teórico-metodológicas de eficácia educacional. Modelos de coeficientes aleatórios são aplicados aos dados longitudinais da Prova Brasil 2011 emparelhados com os da Prova Brasil 2015, envolvendo mais de 1.2 milhões de alunos. A proficiência aferida no 9º ano e conhecimento prévio aferido no 5º ano, na escala SAEB, foram padronizados para o propósito do artigo. Foram testadas ainda variáveis socio-demográficas do aluno, tais como sexo, etnia/raça autodeclarada, nível socioeconômico, situação face ao trabalho e se a mãe é ou não alfabetizada. Os resultados sugerem que a relação linear entre conhecimento prévio e proficiência no 9º ano apresenta variação ténue entre escolas, municípios ou entre UFs e o mesmo acontece com a relação entre nível socioeconômico e proficiência do 9º ano, apesar de alguns dos parâmetros aleatórios serem estatisticamente significativos. Os indicadores de equidade social e eficácia diferencial por conhecimento prévio variam pouco. Os resultados reforçam a relevância da investigação institucional, especialmente quanto aos fatores intra-escolares, porque a razão entre a variância do nível Aluno e o somatório de variâncias de nível Escola-Município-UF é maior de 10 em Português e quase 8 em Matemática.

### KEYWORDS:

Differential effectiveness  
 Social equity  
 Prova Brasil  
 Longitudinal data  
 Multilevel model

### ABSTRACT:

The study of differential effectiveness and social equity in Brazilian schools between the 5th and 9th grade of elementary education follows the educational effectiveness theoretical and methodological guidelines. Random coefficient models are applied to longitudinal data from Prova Brasil 2011 paired with Prova Brasil 2015, involving more than 1.2 million students. Proficiency assessed in the 9th year and prior knowledge assessed in the 5th year are standardized for the purpose of the article. The student's sociodemographic variables are tested, such as sex, self-declared race/ethnicity, socioeconomic level, situation regarding work and whether or not the mother is literate. The results suggest that the linear relationship between prior knowledge and proficiency in the 9th year shows a slight variation across schools, municipalities or UFs, and the same happens with socioeconomic and proficiency in the 9th year, despite some of the random parameters are statistically significant. In other words, the indicators of social equity and differential effectiveness vary little. The results also contribute to reinforce the relevance of institutional research, especially regarding intra-school factors, because the ratio between the variance within-school and the sum of variances across schools, municipalities and states is greater than 10 in reading and almost 8 in mathematics.

### CÓMO CITAR:

Ferrão, M. E. (2022). Estudo longitudinal sobre eficácia diferencial e equidade social no Brasil. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 20(1), 57-72.  
<https://doi.org/10.15366/reice2022.20.1.004>

## 1. Introdução

Os estudos de eficácia educacional (Scheerens e Bosker, 1997) realizados no Brasil são, na sua maioria, baseados em modelos de resultados contextualizados ou de *status*, de acordo com a terminologia proposta por OECD (2008). Poucos são os estudos baseados em modelos de valor acrescentado (VA), pois requerem dados longitudinais. Com delineamento longitudinal, encontramos Ferrão e Couto (2013a) que modelaram os dados longitudinais do município de Campinas e concluíram que os indicadores de performance das escolas obtidos com o modelo de resultados contextualizados e com o modelo VA são muito diferentes e que a evidência remete para o uso de estudos longitudinais. Ainda sobre a escolha do modelo a adoptar, os autores referem que a relevância da informação dada pelo modelo de valor acrescentado sobre o desempenho relativo de grupos minoritários, tais como o do grupo constituído por alunos autodeclarados de raça/cor Preta justifica que outras variáveis independentes sejam incluídas na componente preditiva do modelo. Soares e outros (2017) também usaram os dados do GERES e alargaram o âmbito do estudo aos municípios de Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Campinas, Campo Grande e Salvador com o objectivo procurar “evidências para determinar se o modelo de *status* pode também ser usado para identificar a eficácia da escola, e se algum dos modelos construídos de VA pode ser considerado mais apropriado para essa finalidade do que outro” (p. 63).

Os pesquisadores concluíram que a análise comparativa indica a existência de diferenças substanciais de classificação das escolas feita por cada um dos modelos, sendo essa diferença maior em Matemática. Os autores chamam ainda a atenção para o risco de se desconsiderar substancialmente o trabalho educativo realizado pela escola ao usar medidas de *status*, confirmando a conjectura avançada por Ferrão (2012, 2017) com consequências directas ao nível das escolas e dos professores (high-stakes e por Ferrão e Couto (2013b). Ferrão e outros (2018) eficácia diferencial e equidade social realizadas através da aplicação de modelo multinível (UF, município, escola, aluno aplicam os modelos de resultados contextualizados e de valor acrescentado a dados longitudinais com cobertura nacional, considerando para tal os dados do 5º ano do Ensino Fundamental (EF) da Prova Brasil (PB) emparelhados com os dados do 9º ano do EF. Ou seja, esse artigo apresenta as estimativas da contribuição da escola brasileira dos anos finais do EF quanto à aprendizagem em Língua Portuguesa (LP) e em Matemática (MT), no período compreendido entre 2011 e 2015, tendo como objeto de análise a aprendizagem dos alunos de escolas públicas com progresso regular entre o 5º e o 9º ano (representando aproximadamente 70% dos alunos que em 2011 frequentavam o 5º ano).

Ora, sabendo-se que são em geral os alunos mais desfavorecidos socioeconomicamente os sujeitos à reprovação nos anos iniciais do EF (reprovação precoce) (Correa et al., 2015) e que a probabilidade individual de reprovação aumenta quando o aluno frequenta uma escola com maior proporção de alunos repetentes (Ferrão et al., 2017), potenciando abandono no ensino secundário (Soares et al., 2015), deduz-se que o objeto de análise resultante do funcionamento do sistema educativo brasileiro é muito marcado pelo fenómeno da reprovação. Este fenómeno parece estar relacionado com evidência de segregação escolar apontadas na literatura recente (Bartholo et al., 2020; Krüger, 2020; Mangui et al., 2020; Ribeiro, 2018). Ferrão e outros (2018) também analisam e discutem a influência do nível socioeconómico do aluno nas aprendizagens realizadas, levando à conclusão que, agora ao nível nacional, a comparação entre os resultados do modelo de resultados contextualizados e de valor acrescentado põe em evidência o potencial da escola pública nos anos iniciais do EF como o espaço e tempo determinantes para reduzir a desigualdade educacional e social na população brasileira. Essa análise baseou-se na comparação entre as estimativas dos parâmetros fixos dos modelos, concretamente, os parâmetros associados a nível socioeconómico, conhecimento prévio, raça-cor autodeclarada, entre outras variáveis sociodemográficas uma vez que controlando pelo conhecimento prévio, a estimativa do coeficiente de inclinação associada a nível socioeconómico passa a ser 0,025 em MT e 0,041 em LP, enquanto no modelo de resultados contextualizados era 0,085 e 0,116, respectivamente.

A literatura internacional (Kyriakides, 2004; Murillo e Martinez-Garrido, 2019; Nuttall et al., 1989; Palardy, 2008; Strand, 2010) indica que as escolas também se diferenciam em termos da eficácia diferencial e equidade social, tema de elevada relevância do ponto de vista da pesquisa em educação e também dos possíveis subsídios à política pública em educação. Até onde sabemos, estes tópicos

de investigação ainda não foram tratados na literatura científica com cobertura à escala do Brasil. A relevância dessa investigação é acentuada, já que a procura de indicadores que afirmam a qualidade e equidade educativa realizada no âmbito do sistema de avaliação educacional ou de pesquisas em educação é respaldada pelo objetivo central do sistema educacional, ou seja, segundo a Constituição Federal e a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional. A formulação e implementação de políticas e ações governamentais que assegurem a educação de qualidade a todas as crianças e jovens, consideradas as suas diferentes condições socioeconômicas e culturais, é assim parte essencial da agenda política educacional.

Este artigo visa a obtenção de indicadores de eficácia diferencial para conhecimento prévio e de equidade social através da aplicação de um modelo de valor acrescentado. A contribuição deste artigo é inovadora porque é o primeiro trabalho sobre eficácia diferencial e equidade social com cobertura para todo o Brasil. As análises de eficácia diferencial e equidade social são realizadas de acordo com metodologia associada ao campo de pesquisa de eficácia educacional. Ou seja, com a aplicação de modelos hierárquicos ou multinível, em particular os modelos de coeficientes aleatórios, aos dados longitudinais de estudantes brasileiros que fizeram a PB 2011, no 5º ano (4ª série) do EF, e a PB 2015, no 9º ano (8ª série) do EF. Busca-se dessa forma estimar a contribuição da escola brasileira em duas dimensões: 1) Quanto à influência diferenciada entre o nível de conhecimento do aluno à entrada (no 5º ano) e as aprendizagens realizadas durante o período de tempo em análise (eficácia diferencial); 2) Quanto à influência diferenciada entre o nível socioeconômico do aluno e as aprendizagens realizadas durante o período em análise (equidade social), complementando a análise de valor acrescentado e de resultados contextualizados apresentada em Ferrão e outros (2018). Como se mencionou acima, o caráter inovador do artigo decorre de ser o primeiro no Brasil e, possivelmente na América Latina, a aferir as dimensões de eficácia diferencial e de equidade social com base em dados longitudinais que têm cobertura nacional, envolvendo os microdados de 1.282.667 alunos.

O artigo está organizado da seguinte forma: na primeira seção, apresentam-se o enquadramento teórico do estudo no campo da eficácia educacional, nomeadamente nas vertentes de eficácia diferencial e de equidade social; na segunda, apresentam-se de forma sintética a metodologia e as bases de dados utilizadas no estudo; na terceira, apresentam-se os resultados e, na quarta, faz-se a discussão dos resultados considerando o sistema educacional brasileiro e a pesquisa na área de eficácia educacional.

## 2. Revisão da literatura: Eficácia diferencial e equidade social

O campo de pesquisa em eficácia educacional está bem estabelecido na literatura científica (Mortimore et al., 1988; Murillo, 2005; Reynolds et al., 2014; Rutter et al., 1979; Scheerens e Bosker, 1997), sendo possível encontrar diversas revisões sobre as temáticas tratadas neste campo de pesquisa. Para o âmbito deste artigo, debruçamo-nos especificamente sobre os conceitos de eficácia diferencial e equidade social.

Um dos primeiros estudos sobre eficácia diferencial que conhecemos foi publicado no livro “School matters” (Mortimore et al., 1988) onde os autores referem ter identificado que algumas escolas são mais eficazes com determinados subgrupos de alunos do que outras escolas,

*Although for the majority of schools (29) effects for girls and for boys were in the same direction (positive for both or negative for both) the results were discrepant in 12 schools. In eight of these schools, effects on reading progress were positive for boys, but negative for girls. (Mortimore et al., 1988, p. 210)*

Nestes termos, a contribuição da escola na aprendizagem dos alunos é diferenciada por subgrupos de alunos, no exemplo mencionado acima, a diferenciação por género. Posteriormente, outros estudos investigaram eficácia diferencial das escolas por grupo étnico, por conhecimento prévio dos alunos, por situação face à pobreza (e.g. Nuttall et al., 1989; Strand, 2010). De acordo com Scheerens (2000), originalmente a pesquisa sobre eficácia escolar nos EUA foi orientada para melhorar a educação nos bairros mais pobres, e muitos estudos mostraram uma tendência definida para contextos educacionais menos “privilegiados”. Portanto, os resultados da pesquisa tiveram e têm relevância

para a criação de oportunidades educacionais. O autor ainda acrescenta que a equidade é mais diretamente abordada em estudos sobre a chamada “eficácia diferencial”, em que a eficácia de uma escola é diferenciada de acordo com subgrupos; ou seja, meninos/meninas e crianças com altos/baixos níveis socioeconômicos. No âmbito deste trabalho, designamos por equidade social a eficácia diferencial por subgrupos definidos socioeconomicamente.

Teddle e Stringfield (1993, p. 37) apresentam seis características de eficácia escolar orientadas ao contexto da escola e distinguindo contextos de nível socioeconômico médio e baixo. Apesar da investigação em eficácia e melhoria escolar mostrar resultados muito promissores na atenuação das desigualdades (e.g. Mortimore e Whitty, 1997; Sammons et al., 1995, 1997), é inquestionável que ainda muito pouco se sabe sobre as escolas com elevada proporção de alunos em desvantagem socioeconômica. Particularmente, sobre o quão mais difícil é prestar o serviço educativo em tais comunidades e estabelecer as estratégias para promover a mudança (Gray et al., 1996). Sammons (1999, p. 102) argumenta que “*disadvantaged students in the most effective schools can end up with higher achievements than their advantaged peers in the less effective schools*”.

Referindo-se à prática na produção de estatísticas da educação em Inglaterra, entre 2002 e 2010, Reynolds e outros (2014) referem que as estatísticas de valor acrescentado, com a inclusão do nível socioeconômico do aluno, foram abolidas em 2010 devido ao reconhecimento de que a ligação entre os resultados escolares e as características de entrada do aluno, tais como etnicidade e status socioeconômico, constituem “*a topic regarded as politically unacceptable*” (p. 217). Já no Brasil, conhecer e monitorar essa associação tem sido fundamental para corrigir as desigualdades sociais e educacionais através dos programas e medidas tais como os previstos no PNE 2014-2024.

Na análise dos dados do PISA entre 2000 e 2009, Klein (2006) evidencia a queda dos resultados, entre 2000 e 2006, através da comparação da média do desempenho dos alunos brasileiros de 15 anos, e mostra sua melhoria em 2009 face aos anos 2000 e 2006 (Klein, 2011). O autor explica que a “mudança de composição do alunado por série e a melhoria do fluxo escolar foram tais que compensaram, com vantagem, a queda de médias em algumas séries” (Klein, 2011, p. 724). De acordo com a análise comparativa de médias apresentada por Carnoy e outros (2015), o grupo de alunos cuja média de desempenho mais aumentou, tanto em MT como em LP, foi o grupo de alunos em que o nível de instrução materna é menor ou mesmo sem “instrução”. Tal resultado, a confirmar-se e a manter-se, denota a melhoria da equidade no sistema educativo brasileiro. A comparação evolutiva da média da proficiência dos alunos de 5º e de 9º ano nos domínios de Leitura e de MT na Prova Brasil entre 2005 e 2011 mostra que o desempenho não está em queda, segundo Soares e Alves (2013, p.13). Também Alves e Ferrão (2019) aferido por meio da análise estatística da aprovação até o 5º ano do ensino fundamental e das proficiências em testes padronizados, seguindo a linha de pesquisa em eficácia educacional. Verificar a aprovação e o desempenho acadêmico dos estudantes é essencial, uma vez que ambos os indicadores compõem o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) analisaram os dados da PB e do Censo Escolar entre 2007 e 2017 e mostraram que, nessa década, a taxa de reprovação ao longo do EF decresceu sem deterioração da qualidade da educação escolar, apesar de permanecerem desigualdades nos resultados escolares entre grupos definidos por atributos de origem social e de raça/etnia. O artigo evidencia que a melhoria da qualidade educacional é mais notória nos dados do 5º ano do que no 9º ano do ensino fundamental e também mais pronunciada em LP do que em MT. Contudo, até agora nenhum trabalho mostrou como é que as aprendizagens realizadas ao longo do EF2 dependem do conhecimento prévio ou do nível socioeconômico do aluno em termos da influência da escola, do município e da UF, isto é, se tais relações lineares são fixas ou aleatórias.

Nestes termos, pretendemos com este artigo colmatar essa lacuna, detalhando ao nível dos microdados de cada aluno o seu percurso entre o 5º e o 9º anos de escolaridade e estabelecendo as seguintes questões de pesquisa: i) A variabilidade das proficiências em LP e em MT no final do 9º ano condicionadas ao conhecimento do aluno no 5º ano e ao seu nível socioeconômico dependem da escola frequentada, do município e da UF? ii). Há diferenças entre os domínios cognitivos avaliados no que se refere à dispersão atribuível à estrutura hierárquica do sistema educativo? Para tal, aplicaremos modelos de coeficientes aleatórios aos dados longitudinais seguidamente descritos.

### 3. Método

As bases de dados utilizadas compreendem os microdados da PB 2011 e 2015, os dados do Censo da Educação Básica 2011 e 2015, e o indicador de nível socioeconômico familiar (INSE) 2011 dos alunos, disponibilizado pelo INEP. A avaliação de desempenho educacional conhecida por Prova Brasil, integra a Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (ANRESC), que é uma avaliação censitária aplicada aos alunos do 5º ano (4ª série) e 9º ano (8ª série) do EF, pertencentes às escolas públicas com no mínimo 20 alunos matriculados nos anos avaliados. Para o propósito deste artigo consideramos exatamente os mesmos dados caracterizados em Autor e colegas (2018). Assim, os modelos estatísticos adiantes descritos são aplicados aos dados emparelhados da PB 2011 e PB 2015, considerando o subconjunto de crianças que em 2011 frequentavam o 5º do EF e que sempre progrediram entre o 5º e o 9º ano de escolaridade. Consideramos como variáveis resposta o desempenho dos alunos na PB 2015, i.e. as proficiências de cada aluno, Proficiência LP e Proficiência MT, calculadas na escala única padronizada do SAEB/97, com média 0 e desvio padrão 1 na população de referência (Klein, 2003). As variáveis que representam o conhecimento prévio dos alunos são, respectivamente, as proficiências LP e MT aferidas pela PB 2011, também na escala única padronizada. No entanto, a caracterização descritiva apresentada nesta subseção contempla a escala única do SAEB para todos os anos de escolaridade, cuja média foi fixada em 250 para o 9º ano com desvio padrão 50 (Klein, 2003).

O intervalo de tempo entre as duas medições da Proficiência LP e MT é de quatro anos e corresponde ao ciclo compreendido entre o 5º e o 9º ano de escolaridade. Após o emparelhamento de dados, obteve-se uma única base de dados longitudinal, com 1,282,667 alunos, que realizaram a PB 2011 e a PB 2015 e que em 2015 se distribuíam por 29,753 escolas (para maior detalhe sobre os dados, consultar Ferrão e outros (2018).

As variáveis que incluem o preditor linear são as seguintes: Conhecimento prévio em matemática e em língua portuguesa; indicador de nível socioeconômico (INSE) do aluno, aferido em 2011; sexo (feminino vs. masculino), raça/cor autodeclarada pelo aluno (grupo de referência Branco); situação do aluno face ao trabalho, em 2011 e em 2015; situação da Mãe em 2015 face à alfabetização. Adicionalmente, consideraram-se variáveis sobre a localização da escola, tais como região, unidade da federação, município, localização (rural e urbana) e dependência administrativa (federal, estadual e municipal).

O INSE é uma medida de nível socioeconômico calculada pelo INEP, resultando da aplicação do modelo de resposta ao item unidimensional aos dados recolhidos através do questionário socioeconômico dos alunos (posse de bens, características da residência, contratação de serviços, renda familiar mensal e escolaridade dos pais).

A distribuição de frequências por região indica que 52.1% dos alunos estudam em escolas localizadas na região Sudeste, 19.6% na Nordeste, 12,1% na Sul, 8,7% na Norte e 7,5% na região Centro-Oeste. Na Tabela 1, observa-se a distribuição dos alunos considerando as variáveis sexo e cor/raça. Com base em todos os casos, 39% dos sujeitos são do sexo masculino, 45% do sexo feminino e os restantes não informaram ou a resposta é inválida. A distribuição por raça/cor autodeclarada, indica que 24,7% dos alunos se declara de cor Branca, 40,1% Parda, 9.4% Preta, 3,1% Amarela e 1,7% Indígena, enquanto 21% responde “Não sei” ou não informa.

**Tabela 1**  
*Distribuição alunos por sexo e cor/raça*

Variáveis Socio-demográficas		Frequência	
		Absoluta	Relativa (%)
Sexo	Masculino	497.979	38.8%
	Feminino	575.021	44.8%
	Não Informado	209,667	16.3%
	Total	1,282,667	100%
Cor/ Raça	Branco(a)	316,749	24.7%
	Pardo(a)	513,814	40.1%
	Preto(a)	121,066	9.4%
	Amarelo(a)	40,285	3.1%
	Indígena	21,889	1.7%
	Não Sei	64,831	5.1%
	Não Informado	204,033	15.9%
	Total	1,282,667	100%

**Tabela 2**  
*Distribuição alunos por situação reprovação, trabalho e alfabetização da mãe*

Variáveis Contextuais		Frequência	
		Absoluta	%
Trabalha fora de casa 2011	Sim	108.371	8,4%
	Não	1.047.995	81,7%
	Não Informado	126.301	9,8%
	Total	1.282.667	100,0%
Trabalha fora de casa 2015	Sim	134.536	10,5%
	Não	922.812	71,9%
	Não Informado	225.319	17,6%
	Total	1.282.667	100,0%
Alfabetização Mãe	Sim	1.031.986	80,5%
	Não	49.898	3,9%
	Não Informado	200.783	15,7%
	Total	1.282.667	100,0%

De acordo com as distribuições apresentadas na Tabela 2, 8,4% dos alunos declararam trabalhar fora de casa em 2011 e 10,5% em 2015, e aproximadamente 80% dos alunos declararam que a mãe saber ler e escrever.

Considerando os casos válidos, verifica-se que a diferença entre as médias de proficiência dos alunos que não trabalham em relação aos que trabalham em 2011 é de 24,3 pontos em LP e 12,2 em MT, e em 2015, essa diferença é de 15,2 pontos em LP e 4,0 em MT. De acordo com as estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 3, em 2015, a diferença entre a média dos alunos cuja mãe é alfabetizada e a média daquela cuja mãe não o é, resulta em 18,6 pontos em LP e 18,4, em MT.

**Tabela 3**  
**Estatísticas descritivas das proficiências por situação do aluno face ao trabalho e alfabetização da Mãe**

Variáveis Contextuais		Proficiência LP - 5º ano - 2011		Proficiência LP - 9º ano - 2015		Proficiência MT - 5º ano - 2011		Proficiência MT - 9º ano - 2015	
		Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Trabalha fora de casa 2011	Sim	178,4	41,6	232,0	46,4	203,8	45,7	245,0	43,2
	Não	203,0	44,3	256,3	46,9	221,6	46,2	257,3	44,7
	Não Informado	174,5	43,1	237,2	48,7	193,5	45,9	242,8	42,9
	Total	199,6	44,9	252,5	47,7	218,8	46,7	254,9	44,7
Trabalha fora de casa 2015	Sim	193,6	45,0	240,0	48,9	219,0	47,4	252,0	44,7
	Não	202,1	44,6	255,2	46,9	220,5	46,5	256,0	44,6
	Não Informado	193,2	45,0	235,3	51,7	211,8	46,6	242,4	45,2
	Total	199,6	44,9	252,5	47,7	218,8	46,7	254,9	44,7
Alfabetização Mãe	Sim	201,7	44,8	253,6	47,6	221,1	46,6	256,0	44,7
	Não	180,6	40,6	235,0	44,5	197,4	42,9	237,6	40,3
	Não Informado	193,8	44,7	237,6	51,1	212,3	46,2	243,1	44,8
	Total	199,6	44,9	252,5	47,7	218,8	46,7	254,9	44,7

### Modelo Estatístico

A especificação do modelo estatístico referente à sua forma funcional segue a justificativa teórica apresentada por Ferrão e Goldstein (2009) e por Ferrão e Couto (2013a, 2013b). São modelos de regressão multinível, concretamente modelos de coeficientes aleatórios. Considerámos quatro níveis na estrutura hierárquica da população e o modelo incorpora-a através da seguinte classificação: unidade de nível 1. Aluno; unidade de nível 2. Escola; unidade de nível 3. Município; unidade de nível 4. Unidade da Federação (UF). Para efeito dessa classificação considerámos a Escola onde os alunos realizaram a PB 2015. A estimativa da mobilidade dos alunos neste período, calculada com base no emparelhamento da PB 2011 com o Censo Escolar 2015, situa-se em torno de 30%.

O modelo para a Proficiência MT especifica-se de acordo com as equações (1) a (4), de forma análoga para Proficiência LP,

$$y_{MT2015_{ijkl}} = \beta_{0_{jkl}} + \beta_{1_{jkl}} y_{MT2011_{ijkl}} + \beta_{1_{jkl}} INSE_{ijkl} + \varepsilon_{ijkl} \quad (1)$$

$$\beta_{0_{jkl}} = \beta_0 + \tau_{0_{jkl}} + \varphi_{0_{kl}} + \omega_{0_l} \quad (2)$$

$$\beta_{1_{jkl}} = \beta_1 + \tau_{1_{jkl}} \quad (3)$$

$$\beta_{2_{jkl}} = \beta_2 + \tau_{2_{jkl}} \quad (4)$$

onde a variável resposta é  $y_{MT2015_{ijkl}}$  e representa a Proficiência MT em 2015 obtida pelo aluno  $i$  que frequentou a escola  $j$ , no município  $k$  e UF  $l$ ; as variáveis independentes são  $y_{MT2011_{ijkl}}$  representa de modo análogo a Proficiência MT em 2011 (conhecimento prévio) desse mesmo aluno e  $INSE_{ijkl}$  o seu nível socioeconómico. A equação de nível 1(1) inclui o termo aleatório de nível 1,  $\varepsilon_{ijkl}$ , varia aleatoriamente segundo uma distribuição normal com média 0 e variância,  $\sigma_\varepsilon^2$ . A equação (2) define a componente fixa e aleatória da ordenada na origem. O parâmetro fixo  $\beta_0$  representa a média de  $y_{MT2015}$  condicionada a  $y_{MT2011}$  e a INSE. Os restantes termos aditivos da equação (2) representam respectivamente as compo-

nentes aleatórias de nível 2 (escola), de nível 3 (município) e de nível 4 (UF), já tratadas e estimadas em Ferrão e outros (2018).

As equações (3) e (4) definem respectivamente os coeficientes de inclinação associados às variáveis independentes  $y_{MT2011}$  e INSE, sobre as quais recaem as questões de pesquisa deste artigo. Ou seja,  $\beta_1$  é o parâmetro fixo que quantifica a relação linear entre o conhecimento prévio do aluno em 2011 e a sua proficiência em 2015 e a componente aleatória  $\tau_{1jkl}$  representa a variabilidade dessa relação entre escolas, significando que pode haver escolas, municípios e UFs onde a relação linear é mais forte do que outras. Supomos que  $\tau_{1jkl}$  segue uma distribuição normal com média nula e variância  $\sigma_{\tau_1}^2$ . No que se refere a  $\beta_2$  é o parâmetro fixo que quantifica a relação linear entre o INSE e a proficiência em 2015, e a componente aleatória  $\tau_{2jkl}$  representa a variabilidade dessa relação entre escolas, significando que pode haver escolas onde a relação linear é mais forte do que outras. Supomos que  $\tau_{2jkl}$  segue uma distribuição normal com média nula e variância  $\sigma_{\tau_2}^2$ . Tal abordagem foi generalizada aos níveis três e quatro do modelo e a significância dos respectivos parâmetros aleatórios foi testada.

Os testes de hipóteses sobre os parâmetros de interesse consideram separadamente cada um dos parâmetros de variância do nível 2. A estatística de teste usada foi deviance, o procedimento de estimação foi IGLS (Goldstein, 1986; Goldstein e Rasbash, 1992) no MLwiN v3.0 (Rasbash et al., 2014). Os estimadores IGLS, em condições dos dados presentemente analisados, têm propriedades equivalentes às dos estimadores de máxima verosimilhança (Goldstein, 1989). No modelo especificado pelas equações (1) a (4) foram incluídas as restantes co-variáveis nas equações de nível 1 (aluno), de nível 2 (escola) e de nível 4 (UF).

## 4. Resultados

As estimativas dos parâmetros fixos e aleatórios dos modelos apresentados na secção anterior encontram-se na Tabela 4 considerando a variável resposta LP (coluna LP1) e Proficiência em MT (coluna MT1). Os modelos incluem o nível socioeconômico do aluno e o seu conhecimento prévio como variáveis explicativas. Trata-se de um modelo de valor acrescentado tradicional. Os coeficientes de inclinação variam aleatoriamente entre as escolas. É a partir dessas componentes aleatórias que aferimos a variabilidade da equidade social e da eficácia diferencial face ao conhecimento prévio do aluno. As estimativas dos parâmetros fixos mostram que ambos os coeficientes de inclinação são estatisticamente diferentes de zero. Por meio do coeficiente de determinação ( $R^2$ ), verificamos a capacidade explicativa em torno de 41% e que, considerando a decomposição da variância total nos quatro níveis (componentes aleatórias associadas ao intercepto), a variância de nível 1 explicada pelo modelo é de aproximadamente 36%. Como as variáveis de desempenho são representadas na escala padronizada da população de referência, estes resultados sugerem que a proficiência LP 2015 aumenta em média 0,65 desvios padrão pelo aumento de um desvio padrão da proficiência LP 2011 na população de referência, mantendo controlado o nível socioeconômico do aluno. De forma semelhante, a proficiência MT 2015 aumenta em média 0,58 pontos a cada unidade adicional na proficiência MT 2011. No que se refere à quantificação da influência do nível socioeconômico do aluno nos resultados escolares, este modelo sugere que a proficiência LP 2015 aumenta em média 0,025 pontos e a proficiência MT aumenta em média 0,040 pontos, a cada unidade adicional no nível socioeconômico do aluno.

Verifica-se que as estimativas dos parâmetros aleatórios, apesar de estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%, são substantivamente pouco relevantes no nível 4, UF, onde a estimativa é 0,005 em LP e 0,004 em MT e no nível 3, Município, onde a estimativa é 0,008 em ambos os domínios do conhecimento. Já no que se refere ao nível 2, Escola, em matemática, a variância da ordenada na origem é 0,034 e a variância do coeficiente de inclinação associado ao nível socioeconômico é 0,001 e ao conhecimento prévio é 0,007. Considerando o modelo para LP, a estimativa dos parâmetros aleatórios no nível 2, a variância da ordenada na origem é 0,026 e a variância do coeficiente de inclinação associado ao nível socioeconômico é 0,001 e ao conhecimento prévio é 0,003. Esses resultados sugerem que os indicadores de valor acrescentado, de equidade social e de eficácia diferencial variam pouco entre municípios e entre UFs. O termo aleatório do coeficiente de inclinação associado ao nível socioeconômico revelou-se estatisticamente nulo ao nível de significância de 5%, sugerindo que as UFs e municípios não se diferenciam entre si no que concerne à equidade social. Ou seja, de acordo com o modelo, não foi encontrada evidên-

cia de que a relação linear entre o nível socioeconômico e as proficiências varia entre municípios ou entre UFs.

**Tabela 4**  
**Estimativas LP e MT**

	LP1		MT1	
	Estimativa	EP	Estimativa	EP
<i>Parâmetros Fixos</i>				
Constante	0,633	0,014	0,427	0,012
INSE	0,025	0,001	0,040	0,001
Proficiência 2011	0,646	0,001	0,582	0,001
<i>Parâmetros Aleatórios</i>				
Nível: UF				
Var(Const)	0,005	0,001	0,004	0,001
Nível: MUNICIPIO				
Var(Const)	0,008	< 0,001	0,008	< 0,001
Nível: ESCOLA				
Var(Const)	0,026	0,001	0,034	0,001
Var(INSE)	0,001	< 0,001	0,001	< 0,001
Var(Proficiência 2011)	0,003	< 0,001	0,007	< 0,001
Covar(Proficiência 2011-Constante)	0,002	< 0,001	0,014	< 0,001
Covar(INSE-Constante)	0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Covar(Proficiência 2011-INSE)	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Nível: ALUNO				
Var(Const)	0,413	0,001	0,348	0,001
Nºunidades: UF	27		27	
Nºunidades: MUNICIPIO	5.599		5.599	
Nºunidades: ESCOLA	29.205		29.205	
Nºunidades: ALUNO	1.027.470		1.027.470	
-2*loglikelihood:	2.045.755,85		1.872.227,1	

Quanto aos parâmetros aleatórios associados à ordenada na origem, as estimativas do modelo LP indicam que grande parte da variância não explicada pela componente determinística do modelo encontra-se no nível 1, alunos, pois a variância residual de Proficiência LP é 0,413 (EP = 0,001). A variância residual no nível 2, escolas é 0,026 (EP = 0,001), no nível 3, municípios é 0,008 (EP < 0,001) e no nível 4, UF é 0,005 (EP < 0,001), ou seja, o somatório das variâncias residuais de níveis 2, 3 e 4 totaliza 0,039. Nestes termos, a razão entre a variância residual do nível 1 e o somatório de variâncias é maior de 10, sinalizando que a variabilidade dos resultados obtidos pelos alunos que é devida a diferenças intra-escolares é 10 vezes maior comparativamente com a variabilidade que é devida às diferenças verificadas entre escolas, municípios e unidades de federação. Também os resultados do modelo MT1 sinalizam a mesma realidade, ou seja, no nível 1, a variância residual de Proficiência MT é 0,348 (EP = 0,001). A variância residual no nível 2, escolas é 0,034 (EP = 0,001), no nível 3, municípios é 0,008 (EP < 0,001) e no nível 4, UF é 0,005 (EP < 0,001), ou seja, o somatório das variâncias residuais de níveis 2, 3 e 4 totaliza 0,046. Portanto, a razão entre a variância residual do nível 1 e somatório de variâncias é quase 8.

A decomposição da variância das variáveis resposta permite confirmar que a heterogeneidade entre alunos dentro da escola, a diversidade de práticas-pedagógicas, e de outros fatores associados ao projeto educativo de cada escola, contribuem muito mais para a variabilidade dos resultados escolares em matemática e em língua portuguesa nesta etapa da trajetória escolar do aluno do que as diferenças entre escolas, entre municípios ou entre unidades da federação.

No que se refere aos parâmetros aleatórios associados ao coeficiente de inclinação de nível socioeconômico (INSE), as estimativas de ambos os modelos indicam que a variância e as covariâncias de nível 2 são, no máximo, 0,001. A magnitude das estimativas é muito próxima de zero. Contudo, o teste de hipóteses da *deviance* indica que estes parâmetros aleatórios são globalmente significativos, isto é, diferentes de zero. Ora, convém levar em consideração que o número total de observações é muito elevado pelo que há maior chance de cometer um erro do tipo I (isto é, rejeitar a hipótese nula quando esta não deveria ser rejeitada).

No que concerne à magnitude das estimativas dos parâmetros aleatórios associados ao coeficiente de inclinação de proficiência prévia em 2011, parece sugerir que as escolas incluídas nesta análise também apresentam reduzida variabilidade quanto à relação linear entre as variáveis de desempenho em 2011 e em 2015. Ou seja, apesar de estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%, os parâmetros que aferem a eficácia diferencial quanto ao conhecimento prévio é próximo de zero, sendo maior em MT (0,007) do que em LP (0,003). Vale ressaltar ainda que a correlação entre as estimativas de valor acrescentado obtidas para cada escola em LP e em MT é 0,63, ou seja, está em concordância com as obtidas por Ferrão e Couto (2013a) para os anos iniciais da escolaridade no município de Campinas (0,67 no 2º ano, 0,66 no 3º ano, 0,43 no 4º ano e 0,70 no 5º ano). Assim, em geral, existe concordância positiva (moderada-forte) entre as estimativas de valor acrescentado obtidas em diferentes áreas curriculares e as estimativas de equidade social e de eficácia diferencial por conhecimento prévio são pouco expressivas em termos da variabilidade entre escolas e são nulas entre municípios e entre UFs.

Os termos aditivos referentes às demais variáveis explicativas-referentes à situação sociodemográfica do aluno e ao contexto da escola - foram incluídos no preditor linear dos modelos, cujas estimativas se apresentam na Tabela 5. Pode verificar-se que os efeitos fixos e aleatórios anteriormente reportados mantêm-se estáveis. No que se refere às variáveis sociodemográficas dos alunos, as estimativas indicam que, em média e controlando por todas as demais variáveis, as alunas têm melhor desempenho em LP (0,135) e pior em MT (-0,092), todos os grupos de raça/cor apresentam scores reduzidos comparativamente com a categoria de referência Branco, a situação do aluno face ao trabalho também reduz o desempenho, tanto em 2011 como em 2015, quando a Mãe do aluno é alfabetizada, em geral ele atinge melhores resultados. Nestes termos, com exceção do coeficiente associado a sexo, todos os demais apresentam o mesmo sinal em qualquer dos domínios cognitivos avaliados.

**Tabela 5**  
*Estimativas LP e MT, controlando por variáveis de contexto*

	LP2		MT2	
	Estimativa	EP	Estimativa	EP
<i>Parâmetros Fixos</i>				
Constante	0,519	0,014	0,445	0,012
INSE	0,030	0,001	0,034	0,001
Proficiência 2011	0,617	0,001	0,573	0,001
Feminino vs. Masculino	0,135	0,001	-0,092	0,001
Pardo vs. Branco	-0,043	0,002	-0,036	0,002
Preto vs. Branco	-0,093	0,002	-0,085	0,002
Amarelo vs. Branco	-0,015	0,003	-0,088	0,003
Indígena vs. Branco	-0,042	0,004	-0,014	0,003
Não sei raça/cor vs. Branco	-0,130	0,005	-0,044	0,005
Trabalhador em 2011	-0,104	0,002	-0,040	0,002
Trabalhador em 2015	-0,133	0,002	-0,069	0,002

Mae alfabetizada	0,070	0,003	0,058	0,003
Escola Federal vs. Estadual	0,405	0,037	0,598	0,039
Escola Municipal vs. Estadual	0,067	0,003	0,056	0,003
Escola Rural vs. Urbana	-0,011	0,005	0,023	0,004
<i>Parâmetros Aleatórios</i>				
Nível: UF				
Var(Const)	0,005	0,002	0,003	0,001
Nível: MUNICIPIO				
Var(Const)	0,008	< 0,001	0,008	< 0,001
Nível: ESCOLA				
Var(Const)	0,023	< 0,001	0,031	< 0,001
Var(INSE)	0,001	< 0,001	0,001	< 0,001
Var(Proficiência 2011)	0,003	< 0,001	0,007	< 0,001
Covar(Proficiência 2011-Constante)	0,001	< 0,001	0,014	< 0,001
Covar(INSE-Constante)	0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Covar(Proficiência 2011-INSE)	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Nível: ALUNO				
Var(Const)	0,397	0,001	0,344	0,001
Nºunidades: UF	27		27	
Nºunidades: MUNICIPIO	5592		5592	
Nºunidades: ESCOLA	29112		29112	
Nºunidades: ALUNO	919348		919348	
-2*loglikelihood:	1792830,1		1663685,18	

As estimativas também sugerem que, em média, os alunos que frequentam escolas da rede federal (0,405 em LP e 0,598 em MT) e municipal (0,067 em LP e 0,056 em MT) apresentam melhor desempenho comparativamente com os alunos que frequentam escolas da rede estadual. Já os alunos cuja escola é rural têm pior resultado em LP (-0,011) e melhor resultado em MT (0,023) comparativamente com os colegas que frequentam alguma escola urbana. No que se refere às estimativas dos parâmetros aleatórios, mantém-se o que foi reportado acima.

## 4. Discussão

Através da aplicação de modelos de regressão multinível com coeficientes aleatórios aos dados da PB 2011 emparelhados com os da PB 2015, ao longo deste artigo mostrámos que a relação linear entre conhecimento do aluno no 5º ano e no 9º ano, tanto em LP como MT, varia aleatoriamente entre as escolas, sugerindo a existência de eficácia diferencial por conhecimento prévio. Essa variabilidade, apesar de ser estatisticamente significativa, é ténue (0,007). Ou seja, a interpretação substantiva de tais resultados vai no sentido de afirmar que após controlar por conhecimento prévio e por nível socioeconómico, a variabilidade da proficiência dos alunos no 9º ano é fundamentalmente devida a fatores intra-escolares. Análise semelhante se aplica à relação linear entre nível socioeconómico do aluno e à proficiência dos alunos no 9º ano.

Estes resultados reforçam e complementam os apresentados por Ferrão e outros (2018) na medida em que se verificou que as estimativas do coeficiente de inclinação se encontram no intervalo [0,6; 0,7], significando que, controlando pelas variáveis sociodemográficas e por variáveis estruturais da escola, por cada desvio padrão adicional da PB2011, o aluno obtém, em média, 0,62 ou 0,57 desvios padrão acrescidos no respectivo score em LP ou MT da PB 2015 e que, substantivamente, esses valores quase não variam entre

escolas, entre municípios ou entre UFs. Esta evidência encontra-se em linha com resultados obtidos em outros contextos educativos onde o efeito diferencial foi explorado (Gray et al., 1996; Nuttall et al., 1989). Assim, a evidência empírica encontrada para responder à primeira questão de pesquisa, sugere que a variabilidade das proficiências em LP e em MT no final do 9º ano, condicionadas ao conhecimento do aluno no 5º ano e ao seu nível socioeconômico, pode ser atribuível a diferenças entre escolas no que concerne à média, mas não no que se refere às relações lineares com conhecimento prévio ou com o nível socioeconômico do aluno, pois as respectivas estimativas de variância ao nível da escola, do município ou UF, são menores do que 0,001. Ou seja, tais resultados sugerem que essas relações lineares tendem a apresentar apenas efeitos fixos. Dito de outro modo, no que se refere à variabilidade entre escolas, entre municípios e entre UFs associadas aos coeficientes de inclinação, apesar variâncias serem estatisticamente diferentes de zero (teste de hipóteses baseado na *deviance*), mas as estimativas sugerem muito reduzida variabilidade entre escolas, municípios e entre UFs.

No que se refere à segunda questão de pesquisa, “Há diferenças entre os domínios cognitivos avaliados no que se refere à dispersão atribuível à estrutura hierárquica do sistema educativo?”. Os resultados sugerem que globalmente não é encontrada especificidade que resulte da comparação da dispersão da proficiência em LP ou em MT atribuível à estrutura hierárquica. Na sequência do afirmado anteriormente, a relação linear entre o nível socioeconômico do aluno e a sua proficiência, verificámos que a aleatoriedade do coeficiente é muito próxima de zero, sugerindo pouca variabilidade entre escolas, entre municípios e entre UFs. Isto quer dizer que, de modo geral, a influência do nível socioeconômico do aluno no seu desempenho escolar no final do 9º ano é semelhante entre as escolas.

As estimativas dos parâmetros aleatórios associados ao intercepto e que permitem a decomposição da variância da proficiência na PB2015 pelos quatro níveis da estrutura hierárquica, sugerem que a variabilidade residual, não explicada pelo modelo, é maioritariamente devida à heterogeneidade intra-escolar. Concretamente, dado o conhecimento prévio do aluno e o seu nível socioeconômico, dependendo do domínio cognitivo, a variância de nível 1 é maior do que 10 (em LP) ou maior do que 7 (em MT) vezes o somatório das variâncias entre escolas, entre municípios e entre UFs. Os resultados referem-se à subpopulação discente que progrediu sem interrupções ou repetições entre o 5º e o 9º ano. Tais resultados colocam o foco do sucesso educativo no nível EF 1, devido à acima demonstrada influência que tem na trajetória do aluno no EF2.

Neste artigo demonstrámos a natureza cumulativa das aprendizagens, quantificámo-la, e reportámos a razão de variâncias intra-escolar e demais níveis hierárquicos. Os resultados indicam a necessidade de se repensarem as políticas para a melhoria da qualidade da educação com equidade e para tal, de reforçar a investigação institucional. Para este fim também contribuem as estimativas associadas à rede a que as escolas pertencem. O efeito marginal associado a rede Federal vs. Estadual é 0,405 (LP) e 0,598 (MT) e à rede Municipal vs. Estadual é 0,067 (LP) e 0,056 (MT), mesmo controlando pelo conhecimento prévio do aluno. Apesar das escolas federais representarem aproximadamente 0,1% (em 2011) das escolas brasileiras, a sua prática deve ser investigada por forma a transferir e generalizar boas práticas pedagógicas. Investigação recente em escolas públicas brasileiras (Machado et al., 2020; Moraes et al., 2020; Souza, 2017) é reveladora do potencial de transformação na redução das desigualdades educacionais e sociais. Uma implicação política das evidências deste estudo parece ser inequívoca. Combater as desigualdades sociais e educacionais obriga à maior atenção aos anos iniciais da escolaridade e, principalmente, à atenção especial e ao reforço educativo aos subgrupos desfavorecidos socioeconomicamente, alunos expostos a extrema pobreza como é em geral caso do aluno-trabalhador ou aluno cuja mãe não sabe ler nem escrever, a grupos de etnia/raça. O artigo presente vem acrescentar a Ferrão e outros (2018), pelo menos o seguinte: para a subpopulação discente estudada e após considerar as variáveis individuais de conhecimento prévio e nível socioeconômico, a eficácia diferencial e a equidade social parecem não permitir a diferenciação de escolas, de municípios ou de UFs quanto a estes dois conceitos. No que se refere ao efeito das variáveis sociodemográficas e de grupos minoritários, a análise das estimativas obtidas aconselha que o modelo a adotar deve incluir no preditor linear, além do nível socioeconômico e conhecimento prévio do aluno, as variáveis sexo, cor/raça, situação do aluno face ao trabalho, e situação de alfabetização da mãe, enquanto se verificar efeito diferente de zero. Deste modo, o sistema de avaliação pode monitorar ao longo do tempo os grupos desfavorecidos e, assim, fornecer subsídios à decisão política para o planeamento de programas e medidas que visem à melhoria da qualidade e da equidade da rede pública da educação.

Simultaneamente, permite a avaliação do impacto de políticas, programas e medidas na atenuação das desigualdades sociais e educacionais.

A seleção implícita à análise longitudinal dos dados da PB, já que estão presentes os alunos que progrediram entre o 5º e o 9º ano (4ª e a 8ª série) sem qualquer reprovação conduz à análise de um subconjunto de alunos, que representam grosso modo 70% dos alunos no fluxo EF2, de escolas e de municípios. Este tipo de seleção reflete uma característica de desempenho do sistema educativo brasileiro, que ainda é marcado por elevada taxa de reprovação. Sabendo que são tendencialmente os alunos mais desfavorecidos socioeconomicamente os sujeitos à reprovação precoce e que a probabilidade individual de reprovação aumenta quando o aluno frequenta uma escola com maior proporção de alunos repetentes (Ferrão et al., 2017), é pois premente a análise e modelagem da coorte de alunos do 5º ano que em 2011 participaram na PB 2011 na perspectiva do fenómeno (in)sucesso do aluno, re-equacionando a operacionalização do conceito de equidade social e eficácia diferencial com base no modelo estatístico aplicado aos dados de todos os alunos daquela coorte, independentemente da sua situação face à repetência após o 5º ano de escolaridade.

Por último referir que se tivessem sido selecionadas outras coortes, os resultados poderiam ser ligeiramente diferentes. Nessa perspectiva, é muito importante desenvolver uma investigação mais ampla que contemple diferentes coortes e diferentes etapas, isto é, a modelagem apresentada neste artigo precisa ser generalizada a outras coortes de alunos e a outros níveis de ensino, prioritariamente nos anos iniciais do ensino fundamental, como justificámos anteriormente. E assinalar que é necessária alguma cautela na generalização dos resultados apresentados. Além da seleção implícita da coorte analisada, deve-se notar que a estrutura hierárquica da população discente em análise considerou os alunos agrupados na escola onde prestaram a PB 2015. O pressuposto de que os alunos ali realizaram a formação entre o 5º ano e o 9º ano precisa ser verificada e o impacto nos resultados deve ser testado. Assim, uma das implicações para efeitos de pesquisa futura é a de quantificar a mobilidade dos alunos entre escolas e quantificar o efeito da mobilidade dos alunos nos indicadores escolares.

Em síntese, os resultados deste estudo suscitam a necessidade de dar continuidade à linha de pesquisa em pelo menos quatro vertentes, visando a produção de *conhecimento data-driven* que possa fundamentar atempadamente políticas e ações destinadas à melhoria da qualidade e equidade no sistema educacional. São as seguintes linhas de investigação futura: (1) Reforçar a pesquisa institucional e de eficácia educacional orientada ao estudo de fatores intra-escolares; (2) Aprofundar a análise e modelagem da coorte de alunos do 5º ano que em 2011 participaram na PB 2011 na perspectiva do fenómeno (in)sucesso do aluno, re-equacionando a operacionalização do conceito de equidade social e de eficácia diferencial com base no modelo estatístico aplicado aos dados de todos os alunos daquela coorte, independentemente da sua situação face à repetência após o 5º ano de escolaridade; (3) Generalizar estas abordagens metodológicas a outras coortes de alunos e a outras etapas de ensino; (4) Incorporar a mobilidade dos alunos nos modelos estatísticos que visam a quantificação do efeito-escola de curto, médio e longo prazo.

## Referências

- Alves, M. T. G. e Ferrão, M. E. (2019). One decade of prova Brasil: Evolution of student performance and grade promotion. *Estudos em Avaliação Educacional*, 30(75), 688-720. <https://doi.org/10.18222/ae.v0ix.6298>
- Bartholo, T. L., Koslinski, M. C., de Andrade, F. M. e De Castro, D. L. (2020). School segregation and education inequalities at the start of schooling in Brazil. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 18(4), 57-76. <https://doi.org/10.15366/reice2020.18.4.003>
- Carnoy, M., Khavenson, T., Fonseca, I., Costa, L. e Marotta, L. (2015). A educação brasileira está melhorando? Evidências do PISA e do SAEB. *Cadernos de Pesquisa*, 45(157), 450-485. <https://doi.org/10.1590/198053143331>
- Correa, E. V., Bonamino, A. e Soares, T. M. (2015). Evidências do efeito da repetência nos primeiros anos escolares. *Estudos em Avaliação Educacional*, 25(59), 242-262. <https://doi.org/10.18222/ae255920142862>
- Ferrão, M. E. (2012). Avaliação educacional e modelos de valor acrescentado: Tópicos de reflexão. *Educação & Sociedade*, 33(119), 455-469. <https://doi.org/10.1590/s0101-73302012000200007>

- Ferrão, M. E. (2017). Estatística educacional e política pública: A propósito dos modelos de valor acrescentado. *Educação & Sociedade*, 39(142), 19-38. <https://doi.org/10.1590/es0101-73302017176230>
- Ferrão, M. E., Barros, G. T. F., Bof, A. M. e Oliveira, A. S. (2018). Estudo longitudinal sobre eficácia educacional no Brasil: Comparação entre resultados contextualizados e valor acrescentado. *Dados*, 61(4), 265-300. <https://doi.org/10.1590/001152582018160>
- Ferrão, M. E., Costa, P. M. e Matos, D. (2017). *The relevance of the school socioeconomic composition and school proportion of repeaters on grade repetition in Brazil: A multilevel logistic model of PISA 2012*. Springer. <https://doi.org/10.1186/s40536-017-0036-8>
- Ferrão, M. E. e Couto, A. (2013a). Value-added indicator and topics on consistency and stability: An application to Brazil. *Ensaio*, 21(78), art 8. <https://doi.org/10.1590/S0104-40362013000100008>
- Ferrão, M. E. e Couto, A. P. (2013b). The use of a school value-added model for educational improvement: A case study from the Portuguese primary education system. *School Effectiveness and School Improvement*, 25(1), 174-190. <https://doi.org/10.1080/09243453.2013.785436>
- Ferrão, M. E. e Goldstein, H. (2009). Adjusting for measurement error in the value-added model: Evidence from Portugal. *Quality & Quantity*, 43(6), 951-963. <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9171-1>
- Goldstein, H. (1986). Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares. *Biometrika*, 73(1), 43-56. <https://doi.org/10.1093/biomet/73.1.43>
- Goldstein, H. (1989). Restricted unbiased iterative generalised least-squares estimation. *Biometrika*, 76(3), 622-623. <https://doi.org/10.1093/biomet/76.3.622>
- Goldstein, H. e Rasbash, J. (1992). Efficient computational procedures for the estimation of parameters in multilevel models based on iterative generalised least squares. *Computational Statistics and Data Analysis*, 13(1), 63-71. [https://doi.org/10.1016/0167-9473\(92\)90154-8](https://doi.org/10.1016/0167-9473(92)90154-8)
- Gray, J., Goldstein, H. e Jesson, D. (1996). Changes and improvements in schools' effectiveness: Trends over five years. *Research Papers in Education*, 11(1), 35-51. <https://doi.org/10.1080/02671529601101014>
- Klein, R. (2006). Como está a educação no Brasil? O que fazer? *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 14(51), 139-172. <https://doi.org/10.1590/S0104-40362006000200002>
- Klein, R. (2011). Uma re-análise dos resultados do PISA: Problemas de comparabilidade. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 19(73), 717-741. <https://doi.org/10.1590/S0104-40362011000500002>
- Klein, R. (2003). Utilização da teoria de resposta ao item no sistema nacional de avaliação da educação básica. *Revista Ensaio*, 11(40), 283-296. <https://doi.org/10.22347/2175-2753vi12.38>
- Krüger, N. (2020). Efectos compañero en contextos escolares altamente segregados. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 18(4), 171-196. <https://doi.org/10.15366/reice2020.18.4.007>
- Kyriakides, L. (2004). Differential school effectiveness in relation to sex and social class: Some implications for policy evaluation. *Educational Research and Evaluation*, 10(2), 141-161. <https://doi.org/10.1076/edre.10.2.141.27907>
- Machado, M. R. C., Vasconcelos, A. M. N., de Oliveira, A. S. e Reis, B. M. X. (2020). Non-repetition policies on state education systems in Brazil. *Cadernos de Pesquisa*, 50(178), 1097-1121. <https://doi.org/10.1590/198053147263>
- Manguí, D., Solar, M. L. C., Ibarra, A. B., Godoy, I. A., Cordova, V. V. e Soto, K. D. (2020). Understanding inclusive education in Chile: An overview of policy and educational research. *Cadernos de Pesquisa*, 50(175), 114-134. <https://doi.org/https://doi.org/10.1590/198053146605>
- Moraes, J., Manoel, M. V., Dias, B. F. B. e Mariano, S. R. H. (2020). Organizational practices in high performance public schools in Brazil. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 18(1), 5-25. <https://doi.org/10.15366/reice2020.18.1.001>
- Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Lewis, D. e Ecob, R. (1988). *School matters*. Open Books. <https://doi.org/10.1525/9780520330375>
- Murillo, F. J. (2005). *La investigación sobre eficacia escolar*. Octaedro.

- Murillo, F. J. e Martínez-Garrido, C. (2019). Una mirada a la investigación educativa en América Latina a partir de sus artículos. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 17(2), 5-25. <https://doi.org/10.15366/reice2019.17.2.001>
- Nuttall, D., Goldstein, H., Prosser, R. e Rasbash, J. (1989). Differential school effectiveness. *International Journal of Educational Research*, 13(7), 689-825. [https://doi.org/10.1016/0883-0355\(89\)90027-X](https://doi.org/10.1016/0883-0355(89)90027-X)
- OECD. (2008). *Measuring improvements in learning outcomes*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264050259-en>
- Palardy, G. J. (2008). Differential school effects among low, middle, and high social class composition schools: A multiple group, multilevel latent growth curve analysis. *School Effectiveness and School Improvement*, 19(1), 21-49. <https://doi.org/10.1080/09243450801936845>
- Rasbash, J., Browne, W., Healy, M., Cameron, B. e Charlton, C. (2014). *MLwiN 3.0* [Computer software] Centre for Multilevel Modelling, University of Bristol.
- Reynolds, D., Sammons, P., De Fraine, B., Van Damme, J., Townsend, T., Teddlie, C. e Stringfield, S. (2014). Educational effectiveness research (EER): A state-of-the-art review. *School Effectiveness and School Improvement*, 25(2), 197-230. <https://doi.org/10.1080/09243453.2014.885450>
- Ribeiro, C. (2018). Contínuo racial, mobilidade social e “embranchamento”. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 32(95), 1-25. <https://doi.org/10.17666/329503/2017>
- Rutter, M., Maughan, B., Mortimore, P. e Ouston, J. (1979). *Fifteen thousand hours*. Open Books.
- Scheerens, J. (2000). *Improving school effectiveness*. UNESCO. <https://doi.org/10.1016/B0-08-043076-7/02438-4>
- Scheerens, J. e Bosker, R. (1997). *The foundations of educational effectiveness*. Pergamon.
- Soares, J. F. e Alves, M. T. G. (2013). Efeitos de escolas e municípios na qualidade do ensino fundamental. *Cadernos de Pesquisa*, 43(149), 492-517. <https://doi.org/10.1590/s0100-15742013000200007>
- Soares, T. M., Bonamino, A., Brooke, N. e Fernandes, N. da S. (2017). Modelos de valor agregado para medir a eficácia das escolas Geres. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 25(94), 59-89. <https://doi.org/10.1590/s0104-40362017000100003>
- Soares, T. M., Fernandes, N. S., Nobrega, M. C. e Nicolella, A. C. (2015). Factors associated with dropout rates in public secondary education in Minas Gerais. *Educação e Pesquisa*, 41(3), 757-772. <https://doi.org/10.1590/S1517-9702201507138589>
- Souza, M. C. F. (2017). Aprendizagens e tempo integral: Entre a efetividade e o desejo. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 25(95), 414-439. <https://doi.org/10.1590/S0104-40362017002500483>
- Strand, S. (2010). Do some schools narrow the gap? Differential school effectiveness by ethnicity, gender, poverty, and prior achievement. *School Effectiveness and School Improvement*, 21(3), 289-314. <https://doi.org/10.1080/09243451003732651>
- Teddlie, C. e Stringfield, S. (1993). *Schools make a difference: Lessons learned from a 10-year study of school effects*. Teachers College Press.

## Gratidão

A autora foi parcialmente apoiada pelo Projeto CEMAPRE-UID / MULTI / 00491/2020 financiado pela FCT / MCTES através de fundos nacionais. A autora agradece a Gabriela Thamara de Freitas Barros, a Alvana Maria Bof e a Adolfo Samuel de Oliveira pelos comentários a uma versão preliminar do artigo, aos avaliadores anônimos as sugestões de melhoria do manuscrito e ao INEP as condições para a utilização da sala segura.

## Breve CV do autor

### **Maria Eugénia Ferrão**

Doutorada na área de Estatística e Teoria de Controle pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, é doutorada em Ciências da Educação pela Universidade do Minho e tem Agregação em Métodos Quantitativos pelo Instituto Universitário de Lisboa (IUL/ISCTE). Professora na Universidade da Beira Interior, Investigadora no CEMAPRE, Centro de Matemática Aplicada à Previsão e Decisão Económica, com sede na Universidade de Lisboa; Visiting Fellow da Graduate School of Education, University of Bristol entre 2014 e 2020. Email: [meferrao@ubi.pt](mailto:meferrao@ubi.pt)

ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0002-1317-0629>