

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**BERNARDO FREDERES KRÄMER ALCALDE**

**ENSAIOS SOBRE EDUCAÇÃO NO BRASIL: DESIGUALDADE DE  
OPORTUNIDADES E MEDIDAS DE AVALIAÇÃO**

**Porto Alegre**

**2021**

**BERNARDO FREDERES KRÄMER ALCALDE**

**ENSAIOS SOBRE EDUCAÇÃO NO BRASIL: DESIGUALDADE DE  
OPORTUNIDADES E MEDIDAS DE AVALIAÇÃO**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Júnior

**Porto Alegre**

**2021**

#### CIP - Catalogação na Publicação

Alcalde, Bernardo Frederes Krämer  
Ensaio sobre Educação no Brasil: Desigualdade de Oportunidades e Medidas de Avaliação / Bernardo Frederes Krämer Alcalde. -- 2021.  
112 f.  
Orientador: Sabino da Silva Porto Junior.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2021.

1. Economia da Educação. 2. Igualdade de Oportunidades. 3. Avaliação da Educação Básica Pública. 4. Capital Humano. I. da Silva Porto Junior, Sabino, orient. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

**BERNARDO FREDERES KRÄMER ALCALDE**

**ENSAIOS SOBRE EDUCAÇÃO NO BRASIL: DESIGUALDADE DE  
OPORTUNIDADES E MEDIDAS DE AVALIAÇÃO**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovado em: Porto Alegre 31 de março de 2021.

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof.º Dr. Sabino da Silva Porto Júnior – Orientador  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

---

Prof.º Dr. Sergio Marley Modesto Monteiro  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

---

Prof.ª Dr.ª Izete Pengo Bagolin  
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS)

---

Prof.º Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza  
Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

Em ordem de aparição: à Magali, ao Tales, ao Fausto (*in memoriam*), ao Napoleão (*in memoriam*), à Ana, ao Augusto e ao Arthur.

E a todos aqueles que me ensinaram algo que eu pude ensinar para alguém.

O saber deve ser como um rio, cujas águas doces, grossas, copiosas, transbordem do indivíduo e se espraíem, estancando a sede dos outros. Sem um fim social, o saber será a maior das futilidades.

Gilberto Freyre (1941)

## RESUMO

A presente tese é composta de três ensaios que tratam de temas ligados à educação no Brasil. O primeiro ensaio apresenta e analisa a trajetória da desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil para o período de 1995 a 2015. Para tanto, utiliza duas medidas de desigualdade, uma ordinal e outra não-ordinal. Os resultados encontrados indicaram, em geral, redução na desigualdade entre brancos e não-brancos e aumento da desigualdade entre homens e mulheres, em favor das mulheres. O Nordeste foi a região que apresentou maior redução na desigualdade entre etnias, enquanto o Sul apresentou o pior desempenho, principalmente para o índice ordinal. Ainda para o caso das etnias, observou-se redução de desigualdade em todas as regiões para a faixa etária mais jovem. Ambas as métricas apresentaram desempenho similar em termos de ajuste a um modelo linear quando a diferença de escolaridade observada foi menor. No entanto, foram encontradas evidências de que o índice ordinal tem melhor desempenho do que o não-ordinal à medida que a diferença de escolaridade aumenta. O segundo ensaio analisa, a partir de dados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), a relação entre taxas de aprovação e desempenho dos alunos. Tendo em vista os incentivos induzidos pelo IDEB, é apresentado um modelo teórico de otimização desse índice pelo gestor da escola, que conclui que aumentar a taxa de aprovação é, no curto prazo, a estratégia ótima. Os modelos quantílicos e logísticos estimados não indicaram a existência de relação entre o desempenho dos alunos em exames padronizados e a taxa de aprovação observada nas escolas. O terceiro ensaio tem dois objetivos: conhecer o nível das habilidades cognitivas dos potenciais ingressantes do Ensino Médio e simular o efeito sobre as taxas de aprovação das escolas e sobre o IDEB e seus *rankings* quando uma taxa de aprovação exógena é utilizada como padrão de aprovação. Para atender tais fins, foram desenvolvidas rotinas na linguagem de programação *Python* para processar os microdados do SAEB de 2017. Quanto ao perfil dos potenciais ingressante do Ensino Médio, os resultados encontrados indicaram que os alunos com pior desempenho, em cada escola, concluem o ensino fundamental sem habilidades elementares para essa etapa, como a capacidade de ordenar números em ordem crescente. Adicionalmente, mais da metade dos alunos que, potencialmente, concluíram o nono ano, não adquiriram conhecimentos considerados básicos pelo Ministério da Educação (MEC) em Língua Portuguesa e Matemática. Quanto à utilização de um padrão de aprovação exógeno e único para todas as escolas, os resultados indicam que as taxas de aprovação médias dos estados cairiam de 87,37%, pelo critério oficial, para 43,98%, no padrão de aprovação mais brando

simulado, e para 0,46%, no mais exigente, implicando redução drástica e generalizada no IDEB. Para analisar o impacto do uso de critérios exógenos de aprovação sobre o ordenamento dos estados e das escolas no IDEB utilizou-se o coeficiente de correlação de Spearman. No caso dos estados, os coeficientes obtidos não indicaram mudanças relevantes no *ranking*. À medida que o critério de aprovação se tornou mais exigente, o coeficiente estimado reduziu. Para o caso das escolas por estado foi observada queda dos coeficientes no mesmo sentido, porém com maior intensidade, sugerindo que os *rankings* das escolas por estado são mais sensíveis ao critério de aprovação adotado do que o *ranking* dos estados. Notou-se que os *rankings* das cinco escolas mais bem classificadas por estado tende a mudar com maior intensidade quando os critérios de aprovação se tornam mais exigentes.

**Palavras-chave:** Igualdade de Oportunidades. IDEB. Educação.



## ABSTRACT

This thesis is composed of three essays that deal with themes related to education in Brazil. The first essay presents and analyzes the trajectory of inequality of educational opportunities in Brazil for the period from 1995 to 2015. To do so, it uses two measures of inequality, one ordinal and the other non-ordinal. The results found indicated, in general, a reduction in inequality between whites and non-whites and an increase in inequality between men and women, in favor of women. The Northeast was the region that showed the greatest reduction in inequality between ethnicities, while the South presented the worst performance, mainly for the ordinal index. Still in the case of ethnic groups, there was a reduction in inequality in all regions for the younger age group. Both metrics performed similarly in terms of adjustment to a linear model when the difference in education observed was smaller. However, evidence was found that the ordinal index performs better than the non-ordinal one as the educational gap increases. The second essay analyzes, using data from the Basic Education Development Index (IDEB), the relationship between approval rates and student performance. In view of the incentives induced by IDEB, a theoretical model of optimization of this index is presented by the school manager, which concludes that increasing the approval rate is, in the short term, the optimal strategy. The quantile and logistic models estimated did not indicate the existence of a relationship between students' performance in standardized exams and the approval rate observed in schools. The third essay has two objectives: to know the level of cognitive skills of potential high school students and to simulate the effect on school approval rates and on IDEB and its rankings when an exogenous approval rate is used as an approval standard. To meet these purposes, routines were developed in the Python programming language to process the 2017 SAEB microdata. As for the profile of potential high school entrants, the results found indicated that the students with the worst performance, in each school, complete their education. fundamental elementary skills for this step, such as the ability to sort numbers in ascending order. In addition, more than half of the students who potentially completed the ninth year did not acquire knowledge considered basic by the Ministry of Education (MEC) in Portuguese and Mathematics. As for the use of an exogenous and unique approval pattern for all schools, the results indicate that the average approval rates of the states would fall from 87.37%, by the official criterion, to 43.98%, in the milder approval pattern. simulated, and to 0.46%, in the most demanding, implying a drastic and generalized reduction in IDEB. Spearman's correlation coefficient was used to analyze the impact of the use of exogenous approval criteria on the

ordering of states and schools in IDEB. In the case of the states, the coefficients obtained did not indicate relevant changes in the ranking. As the approval criterion became more demanding, the estimated coefficient decreased. For the case of schools by state, a decrease in the coefficients was observed in the same direction, but with greater intensity, suggesting that the rankings of schools by state are more sensitive to the adopted approval criterion than the ranking of the states. It was noted that the rankings of the five schools best classified by state tend to change with greater intensity when the approval criteria become more demanding.

**Keyword:** Equality of Opportunity. Brazilian Education Quality Index (IDEB). Education.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 - Distribuição das observações, por região e por ano.....	31
Figura 2.2 - Distribuição das observações, por gênero e por ano.....	32
Figura 2.3 - Distribuição das observações, por etnia e por ano.....	32
Figura 2.4 - Idade média, em anos, por região e ano.....	33
Figura 2.5 - Distribuição das observações, por nível de escolaridade e ano .....	33
Figura 2.6 - Média de anos de estudo, por região e por ano.....	34
Figura 2.7 - Distribuição das observações, por nível de escolaridade e ano, na região Nordeste .....	34
Figura 2.8 - Distribuição das observações, por nível de escolaridade e ano, na região Sul.....	35
Figura 2.9 - Média de anos de estudo, por etnia e por ano, para faixas etárias selecionadas, no Brasil.....	36
Figura 2.10 - Média de anos de estudo, por etnia e por ano, para faixas etárias selecionadas, na região Sul.....	36
Figura 2.11 - Média de anos de estudo, por etnia e por ano, para faixas etárias selecionadas, na região Nordeste.....	37
Figura 2.12 - Média de anos de estudo, por gênero e por ano, para faixas etárias selecionadas, no Brasil.....	38
Figura 2.13 - Média de anos de estudo, por gênero e por ano, para faixas etárias selecionadas, na região Sul .....	38
Figura 2.14 - Média de anos de estudo, por gênero e por ano, para faixas etárias selecionadas, na região Nordeste .....	39
Figura 2.15 - Diferença das médias de anos de estudo, para a circunstância gênero, para regiões e faixas etárias selecionadas.....	43
Figura 2.16 - Valores estimados para o IPC, para a circunstância gênero, para regiões e faixas etárias selecionadas.....	43
Figura 2.17 - Valores estimados para o IPC, para a circunstância gênero, para regiões e faixas etárias selecionadas.....	44
Figura 2.18 - Diferença das médias de anos de estudo, para a circunstância gênero, para regiões e faixas etárias selecionadas.....	44
Figura 2.19 - Valores estimados para o IPC, para a circunstância etnia, para regiões e faixas etárias selecionadas.....	45

Figura 2.20 - Valores estimados para o IK, para a circunstância etnia, para regiões e faixas etárias selecionadas.....	45
Figura 2.21 - Gráfico de dispersão entre IPC e diferença média de anos de estudo (circunstância etnia).....	46
Figura 2.22 - Gráfico de dispersão entre IK e diferença média de anos de estudo (circunstância etnia).....	47
Figura 3.1 - Distribuições dos estabelecimentos educacionais da amostra por unidade federativa .....	58
Figura 3.2 - Evolução da nota média no SAEB para os cinco estados com maior crescimento para a variável e o Brasil .....	59
Figura 3.3 - Evolução da taxa de aprovação média para os cinco estados com maior crescimento para a variável e o Brasil .....	60
Figura 3.4 - Quantidade de incentivos, possibilidades de flexibilizações e incidência de flexibilização, por ano. ....	61
Figura 3.5 - Média de incidência de possibilidades de flexibilização por UF (2007-2019).....	62
Figura 3.6 – Coeficiente da variável N, por percentil de taxa de aprovação.....	68
Figura 4.1 - Distribuição dos alunos por avaliação de desempenho em cada disciplina, por etapa de ensino (SAEB 2017).....	80
Figura 4.2 - Distribuições dos estabelecimentos educacionais da amostra por unidade federativa .....	86
Figura 4.3 - Distribuição de estabelecimentos de ensino da amostra, por rede.....	86
Figura 4.4 - Proficiência média das escolas de cada unidade federativa, em Matemática e Língua Portuguesa .....	87
Figura 4.5 - Proficiência média das escolas de cada unidade federativa, em Matemática e Língua Portuguesa .....	88
Figura 4.6 - Taxa de aprovação média por Unidade Federativa.....	88
Figura 4.7 - Valores média dos parâmetros das notas das escolas por Unidade da Federação, em Língua Portuguesa. ....	89
Figura 4.8 - Valores média dos parâmetros das notas das escolas por Unidade da Federação, em Matemática .....	90
Figura 4.9 - Taxa de aproveitamento média, por estado, por cenário. ....	93
Figura 4.10 - Coeficientes de correlação de Spearman para cada cenário, por estado.....	95

## LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 - Tabela de contingência do Cenário I.....	26
Tabela 2.2 - Tabela de contingência do Cenário II.....	26
Tabela 2.3 - Tabela de contingência do Cenário III .....	26
Tabela 2.4 - Valores dos índices IPC e IK para cada cenário .....	27
Tabela 2.5 - Dimensões utilizadas e seus valores possíveis.....	30
Tabela 2.6 - Comparação entre os parâmetros estimados em cada modelo .....	47
Tabela 3.1 - Resultado da regressão logística, sem inclusão da aprovação anterior. Variável independente: ocorrência de aumento de taxa de aprovação.....	64
Tabela 3.2 - Resultado da regressão logística, com inclusão da aprovação anterior. Variável independente: ocorrência de aumento de taxa de aprovação.....	66
Tabela 3.3 - Resultados por MQO e RQ. Variável explicativa: nota média. ....	67
Tabela 3.4 - Resultados por MQO e RQ. Variáveis explicativa: taxa de aproveitamento anterior e nota média. ....	68
Tabela 3.5 - Resultados por MQO e RQ. Variável explicativa: nota média. (1999).....	69
Tabela 3.6 - Resultados por MQO e RQ. Variáveis explicativa: taxa de aproveitamento anterior e nota média. (1999).....	69
Tabela 4.1 - Interpretação para os níveis da Escala de Proficiência do SAEB para o nono ano, de acordo com a SEB/MEC.....	77
Tabela 4.2 - Cenários de requisitos para aprovação .....	84
Tabela 4.3 - Classificação das unidades federativas por IDEB, em cada cenário.....	94
Tabela 4.4 - Coeficientes de correlação de Spearman e respectivos valores-p calculados para a comparação de cada cenário .....	94

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	15
<b>2</b>	<b>TRAJETÓRIA DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS NO BRASIL (1995-2015)</b> .....	18
2.1	Igualdade de Oportunidades: Uma Breve Revisão .....	19
2.1.1	A Conceção Roemeriana de Igualdade de Oportunidades.....	19
2.1.2	Índices de Pearson-Cramer .....	22
2.1.3	<i>IK</i> : Um Índice para Vantagens Ordinais.....	23
2.1.4	Um Exemplo Comparativo .....	25
2.1.5	Igualdade de Oportunidades no Brasil: Alguns Resultados para educação.....	27
2.2	Procedimento Metodológico.....	28
2.2.1	Base de dados .....	29
2.2.2	Tipos e Vantagens.....	29
2.2.3	Cálculo dos Índices .....	30
2.3	Análise dos Resultados .....	31
2.3.1	Análise Descritiva .....	31
2.3.2	Evolução da desigualdade sob a perspectiva dos dois índices .....	39
2.4	Considerações finais .....	49
<b>3</b>	<b>PROFICIÊNCIA NO SAEB E TAXAS DE APROVAÇÃO – EVIDÊNCIAS DO IDEB</b> .....	51
3.1	O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – IDEB .....	52
3.2	Modelo Teórico.....	54
3.3	Estratégia Empírica.....	56
3.4	Base de Dados e Estatística Descritiva .....	58
3.5	Análise dos Resultados .....	62
3.5.1	Regressão logística .....	63
3.5.2	Regressão quantílica.....	67
3.6	Considerações Finais .....	70
<b>4</b>	<b>RECALCULANDO O IDEB: DUAS ABORDAGENS EXPLORATÓRIAS SOBRE A AVALIAÇÃO DA EDUCAÇÃO BÁSICA NO BRASIL</b> .....	73
4.1	Revisão da Literatura .....	76
4.1.1	O IDEB: Marco Regulatório e Conceituação .....	76
4.1.2	O SAEB e suas Escalas de Proficiência .....	77
4.1.3	Críticas à formulação do IDEB.....	78

4.1.4	<b>SAEB 2017: Resultados gerais de proficiência</b> .....	79
4.2	Procedimentos Metodológicos e Base de Dados .....	81
4.2.1	<b>Estratégia Empírica I: Prontos para o Ensino Médio?</b> .....	81
4.2.2	<b>Estratégia Empírica II: Recalculando o IDEB</b> .....	83
4.2.3	<b>Base de dados</b> .....	85
4.3	Análise dos Resultados .....	85
4.3.1	<b>Estratégia Empírica I: Resultados</b> .....	88
4.3.2	<b>Estratégia Empírica II: Resultados</b> .....	91
4.4	Considerações Finais .....	95
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	<b>98</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>101</b>
	<b>APÊNDICE – CÓDIGOS-FONTE E TABELAS</b> .....	<b>104</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O papel fundamental do capital humano e da educação como estratégia de crescimento econômico de longo prazo tem sido enfatizado na literatura econômica pelo menos desde o último quarto do século XX. Abordagens teóricas macroeconômicas como a de Lucas (1988) e microeconômicas como a de Mincer (1974) foram responsáveis por desencadear uma vasta literatura empírica que tem apresentado evidências positivas dos efeitos da educação não apenas na renda os indivíduos (HECKMAN; LOCHNER; TODD, 2008; PATRINOS, 2016; LEMIEUX, 2006) como para o crescimento econômico dos países (BARRO, 2013; HANUSHEK; KIMKO, 2000; HANUSHEK, 2013). Assim, aprimorar de forma contínua a qualidade da educação é um desafio para atingir e sustentar o crescimento. No entanto, países em desenvolvimento e com grande incidência de desigualdade, como o Brasil, defrontam-se com um desafio adicional: as desigualdades de oportunidades.

No caso brasileiro, a desigualdade de renda limita o acesso dos indivíduos mais pobres às escolas particulares, que são, em média, de melhor qualidade do que as públicas. Essa restrição faz com que esses indivíduos enfrentem maiores dificuldades para acessar o Ensino Superior, o qual lhes garantia melhores remunerações. Assim, para mitigar as desigualdades educacionais e de renda, é fundamental o aprimoramento da qualidade das escolas públicas, a fim de colocá-las, pelo menos, no mesmo patamar das privadas, evitando, assim, que a desigualdade de renda oriunda das condições desiguais de acesso à educação perpetue-se através das gerações.

A presente tese é composta por três ensaios que se inserem nesse contexto, ora pelo viés da igualdade de oportunidades, ora pelo da avaliação da qualidade da educação.

O primeiro ensaio desta tese dedica-se a analisar a trajetória das desigualdades de oportunidades educacionais no Brasil, do ponto de vista étnico e de gênero, para o período de 1995 a 2015. A abordagem é feita através de duas medidas de desigualdade inspiradas no arcabouço teórico de igualdade de oportunidades de John Roemer (1998), propostas por Yalonetzky (2012) e Silber e Yalonetzky (2011). Os índices utilizados para medir as desigualdades tem uma diferença fundamental. Enquanto um deles considera todos os níveis da oportunidade medida como igualmente desejáveis, o outro incorpora a possibilidade de ter-se um nível preferível a outro. Assim, além de analisar a evolução das desigualdades de oportunidades entre gêneros e etnias, o ensaio busca comparar os resultados dos índices de desigualdade empregados, avaliando as vantagens e os contextos mais propícios para a utilização de cada um deles.



Os ensaios seguintes enfocam o IDEB, a principal ferramenta de monitoramento da qualidade da educação básica no Brasil e de verificação do cumprimento de metas educacionais (BRASIL, 2007), central para o desenvolvimento de políticas públicas e aprimoramento do sistema educacional do país.

O principal objetivo do segundo ensaio é investigar as relações existentes entre os dois fatores utilizados no cálculo do IDEB: a taxa de aprovação das escolas públicas brasileiras e o desempenho médio dos alunos de cada uma delas. O IDEB introduz a noção de *accountability* na educação básica pública – que representa não apenas maior transparência dos resultados obtidos, como maior responsabilização dos gestores educacionais –, a qual acaba por induzir incentivos nos agentes do sistema educacional. Em alguns casos, esses incentivos podem gerar comportamentos não desejados (FERNANDES; GREMAUD, 2009). Como “a ‘indústria da aprovação automática’ é tão perniciosa quanto a ‘indústria da repetência’” (REZENDE; JANUZZI, 2008, p. 132) – e a própria concepção do IDEB, ao considerar simultaneamente taxa de aprovação e qualidade da escola, preocupa-se em evitar que sejam adotadas soluções de canto, priorizando apenas um dos componentes do IDEB – é importante conhecer as determinantes do comportamento da taxa de aprovação. Para tanto, é proposto um modelo de otimização do IDEB de uma escola ou rede de ensino, e é apontada a estratégia ótima do gestor racional. Quanto às evidências empíricas, são utilizados modelos de regressões logísticas e quantílicas para investigar as regularidades entre taxa de aprovação e desempenho no SAEB.

O último ensaio tem caráter exploratório e debruça-se sobre dois objetivos principais. O primeiro é conhecer o nível das habilidades cognitivas dos potenciais ingressantes do Ensino Médio. O segundo é identificar o impacto sobre as taxas de aprovação e sobre o IDEB da utilização de um padrão unificado e exógeno para aprovação. No caso do primeiro, é aplicada uma estratégia empírica que visa à identificação dos alunos potencialmente aprovados no último ano do ensino fundamental, o que permitirá traçar o perfil de habilidades dos ingressantes do ensino médio. O conhecimento desse perfil é fundamental para o desenvolvimento de estratégias pedagógicas, principalmente as voltadas para os alunos com pior desempenho. Quanto ao segundo ponto, são propostos quatro critérios de aprovação, baseados na classificação do Ministério da Educação (MEC) para os desempenhos dos alunos no SAEB, e, para cada um deles, são simuladas taxas de aprovação por escola, com base na performance dos seus alunos no SAEB. Com isso, espera-se dimensionar o que ocorreria com as taxas de aprovação de cada escola caso o critério de aprovação fosse exógeno e baseado nas interpretações do MEC de desempenho insuficiente, básico e adequado. Adicionalmente, essas taxas simuladas são utilizadas para recalcular o IDEB de cada escola e identificar o seu impacto

sobre o ordenamento gerado. Com isso, espera-se verificar a sensibilidade do índice ao critério de aprovação adotado, bem como as distorções oriundas dessa escolha sobre o *ranking* do IDEB para escolas e estados.

Possibilitar a todos os brasileiros oportunidades iguais de acesso à educação de qualidade não é apenas um imperativo de justiça, senão o único meio de prover os indivíduos – independentemente de sua etnia, gênero ou *background* familiar – das ferramentas necessárias ao enfrentamento dos desafios de uma economia complexa, automatizada e, cada vez mais, dependente de capital humano para crescer. Essa Tese deriva desse desafio e propõe-se a contribuir com ideias e evidências que possam agregar nesse debate.

## 2 TRAJETÓRIA DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS NO BRASIL (1995-2015)

O acesso à educação é uma das dimensões pela qual se pode descortinar a desigualdade no Brasil. Homens e mulheres, brancos e não-brancos não têm, historicamente, as mesmas condições de acesso aos estabelecimentos de ensino. Dados da PNAD/IBGE mostram que, em 2015, jovens brancos de 15 a 21 anos frequentavam instituições de ensino por 0,63<sup>1</sup> anos a mais do que negros e pardos da mesma idade. Vinte anos antes, a diferença era maior em aproximadamente 1,63 anos.

A educação tem impacto não apenas no panorama macroeconômico das sociedades – promovendo progresso técnico e crescimento econômico (BARRO, 2013) –, mas também microeconômico, pois, há evidências de que quanto maior a escolaridade média do indivíduo, maior a sua renda percebida (HECKMAN; LOCHNER; TODD, 2008).

A construção de uma sociedade que possibilite igualdade de oportunidades aos seus cidadãos independentemente de suas circunstâncias específicas (gênero, etnia, religião, etc.) constitui-se tanto em um anseio moral virtuoso, como, para o caso brasileiro, em dever constitucional (BRASIL, 1988). Dessa forma, entende-se que é fundamental diagnosticar frequentemente a distância que separa a sociedade brasileira de alcançar o objetivo de promover igualdade de oportunidades para todos os seus cidadãos.

A literatura de Igualdade de Oportunidades é rica em índices que transformam conjunturas socioeconômicas em indicadores sintéticos que permitem esse monitoramento (ALCALDE, 2013). Das métricas inspiradas na concepção de Igualdade de Oportunidades de Roemer (1998), pode-se destacar, por exemplo, o Índice de Pearson-Cramer de Yalonetzky (2012) e o Índice *K* de Silber (2011) como implementações possíveis do *framework* roemeriano, em virtude das propriedades intrínsecas desses índices. A diferença fundamental entre eles é que este considera em sua formulação o caráter ordinal dos níveis da oportunidade avaliada, o que não ocorre no índice de Pearson-Cramer. Em outras palavras, o índice não-ordinal é insensível à possibilidade de uma vantagem ser preferível a outra, tomando-as todas como igualmente desejáveis.

Assim, esse ensaio propõe-se a avaliar a trajetória das desigualdades educacionais no Brasil entre 1995 e 2015 a partir da estimativa dos dois índices inspirados em Roemer (1998). Além disso, busca-se comparar cada medida estimada, a fim de identificar as vantagens de utilizar uma ou outra, e apontar quando é apropriado fazê-lo.

---

<sup>1</sup> Cálculos do autor, a partir dos microdados da Pesquisa nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE).

A seguir, são brevemente expostas as ideias de Roemer (1998) sobre Igualdade de Oportunidades e sua aplicação na forma de índices sintéticos, em especial o Índice de Pearson-Cramer (*IPC*) e o de Índice *K* (*IK*). Adicionalmente, para ilustrar a diferença mais importante entre eles, é fornecido um exemplo numérico. A terceira parte apresenta a base de dados utilizada e detalha a construção dos tipos e vantagens – além dos recortes geográficos e demográficos utilizados – bem como os procedimentos adotados para a obtenção de cada índice. Os resultados obtidos, tanto em termos de estatística descritiva quanto para os dois índices, são apresentados e analisados na quarta parte. Por fim, os resultados obtidos são avaliados no âmbito do problema de pesquisa e são sugeridos desdobramentos para a investigação realizada.

## 2.1 IGUALDADE DE OPORTUNIDADES: UMA BREVE REVISÃO

O arcabouço teórico no qual se baseia o conceito de igualdade de oportunidades adotado neste trabalho é devido a John Roemer. Assim, antes de detalhar os índices de desigualdade utilizados e ilustrar sua principal diferença com um exemplo numérico, será feita uma breve exposição das ideias e conceitos roemerianos. Por fim, essa seção apresentará alguns resultados da literatura empírica de igualdade de oportunidades, em especial para o Brasil.

### 2.1.1 A Concepção Roemeriana de Igualdade de Oportunidades

O presente estudo empírico segue a concepção de Roemer (1998) de Igualdade de Oportunidades. Tal noção parte da ideia básica que, ao se particionar uma população em grupos de acordo com as características observadas dos seus membros, as únicas diferenças de vantagens realizadas pelos indivíduos e moralmente aceitáveis são aquelas oriundas daqueles aspectos que estão sob o controle dos indivíduos. Nas palavras de Roemer (2006), “igualdade de oportunidades é uma situação na qual as únicas diferenças em vantagens aceitáveis são devidas ao esforço, e não às circunstâncias”<sup>2</sup>. De forma mais ilustrativa, a única forma de se ter uma sociedade de oportunidades plenamente equalizadas é que - ao dividi-la em grupos de acordo com gênero, cor da pele, religião e outras circunstâncias que não são de autonomia de escolha dos indivíduos - um grupo só tenha acesso a mais vantagens do que outro em virtude de suas próprias escolhas voluntárias e não-condicionadas ou dependente das suas características que não são decorrentes de suas preferências ou escolhas. Ou seja, circunstâncias

---

<sup>2</sup> “equality of opportunity is a state in which the only differences in advantage are due to effort, and not to circumstance”. (ROEMER, 2006, p. 8)

de vida que estão fora da autonomia do indivíduo não devem influenciar na sua obtenção de vantagens ou desempenho em realizar uma vida plena que o indivíduo deseja alcançar. As circunstâncias, portanto, devem ser neutralizadas. Isso fica bem formulado na ideia de “aplainar o campo de jogo” de Roemer (1998).

Em realidade, tal situação, de igualdade de oportunidades, raramente se verifica no mundo real, porque os aspectos não-controláveis da vida dos indivíduos fazem tanta - e frequentemente mais - diferença na obtenção de resultados ou vantagens pessoais do que as suas próprias escolhas. E é justamente sobre a distinção entre características involuntárias e escolhas voluntárias que o edifício roemeriano irá erguer-se.

Aos aspectos alheios à vontade do agente, Roemer (1998) define por *circunstâncias*. O conjunto de todos os indivíduos que possuem as mesmas circunstâncias é referido por *tipo*. As ações sobre as quais o indivíduo possui controle são denominadas *esforço* realizado deliberadamente pelo indivíduo.

Seja  $u$  a quantidade consumida de certa oportunidade – moradia, saneamento básico, etc. – que o gestor público deseja *equalizar* entre os tipos que compõe a sociedade, mediante a adoção de uma política pública de compensação  $x$ . A quantidade  $u$  a qual cada indivíduo terá acesso dependerá do seu próprio esforço  $\alpha$ , do tipo  $\beta$  a que pertence e da política pública  $x$  implementada, ou seja,  $u = u(\alpha, \beta, x)$ .

Há, no entanto, uma sutileza que não deve ser ignorada: mesmo as opções às quais o indivíduo adere são condicionadas pela sua realidade, seu meio, sua trajetória, o que Roemer (1998) resume como sendo suas circunstâncias de vida para as quais o indivíduo não possui autonomia de escolha. São contingências de seu tipo  $\beta$  e da própria política pública  $x$  vigente. Isso implica que a escolha do esforço  $\alpha$ , por mais voluntária que seja, ainda assim estará enraizada nas contingências decorrentes do tipo  $\beta$  do indivíduo e no ambiente gerado pela política  $x$ , o que dita os limites de esforço realizáveis pelos agentes e das consequências dessa escolha de níveis de esforço sobre os resultados alcançáveis pelos indivíduos. Em outras palavras, existe uma distribuição de realização de esforço  $F(\alpha; x, \beta)$  condicionada ao tipo  $\beta$  e à política  $x$ . Dessa forma, uma política que vise de fato a equalizar as oportunidades deve considerar o fato de que o esforço dos agentes também é afetado pelas suas circunstâncias e também pela própria política pública; e que, portanto, exigir uma distribuição de esforço idêntica entre os tipos diferentes não seria completamente justo, pois o próprio tipo do indivíduo pode influenciar suas escolhas de nível de esforço realizado (ROEMER; TRANNOY, 2016).

Assim, um maior acesso a vantagens não deve ser garantido àqueles que apenas exercem maior esforço; deve-se examinar o grau de esforço relativo ao grupo e equalizar as vantagens para todos com políticas de compensação para circunstâncias desfavoráveis. Essa é a forma engenhosa proposta por Roemer (1998) para mensurar o nível de esforço: analisa-se a posição relativa de cada indivíduo no seu grupo ou tipo e considera-se, então, que todos aqueles na mesma posição relativa nas distribuições de vantagens dos diversos tipos realizaram o mesmo nível de esforço; então, se há desigualdades entre eles, a política pública deve compensar os que estão em desvantagens relativas, mas que realizaram o mesmo grau de esforço presumido.

Com base nesta percepção, é possível situar os indivíduos de cada tipo conforme o seu esforço, gerando assim um ordenamento ou *rank*  $\pi$  que associa uma posição na distribuição de vantagens de cada tipo de indivíduos a cada indivíduo de acordo com seu grau de esforço realizado. Tem-se assim uma função valor  $v(\pi; x, \beta) = u(F^{-1}(\pi; x, \beta); x, \beta)$ , que associa a quantidade de acesso a vantagens dentro do tipo à posição relativa do indivíduo no âmbito do seu tipo. Isso, a posição relativa na distribuição de vantagens dentro do tipo, caracteriza o seu nível de esforço realizado.

De acordo com Roemer e Trannoy (2016), uma política ótima de acordo com essa concepção de Oportunidades de Igualdade é aquela que mitiga, da forma mais ampla possível, o efeito das circunstâncias sobre os resultados, mas permitindo que estes sejam sensíveis ao esforço realizado pelo indivíduo. Assim, uma política pública equalizadora de oportunidades é tal que, dados dois tipos ou grupos distintos de indivíduos quaisquer, proporciona nível de oportunidades idêntico aos indivíduos que ocupem o mesmo *rank* de esforço como mensurado pela posição do indivíduo na distribuição de vantagens do grupo ao qual pertence. Portanto, o grau de esforço realizado pelo indivíduo é avaliado aqui como a sua posição relativa na distribuição de vantagens dos seus respectivos tipos:

$$v(\pi; x, \beta) = v(\pi; x, \beta'), \forall \beta, \beta' \wedge \forall \pi \in [0,1] \quad (2.1)$$

Dessa forma, para qualquer tipo, os indivíduos que despendem o mesmo esforço relativo deverão ter acesso às mesmas vantagens, o que equivale a dizer que, sob igualdade, a distribuição acumulada de vantagens entre os tipos, definidos por circunstâncias, deve ser idêntica.

Assim, de acordo com essa perspectiva, dois jovens sem experiência no mercado de trabalho e que obtiveram os mesmos conceitos na universidade, uma vez diplomados deveriam ter acesso a propostas de emprego idênticas, sem sofrer nenhum tipo de discriminação circunstancial. No entanto, em uma sociedade em que se observa, por exemplo, discriminação de gênero e de etnia – como é o caso da brasileira –, tal situação dificilmente ocorrerá.

### 2.1.2 Índices de Pearson-Cramer

O índice de Pearson-Cramer (IPC) propostos por Yalonetzky (2012) propõe-se a mensurar a desigualdade de oportunidades existentes entre dois ou mais tipos. A opção por essa métrica dá-se pela grande aderência à concepção roemeriana de igualdade de oportunidades quando comparada a outras estatísticas.

A fim de calcular o IPC, inicia-se pelo particionamento da população estudada em tipos constituídos a partir das circunstâncias dos indivíduos. Para cada circunstância  $i \in 1, 2, \dots, z$  atribui-se um conjunto  $V_i$  composto por cada um dos  $|V_i| = g_i$  valores ou categorias que  $i$  pode assumir. Tendo em vista que a cada composição possível de um valor de cada circunstância corresponde um tipo, o conjunto de  $\mathbb{G}$  que os reúne é dado pelo produto cartesiano

$$\mathbb{G} = V_1 \times V_2 \times \dots \times V_z$$

do que resultam  $T = \prod_{i=1}^z |V_i| = \prod_{i=1}^z g_i$  tipos possíveis. Dado que o  $t$ -ésimo tipo tem  $N^t$  representantes, a população total é de  $N = \sum_{t=1}^T N^t$  indivíduos.

De forma similar, a  $j$ -ésima das  $w$  vantagens, pode assumir  $h_j$  valores distintos; e o produto cartesiano  $\mathbb{O} = V^1 \times V^2 \times \dots \times V^w$  esgota as  $A = \prod_{j=1}^w |V^j| = \prod_{j=1}^w h_j$  combinações possíveis entre os seus valores das vantagens. Como cada indivíduo desfruta de uma única combinação de vantagens, o particionamento nas  $A$  possibilidades esgota a população:  $N = \sum_{a=1}^A N_a$ .

E, denotando-se por  $N_a^t$  o número de pessoas do tipo  $t$  que tem acesso ao resultado  $a$ , tem-se que  $N = \sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A N_a^t$ , pois a cada agente está associado um único tipo e um único resultado ou vantagem percebida.

Considerada a proporção de indivíduos do tipo  $t$  que tem acesso a  $a$ ,  $p_a^t = \frac{N_a^t}{N^t}$ , e a proporção da população total que tem acesso à mesma vantagem,  $p_a^* = \frac{N_a}{N}$ , obtém-se o núcleo do índice apresentado por Yalonetzky (2012),

$$X_{T,A}^2 = \sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A N^t \frac{(p_a^t - p_a^*)^2}{p_a^*} \quad (2.2)$$

Uma das características que tornam a adoção dessa expressão como ponto de partida de um índice para mensurar desigualdade de oportunidades, é o fato de o seu valor máximo  $X_{T,A,max}^2 = \min(T - 1, A - 1)N$  depender exclusivamente das quantidades conhecidas  $T$ ,  $A$  e  $N$ . Com isso, dois índices de dissimilaridade são definidos:

$$H_{T,A}^2 = \frac{X_{T,A}^2}{X_{T,A,max}^2} = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A N^t \frac{(p_a^t - p_a^*)^2}{p_a^*}}{\min(T-1, A-1)N} \quad (2.3)$$

e

$$\bar{H}_{T,A}^2 = \frac{\bar{X}_{T,A}^2}{\bar{X}_{T,A,max}^2} = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A N^t \frac{(p_a^t - \tilde{p}_a)^2}{\tilde{p}_a}}{\min(T-1, A-1)N} \quad (2.4)$$

onde  $\tilde{p}_a = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_a^t$ , modificação que torna a expressão (4) invariante à proporção dos agrupamentos dentro da sociedade, ou seja, a alteração na população relativa dos tipos não altera, neste caso, o nível de desigualdade apurado.

Como visto no tópico anterior, para Roemer (1998) só ocorre plena igualdade de oportunidades se e somente se a distribuição cumulativa dos resultados é idêntica entre os grupos distintos. Por outro lado, a máxima desigualdade se dá se e somente se houver correlação absoluta entre tipos e vantagens. Como, sob o primeiro caso, os índices atingem seu valor mínimo – zero – e, no segundo, seu máximo – a unidade –, eles apresentam aderência à concepção roemeriana.

Índices que buscam medir desigualdade de oportunidades muitas vezes estão voltados unicamente a captar distorções na distribuição das vantagens entre os grupos, sem levar em conta o quanto determinado cenário de desigualdade pode ser mais desejável quando comparado a outro. Em outras palavras, as medidas tradicionais de desigualdade são insensíveis à desejabilidade relativa entre os valores que as variáveis de resultado podem assumir (SILBER; YALONETZKY, 2011). Assim, a adoção de uma métrica que considere esse aspecto pode complementar e qualificar uma análise que utiliza índices que medem unicamente a desigualdade, tornando assim, possível comparar duas situações aparentemente idênticas.

### 2.1.3 *IK*: Um Índice para Vantagens Ordiniais

Uma das ressalvas quanto aos índices como os apresentados na seção anterior decorre do fato deles não vislumbrarem que, dentre todos os resultados possíveis, uns podem ser preferíveis a outros, ou seja, que os valores assumidos pelas vantagens podem ser ordenados conforme uma relação de preferência. Buscando preencher essa lacuna, Reardon (2009) apresenta algumas métricas que se propõem a incorporar esse aspecto.



Em termos de notação e elementos básicos, os trabalhos de Reardon (2009) e de Yalonetzky (2012) assemelham-se. A fim de evitar possíveis ambiguidades, no que diz respeito a primeiro, utilizaremos  $G$  para denotar o número de grupos em que a população está dividida – o que equivaleria aos  $T$  tipos da exposição da seção anterior.

Seja uma sociedade composta por  $N$  indivíduos particionados em  $G$  grupos formados com base em suas circunstâncias. Como o  $g$ -ésimo grupo tem  $N^g$  integrantes,  $\sum_{g=1}^G N^g = N$ . Da mesma forma, esta mesma população é particionada com base nas  $S$  categorias da vantagem ou resultado em que seus componentes se encontram; e, portanto,  $\sum_{s=1}^S N_s = N$ . Além disso, definindo  $N_s^g$  como a quantidade de indivíduos do tipo  $g$  cuja vantagem é  $s$ , tem-se que  $\sum_{g=1}^G \sum_{s=1}^S N_s^g = N$ .

Deste ponto, as abordagens começam a distinguir-se, pois Reardon (2009) considera explicitamente as distribuições de probabilidade das vantagens entre os tipos. Assim, a probabilidade acumulada de um indivíduo do grupo  $g$  atingir no máximo o valor  $s$  da vantagem é dada por  $F^g(s) = \sum_{i=1}^s \frac{N_i^g}{N_s^g}$  que podem ser reunidas no vetor  $F^g = (F^g(1), F^g(2), \dots, F^g(S))$ , com  $F^g(S) = 1$ , para todo grupo  $g$ . Pode-se representar tal distribuição em termos da participação relativa dos grupos na população  $w^g = \frac{N^g}{N}$ :  $F(s) = \sum_{g=1}^G w^g F^g(s)$ .

Reardon (2009) considera como sendo situação de máxima desigualdade aquela em que metade da população obtém o valor mínimo e, a outra metade, o máximo da vantagem, enquanto será mínima quando todos os indivíduos pertencerem à mesma categoria  $s = s_0$  da vantagem. Assim, no caso de maior desigualdade – cujo valor será normalizado para a unidade – tem-se  $F = (\frac{1}{2}, \frac{1}{2}, \frac{1}{2}, \dots, 1)$ ; enquanto, no caso de menor desigualdade, o vetor de distribuição acumulada será  $F = (0, 0, \dots, 1, 1)$ , com  $s < s_0 \Rightarrow F(s) = 0$  e  $s \geq s_0 \Rightarrow F(s) = 1$ .

A medida de variação sugerida por Reardon (2009) é dada por

$$\omega = \frac{1}{S-1} \sum_{s=1}^{S-1} \phi(F(s)) \quad (2.5)$$

onde  $\phi(F(s))$  é uma função contínua crescente quando  $0 < F(s) \leq \frac{1}{2}$  e decrescente quando  $\frac{1}{2} < F(s) \leq 1$ , atingindo o máximo – normalizado para a unidade – quando  $F(s) = \frac{1}{2}$ , e, o mínimo, quando  $F(s) = 0$  ou  $F(s) = 1$ .

As formas funcionais que o autor sugere para  $\phi$  são:

$$\phi^1(F(s)) = -[F(s) \log_2 F(S) + (1 - F(s)) \log_2(1 - F(s))];$$

$$\begin{aligned}\phi^2(F(s)) &= 4F(s)(1 - F(s)); \\ \phi^3(F(s)) &= 2\sqrt{F(s)(1 - F(s))}; \text{ e} \\ \phi^4(F(s)) &= 1 - |2F(s) - 1|\end{aligned}$$

Substituindo  $\phi$  em  $\omega = \frac{1}{s-1} \sum_{s=1}^{s-1} \phi(F(s))$  (2.5, por qualquer uma das expressões  $\phi^1$ ,  $\phi^2$ ,  $\phi^3$  e  $\phi^4$  resulta em  $\omega_1$ ,  $\omega_2$ ,  $\omega_3$  e  $\omega_4$ , todas coerentes com as situações que Reardon (2009) define por desigualdade mínima e desigualdade máxima, conforme já apresentado.

Por fim, a medida de desigualdade de oportunidades proposto é o *ILC* ou *index of life chances*

$$ILC = 1 - \sum_{g=1}^G w_g \frac{\omega_g}{\omega} \quad (2.6)$$

que mede a igualdade de oportunidades com base numa abordagem de variações relativas.

Os índices construídos com base na proposta de Reardon (2009) medem a desigualdade entre os grupos de forma indireta. Silber (2011) apresenta uma medida que mede tal desigualdade diretamente para vantagens cujos valores são ordenados, sem deixar de atender os critérios que aquele trabalho sugere para desigualdade mínima e máxima:

$$K = \frac{2}{S-1} \sum_{g=1}^G w_g \sum_{s=1}^{s-1} |F^g(s) - F(s)| \quad (2.7)$$

$K$  atende diversas propriedades desejáveis, como os critérios de Reardon (2009), além de ser invariante ao tamanho total da população e à replicação de grupos.

Por se tratar de um índice de dissimilaridade direto e que utiliza as distâncias *absolutas* entre as probabilidades acumuladas, ele é oriundo da mesma abordagem da medida apresentada na seção anterior. Dessa forma, pode ser utilizado para analisar a evolução da desigualdade de oportunidades, considerando vantagens ordenadas, em perfeita sintonia.

A seção a seguir apresenta um exemplo numérico com o objetivo de realçar a diferença entre o *IPC* e o *IK*.

#### 2.1.4 Um Exemplo Comparativo

A principal diferença entre o índice  $K$  e o índice de Pearson-Cramer é que aquele incorpora em seu cálculo o caráter ordinal que os níveis da oportunidade estudada podem

apresentar. Já o *IPC* trata todas as vantagens de forma categórica, como se fossem igualmente desejáveis pelos indivíduos. Do ponto de vista prático, isso quer dizer que permutar todos os indivíduos entre quaisquer pares de vantagens mantém o *IPC* inalterado, o que nem sempre ocorrerá para o índice ordinal. Uma vez que essa diferença é o principal atrativo e a motivação maior para a utilização do *IK*, vale a pena reforçá-la e torná-la clara através de um exemplo hipotético.

Para ilustrar essa ideia, parte-se de um exemplo hipotético, no qual uma população é particionada em dois tipos *A* e *B*. Estes indivíduos têm acesso a uma vantagem de uma dada oportunidade - educação, renda etc - que, por sua vez, possui três vantagens ou níveis diferentes: *N1*, *N2* e *N3*. Ter acesso ao nível *N3* é preferível a ter acesso ao *N2*, que é preferível ao *N1*; ou seja, as vantagens são ordinais. Dessa forma, quanto mais indivíduos tiverem acesso à vantagem *N3* da oportunidade em questão, maior será o bem-estar da população.

Por simplicidade, considera-se que cada tipo é composto por 100 indivíduos, cada um possuindo acesso a um único nível da vantagem da oportunidade estudada. Sejam as distribuições dos indivíduos de cada tipo entre as vantagens conforme os cenários apresentados nas tabelas Tabela 2.1, Tabela 2.2 e Tabela 2.3.

Tabela 2.1 - Tabela de contingência do

Cenário I

Tipo	N1	N2	N3
A	10	70	20
B	10	70	20

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 2.2 - Tabela de contingência do

Cenário II

Tipo	N1	N2	N3
A	1	98	1
B	98	1	1

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 2.3 - Tabela de contingência do Cenário III

Tipo	N1	N2	N3
A	1	1	98
B	98	1	1

Fonte: Elaboração do autor.

O cenário I apresenta uma situação de total igualdade de oportunidades, pois a distribuição dos indivíduos entre as vantagens é idêntica *entre* os tipos. Assim, espera-se que ambos os índices, quando aplicados a este cenário, apresentem valor nulo. Já nos outros casos há desigualdade de oportunidade, pois as distribuições de vantagens condicionais aos tipos são diferentes. É na comparação desses dois cenários que fica clara a diferença entre os tipos.

Como o *IPC* é insensível à possibilidade de uma vantagem ser preferível à outra, ele entende como iguais as distâncias entre *N1* e *N2* e *N1* e *N3*, o que gera valores idênticos para

os cenários II e III. Em que pese o cenário III representar uma defasagem de oportunidades maior entre os tipos, esse fato é captado apenas pelo *IK*, que, por isso, reportará maior desigualdade nesse caso do que no II. Essas ponderações são corroboradas pela Tabela 2.4, que apresenta os índices calculados para cada cenário.

Tabela 2.4 - Valores dos índices IPC e IK para cada cenário

Cenário	<i>IPC</i>	<i>IK</i>
I	1	1
II	0,9749	0,485
III	0,9749	0,97

Fonte: Elaboração do autor.

Na próxima seção, serão apresentados alguns resultados empíricos da literatura de igualdade de oportunidades, em especial as educacionais, para o Brasil.

### 2.1.5 Igualdade de Oportunidades no Brasil: Alguns Resultados para educação

A literatura sobre desigualdade de oportunidades de educação no Brasil é vasta (FERREIRA; VELOSO, 2003). A seguir, serão comentados alguns resultados relacionados sobre o assunto no Brasil.

Ferreira e Veloso (2003) investigam a desigualdade de educação no Brasil a partir das suas determinantes intergeracionais, ou seja, o quanto o nível de educação dos pais explica o dos filhos. Os autores concluem, com base em dados da PNAD de 1995, que a persistência intergeracional de educação é mais elevada para filhos de pais com pouca instrução que para filhos de pais mais instruídos. A maior persistência identificada entre negros e pardos está ligada à maior probabilidade de uma geração que descende de outra sem escolaridade também permanecer sem instrução. Os autores também encontram evidências de aumento da mobilidade educacional para os mais jovens.

Especificamente quanto à igualdade de oportunidades educacionais, Figueiredo, Nogueira e Santana (2014) identificaram que fatores associados a aspectos socioeconômicos, como renda, *background* familiar e tipo de escola são cruciais na determinação do desempenho dos alunos no ENEM<sup>3</sup>. Os autores concluem que o peso das circunstâncias praticamente inviabiliza que estudantes com perfil familiar adverso atinjam boas performances no exame, por maior que seja

<sup>3</sup> ENEM – Exame Nacional do Ensino Médio.

o esforço envolvido. Para estar entre os 5% com maiores escores, um estudante com pouca bagagem familiar precisará empreender esforço 99,38% maior do que um indivíduo que goza de elevado *background*.

Souza, Oliveira e Annegues (2017) analisaram a trajetória da desigualdade de oportunidades na educação fundamental brasileira através do desempenho dos alunos do 5º ano na avaliação padronizada do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) para os anos de 2005 e 2011. Para tanto, decompõem índices de desigualdade, um paramétrico e outro não-paramétrico, nas componentes desigualdade de esforço e desigualdade de oportunidades. Os autores concluem que a desigualdade de esforço é o fator preponderante na desigualdade total e alertam para o fato de os estados em que o peso dessa variável é maior serem justamente aqueles mais vulneráveis do ponto de vista socioeconômico. Além disso, esses estados apresentam desempenho inferior nos exames padronizados e menor heterogeneidade na dispersão dos conhecimentos médios, aspectos que, combinados, podem estar gerando uma armadilha de desigualdade que bloqueia a redução da desigualdade de oportunidade.

Pôrto Júnior, Alcalde e Bagolin (2021), avaliaram a evolução da desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil e em suas regiões no período de 1993 a 2013. Os autores utilizaram o Índice de Pearson-Cramer para concluir que a desigualdade entre etnias reduziu em todas as regiões brasileiras, com exceção da Sul. Para a circunstância gênero, foi observada redução seguida de aumento da desigualdade. A trajetória do índice através das faixas etárias para os dados de 1993 parte de elevada desigualdade para os mais velhos que se reduz até atingir valor mínimo nas faixas etárias intermediárias, voltando, então, a crescer em direção aos mais jovens. Enquanto na circunstância etnia a desigualdade cresceu em virtude da escolaridade média dos não-brancos ter aumentado, na dimensão gênero a redução inicialmente observada refletiu o aumento da média dos anos de estudo das mulheres até o ponto em que igualou a média dos homens para, posteriormente, superá-la, o que causou o aumento na desigualdade para a circunstância gênero.

A seguir, serão detalhados os aspectos técnicos e metodológicos para a realização da etapa empírica deste ensaio, o cálculo dos índices de desigualdade.

## 2.2 PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

O presente capítulo apresentará as peças necessárias para a estimação das métricas de desigualdade. Primeiramente será apresentada a base de dados e a estratégia adotada para sua construção. A seguir, será especificada a construção dos tipos e vantagens para os quais serão

medidas as desigualdades de oportunidade, bem como as outras classificações, regionais e etárias, que serão utilizadas. Por fim, será brevemente comentada a implementação da rotina utilizada para o cômputo dos índices.

### **2.2.1 Base de dados**

Os índices de desigualdade utilizados na análise foram calculados a partir dos microdados de 1995 a 2015 da PNAD<sup>4</sup>. As bases individuais, providas pelo IBGE, foram tratadas convenientemente para viabilizar o enquadramento das observações nos tipos e vantagens concebidos. O próximo passo consistiu em compilar as bases das edições individuais da PNAD em um único banco de dados, o que permitiu que índices fossem calculados de maneira mais rápida.

### **2.2.2 Tipos e Vantagens**

A desigualdade de oportunidades educacionais será medida com base em duas circunstâncias, "gênero" e "etnia". Cada arranjo é formado por dois tipos: na análise feita com base no gênero, os tipos são "masculino" e "feminino"; na abordagem realizada a partir da dimensão étnica, os tipos são "branco" e "negro ou pardo"<sup>5</sup>. Assim, do ponto de vista das características contingentes dos indivíduos, são consideradas duas configurações iniciais, cada uma formada a partir de uma circunstância, cada qual com dois tipos.

A oportunidade cuja desigualdade se avalia é a Educação, considerados cinco níveis (ou vantagens) de educação obtida por indivíduo. Um indivíduo da amostra pode possuir a oportunidade Educação em algum dos seguintes níveis de escolaridade: "sem instrução", "menos do que o Ensino Fundamental", "menos do que o Ensino Médio", "menos do que o Ensino Superior completo" e "pelo menos o Ensino Superior completo". Nas situações em que a uma atribuição possa ser atribuída mais de uma vantagem<sup>6</sup>, prevalecerá aquela que representa menor nível educacional.

---

<sup>4</sup> Foram escolhidas edições da PNAD a cada quatro anos. A inclusão de todas as edições não importaria ganhos significativos à investigação realizada, sendo os anos selecionados bastantes para descrever a trajetória das desigualdades de oportunidades educacionais.

<sup>5</sup> Outros grupos étnicos, como indígenas e amarelos, não fazem parte desse trabalho em virtude da sua reduzida representatividade amostral, o que impossibilita o cálculo dos índices em muitas situações.

<sup>6</sup> É o caso do indivíduo sem qualquer instrução: estritamente, além de possuir a vantagem "sem qualquer instrução", ele também possuiria "menos do que o Ensino Fundamental", bem como todas as demais, exceto "pelo menos o Ensino Superior completo". Na presente análise, no entanto, ele será enquadrado unicamente na categoria "sem qualquer instrução", ou seja, a que representa menor escolaridade.

Dada a maneira heterogênea como os níveis da oportunidade Educação distribuem-se através do tempo, das regiões e das faixas etárias, foi necessário criar subamostras contingentes aos aspectos temporais, regionais e etários. Com isso, além de se adotar uma postura consistente às desigualdades regionais brasileiras, elimina-se distorções como a de comparar oportunidades educacionais de indivíduos que, por razões etárias, se depararam com possibilidades de instrução completamente distintas<sup>7</sup>. Portanto, além das circunstâncias, as oportunidades educacionais também serão comparadas entre e através edições da PNAD, faixas etárias e regiões.

A Tabela 2.5 sintetiza a configuração utilizada para construir os tipos, vantagens e demais aspectos considerados no cálculo e análise dos índices.

Tabela 2.5 - Dimensões utilizadas e seus valores possíveis

<b>Dimensão</b>	<b>Valores possíveis</b>
Circunstância	Etnia e Gênero
Oportunidade	Nível educacional
Edição da PNAD	1995, 1999, 2003, 2007, 2011 e 2015
Região	Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste e Brasil
Faixa etária	15 a 21, 22 a 31, 32 a 41, 42 a 51, 52 a 61; e 62 ou mais anos

Fonte: Elaboração do autor.

O número de índices a serem calculados para cada uma das métricas consideradas é dada pelo produtório da quantidade de valores possíveis para cada dimensão considerada, ou seja 432. Como as métricas utilizadas são duas – o *IPC* e o *IK* – o total de índices a serem computados é 864.

### 2.2.3 Cálculo dos Índices

A partir da definição formal dos índices, conforme apresentado no capítulo anterior, foram programadas duas funções<sup>8</sup> na linguagem de programação *Python*, uma para obter cada um deles.

Em ambos os casos, há apenas um parâmetro de entrada: a tabela de contingência de tipos e vantagens, que é um objeto do tipo vetor de duas dimensões – ou seja, uma matriz –

<sup>7</sup> Tendo em vista que é durante infância e juventude que a maioria dos indivíduos se instrui, a escolaridade de cada geração acaba por ser contingenciada pelas condições de acesso à Educação disponíveis aos seus indivíduos quando jovens.

<sup>8</sup> O código-fonte de cada rotina encontra-se nos Anexos.

cujos valores são a quantidade de indivíduos do tipo  $i$  e que tem a vantagem  $j$ . Cada função, ao ser executada, produz como resultado um número real, que quantifica a desigualdade identificada na tabela de contingência.

## 2.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

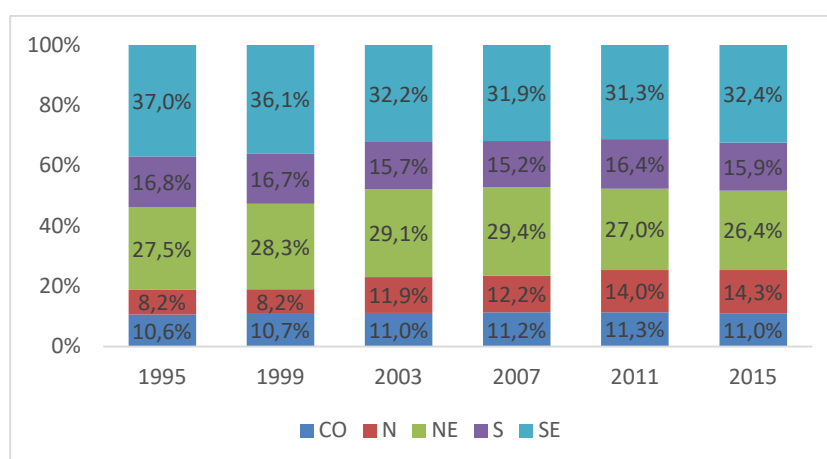
Essa seção apresenta a análise dos resultados obtidos seguindo os procedimentos especificado na seção anterior. Antes de proceder à discussão sobre os índices de desigualdade estimados, é feita uma apresentação da base de dados utilizada.

### 2.3.1 Análise Descritiva

A base de dados utilizada na análise consiste em 1.496.882 observações, compiladas a partir das seis edições da PNAD realizadas de 1995 a 2015. Para os propósitos do estudo realizado, a amostra foi seccionada geograficamente nas cinco grandes regiões brasileiras, conforme critério adotado pelo IBGE: Centro-Oeste (CO), Norte (N), Nordeste (NE), Sul (S) e Sudeste (SE). São considerados dois sexos - *Feminino* e *Masculino* –, bem como duas etnias - *Branca e Negra ou Parda*.

A Figura 2.1 apresenta a participação de cada região em cada ano da pesquisa domiciliar. O Sudeste foi a região que teve redução mais expressiva - de 37,0% para 32,4% – enquanto o Norte foi a que mais cresceu – indo de 8,2% a 14,3%.

Figura 2.1 - Distribuição das observações, por região e por ano



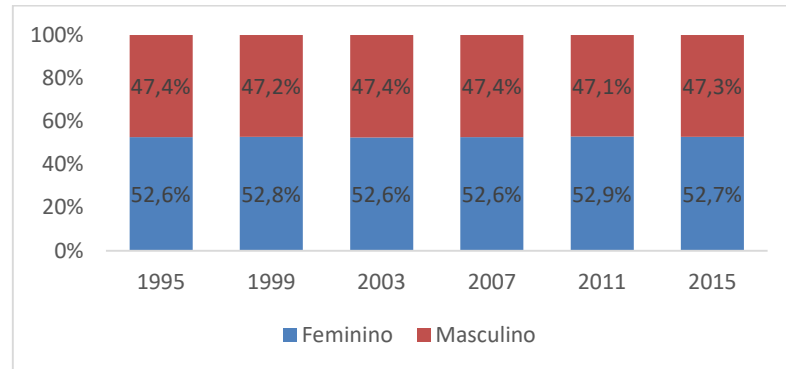
Fonte: Elaboração do autor.

Conforme mostra a Figura 2.2, a participação de homens e mulheres manteve-se estável no decorrer das edições, revelando uma população feminina levemente superior à masculina. O mesmo não pode ser afirmado, no entanto, quanto à composição étnica, tendo em vista que a



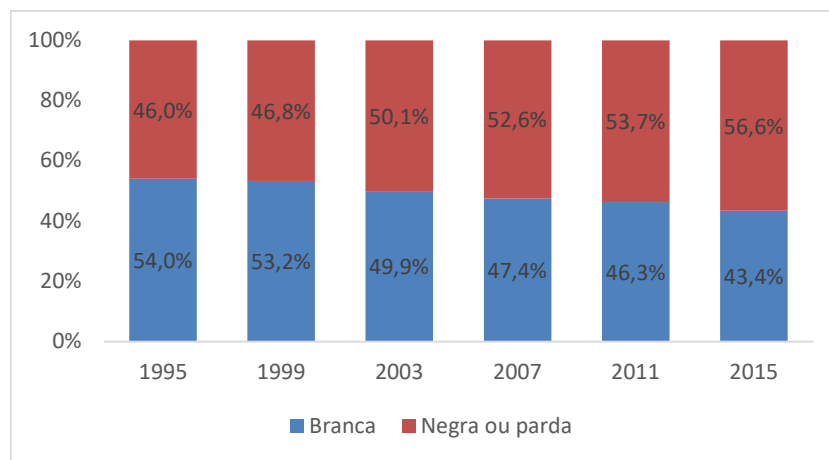
participação de negros e pardos cresceu de 46,0% para 56,6% entre 1995 e 2015, de acordo com a Figura 2.3.

Figura 2.2 - Distribuição das observações, por gênero e por ano



Fonte: Elaboração do autor.

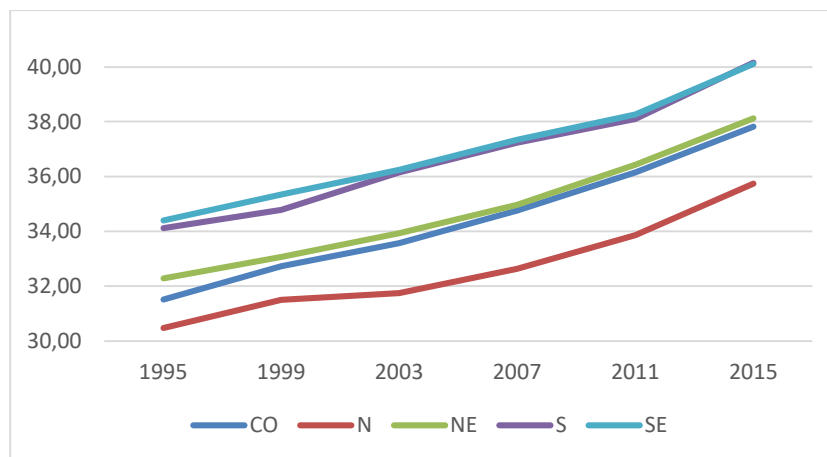
Figura 2.3 - Distribuição das observações, por etnia e por ano



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 2.4 indica o envelhecimento dos indivíduos de todas as regiões. A população mais jovem foi identificada no Norte, cuja média elevou-se de 31,5 anos em 1995 para 37,82. No outro extremo, Sul e Sudeste viram a média de idade de seus habitantes subir de aproximadamente 34 para 40 anos.

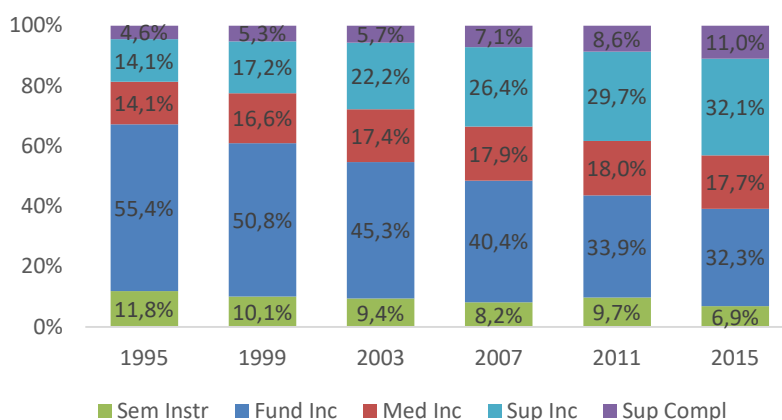
Figura 2.4 - Idade média, em anos, por região e ano



Fonte: Elaboração do autor.

Para efeito do estudo ora realizado, as informações mais importantes do ponto de vista descritivo são aquelas relacionadas à evolução da escolaridade - em termos de anos de estudo e de nível de instrução. Todas as regiões apresentaram evolução em ambos os critérios. Considerado o território nacional, o contingente populacional que completou Ensino Superior mais que dobrou, enquanto aquele sem qualquer instrução reduziu em 41,5%, como pode ser visto na Figura 2.5.

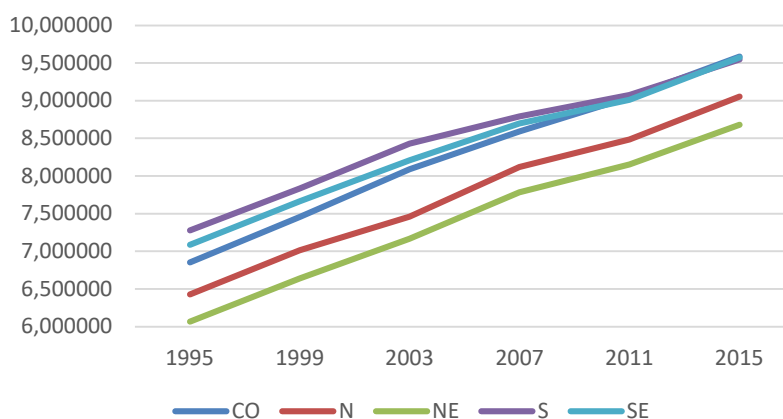
Figura 2.5 - Distribuição das observações, por nível de escolaridade e ano



Fonte: Elaboração do autor.

Pode-se dizer que, analisada a média de anos de estudo, Centro-Oeste, Sul e Sudeste esboçam convergência num patamar superior aos 9,5 anos. As regiões com maior defasagem, Norte e Nordeste, são as que maior evolução apresentaram – com exceção da Centro-Oeste, com crescimento médio de 2,63 e 2,61 anos em média, o que é ilustrado pela figura a seguir.

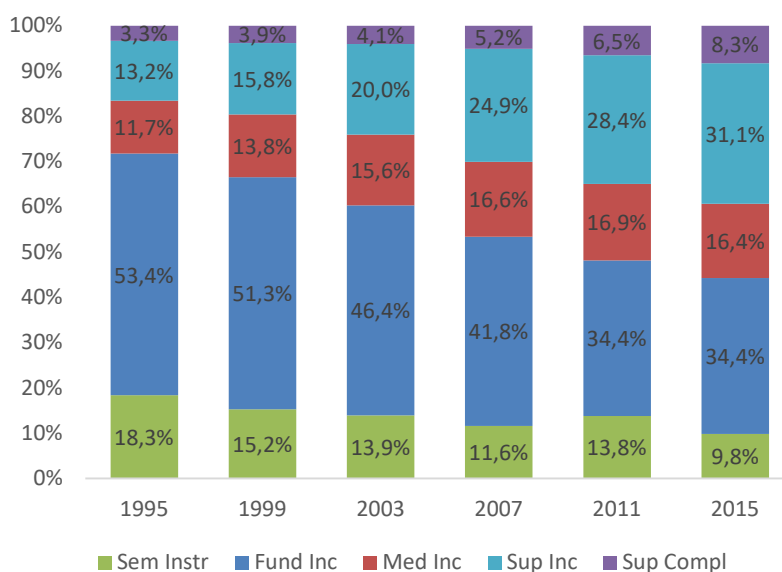
Figura 2.6 - Média de anos de estudo, por região e por ano



Fonte: Elaboração do autor.

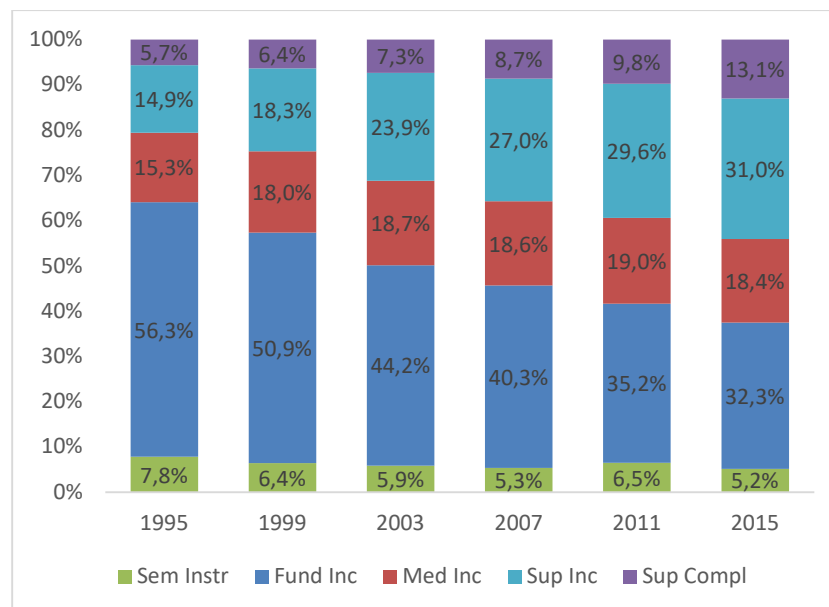
O gráfico acima aponta que que Nordeste e Sul ocupam posições extremas no que assevera à escolaridade de suas populações. As figuras a seguir demonstram que, embora em contextos diferentes, ambas regiões apresentaram evolução quanto à escolaridade, dadas suas condições iniciais. No Nordeste, a proporção de observações com Ensino Superior completo saltou de 3,3% para 8,3%, enquanto aquela sem qualquer instrução se reduziu quase à metade, de 18,3% para 9,8%. Durante o mesmo período, a proporção da população da Região Sul que havia cursado pelo menos o Ensino Superior completo aumentou de 5,7% para 13,1%, enquanto a daquela sem instrução alguma caiu de 7,8% para 5,2%.

Figura 2.7 - Distribuição das observações, por nível de escolaridade e ano, na região Nordeste



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 2.8 - Distribuição das observações, por nível de escolaridade e ano, na região Sul

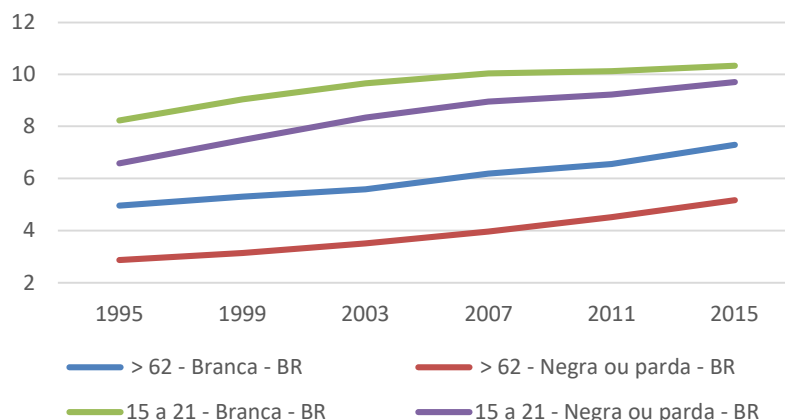


Fonte: Elaboração do autor.

Muito embora a expansão da escolaridade através das regiões brasileiras seja inegável, isso não implica que todas as parcelas da sociedade tenham sido atingidas da mesma forma, e que essa evolução tenha sido homogênea. Sob as lentes da Igualdade de Oportunidades, é fundamental não apenas comparar estado inicial e final do conjunto da população, mas estudar a trajetória da oportunidade em cada grupo, de acordo com a dimensão de interesse. Assim, como os tipos utilizados nesse estudo são construídos a partir das circunstâncias *etnia* e *gênero*, faz sentido dedicar-lhes algumas considerações em especial.

Na dimensão étnica, considerada o território nacional, percebe-se que a média de escolaridade de negros e pardos é sistematicamente menor do que a dos brancos. No entanto, essa diferença entre os tipos reduz-se ao longo do tempo na população mais jovem, enquanto permanece estável na faixa etária mais idosa. No caso da coorte de 15 a 21 anos, a diferença cai de 1,64 anos em 1995 para 0,63 em 2015, enquanto entre os maiores de 62 anos ela aumenta levemente de 2,10 para 2,13 anos para o mesmo período, o que é ilustrado na figura abaixo.

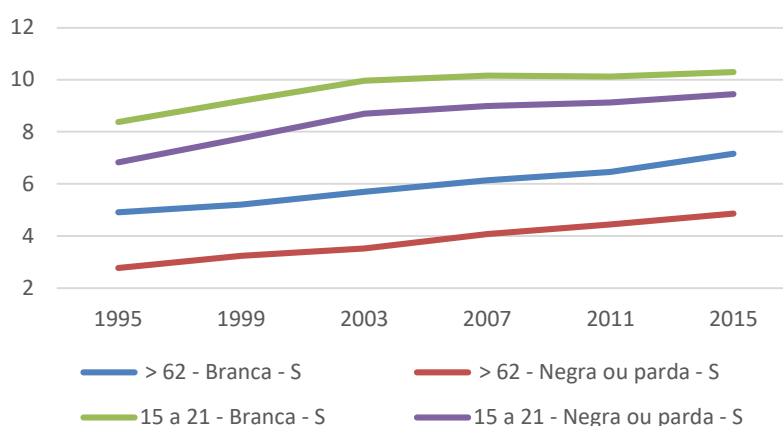
Figura 2.9 - Média de anos de estudo, por etnia e por ano, para faixas etárias selecionadas, no Brasil



Fonte: Elaboração do autor.

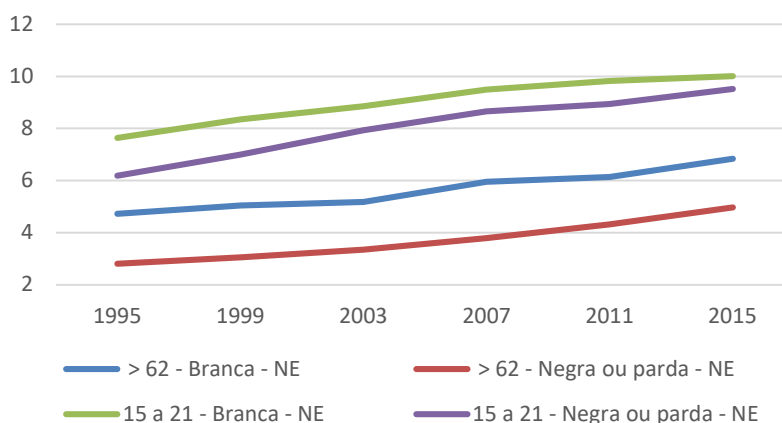
Analisando especificamente as regiões Nordeste e Sul, o que se percebe é uma repetição desse padrão: na coorte mais jovem, nota-se a redução da diferença de média de anos de escolaridades entre brancos e negros ou pardos e a estabilização da diferença entre os mais velhos. Em particular, nota-se uma maior redução no Nordeste do que no Sul, para os mais jovens, enquanto, para os mais velhos, houve diminuição no Nordeste e aumento no Sul, sendo sutis estes dois movimentos. As figuras abaixo ilustram essas considerações.

Figura 2.10 - Média de anos de estudo, por etnia e por ano, para faixas etárias selecionadas, na região Sul



Fonte: Elaboração do autor.

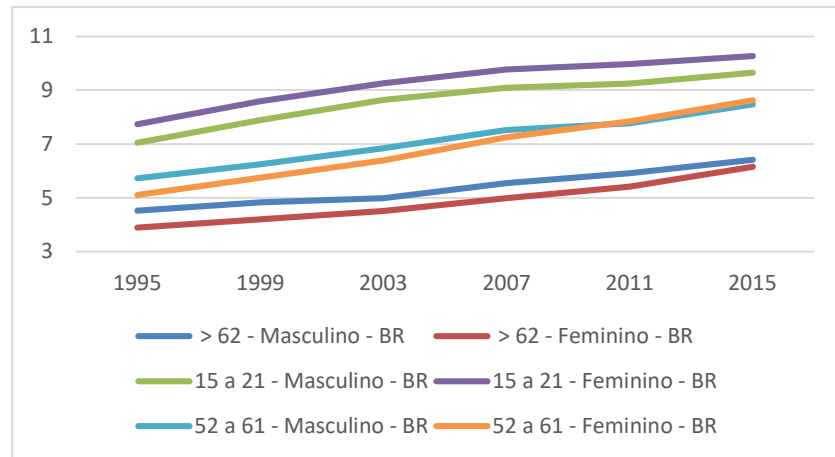
Figura 2.11 - Média de anos de estudo, por etnia e por ano, para faixas etárias selecionadas, na região Nordeste



Fonte: Elaboração do autor.

Se, na dimensão étnica, é possível afirmar que a média de anos de escolaridade cresceu paralelamente nos tipos por coorte etária, não se pode dizer o mesmo ao avaliar a evolução da escolaridade do ponto de vista do gênero dos indivíduos. A figura abaixo mostra que, muito embora na faixa etária acima dos 62 anos a média de escolaridade dos homens supere a das mulheres, na coorte mais jovem se percebe o oposto. Isso dá a entender que, ao longo do tempo, a diferença entre homens e mulheres foi se reduzindo, até o ponto em que, houve uma ultrapassagem. Em outras palavras, houve um momento em que, pelo fato de os indivíduos do sexo feminino passarem a frequentar a escola por mais tempo, chegou-se próximo de um cenário de equalização de oportunidades entre os sexos, antes do qual a desigualdade era em favor dos homens e, depois, em favor das mulheres. Para exemplificar o fenômeno, a figura abaixo apresenta, além das faixas etárias extremas, a formada por indivíduos com idade entre 52 a 61 anos. Para o caso desta, a ultrapassagem deu-se entre as edições de 2007 e 2011 da PNAD.

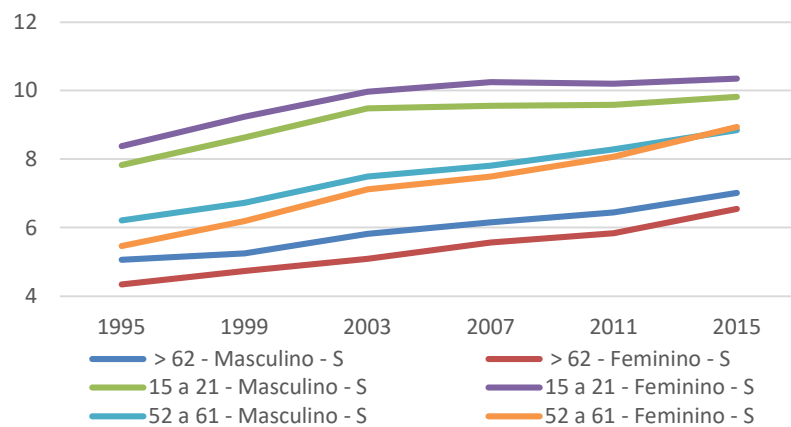
Figura 2.12 - Média de anos de estudo, por gênero e por ano, para faixas etárias selecionadas, no Brasil



Fonte: Elaboração do autor.

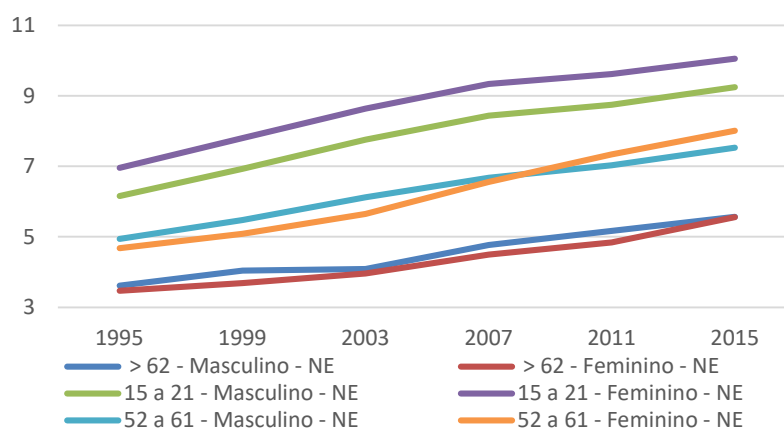
Embora seja um fenômeno comum a todas as regiões brasileiras, a ultrapassagem observada não ocorreu simultaneamente em cada uma delas. O que se percebe é que quanto menor a escolaridade em região, mais cedo a média de anos de estudo das mulheres superará a dos homens. A comparação dos gráficos abaixo, apresentando a trajetória educacional de homens e mulheres nas regiões Nordeste e Sul, exemplifica esse padrão.

Figura 2.13 - Média de anos de estudo, por gênero e por ano, para faixas etárias selecionadas, na região Sul



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 2.14 - Média de anos de estudo, por gênero e por ano, para faixas etárias selecionadas, na região Nordeste



Fonte: Elaboração do autor.

As considerações e comparações realizadas entre as trajetórias das médias de anos de estudo de cada tipo, para cada dimensão considerada, serve de ponto de partida para o exame dos índices de desigualdade que será levado a cabo na próxima seção.

### 2.3.2 Evolução da desigualdade sob a perspectiva dos dois índices

A seguir serão comentados os resultados obtidos a partir do Índice de Pearson-Cramer (*IPC*) e do Índice *K(IK)* calculados, primeiramente para os tipos construídos a partir da circunstância *etnia* e, por fim, os constituídos com base na circunstância *gênero*.

A uma primeira análise, ambos índices retrataram, de uma forma geral, redução na desigualdade de oportunidades educacionais para tipos construídos com base na dimensão étnica no Brasil para o período entre 1995 e 2015.

O Índice de Pearson-Cramer – que não explora a propriedade ordinal das vantagens – apresentou redução em todas as coortes etárias consideradas as regiões brasileiras em conjunto.

A coorte formada por observações de 15 a 21 anos foi a que apresentou maior redução na desigualdade, 44,3%. Esta faixa etária apresentou redução de desigualdade em todas as regiões – a maior no Nordeste (56,9%), a menor no Sul (27,7%). Esta constatação é muito importante, pois indica redução de desigualdade de oportunidades educacionais justamente entre os indivíduos mais jovens.

No outro extremo da pirâmide etária, o grupo formado pelos indivíduos com mais 62 ou mais anos também apresentou redução através de todas as regiões, em especial Norte, com redução de 27,2%, e Nordeste, com 25,8%. A região que apresentou a menor evolução no grupo



etário foi a Sudeste, com uma melhora 7,2% no *IPC*. Por fim, a faixa etária de 42 e 51 anos também apresentou melhora em todas as regiões, sendo mais expressiva no Nordeste, onde diminuiu 46,1%.

O Nordeste foi a única região que apresentou redução de disparidade em todas as faixas etárias, tendo melhora expressiva inclusive para as observações de 22 a 31 anos (30,2%), a coorte para a qual todas as outras regiões apresentaram piora. Aliás, a região apresentou a maior redução proporcional de desigualdade entre as regiões para cada faixa etária, à exceção da formada por observações com mais de 62 anos.

Por outro lado, a região Sul foi a que apresentou pior trajetória para o período, tendo em vista que a desigualdade se acentuou em três das seis coortes consideradas. O Sul foi também a única região para a qual ocorreu piora na faixa etária dos 32 aos 41 anos. Enquanto Norte e Nordeste registraram redução de 41,5% e 50,4%, respectivamente, na desigualdade nesta coorte, na região Sul ela aumentou em 12,1%.

A exemplo do que se observou para o Índice de Pearson-Cramer, a análise da variação proporcional do Índice *K* entre 1995 e 2015 também indicou redução na desigualdade para a maioria dos casos analisados, mas em menor quantidade.

Se a análise de variação do *IPC* entre 1995 e 2015 apontou uma redução na desigualdade de oportunidades para todas as coortes etárias para o conjunto das regiões brasileiras, não é possível afirmar o mesmo a partir da análise da variação do *IK*. Neste caso, as duas últimas faixas etárias apresentaram aumento de desigualdade em 3,0% para os indivíduos de 52 a 61 anos e em 9,5% para aqueles com 62 ou mais anos.

A variação do *IK* apontou, a exemplo do que ocorreu com o *IPC*, uma redução de desigualdade em todas as regiões para a coorte etária de 15 a 21 anos, com o Centro-Oeste apresentando a maior retração (56,9%) e o Sul, a pior (18,9%). A outra faixa etária extrema, composta pelos maiores de 62 anos, no entanto, apresentou resultados distintos que os indicados pelo *IPC*. Se, para aquele, houve redução de desigualdade para o grupo etário em todas as regiões, quando se analisa o *IK* percebe-se uma piora da desigualdade em três das cinco regiões – inclusive para o Brasil em geral, como já mencionado – chegando a magnitudes expressivas. No Sul, por exemplo, registrou-se aumento da desigualdade em 51,6%, seguido pelo Sudeste, com 29,8%. Se o *IPC* apontava redução de desigualdade em todas as regiões para três coortes etárias, no caso do *IK* esse fato é observado apenas em uma, a mais jovem.

Do ponto de vista geográfico – e a exemplo do que a análise da variação do *IPC* indicou – o Nordeste apresentou redução na desigualdade de oportunidades educacionais através de

todas as faixas etárias, fato idêntico ao observado para o Norte, mas com variações menores no caso deste. A região que apresentou pior evolução – repetindo o observado na avaliação do *IPC* – foi a Sul, que apresentou piora na desigualdade para todas as faixas etárias com exceção da mais jovem. Ressalta-se, inclusive, que, a desigualdade aumentou em 55,1% e 51,6% nas coortes de 52 a 61 anos e na de mais de 62 anos, respectivamente.

Se a análise da evolução de desigualdade de oportunidades educacionais entre brancos e não-brancos revelou – tanto para o índice ordinal quanto para o não-ordinal – um quadro indicativo de melhora, o mesmo não pode ser dito quando a comparação é feita sob o prisma do gênero, entre homens e mulheres.

Ao contrário do observado para os tipos étnicos, não foi possível apontar uma região na qual o *IPC* tenha reduzido em todos os grupos etários. Das comparações propostas, foi a realizada para o conjunto das regiões brasileiras a que chegou mais perto, indicando redução de desigualdade em cinco das seis coortes, sendo a de 22 a 31 anos a única que apresentou aumento de desigualdade. Das regiões, a Sudeste foi a que apresentou redução de desigualdade no maior número de faixas etárias, quatro. O Nordeste, por seu turno, demonstrou piora em cinco das seis coortes consideradas, sendo a região com pior desempenho quando utilizado esse indicador.

Os indivíduos com idade a partir de 62 anos constituíram o único grupo etário para o qual foi possível identificar redução na desigualdade em todas as regiões brasileiras, bem como na amostra não segmentada geograficamente. No Centro-Oeste houve uma redução de 77,6% e no Nordeste, de 79,2%.

Por outro lado, a coorte etária de 22 a 31 não apresentou melhora para nenhuma das regiões, registrando, inclusive, um aumento de 102,7% na região Centro-Oeste, seguido pela Sudeste e pelo Sul – com 95,1% e 92,9%, respectivamente. A faixa seguinte, de 32 a 41, embora tenha indicado melhora para o caso das regiões agrupadas, 5,0%, não só revelou aumento de desigualdade em todas as regiões, mas também variações expressivas: 287,4% na região Sudeste, 196,7% na Centro-Oeste e 122,8% na Sul. No grupo etário seguinte, de 42 a 51, ocorreu o maior aumento de desigualdade medida pelo *IPC*: 292,1% na região Norte.

O aumento da desigualdade de oportunidades educacionais entre homens e mulheres delineada pela análise de variação do *IPC*, não só é confirmado como é reforçado quando analisado o índice que leva em conta o caráter ordinal das vantagens educacionais. A evolução do *IK* indicou, proporcionalmente, um quadro de desigualdade mais agravado do que o sugerido pelo *IPC*.

Em comum com os resultados obtidos pelo *IPC*, não foi possível apontar nenhuma região para a qual houvesse redução generalizada de oportunidades educacionais através das

faixas etárias. Nem mesmo na amostra conjunta – que, nas outras análises ofertou um cenário mais alentador, indicando melhora em pelo menos cinco das seis faixas etárias. Entre as regiões, o máximo de faixas etárias que reduziram a desigualdade foi três: Sul, Sudeste e o conjunto das observações.

Comparada a evolução dentro das faixas etárias, os resultados foram ainda piores. Muito embora a coorte etária mais idosa tenha reduzido a desigualdade em todas as unidades regionais consideradas – como ocorrido no *IPC* –, houve três faixas para as quais não houve recuo em nenhuma: 22 a 31, 32 a 41 e 42 a 51 anos. Em magnitude, a variação proporcional do *IK* apresentou valores extremos ainda maiores do que os do *IPC*: 928,2% (SE – 32 a 41), 427,8% (N – 42 a 51) e 440,5% (NE – 42 a 51).

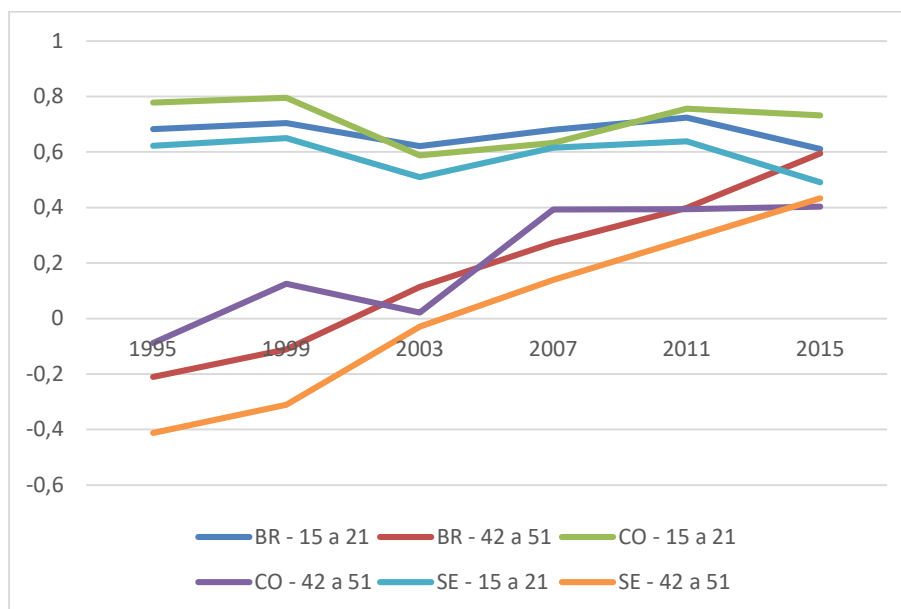
Como na análise dos tipos étnicos, as variações retratadas pelo *IK* foram superiores às do *IPC*. Mais uma vez, a variação do índice para vantagens ordinais apresentou média e desvio-padrão mais elevadas. Como já ponderado anteriormente, o fato do *IK* se valer da distribuição cumulativa das vantagens incorpora, no seu cômputo, a magnitude das disparidades educacionais entre os tipos comparados, característica que o *IPC*, por não ser ordinal, não possui.

A avaliação conduzida até este ponto ficou restrita à variação relativa dos índices. Nenhuma comparação foi realizada quanto aos seus valores absolutos, até mesmo porque o objetivo principal é analisar como cada um deles traduz o comportamento da desigualdade de oportunidades educacionais, e, para tal finalidade, um valor relativo tende a ser mais informativo para análises estáticas e, o mais importante, permite que a informação gerada pelo *IPC* seja comparável com a do *IK*. Em que pese a importância desse atributo, tendo em vista que uma das propostas deste trabalho é justamente explicitar as características dos índices, comparar os valores absolutos gerados por eles com as trajetórias da diferença das médias de anos de estudo dos tipos pode sugerir qual métrica mostra-se mais adequada para cada situação. Não menos importante, os valores absolutos dos índices permitem acompanhar a trajetória percorrida pela desigualdade entre o início e o final do período. Essa análise permite verificar, entre outros aspectos, se a evolução da desigualdade foi monotônica ou se o houve inversão do grupo favorecido, o que é omitido na análise da variação da desigualdade final ante a inicial.

A Figura 2.15 apresenta uma dessas situações. Nota-se que, em 1995, os homens de 42 a 51 anos de idade tinham mais anos de escolaridade, em média, do que as mulheres da mesma faixa etária, independentemente da região escolhida. Essa diferença reduziu-se ao longo do tempo, de tal modo que, ao final do período e para cada região, a escolaridade média das

mulheres, em ano de estudos, ultrapassou<sup>9</sup> a dos homens. A consequência desse fenômeno é percebida ao se avaliar as diferenças de escolaridade entre homens e mulheres entre 15 e 21 anos, sempre favoráveis às mulheres.

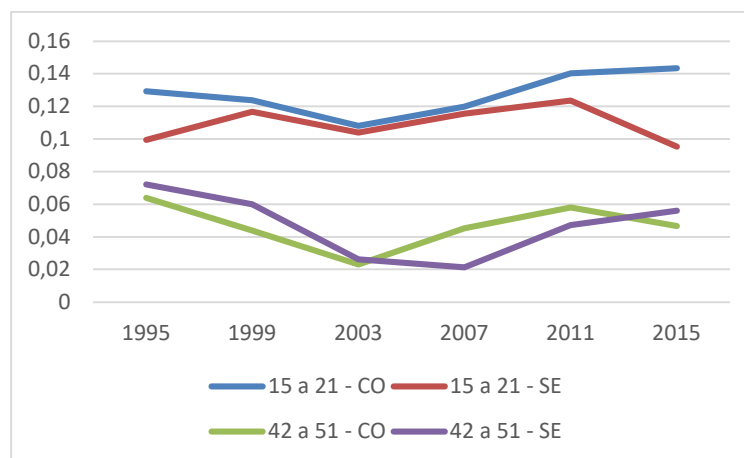
Figura 2.15 - Diferença das médias de anos de estudo, para a circunstância gênero, para regiões e faixas etárias selecionadas.



Fonte: Elaboração do autor.

A ultrapassagem da média de anos de estudos dos homens pela das mulheres, para a faixa de 42 a 51 anos, é caracterizada pela reversão de tendência tanto do *IPC*, como do *IK*, conforme mostram as Figuras Figura 2.16 e Figura 2.17, respectivamente.

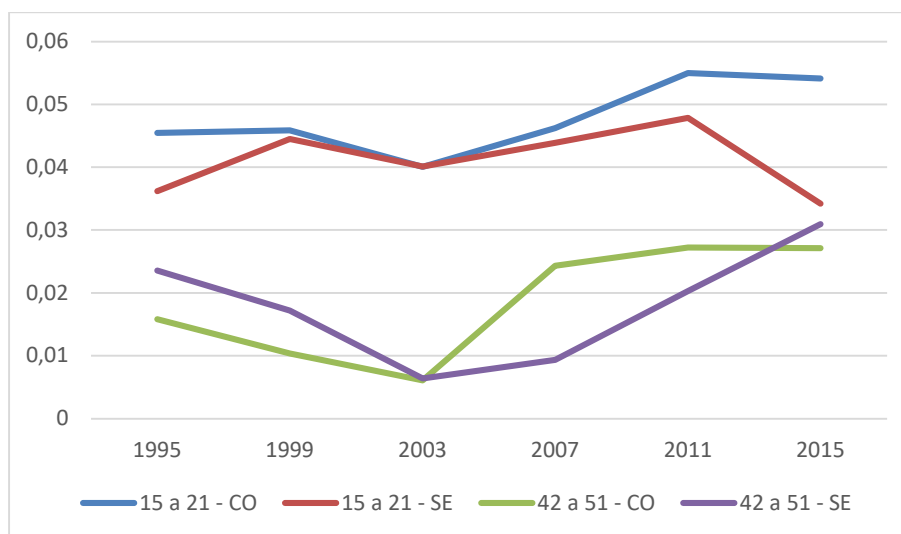
Figura 2.16 - Valores estimados para o *IPC*, para a circunstância gênero, para regiões e faixas etárias selecionadas.



Fonte: Elaboração do autor.

<sup>9</sup> Diferenças positivas indicam que as mulheres têm, em média, mais anos de escolaridades do que os homens. Diferenças negativas indicam o contrário.

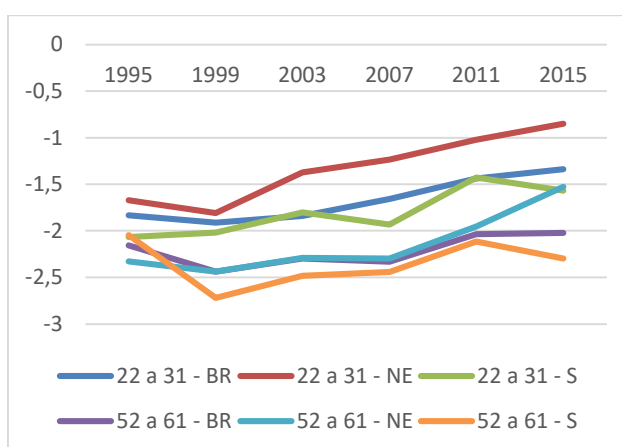
Figura 2.17 - Valores estimados para o IK, para a circunstância gênero, para regiões e faixas etárias selecionadas.



Fonte: Elaboração do autor.

Quando avaliada a evolução da diferença<sup>10</sup> das médias de anos de escolaridade de brancos e não-brancos, a Figura 2.18 não revela nenhuma ultrapassagem. Considerado o Brasil em conjunto, percebe-se que negros e pardos seguem tendo menos acesso à educação do que brancos, mesmo quando considerados os indivíduos jovens. Uma constatação positiva do ponto de vista da mitigação de desigualdades é que, dentre os indivíduos de 22 a 31 anos, as diferenças têm se reduzido ao longo do período considerado.

Figura 2.18 - Diferença das médias de anos de estudo, para a circunstância gênero, para regiões e faixas etárias selecionadas.

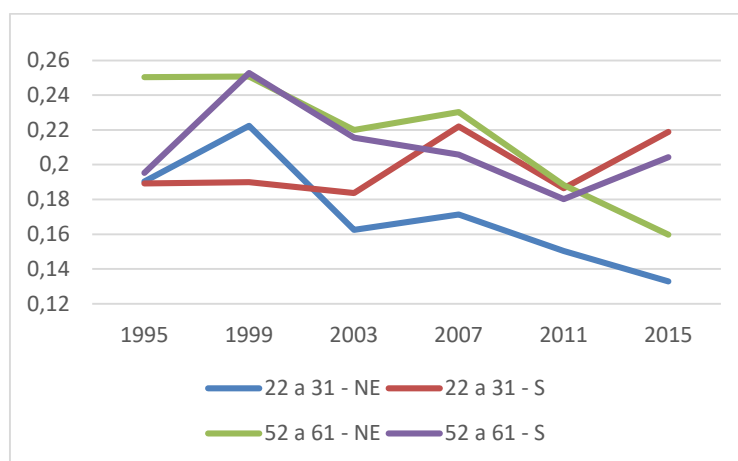


Fonte: Elaboração do autor.

<sup>10</sup> Diferenças negativas indicam que brancos têm, em média, mais anos de escolaridades do que pardos ou negros. Diferenças positivas indicam o contrário.

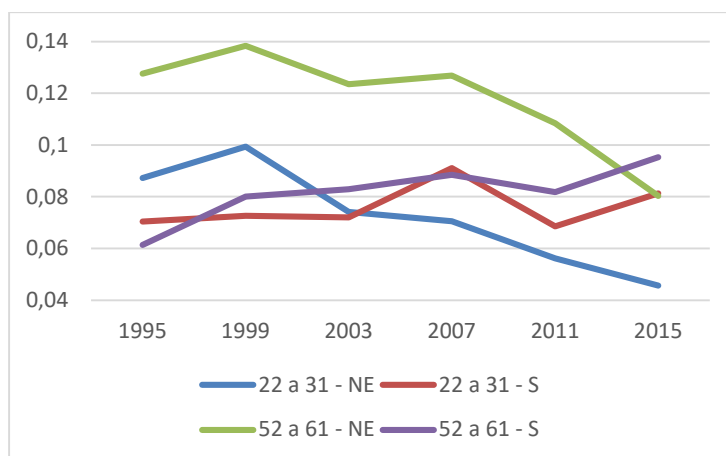
Se, para a circunstância gênero, foi possível identificar um padrão gráfico entre o *IPC* e o *IK*, o mesmo não pode ser afirmado para o caso da circunstância etnia. A Figura 2.19 revela uma proximidade muito maior entre as trajetórias de desigualdade estimadas para o *IPC* do que entre as obtidas para o *IK*, retratado na Figura 2.20. O coeficiente de variação para o *IK* também foi maior (26,63%) do que o observado para o *IPC* (15,54%), sugerindo que o índice ordinal apresenta maior dispersão de valores do que o não-ordinal. Essas observações dão a entender que o *IK* é mais sensível às diferenças de escolaridades do que o *IPC*, o que, provavelmente, é explicado por sua característica ordinal.

Figura 2.19 - Valores estimados para o IPC, para a circunstância etnia, para regiões e faixas etárias selecionadas.



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 2.20 - Valores estimados para o IK (Índice Ordinal) para a circunstância etnia, para regiões e faixas etárias selecionadas.



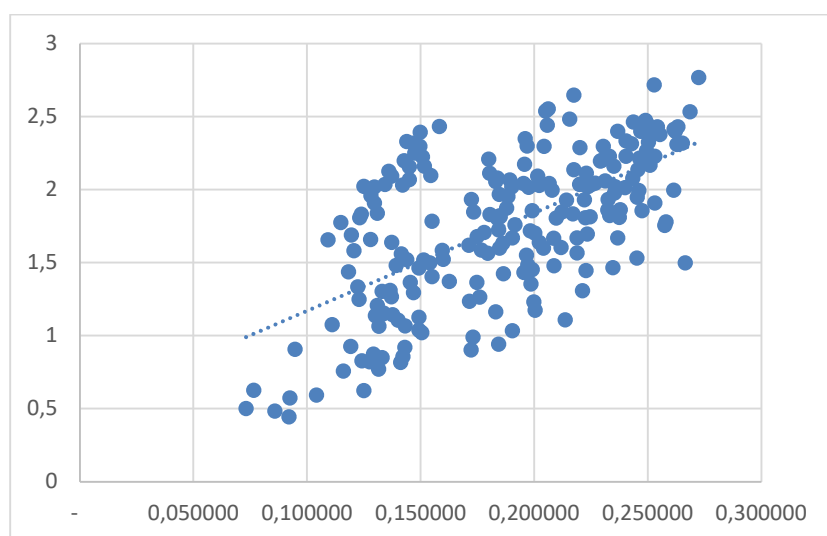
Fonte: Elaboração do autor.

Comparando os valores obtidos para cada métrica, conclui-se que a variação dos gerados pelo IPC é, em média, menor do que a dos índices gerados pela outra medida. O desvio-padrão associado ao *IK* foi superior ao do *IPC*. Ainda, muito embora os valores extremos de redução de desigualdade do *IK* tenham sido apenas um pouco maiores do que os registrados pelo *IPC*, os valores extremos de aumento daquele foram muito maiores. No entanto, essas ponderações não respondem qual deles traduz melhor o fenômeno estudado.

Uma forma de verificar qual das medidas é mais adequada à tarefa é observando a sua correlação com alguma variável que seja representativa da desigualdade de oportunidades educacionais entre os tipos utilizados. A diferença da média de anos de estudo entre os grupos é um exemplo desse tipo de grandeza. Dessa forma, para sondar qual métrica apresentou melhor desempenho, foi verificado, utilizando-se modelos lineares, a capacidade de cada índice explicar as diferenças de anos de escolaridade.

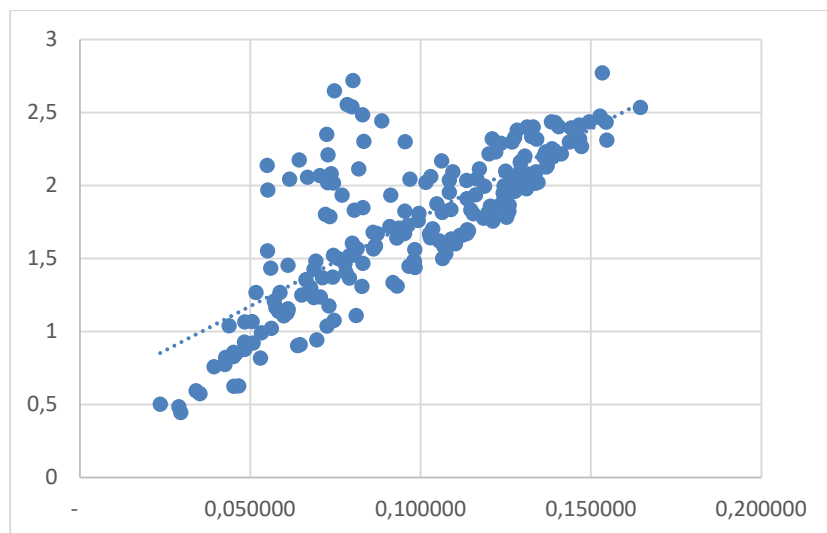
As figuras Figura 2.21 e Figura 2.22 exibem o gráfico de dispersão entre diferença média de anos de escolaridade e o *IPC* e o *IK*, respectivamente, para a circunstância etnia

Figura 2.21 - Gráfico de dispersão entre IPC e diferença média de anos de estudo (circunstância etnia)



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 2.22 - Gráfico de dispersão entre IK e diferença média de anos de estudo (circunstância etnia)



Fonte: Elaboração do autor.

A Tabela 2.6 mostra os resultados da estimação dos modelos lineares entre essas variáveis. Todos os parâmetros de interesse foram significativos a 1% e positivos, o que é condizente com o esperado, uma vez que ao aumento do índice deve corresponder, teoricamente, aumento de desigualdade que, no caso, é dada pela diferença do valor absoluto das médias de anos de escolaridade de cada tipo.

Tabela 2.6 - Comparação entre os parâmetros estimados em cada modelo

Circunstância	Parâmetro	$ dif(escol\ anos)  \sim IPC$	$ dif(escol\ anos)  \sim IK$
Gênero	Intercepto	-0,0314 (0,03)	0,1033*** (0,026)
	Coeficiente	6,5537*** (0,347)	10,2746*** (0,602)
	$R^2$	0,625	0,576
Etnia	Intercepto	0,4996*** (0,110)	0,5672*** (0,069)
	Coeficiente	6,7058*** (0,570)	12,1422*** (0,675)
	$R^2$	0,393	0,602

Fonte: Elaboração do autor.

Nos modelos estimados para a circunstância gênero, notou-se um desempenho similar, em termos de  $R^2$ , para ambos os índices. Quando avaliadas as especificações para etnia, no entanto, surge uma diferença na qualidade do ajuste em favor do *IK* enquanto variável preditiva, com  $R^2 = 0,602$ , maior do que o  $R^2 = 0,393$  obtido para o *IPC*.

A explicação para a ocorrência de desempenhos similares na circunstância gênero provavelmente reside no fato da média das diferenças de anos escolaridade, em valores



absolutos, ser menor do que a observada para etnia. A diferença média entre homens e mulheres é de 0,50 ano ( $\sigma = 0,25$ ), enquanto a de brancos e pardos ou negros é de 1,75 anos ( $\sigma = 0,51$ ). É de se esperar que menores valores para média e desvio-padrão resultem em menos casos em que mais de um nível de instrução separa os indivíduos de tipos diferentes. Como na circunstância gênero a diferença média é menor, ocorrem menos casos em que a distância é superior a um nível – que seria justamente a situação em que a características própria do *IK* manifestar-se-ia – e, portanto, os índices apresentam comportamento similar. Na circunstância etnia, no entanto, a diferença média é maior, o que leva a uma incidência maior de situações em que a distância em graus de instrução é superior à unidade, justamente os casos em que o julgamento do *IK* tende a ser mais refinado do que o do *IPC*.

Dessa forma, o simples exercício comparativo que foi realizado parece indicar que o *IK* é um índice mais informativo do que o *IPC* para quantificar a desigualdade no acesso a oportunidades cujas vantagens são ordinais, principalmente quando o *gap* de desigualdade é maior.

Os resultados obtidos permitiram concluir que houve redução geral de desigualdade de oportunidades entre brancos e não-brancos no período de 1995 a 2015 para o Brasil, para todas as faixas etárias, no caso do *IPC*, e para as quatro mais jovens, no caso do *IK*. A maior redução de desigualdade foi verificada na coorte etária de 15 a 21 anos, tendo o *IPC* reduzido 44,3% e, o *IK*, 49,9% para o conjunto das regiões. A mitigação expressiva dessa disparidade entre os mais jovens, em todas as regiões brasileiras, foi um dos resultados mais alentadores obtidos nesta investigação. O Nordeste apresentou redução da desigualdade em todos os grupos etários, em ambos os índices, sendo esta outra conclusão alentadora. Por outro lado, o Sul apresentou o pior desempenho. Mesmo no caso dos mais jovens, nota-se que a redução das disparidades no Sul foi bem menor do que nas outras regiões; e, restringindo-se a análise do índice *K*, vê-se que enquanto, houve melhoria na faixa de 15 a 21 anos, a desigualdade entre as etnias aumentou para todas as outras coortes etárias.

Enquanto na perspectiva étnica a trajetória delineada pelos índices de dissimilaridade aponta para a paulatina equalização das oportunidades educacionais no país, observa-se um agravamento da desigualdade de oportunidades educacionais entre homens e mulheres. Mesmo entre os indivíduos que ainda estão em idade escolar, os índices evidenciam um agravamento do quadro entre os gêneros para algumas regiões brasileira. No entanto, a diferença da média de anos de escolaridade entre homens e mulheres aponta para redução da desigualdade em todos

as regiões, com exceção da Nordeste<sup>11</sup>. No entanto, para o período considerado, ocorreu um fenômeno que a variação do índice não detectou. Para as três coortes etárias mais velhas, a diferença de anos de escolaridade entre homens e mulheres era negativa em 1995, o que indica que homens tinham mais anos de estudo, em média, do que as mulheres. Ao longo dos anos, houve troca do sinal dessa diferença, o que indica que as mulheres passaram a ter mais escolaridade que os homens. Essa regularidade pode ser observada, ponderada a heterogeneidade do país, em todas as regiões. Ou seja, de uma maneira geral, o gênero penalizado pela desigualdade de oportunidades no início, não é o mesmo que está em desvantagem no final. Esta constatação sublinha a limitação de se observar apenas valores iniciais e finais dos índices, ou mesmo sua trajetória, para tirar conclusões sobre a natureza e direção da desigualdade observada.

#### 2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo deste trabalho, buscou-se apresentar a evolução da desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil no período de 1995 a 2015. Além de uma análise descritiva dos dados relevantes para a compreensão de sua trajetória, foram formalizados dois índices para medir o fenômeno. Inspirados no arcabouço teórico de Roemer (1998), *IPC* e *IK* são índices que calculam a dissimilaridade entre o acesso que dois ou mais grupos (tipos) têm aos distintos níveis de uma oportunidade. A diferença mais marcante entre eles – e que ensejou a comparação realizada – é que, enquanto o *IPC* trata a oportunidade como uma variável categórica, o *IK* traz em sua formulação uma componente que permite que o aspecto ordinal dessa variável se manifeste.

Especificamente, foram analisadas as desigualdades de oportunidades educacionais associadas às circunstâncias gênero e etnia. Contata-se que os anos de escolaridade de homens e mulheres de todas as faixas etárias aumentou ao longo do período estudado. Houve, no entanto, em determinado momento, uma ultrapassagem em favor das mulheres. Se homens com idade igual ou superior aos 62 anos tomam mais educação que as mulheres ao longo das edições da PNAD analisadas, o inverso é observado para jovens entre 15 e 21 anos; o que indica que, em algum momento, mulheres passaram a se instruir mais do que os homens. Conhecer esse fato ajuda a entender a natureza volátil dos valores da desigualdade capturada pelos índices. Se, inicialmente, a diferença era em favor dos homens e, em dado momento, reverteu-se em favor das mulheres, é de se esperar que os índices tenham decrescido e, a partir do momento que

---

<sup>11</sup> A diferença aumentou em 1,3% no período para o Nordeste, magnitude baixa quando comparada à das outras regiões.

ocorre a inversão, começado a crescer. Nesse quesito, os indicadores calculados a partir da circunstância etnia apresentaram um comportamento mais monotônico, uma vez que, embora tenha se observado, de forma geral, redução entre a diferença de escolaridade de brancos e pardos ou negros, não houve o fenômeno de ultrapassagem que fora observado para a dimensão gênero. Assim, embora seja possível observar uma importante redução das disparidades de acesso à educação do ponto-de-vista étnico, brancos seguem indo à escola por mais tempo.

Além de apresentar e comentar a trajetória dos índices, identificar a aderência dos resultados produzidos pelo *IPC* e pelo *IK* à realidade observada, comparando-os, foi um dos objetivos que esse estudo tentou atingir. Para tanto, foram estimadas regressões lineares simples, buscando-se inferir, da análise dos parâmetros resultantes, o índice mais adequado para cada caso. Observou-se que, em situações em que a variável correlacionada com o índice apresenta média e desvio padrão suficientemente baixos, ambas as métricas apresentam ajustes semelhantes; porém, à medida que a média e o desvio padrão dessa variável crescem, o modelo que usa o *IK* como variável explicativa mostra-se mais adequado, muito provavelmente em virtude da abordagem ordinal contida em sua especificação. Tais observações devem ser entendidas com muita cautela, pois se baseiam num conjunto muito pequeno de evidências.

Inicialmente, vislumbra-se duas direções, decorrentes dessa pesquisa, a serem seguidas. A primeira é aplicar o índice *K* a situações em que as vantagens sejam ordinais e comparar com os resultados existentes na literatura empírica obtidos pela aplicação de outras medidas de desigualdade não-ordinais. Do viés teórico, a investigação comparativa das propriedades matemáticas desses índices pode aprofundar a compreensão de suas relações e, assim, determinar adequadamente as situações mais propícias à aplicação de cada um deles

### 3 PROFICIÊNCIA NO SAEB E TAXAS DE APROVAÇÃO – EVIDÊNCIAS DO IDEB

A literatura empírica de economia da educação é bastante contundente quanto à relevância da qualidade da educação para o crescimento econômico de longo prazo (BARRO, 2013). Dessa forma, é importante analisar os determinantes da escola de qualidade e desenvolver políticas públicas que a promovam em níveis compatíveis com as necessidades da economia brasileira, por exemplo. Um primeiro passo nessa direção já foi dado no Brasil, que hoje possui mecanismos de avaliação da qualidade de seu sistema educacional privado e público. O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – IDEB –, por exemplo, é um instrumento de monitoramento e avaliação da qualidade da educação no Brasil.

Desde sua criação, o IDEB é uma das pedras angulares das políticas educacionais brasileiras. Além de permitir o acompanhamento da trajetória da qualidade da educação por escola, município, ente federativo e rede de ensino<sup>12</sup>, o IDEB serve como balizador para determinar repasses adicionais de recursos e para estabelecer a necessidade de intervenções reparadoras ou de apoio em escolas ou sistemas educacionais que não tenham atingido a meta de desempenho estabelecida pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

O IDEB de uma escola é obtido pela multiplicação de dois fatores: a taxa de aprovação e a nota em um teste padronizado de português e matemática. Dessa forma, há duas formas de uma escola aumentar seu desempenho no IDEB. Uma delas é através da elevação do escore médio de seus alunos no exame padronizado. A outra, é através do aumento da taxa de aprovação.

O objetivo principal deste trabalho é verificar se a taxa de aprovação das escolas está associada ao desempenho de seus alunos no teste padronizado. Para sondar essa pergunta, são feitas abordagens baseadas em duas ferramentas econométricas: regressão logística e regressão quantílica. Adicionalmente, é proposto um modelo teórico para determinar as estratégias ótimas para maximização do IDEB.

Na próxima seção são apresentados o marco regulatório e os critérios de mensuração do IDEB. A seção seguinte descreve o modelo teórico que norteia o estudo. A seguir, são definidas a estratégia empírica e a base de dados utilizadas e é realizada a análise dos resultados obtidos. As implicações desses resultados para o problema proposto e para a avaliação da qualidade do

---

<sup>12</sup> A rede de ensino pode privada, municipal, estadual ou federal, de acordo com a entidade responsável por sua gestão e manutenção.

sistema são comentadas na última parte, que também propõe desdobramento futuros da pesquisa.

### 3.1 O ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DA EDUCAÇÃO BÁSICA – IDEB

Com a finalidade de monitorar a progressão da qualidade da educação básica no Brasil, em 2007 foi instituído, pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB). A relevância do indicador enquanto medidor da qualidade da educação básica no Brasil pode ser evidenciada, por exemplo, pelo uso frequente de referências ao IDEB no Decreto n.º 6.094/2007, responsável pela implementação do “Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação”, que define o IDEB como marco para aferir, de forma objetiva e periódica, com base em dados sobre rendimento escolar e desempenho dos alunos, a qualidade da educação básica por escola, por rede de ensino, por município e por estado no Brasil (BRASIL, 2007).

O IDEB é calculado conforme a seguinte fórmula básica:

$$IDEB_{ji} = N_{ji}P_{ji}$$

onde  $N_{ji}$  é a média da proficiência em Português e Matemática, padronizada entre 0 e 10, dos alunos da unidade  $j$ , aferida a partir do desempenho do exame (Prova Brasil e SAEB) do ano  $i$ ; e  $P_{ij}$  é o indicador de rendimento obtido da taxa de aprovação da etapa de ensino dos alunos.

O IDEB representa uma novidade e uma ampliação dos horizontes de sistemas educacionais no Brasil. De acordo com Fernandes e Gremaud (2009), são três as principais mudanças introduzidas pelo IDEB: "i) a incorporação dos objetivos de *accountability*; ii) a criação de um indicador sintético da qualidade da educação básica (...); e iii) a definição de metas tanto para o país quanto para cada sistema e escola em particular." (FERNANDES; GREMAUD, 2009, p. 213).

Portanto, o IDEB tem ganho crescente importância na determinação dos rumos da educação básica brasileira. Contudo, esse sistema de avaliação da qualidade de educação no Brasil tem, ao longo do tempo, sofrendo críticas. Boa parte delas recai sobre a sua forma de mensuração, que considera apenas a nota média dos alunos em provas de proficiência em matemática e português com a taxa de aprovação dos alunos matriculados nas unidades educacionais, deixando-se de fora outros fatores também relevantes para a avaliação de qualidade de educação, como a evasão escolar.

Outro apontamento recorrente é que o índice atribui o mesmo peso para as duas variáveis que o compõe, supondo, assim, que taxa de aprovação dos alunos nas escolas e o seu desempenho cognitivo são igualmente importantes para a determinação da qualidade da educação recebida pelo aluno. Rezende e Jannuzzi (2008) apontam para o fato das componentes do IDEB impactarem-se mutuamente e em sentidos opostos. Dessa maneira, uma escola que aumenta a sua taxa de aprovação corre o risco de reduzir a qualidade do ensino, enquanto um estabelecimento com critérios mais exigentes arcará com taxas de reprovação mais elevadas.

Uma das formas para se elevar as taxas de aprovação “concerne à adoção de mecanismos artificiais de progressão, isto é, a mudanças exógenas nas regras tornando-as mais flexíveis e com isso mais fácil para os alunos passarem de uma série para a próxima” (BUCHMANN; NERI, 2010, p. 15). A outra forma seria aumentar o capital humano dos estudantes, o que implicaria os custos de melhorar a qualidade da educação. Fernandes (2007), no trabalho em que apresenta conceitualmente o IDEB, afirma que “não se pode descartar a possibilidade de as escolas e/ou redes de ensino adotarem medidas que melhorem o fluxo e piorem o desempenho nos exames padronizados e vice-versa” (FERNANDES, 2007, p. 8). Esse debate sobre os incentivos à elevação da taxa de aprovação, no entanto, não é uma consequência, mas um antecedente da implementação do IDEB.

A inclusão das notas do exame padronizado e da taxa de aprovação tendem, teoricamente, a afastar a adoção de soluções de canto<sup>13</sup>. Se o IDEB refletisse unicamente a taxa de fluxo escolar, ele poderia “incentivar os professores, diretores de escolas e gestores de rede a adotarem medidas que impliquem redução no desempenho médio dos estudantes nos testes padronizados, como, por exemplo, reduzir o padrão de aprovação” (FERNANDES, 2007, p. 8). Por outro lado, se o IDEB fosse aferido apenas pelo desempenho no exame padronizado, haveria um incentivo para elevação dos requisitos de aprovação, o que resultaria em maior reprovação e, possivelmente, maior evasão escolar. Assim, ao incorporar taxa de fluxo e desempenho escolar, o IDEB desincentiva a adoção de atitudes extremas, seguindo a constatação de que “a ‘indústria da aprovação automática’ é tão perniciososa quanto a ‘indústria da repetência’” (REZENDE; JANUZZI, 2008, p. 132).

---

<sup>13</sup> Refere-se à adoção de soluções extremas, o que, no caso, seria representado pela escolha de priorizar apenas taxa de aprovação ou desempenho escolar.

### 3.2 MODELO TEÓRICO

Para a analisar um aspecto da crítica ao IDEB, suponha-se um jogo entre o gestor público e o avaliador do INEP. Assim, dada uma escola qualquer  $j$ , o jogador, que é o gestor dessa escola, pode ou não optar por inflar as taxas de aprovação obtidas pela escola ao, por exemplo, flexibilizar os critérios de aprovação dos alunos matriculados em sua escola. Outra estratégia possível é não flexibilizar tais critérios e manter um nível de exigência para aprovação condizente com o conhecimento mínimo esperado para os alunos de determinada etapa de ensino.

A estratégia  $S_j$  do jogador, aqui denominado diretor ou gestor da escola  $j$  refere-se ao grau de exigência mínima para a aprovação na escola  $j$  e pode ser modelada como uma variável binária:

$$S_j = \begin{cases} 1, & \text{se há flexibilização} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Pela hipótese estabelecida, tem-se que a probabilidade da estratégia  $S_j = k$ ,  $k \in \{0,1\}$ , ser adotada é

$$Prob(S_j = k) = f(N_{-1}, N^* - N_{-1}, A_{-1}, \mathbf{X})$$

onde  $N_{-1}$  é a nota do estabelecimento na última avaliação,  $N^*$  é a meta a ser atingida na próxima avaliação definida pelo INEP,  $A_{-1}$  é a taxa de aproveitamento na última avaliação e  $\mathbf{X}$  são as variáveis de controles, como a rede de ensino a que pertence o estabelecimento, o município, estado ou região em que se localiza, etc.

A decisão ótima do gestor racional será tal que maximize o IDEB da unidade sob sua responsabilidade, pois considera-se que a função objetivo do gestor é maximizar a atração de recursos para escola sob sua gestão. Em outras palavras, cada diretor tem uma função de utilidade associada ao desempenho de sua escola no IDEB:

$$U_j = IDEB_j = N_j A_j$$

Assumimos que a única variável de escolha do diretor que tem impacto sobre sua utilidade no curto prazo é  $S_j$ , ele a escolherá de tal forma a maximizar sua utilidade esperada:

$$\max_x E[U_j] = E[N_j A_j]$$

Nesse jogo, o gestor pode exercer pouca interferência na nota  $N_j$  no curto prazo obtida por seus alunos. Assim, uma suposição natural é que, na ausência de medidas que melhorassem a qualidade da educação da escola, a proficiência dos estudantes em matemática e em português

na avaliação do período seguinte será bem aproximada pela nota da avaliação anterior, i.e.  $N_j \approx N_{j,-1}$ . Dada esta hipótese, o problema pode ser reescrito como

$$\max_x E[U_j] = N_{j,-1}E[A_j]$$

A expressão acima dependerá unicamente da taxa de aprovação esperada  $E[A_j(S_j)]$ , que é função direta de  $S_j$ . Como, sob critérios mais brandos, ou seja, se houver flexibilização das exigências para aprovação na escola  $j$ , a taxa  $A_j$  tende a ser maior no período subsequente, tem-se, portanto, que  $A_j(1) > A_j(0)$  e, dessa forma,

$$N_{j,-1}E[A_j(1)] > N_{j,-1}E[A_j(0)]$$

A consequência dessa modelagem simples é que a estratégia ótima dos gestores é flexibilizar os critérios de aprovação nas suas escolas para maximizar suas funções de utilidade – ou seja, gestores optariam por  $S_j = 1$  – a qual seria a decisão que maximiza a utilidade esperada do gestor, e por conseguinte o IDEB esperado de seus alunos e, por consequência, da escola.

Muito embora, tendo em vista alcançar um IDEB sempre maior, facilitar a aprovação de alunos nas escolas seja um recurso não descartável em uma dada escola, o uso e a intensidade de seu uso no sistema educacional, obviamente, dependerão de muitos outros fatores. Como o INEP fixa uma meta para cada escola para as edições futuras da avaliação, o gestor conhece qual o desempenho que sua escola precisaria obter para atingir a meta proposta antes do jogo ser jogado. Isso significa que escolas diferentes terão metas diferentes e, portanto, as estratégias a serem adotadas para atingi-lo devem diferir de um estabelecimento de ensino para o outro. Entre outros fatores, essas diferenças dependerão da distância relativa entre os desempenhos realizados na última avaliação e o estabelecido na meta original definida pelo INEP. Então, hipoteticamente, pode ocorrer que escolas com índices mais distantes da meta tentem aumentar de alguma forma suas taxas de aprovação de seus alunos mais frequentemente do que aquelas que aquelas escolas que estão próximas de atingir as metas estabelecidas. Por fim, é importante destacar que a própria ideia de flexibilização nos critérios de aprovação encontra um limite matemático: a regra da aprovação automática, que iguala a taxa de aproveitamento da escola à unidade.

Nesse ponto é importante destacar que não há como averiguar se houve ou não má fé por parte do gestor na condução de suas respectivas escolas. Apenas se está dialogando com as possibilidades levantadas por Rezende e Jannuzzi (2008), Fernandes e Gremaud (2009), Buchmann e Neri (2010) e pelo próprio trabalho de Fernandes (2007), pioneiro na proposição do IDEB. As únicas observações disponíveis são sobre a taxa de aprovação das escolas e o



desempenho dos seus alunos nas proficiências de matemática e português ano após ano. Também não há como avaliar se a ideia de aumentar a taxa de aprovação de alunos de uma escola é decorrente de uma gestão incongruente com critérios de excelência ou é fruto de uma maior performance de todos os profissionais de uma dada escola. O exercício proposto apenas tentará observar padrões na taxa de avaliação dadas os sistemas de incentivos atuais definidos pelo IDEB.

Ante essa apresentação de um jogo simples, espera-se que o eventual aumento da taxa de aprovação das escolas seja decorrente de alguma das seguintes possibilidades: (1) notas baixas no exame de proficiência anterior o que demandaria, mais reforço na educação dos alunos ou uma opção por inflar artificialmente as taxas de aprovação da escola; (2) maior diferença entre a meta do IDEB e o IDEB realizado; (3) maior margem para aumentar a taxa de aproveitamento da escola.

### 3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para verificar a existência de regularidades entre o comportamento da taxa de aprovação e a performance escolar, serão estimados modelos econométricos *logit* e regressões quantílicas para os dados do SAEB de 2005 a 2019. Embora a pergunta que se busca responder seja essencialmente a mesma, o uso de dois métodos que tem enfoques distintos pode não só reforçar ou contrapor conclusões, como expor relações que passam ao largo de um ou de outro.

Bajari, Hong e Nekipelov (2013) sugerem que regressões logísticas podem ser utilizadas para inferir a estratégia adotada por um agente em uma situação de interação estratégica. Para modelar as decisões dos gestores educacionais, será adotada uma versão simplificada da proposta dos autores, tendo em vista que, originalmente, sua abordagem tem busca estimar as decisões tomadas por mais de um agente, em um jogo simultâneo e não-cooperativo.

A abordagem torna-se adequada à medida que a escolha  $S_j$  seja interpretada como a resposta ótima do gestor à nota  $N_{-1}$  obtida no último exame. Seja  $\psi(N_{j,-1}, N_{j,-1}^* - N_{j,-1}, A_{j,-1}, \mathbf{X}_j)$  uma especificação linear que estime satisfatoriamente  $S_j$ . Considerando que a probabilidade de escolher  $S_j = 1$  é dada por

$$P(S_j = 1) = \frac{e^{\psi(N_{j,-1}, N_{j,-1}^* - N_{j,-1}, A_{j,-1}, \mathbf{X}_j)}}{1 + e^{\psi(N_{j,-1}, N_{j,-1}^* - N_{j,-1}, A_{j,-1}, \mathbf{X}_j)}} \quad (3.1),$$

é possível estimar, para uma escola, o efeito exercido por suas características e seu desempenho na avaliação anterior sobre a decisão do gestor quanto a aumentar ou não a taxa de aprovação.

O valor de  $S_j$  será derivado do comportamento obtido da evolução da taxa de aproveitamento e da nota no exame. Se, na unidade  $j$ , observou-se uma queda na proficiência de uma avaliação para a outra, mas a taxa de aprovação aumentou, entende-se que há possibilidade de flexibilização no critério de aprovação. Assim

$$S_j = \begin{cases} 1, & \text{se } N_{j-1} \geq N_j \wedge A_{j-1} < A_j \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

A investigação do mesmo problema através de outros métodos econométricos pode conduzir - além de respaldar ou contradizer os resultados do modelo logístico - a conclusões adicionais. Tendo em vista que é razoável supor que as variáveis que podem ser consideradas afetem distintamente as unidades com maior indicador e as de menor, a utilização de regressões quantílicas pode expor regularidades que se verificam em certos patamares da variável dependente, mas não em outros.

Koenker e Bassett (1978) propõem as regressões quantílicas como uma alternativa para contextos em que os erros são não-gaussianos. Enquanto que a especificação clássica de regressão linear fornece uma estimativa dos parâmetros baseada na média condicional da variável resposta, o enfoque de Koenker e Bassett (1978) tem a vantagem de permitir a obtenção de uma modelo condicional para cada quantil desejado (KOENKER; HALLOCK, 2001).

O método tem especial importância para tratar problemas em que, de acordo com a sua magnitude, a variável predita responde aos regressores com intensidade diferente. Essa característica torna as regressões quantílicas uma metodologia útil não só para os economistas, como para pesquisadores de outras áreas, como medicina. E também para o problema ora analisado.

Uma das ideias básicas que permeiam a proposta desse artigo é a de que gestores têm influência sobre a taxa de aproveitamento das unidades educacionais e que podem agir pragmaticamente, utilizando-a como variável de ajuste que permite trazer o IDEB de seu estabelecimento para perto da meta. Se não for esse o caso, é de se esperar que o desempenho no SAEB - enquanto *proxy* da qualidade dos estabelecimentos educacionais - seja o fator mais importante mais importante como preditor da taxa de fluxo. Mais do que isso, é de se esperar que exista uma relação proporcional, sem grandes saltos entre essas grandezas, o que quer dizer que os parâmetros estimados para cada percentil devem ser próximos e não estatisticamente

diferentes daqueles obtidos por um modelo linear. Uma especificação possível para avaliar tal hipótese é a família de funções quantílicas

$$Q_{A_j}(\tau|\cdot) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)N_j$$

Uma forma de verificar a relevância do escore no SAEB para a determinação da taxa de aprovação é comparando o coeficiente obtido na especificação anterior com o gerado por outra, na qual se inclui algum fator que não deveria ser significativo na explicação do fenômeno. Neste sentido, claramente as taxas de fluxo passadas não deveriam influenciar as atuais, e, portanto, para a especificação

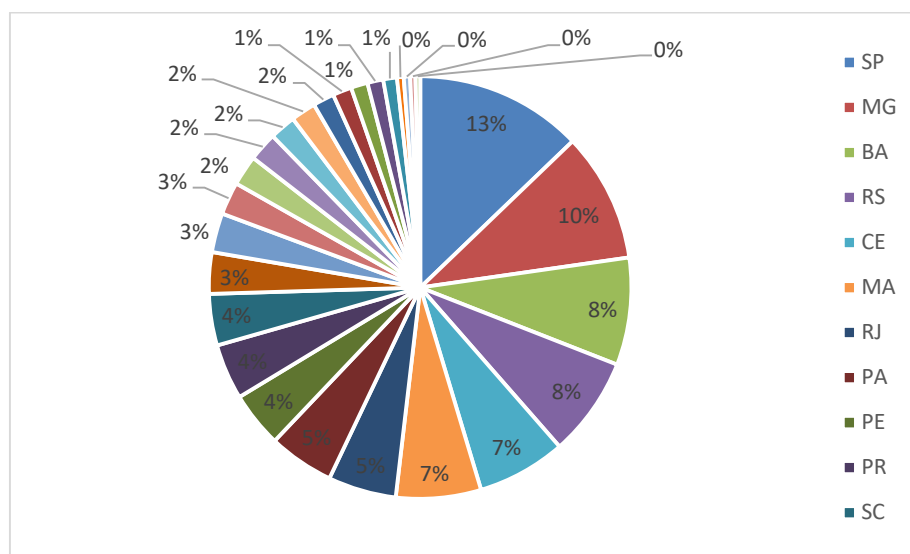
$$Q_{A_j}(\tau|\cdot) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)N_j + \beta_2(\tau)A_{j-1}$$

a estimativa do coeficiente  $\beta_2$  da variável *taxa de aprovação anterior* não deve ser estatisticamente significativo para o modelo. Caso contrário, conclui-se que a taxa de fluxo passada impacta na presente, o que contraria a hipótese de que esta é afetada unicamente pelo desempenho educacional corrente.

### 3.4 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Foram empregados os dados do IDEB, por escolas, fornecidos pelo INEP, bianualmente de 2005 a 2019. Ao todo, a base consta de resultados de 45.165 escolas públicas - municipais, estaduais e federais - espalhadas pelos 26 estados da União e Distrito Federal, cada qual tendo participado de pelo menos uma edição do Prova Brasil.

Figura 3.1 - Distribuições dos estabelecimentos educacionais da amostra por unidade federativa

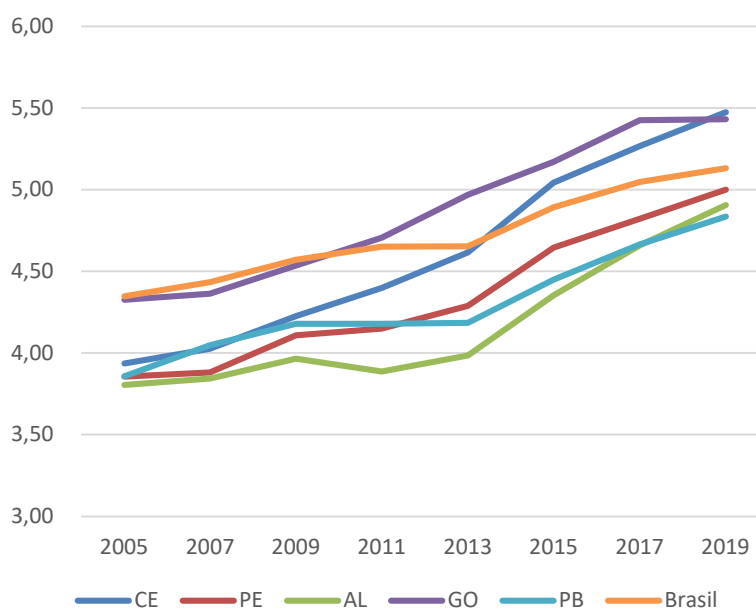


Fonte: Elaboração do autor.

Figura 3.1 mostra como os estabelecimentos educacionais distribuem-se entre os estados. A partir dela, conclui-se que os estados com mais escolas participantes são São Paulo, Bahia e Minas Gerais. A rede com mais representantes é a municipal (53,01%), seguida pela estadual (46,09%) e pela federal (0,09%). A caracterização por redes e por estados é fundamental para a investigação ora realizada, uma vez que estabelecimentos de ensino podem adotar formas de gestão e estratégias diversas, de acordo com a rede a que pertencem e ao ente federativo a que estão afiliados.

A Figura 3.2 mostra a evolução do escore médio das escolas das cinco unidades da federação que apresentaram maior crescimento e da média nacional. O estado que apresentou maior desenvolvimento nesse aspecto foi o Ceará, com um crescimento de 39,1%, expressivamente superior ao do segundo colocado, Pernambuco, que registrou aumento de 29,7%. O ente federativo com pior desempenho nesse quesito foi Roraima, que registrou retração de 0,01%. O desempenho nacional melhorou 18%, em média, de 2005 a 2019.

Figura 3.2 - Evolução da nota média no SAEB para os cinco estados com maior crescimento para a variável e o Brasil

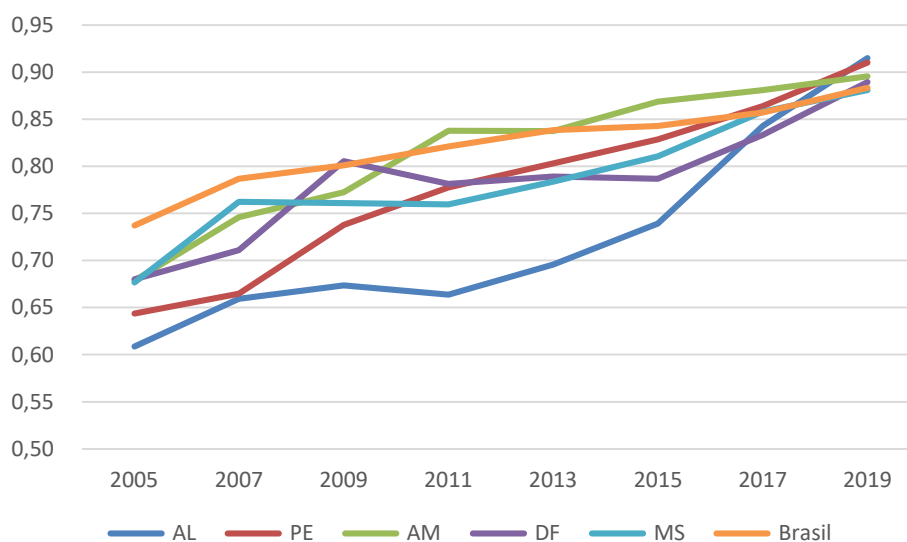


Fonte: Elaboração do autor.

A taxa média de aprovação por estado registrou aumento em todos os estados, a exceção do Amapá. Enquanto o crescimento médio para o país foi de 19,8%, alguns entes federativos apresentaram aumento bem superior nas taxas de aprovação. Alagoas foi o que apresentou

crescimento mais expressivo, 50,3%, seguido de Pernambuco, com 41,3%. A Figura 3.3 ilustra as trajetórias das situações de maior crescimento, comparando-as com a da média nacional.

Figura 3.3 - Evolução da taxa de aprovação média para os cinco estados com maior crescimento para a variável e o Brasil



Fonte: Elaboração do autor.

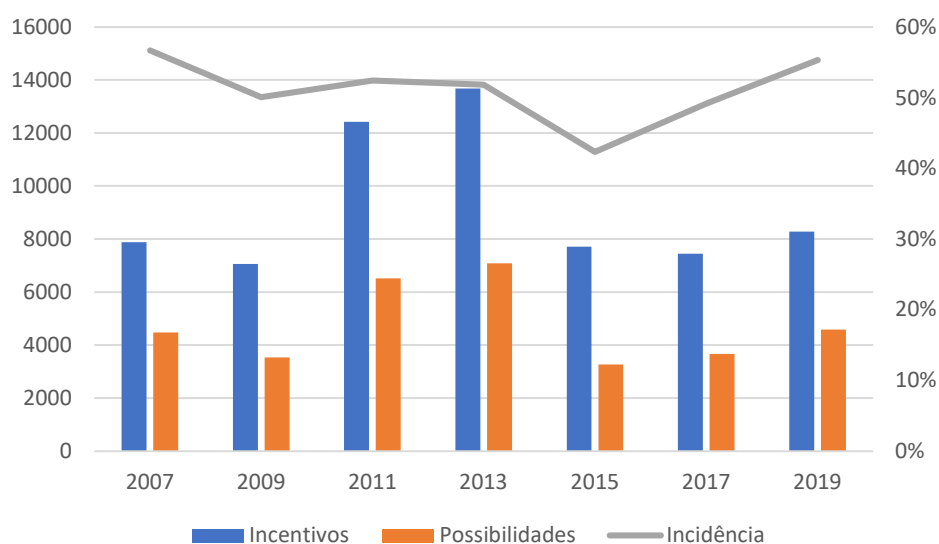
Em termos absolutos, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Paraná, Ceará e São Paulo, nesta ordem, foram os estados que apresentaram as maiores médias no SAEB 2019, enquanto as menores foram registradas, decrescentemente, no Amapá, Maranhão e Roraima. As maiores médias de aprovação, todas superiores a 90%, para esse ano foram identificadas em São Paulo, Goiás, Ceará, Acre e Paraná. No outro extremo, Bahia, Rio Grande do Norte e Bahia apresentaram as menores.

Ainda, é interessante destacar que 21 dos 27 estados registraram, em 2005, aprovação inferior a 80%, e apenas um, São Paulo, superior a 90%. No entanto, se a mesma comparação for realizada para o último ano da série, perceberemos que apenas dois estados, Sergipe e Rio Grande do Norte, apresentam médias de rendimento inferiores a 80%, enquanto 9 apresentam valores superiores a 90%. Essas observações indicam uma das seguintes possibilidades, ou uma combinação delas: (a) o processo de ensino ganhou significativa eficiência, possibilitando que uma proporção maior de alunos fosse aprovada dados os mesmos critérios de 2007; ou (b) os critérios de aprovação foram relaxados.

Para fins da regra proposta para identificação de possibilidades de flexibilização, as escolas candidatas a adotar a estratégia são aquelas que, de um ano para o outro, tiveram piora ou mantiveram seu desempenho no SAEB, uma vez que isso é um indicativo de que seus alunos

estão, no caso mais favorável, no mesmo patamar, em média, daqueles que realizaram a edição anterior do exame, e que, logo, a taxa de fluxo observada não pode ser superior à anteriormente registrada. Portanto, os estabelecimentos que não melhoraram seu desempenho têm incentivo para baixar a régua de aprovação, uma vez que esta é a estratégia que maximiza seu IDEB. Assim, aquelas escolas que concomitantemente registram pioram ou manutenção de performance na avaliação e aumento no aproveitamento apresentam possibilidade de flexibilização quanto aos critérios de aprovação.

Figura 3.4 - Quantidade de incentivos, possibilidades de flexibilização e incidência de possibilidades, por ano.

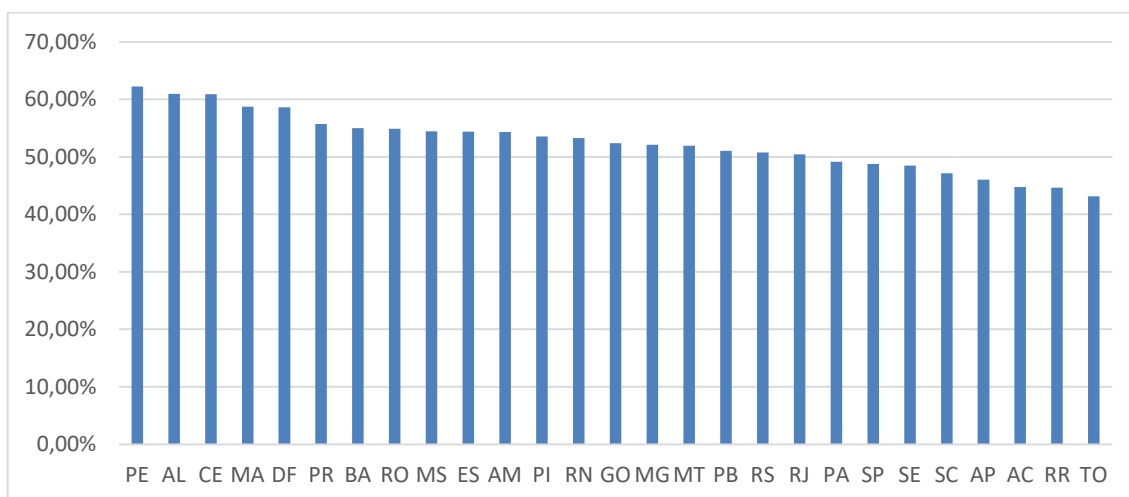


Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 3.1Figura 3.4 ilustra o comportamento dos incentivos, possibilidades e incidência de flexibilização para o Brasil inteiro e ao longo dos anos. Em 2007, a barra azul ilustra que houve 7.882 escolas que tinham, de acordo com a definição adotada por esse trabalho, incentivos para flexibilizar os critérios de aprovação; ou seja, obtiveram no SAEB de 2007 média inferior ou, no máximo, igual à obtida em 2005 e, por isso, sua única alternativa para atingir um IDEB maior é através de uma taxa de aproveitamento maior. A barra alaranjada contabiliza a quantidade de escolas que apresentam possibilidade de flexibilização; isto é, mesmo com desempenho em 2007 não superior ao de 2005, apresentaram crescimento no indicador de fluxo. A linha cinza mede a incidência de possibilidades proporcionalmente à quantidade de incentivos, sendo uma razão entre essas variáveis. A incidência foi, em média, de 51,13% de 2007 a 2019, e apresentou, inicialmente, uma trajetória decrescente que seria

revertida a partir de 2015. Isso indica, ao longo dos últimos anos, um aumento mais que proporcional das possibilidades de flexibilização em relação aos incentivos.

Figura 3.5 - Média de incidência de possibilidades de flexibilização por UF (2007-2019)



Fonte: Elaboração do autor.

Entre entes federativos – consideradas apenas as redes estaduais de ensino –, Pernambuco, Alagoas, Ceará, Maranhão e Distrito Federal foram os que apresentaram maior média de incidência de possibilidades de flexibilização para o período avaliado, com taxas próximas a 60%. No outro extremo, aparecem Acre, Roraima e Tocantins.

Os dados da amostra apresentados até aqui servirão de pano de fundo para a análise dos resultados a ser realizada na seção. Em especial, aqueles que dizem respeito à taxa de aproveitamento e à incidência de situações que podem estar associadas ao relaxamento dos critérios de aprovação. A ponderação sobre essas informações não se limita a sugerir hipóteses comportamentais quanto aos atores da educação básica, mas também é argumento bastante para cancelar a importância da investigação proposta.

### 3.5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Compreender as regularidades subjacentes às taxas de aprovação na educação básica é o principal foco deste trabalho. Duas estratégias econométricas foram adotadas para colher informações que auxiliem nessa tarefa.

A primeira busca estabelecer e entender as relações entre o aumento na taxa de aprovação e outras variáveis associadas à escola, como as notas no SAEB e taxas de aprovação

– correntes e passadas. Essa sondagem é conduzida utilizando-se regressões logísticas, todas elas tendo como variável de resposta a ocorrência de aumento da taxa de aproveitamento.

A outra diz respeito ao relacionamento que existe entre a taxa de aprovação e as notas na avaliação padronizada: a taxa de rendimento observada nas escolas cresce proporcionalmente com o desempenho de seus estudantes no SAEB? A abordagem a essa pergunta é feita através de regressões quantílicas, nas quais se busca medir o efeito de variáveis explicativas, como a nota no SAEB, em percentis escolhidos da taxa de aprovação.

### **3.5.1 Regressão logística**

Como já discutido anteriormente, regressões logísticas são bastante utilizadas na literatura para identificar os fatores que aumentam ou diminuem as chances associadas a um fato ou característica que pode ocorrer ou não. Nesse caso, a variável resposta assume dois valores possíveis – ocorrer e não ocorrer – cuja possibilidade de verificar-se estará associado ao valor dos regressores estimados.

A variável independente é a realização de aumento na taxa de aprovação de uma escola de uma edição do IDEB para outra. Para caracterizar os aspectos que podem estar associados ao fenômeno foram estimadas algumas configurações de regressões logísticas.

Em um sistema educacional que não adota sistematicamente medidas artificiais para elevar a taxa de fluxo, é esperado que esse fenômeno esteja associado à melhoria do desempenho escolar. Como este aspecto é traduzido, para fins desta análise, pela nota do SAEB, espera-se que o resultado das estimações evidencie uma relação direta entre essa variável e a taxa de aprovação. Além disso, A inclusão de fatores associados a edições pretéritas do SAEB não deve promover melhorias sensíveis no modelo obtido.

A primeira família de modelos a ser estimada é a que parte da hipótese que as variações na taxa de aprovação acompanham o desempenho escolar, sem sofrerem influência de fatores de edições passadas. Assim, obter um coeficiente positivo para a nota do exame seria uma evidência em favor dessa conjectura, pois indicaria que a melhoria da performance está associada ao aumento da taxa de aprovação.



Tabela 3.1 - Resultado da regressão logística, sem inclusão da aprovação anterior. Variável independente: ocorrência de aumento de taxa de aprovação.

Modelo	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coef	EP	Coef	EP	Coef	EP	Coef	EP
Pseudo- $R^2$	0,01476		0,0044		0,0119		0,0002	
LLR p-value	0,0000		0,0000		0,0000		0,0000	
Intercepto	-0,2097	0,1032**	-0,3585	0,1026***	-0,0815	0,0514	-0,0473	0,0510
AL	0,1134	0,1109	0,3163	0,1102***				
AM	0,1085	0,0989	0,2657	0,0983***				
AP	-0,2068	0,1255*	-0,3027	0,1248**				
BA	-0,1064	0,0946	0,1308	0,0939				
CE	0,2146	0,1034**	0,3988	0,1028***				
DF	0,0538	0,1116	0,1945	0,1108*				
ES	-0,0406	0,1017	0,0316	0,1011				
GO	0,1274	0,0919	0,2170	0,0915**				
MA	0,1847	0,1032*	0,2344	0,1027**				
MG	-0,0749	0,0886	0,0470	0,0881				
MS	-0,0892	0,1014	0,1329	0,1007				
MT	0,0626	0,0960	0,1263	0,0954				
PA	0,0754	0,1017	0,1088	0,1012				
PB	-0,0187	0,1005	0,1947	0,0998*				
PE	0,3377	0,0940***	0,5893	0,0933***				
PI	-0,0020	0,1053	0,1458	0,1046				
PR	0,1135	0,0896	0,1701	0,0891*				
RJ	-0,0337	0,0923	0,0488	0,0918				
RN	-0,2253	0,1036**	0,0073	0,1029				
RO	0,0256	0,1040	0,1381	0,1034				
RR	-0,0664	0,1345	-0,1088	0,1337				
RS	-0,1835	0,0905**	-0,0555	0,0900				
SC	-0,1906	0,0919**	-0,2047	0,0915**				
SE	-0,1387	0,1067	0,0477	0,1059				
SP	0,0881	0,0881	-0,0026	0,0877				
TO	-0,1072	0,1007	-0,1577	0,1002				
N	0,3929	0,0144***	0,0991	0,0117***	0,3604	0,0133***	0,0516	0,0104***
Proj	-0,3569	0,0101***			-0,3474	0,0092***		

Fonte: Elaboração do autor.

Os quatro modelos resumidos na Tabela 3.1 estimaram coeficientes significativos a 1% para a variável Nota, sendo que os dois com maior poder explicativo apresentaram valores próximos para ele. O valor calculado indica que um ponto adicional na nota eleva a chance de ocorrência de aumento de taxa de aprovação entre 43% e 48%, o que testemunha em favor da hipótese sobre a qual esse grupo de especificações foi erguido. Outra variável que resultou

significativa foi a nota projetada (meta) para o exame, cuja estimativa apontou que ela reduz em 30% a chance de ocorrência de aumento de aprovação.

Muito embora seja possível afirmar que qualquer uma das quatro configurações é preferível a um modelo sem regressores – por conta do valor-p nulo calculado para a razão de log-verossimilhança –, os valores baixos encontrados para o pseudo- $R^2$  põe em xeque o poder explicativo do modelo e o seu uso para sustentar a hipótese de que o aumento nas taxas de aprovação tem relação com o aprimoramento do processo educacional.

Uma forma de verificar os resultados obtidos para a primeira família de modelos é comparando com outra coleção de especificações que incorporem fatores que não deveriam influenciar o aumento da taxa de fluxo. Neste sentido, foi adicionado a cada equação anteriormente estimada uma nova variável, a taxa de aproveitamento observada na edição anterior. Em tese, essas novas formulações não deveriam explicar a realidade mais satisfatoriamente do que as anteriores, pois, sendo a aprovação uma consequência do processo de ensino e aprendizagem, não há razão que a associe com taxas passadas.

Como pode ser observado na Tabela 3.2, o parâmetro estimado para a variável nota foi significativo para todas as especificações e, novamente, o seu incremento implica maiores chances de se verificar aumento na taxa de aprovação. Notou-se também um aumento expressivo na quantidade de coeficientes significativos das variáveis binárias vinculadas aos estados. Para a primeira especificação da Tabela 3.2, a adição de um ponto percentual à taxa de aproveitamento pretérita causa uma redução aproximada de 9% nas chances de ocorrer aumento na aprovação corrente. Essa conclusão é consistente, tendo em vista que, por estar limitada entre 0% e 100%, quanto maior for a taxa passada, menor a margem para crescimento futuro.

Os últimos modelos explicam a ocorrência de elevação no aproveitamento de forma mais satisfatória do que os primeiros, conforme se conclui da avaliação do pseudo- $R^2$ , sempre maiores. Todo o aumento observado nessa métrica pode ser atribuído à inclusão da taxa de aprovação pretérita na especificação, a qual não deveria afetar a variável resposta, pois espera-se que proporção de aprovações presentes seja determinada pelo desempenho em sala de aula e não por uma variável que em nada guarda relação com a efetividade e qualidade do ensino.

Tabela 3.2 - Resultado da regressão logística, com inclusão da aprovação anterior. Variável independente: ocorrência de aumento de taxa de aprovação.

Modelo	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coef	EP	Coef	EP	Coef	EP	Coef	EP
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,1054		0,1016		0,0736		0,0709	
LLR p-value	0,0000		0,0000		0,0000		0,0000	
Intercepto	5,8298	0,1251***	5,2847	0,1219***	3,4313	0,0696***	2,9846	0,0647***
AL	-1,1798	0,1194***	-1,1664	0,1187***				
AM	-0,1963	0,1032*	-0,2477	0,1030**				
AP	-0,8401	0,1313***	-0,7182	0,1303***				
BA	-1,6190	0,1002***	-1,5966	0,0999***				
CE	-0,1605	0,1080	-0,2267	0,1076**				
DF	-0,9626	0,1173***	-0,9342	0,1170***				
ES	-0,9352	0,1066***	-0,8848	0,1063***				
GO	-0,1850	0,0952*	-0,2028	0,0950**				
MA	-0,1166	0,1071	-0,1134	0,1069				
MG	-0,7577	0,0919***	-0,7519	0,0917***				
MS	-1,3930	0,1071***	-1,3846	0,1068***				
MT	0,2695	0,0996***	0,2249	0,0994**				
PA	-1,1748	0,1075***	-1,0684	0,1070***				
PB	-1,2804	0,1064***	-1,2710	0,1061***				
PE	-0,2729	0,0982***	-0,3472	0,0979***				
PI	-0,8094	0,1115***	-0,8117	0,1111***				
PR	-0,5308	0,0928***	-0,4948	0,0926***				
RJ	-1,2702	0,0967***	-1,1865	0,0964***				
RN	-1,6225	0,1106***	-1,6122	0,1102***				
RO	-0,8871	0,1098***	-0,8591	0,1095***				
RR	-0,7217	0,1419***	-0,6308	0,1411***				
RS	-1,4809	0,0949***	-1,4180	0,0946***				
SC	-0,7184	0,0953***	-0,6554	0,0951***				
SE	-1,8239	0,1151***	-1,7643	0,1144***				
SP	-0,0457	0,0910	0,0205	0,0908				
TO	-0,5985	0,1049***	-0,5205	0,1045***				
N	0,3442	0,0154***	0,5176	0,0132***	0,2660	0,0140***	0,4088	0,0117 ***
P_ant	-0,0941	0,0991***	-8,4264	0,0864***	-6,5660	0,0809***	-5,7556	0,0667 ***
Proj	0,2704	0,0125***			0,2173	0,0118 ***		

Fonte: Elaboração do autor.

Os modelos que incorporam a variável *nota* mostraram-se mais limitados do que aqueles que trazem, adicionalmente, um fator que não deveria influenciar a taxa de aprovação. Dessa forma, não foi encontrada evidência de que o desempenho nos exames padronizados explica parte relevante das oscilações na taxa de aprovação das escolas, ficando a impressão de que outros critérios são mais influentes na sua determinação.

### 3.5.2 Regressão quantílica

Idealmente, espera-se que escolas com médias maiores (menores) tenham taxas de aprovação maiores (menores) que aquelas que apresentam desempenho inferior (superior) nas avaliações padronizadas. Em outras palavras, espera-se uma relação direta entre escore e taxa de rendimento: médias menores indicam alunos que desenvolveram menos habilidades o que refletiria um fluxo mais lento.

De uma maneira geral, não foi o indicado pelos modelos quantílicos que foram estimados para cada unidade da federação e para o Brasil em conjunto. A seguir serão apresentados os resultados mais relevantes, ficando os das demais especificações para os anexos.

Tabela 3.3 - Resultados por MQO e RQ. Variável explicativa: nota média.

Coefficiente	MQO	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Intercepto	0,5610 (0,002)*	0,2808 (0,005)*	0,4241 (0,003)*	0,5815 (0,002)*	0,7260 (0,002)*	0,8457 (0,001)*
N	0,0574 (0,000)*	0,0833 (0,001)*	0,0721 (0,001)*	0,0575 (0,000)*	0,0412 (0,000)*	0,0247 (0,000)*

Fonte: Elaboração do autor.

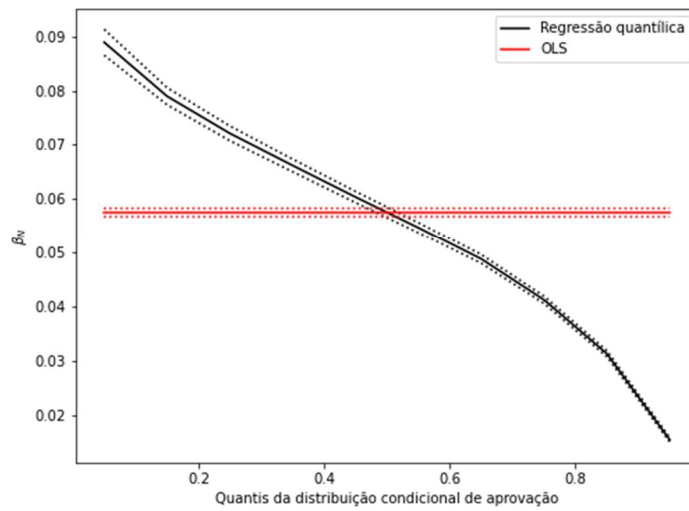
O primeiro modelo estimado, cujos resultados são apresentados na Tabela 3.3, buscou verificar se existe relação positiva entre nota do SAEB e taxa de aprovação, para a amostra agregada de todas as escolas que figuram na base, independente de localização e rede, para todos os anos. Todos os parâmetros estimados foram significativos a 1%, 5% e 10%.

Em que pese o modelo linear ter capturado uma relação positiva, o alto valor para o intercepto e os baixos valores para o coeficiente e para o  $R^2$  sugerem que há outros fatores que influenciam a taxa de aprovação. Adicionalmente, a relação entre as grandezas avaliadas não é estável, o que pode ser observado pelo valor decrescente dos coeficientes das regressões quantílicas quando se avança rumo aos quantis maiores. De fato, observa-se também o aumento do intercepto, se mostra-se muito mais impactante da determinação da taxa de aprovação do que o escore. O efeito combinado dessa avaliação sugere o seguinte: nos percentis menores é preciso multiplicar a nota por uma constante maior a fim de atingir a taxa de fluxo observada, o que não necessariamente é indicativo de notas menores, mas uma compensação pelo intercepto menor, já que o coeficiente angular explica uma porção diminuta do fenômeno observado.

A relação inversa entre percentil de taxa de aprovação e escore, obtida a partir dos modelos de regressão quantílica, é ilustrada pelo gráfico da Figura 3.6, a qual, adicionalmente,

exibe o coeficiente do modelo estimado por mínimos quadrados ordinários. Dados os intervalos de confiança de 5%, representados pelas linhas pontilhadas, pode-se concluir que o resultado oriundo do modelo linear não explica adequadamente o comportamento por percentil de taxa de aprovação.

Figura 3.6 – Coeficiente da variável N, por percentil de taxa de aprovação



Se o resultado da especificação mais simples mostrou baixo impacto da nota na avaliação padronizada sobre a proporção de alunos aprovados por escola, cabe perguntar quais outras variáveis possibilitariam, uma vez agregadas ao modelo, um melhor ajuste. Talvez a taxa de fluxo declarada no censo escolar anterior seja uma boa candidata: afinal, é razoável supor que, independentemente do desempenho dos alunos, gestores de escola sejam relutantes em aumentar, súbita e demasiadamente, a proporção de alunos reprovados. A estimação do modelo que agrega esta variável é apresentada na Tabela 3.4.

Tabela 3.4 - Resultados por MQO e RQ. Variáveis explicativas: taxa de aproveitamento anterior e nota média.

Coeficiente	MQO	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Intercepto	0,1959 (0,002)	-0,1279 (0,003)	0,056 (0,002)	0,1796 (0,002)	0,3811 (0,001)	0,5621 (0,001)
N	0,0227 (0,000)	0,0352 (0,001)	0,0261 (0,000)	0,0176 (0,0000)	0,0114 (0,000)	0,0079 (0,000)
P_ant	0,6486 (0,002)	0,8445 (0,003)	0,8055 (0,002)	0,7089 (0,002)	0,5568 (0,001)	0,4021 (0,001)

Fonte: Elaboração do autor.

Novamente, observa-se uma relação direta entre percentil e intercepto e uma decrescente entre a variável dependente e a nota do exame. À quantidade incluída são associados coeficientes decrescentes nos percentis. Embora as relações tenham se mantido, os valores do coeficiente e do intercepto observados foram sempre menores que no caso anterior. A inclusão da variável taxa de aproveitamento anterior gerou  $R^2$ , para o caso linear, e pseudo- $R^2$ , para os quantílicos, bastante superiores comparados à configuração anterior, o que sugere que se trate de um fator importante para a determinação da taxa de aproveitamento corrente. De fato, a estimação do modelo linear  $P = \beta_0 + \beta_1 P_{ant}$  gerou um  $R^2$  igual a 0,506, enquanto o que utiliza a  $N$  e  $P_{ant}$  como variável independente apresentou um de 0,522. O mesmo comportamento é observado nos modelos quantílicos. Em outras palavras, a inclusão da nota do exame em uma configuração, linear ou não, que já tem a taxa de aprovação do período anterior, melhora muito pouco o ajuste do modelo.

Tabela 3.5 - Resultados por MQO e RQ. Variável explicativa: nota média. (2019)

Coeficiente	MQO	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Intercepto	0,7285 (0,004)	0,5219 (0,011)	0,6311 (0,007)	0,7473 (0,005)	0,8592 (0,003)	0,9404 (0,002)
N	0,0336 (0,001)	0,0515 (0,002)	0,0439 (0,001)	0,0338 (0,001)	0,0206 (0,001)	0,0094 (0,000)

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 3.6 - Resultados por MQO e RQ. Variáveis explicativa: taxa de aproveitamento anterior e nota média. (2019)

Coeficiente	MQO	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Intercepto	0,3331 (0,005)	-0,0409 (0,009)	0,1182 (0,006)	0,3229 (0,004)	0,5357 (0,003)	0,7150 (0,002)
N	0,0140 (0,001)	0,0258 (0,001)	0,0174 (0,001)	0,0093 (0,001)	0,0037 (0,000)	0,0018 (0,000)
P_ant	0,5656 (0,005)	0,8339 (0,008)	0,7547 (0,006)	0,6157 (0,004)	0,4438 (0,003)	0,2792 (0,003)

Fonte: Elaboração do autor.

As tabelas Tabela 3.5 e Tabela 3.6 mostram os parâmetros obtidos para os mesmos modelos, porém restringindo a amostra para o último ano da série, 2019. Todas as considerações levantadas para as estimações anteriores seguem válidas, mas com intercepto maior e coeficientes associados à nota e à taxa de aprovação anteriores menores, sistematicamente.

A conclusão geral da análise dos modelos estimados é que, quanto maior o percentil de taxa de aprovação considerado, menos influência a nota do exame e mais o intercepto (variável exógena) têm nas taxas de aprovação.

A seguir as mesmas especificações foram estimadas, mas dessa vez para os estados individualmente, considerando apenas a rede estadual, para a amostra de 2019 e para a sem

restrição de ano. Essa etapa gerou 216 modelos estimados, sendo quatro por unidade federativa: uma regressão de mínimos quadrados ordinários e três regressões quantílicas, para os percentis 10%, 50% e 90%.

Para a amostra contendo todos os anos considerados, de 2005 a 2019, percebeu-se, para todos os estados e especificações estimadas, a mesma regularidade quanto ao intercepto observada para o caso nacional: quanto maior o percentil, maior o coeficiente do intercepto<sup>14</sup>. Outra semelhança: o coeficiente da variável nota da regressão quantílica de 10% foi repetidamente maior do que o da regressão de 90%, exceto para a especificação univariada para apenas três estados: Pará, Rio Grande do Norte e Sergipe. A especificação que incluía a taxa de aproveitamento da edição anterior também apresentou no coeficiente dessa variável similaridade aos modelos estimados para as escolas do país em conjunto. À exceção de seis de 27 unidades, o valor estimado decresce na direção dos percentis mais altos.

As estimações realizadas restringindo-se aos dados de 2019 apresentaram resultados menos satisfatórios. Ainda assim, foi possível detectar a relação direta entre percentil e taxa de aprovação em 8 casos. Salienta-se, ainda, a ocorrência de estimativas não significativas para o coeficiente da nota para muitos estados e modelos. No percentil 90%, 44 das 54 regressões quantílicas estimadas enquadraram-se nesse caso. No percentil 50% e no 10%, 24 em cada.

### 3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O IDEB é um dos principais meios de avaliação e monitoramento do ensino básico brasileiro, tendo se tornado, ao longo dos últimos anos, uma importante ferramenta para a concepção de políticas públicas. Sua crescente importância veio acompanhada de críticas, sejam sobre as avaliações padronizadas utilizadas, sejam sobre os incentivos induzidos em diretores de escola, professores e gestores educacionais em geral. Uma dessas críticas, conforme apontado por Buchmann e Neri (2010) e Rezende e Januzzi (2008), recai sobre a possibilidade de a taxa de aproveitamento ser uma variável de decisão dos gestores locais. Assim, uma das formas de uma escola melhorar seu IDEB seria aumentando a taxa aprovação, o que seria uma estratégia ótima para a maximização do índice, conforme o modelo teórico apresentado nesse trabalho.

Para além de uma proposta teórica, buscou-se evidências nos resultados do IDEB por escola, de 2005 a 2019. Uma das abordagens empreendidas foi estimar regressões logísticas

---

<sup>14</sup> Considerados os percentis utilizados para a estimação dos modelos estaduais: 10%, 50% e 90%

tendo como variável de resposta a ocorrência de aumento na taxa de aproveitamento das escolas. Para tanto, foram estimados dois conjuntos de modelos, o primeiro excluindo uma variável que, teoricamente, não deveria ser significativa – a taxa de aprovação do IDEB anterior – e, o segundo, incluindo-a. Enquanto, para o primeiro caso, os resultados obtidos indicaram que os modelos tinham baixo poder explicativo, a inclusão taxa de aprovação anterior na especificação aumentou-o sensivelmente, em termos de pseudo- $R^2$ . Assim, os resultados obtidos a partir dessas estimações não permitem concluir que as habilidades desenvolvidas pelos alunos afetam a taxa de aprovação observada.

A seguir, foram estimadas regressões quantílicas para duas especificações, para a amostra agregada de todas as escolas e também para a rede de ensino de cada estado. A primeira especificação usava a taxa de aprovação como variável dependente e a nota na avaliação padronizada como única variável explicativa. A segunda especificação incluía uma variável independente a mais que a primeira, a taxa de aprovação do IDEB anterior. Nos resultados da amostra nacional, foram observadas algumas regularidades importantes, como o fato do intercepto crescer à medida que o percentil em foco aumentava, movimento contrário ao observado no coeficiente associado à nota na avaliação, o que sugere pouca associação entre desempenho escolar e taxa de aprovação. Ao se estimar o segundo modelo, percebeu-se que a inclusão da taxa de aprovação do IDEB aumentou a capacidade explicativa do modelo, o que permite concluir que a variável incluída explica melhor a taxa aprovação corrente do que a nota na avaliação. Tal constatação indica que as escolas tendem a vincular a taxa de aproveitamento ao seu valor passado ao invés de fazê-la variar de acordo com a proporção de alunos que atingem certos requisitos de aprovação. Essa relação, entretanto, não sinaliza ocorrência de flexibilização, apenas que a escola tem um comportamento razoável ao evitar que a taxa de aprovação tenha um comportamento volátil.

Exercício similar foi reproduzido para cada ente federativo, sem lograr resultados distintos. Mais uma vez, observou-se que o intercepto cresce conforme se eleva o percentil de taxa de aprovação analisado. Quanto à nota, para a maioria dos casos, identificou-se relação inversa com o percentil, indicando conclusão análoga à do caso anterior, para a amostra geral. Por fim, quando as observações são restritas a 2019, percebe-se grande incidência de parâmetros não significativos para a variável nota, principalmente para os percentis mais elevados, o que reforça a percepção de que a taxa de aprovação de uma escola não é determinada pelo desempenho escolar de seus alunos, ou seja, que elevados índices de fluxo não estão associados à efetiva aprendizagem, mas a algum outro fator



Dessa forma, as duas abordagens adotadas – regressões logísticas e regressões quantílicas – chegam a uma conclusão comum: não são observadas evidências de que, sistematicamente, as flutuações na taxa de aproveitamento decorram de variações nas habilidades e capacidades que os alunos demonstraram na avaliação do SAEB. No entanto, tal conclusão não implica gestores aumentando arbitrariamente a taxa de aprovação. É possível que o desempenho no SAEB não espelhe o resultado do processo de ensino-aprendizagem ocorrido em sala de aula. Uma possibilidade é que o aluno que presta o exame não se sinta motivado a fazê-lo, e, por isso, dedique-se menos durante sua realização. Outra hipótese é que as escolas adotem estratégias de reforço para os alunos com maior defasagem, aprimorando assim suas capacidades e possibilitando a sua aprovação.

Um caso que merece estudo a parte é o das redes de ensino municipais. Dado a quantidade de municípios existentes no Brasil, é de se esperar a ocorrência de comportamentos heterogêneos e, talvez, distintos do observado neste trabalho. Como resultado, seria importante identificar similaridades entre as redes de ensino de melhor qualidade, possibilitando expandir suas práticas para aprimorar os sistemas de outros municípios país.

Outro desdobramento deste trabalho, em âmbito internacional, consistiria em replicar a sua estratégia empírica para países que também tenham índices de desenvolvimento da educação básica calculados a partir de notas de avaliações padronizados e da taxa de aprovação. Isso permitiria verificar se os resultados observados para o Brasil são uma peculiaridade do país ou um padrão recorrente mundo afora.

#### **4 RECALCULANDO O IDEB: DUAS ABORDAGENS EXPLORATÓRIAS SOBRE A AVALIAÇÃO DA EDUCAÇÃO BÁSICA NO BRASIL**

O aperfeiçoamento das políticas públicas educacionais brasileiras, em que pese suas falhas e imperfeições, é inegável, tendo em vista a melhora progressiva dos marcos legais – como a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (BRASIL, 1996) – em termos da prioridade aos seguintes objetivos: alfabetização plena, universalização e obrigatoriedade do Ensino Fundamental e Médio dos quatro aos dezessete anos de idade.

Porém, apesar dos avanços no marco legal, e uma vez superados, em boa parte, os desafios de universalização do acesso, de adesão e de abrangência – é natural que o foco migre, paulatinamente, dos aspectos estritamente quantitativos de números de matriculados e de acesso universal para questões relacionadas à qualidade do ensino oferecido no ensino fundamental e médio no Brasil. Esse ponto, a qualidade do ensino no Brasil é fundamental e inescapável dado o histórico de resultados desalentadores dos estudantes brasileiros nas avaliações internacionais de desempenho educacional, como o PISA<sup>15</sup> (SASSAKI, 2018).

Dada a incessante introdução de inovações, a frequente substituição de tecnologias, e a crescente automação dos processos, qualificar o ensino não é necessário apenas para aumentar a produtividade do trabalho, mas também para possibilitar aos jovens de hoje uma colocação em uma economia que priorizará a capacidade de resolver problemas e de criar novas soluções em detrimento da mera reprodução de operações e de técnicas de produção. Educação de qualidade está correlacionada positivamente com o processo de crescimento de longo prazo de uma economia (HANUSHEK; WOESSMANN, 2007). Além disso, sociedades com nível educacional médio com elevada qualidade são mais estáveis, livres e democráticas o que propicia um ambiente favorável ao empreendedorismo e aos negócios.

Com o objetivo de monitorar a qualidade da educação básica no Brasil, principalmente a educação ofertada pelas escolas públicas, o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica - IDEB foi criado em 2007, ficando a cargo do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) as providências para seu cômputo, divulgação, análise e monitoramento. O IDEB é calculado a partir de duas variáveis: a taxa de aprovação (ou de fluxo) da escola e a proficiência média de seus alunos em uma avaliação de Língua Portuguesa e outra de Matemática. Enquanto a proficiência é calculada com base no desempenho dos estudantes em um exame padronizado, o Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), a

---

<sup>15</sup>Programa Internacional de Avaliação de Estudantes, traduzido do inglês Programme for International Student Assessment

taxa de fluxo é oriunda do Censo Escolar e assemelha-se à taxa de aprovação, razão pela qual a literatura usa indistintamente tais termos<sup>16</sup>. Por estar inserido, do ponto de vista legal, no universo das políticas públicas de educação, acompanhando metas e identificando problemas de trajetória, o IDEB induz uma melhora no sistema de *accountability* educacional que, como todo mecanismo dessa natureza, gera incentivos positivos e negativos que são alvos de críticas.

Uma das conjecturas que se faz, por exemplo, é quanto aos incentivos que ele induz nos gestores para aumentar as taxas de aprovação, o que artificialmente inflaria o IDEB de uma escola ou de uma rede de ensino<sup>17</sup>. Uma evidência disso seriam as elevadas taxas de aprovação reportadas no Censo Escolar que contrastam com os resultados não tão bons registrados no SAEB.

Dessa forma, o objetivo do presente ensaio é aprofundar a compreensão da relação entre as elevadas taxas de aprovação observadas nos anos finais do Ensino Fundamental e a formação de habilidades esperadas dos potenciais ingressantes do Ensino Médio. Além disso, é proposta uma formulação alternativa para o IDEB na qual a taxa de aprovação de cada escola é definida como a proporção dos seus alunos que atingiram certo desempenho na avaliação padronizada.

No primeiro caso, observa-se os valores dos escores do SAEB dos alunos que seriam considerados aprovados, caso a nota da avaliação refletisse o seu desempenho em sala de aula, dada a taxa de aprovação observada de sua escola. Com isso, busca-se distinguir os potenciais reprovados dos prováveis ingressantes do Ensino Médio, tornando possível conhecer de alguma forma a base de conhecimento dos ingressantes no Ensino Médio.

No segundo caso, os índices de desempenho obtidos serão recalculados com base em critérios distintos dos praticados atualmente. Essa concepção consiste em exercício contrafactual que passaria a exigir do aluno uma nota mínima no SAEB para que ele seja considerado aprovado na sua escola de origem. Caso a nota de corte proposta não seja atingida, o aluno é considerado reprovado no experimento. Essa verificação é realizada individualmente para cada aluno que participou da avaliação, tornando-se, assim, possível determinar uma taxa de aprovação a partir do desempenho verificado no SAEB. Na prática, tal experimento implica tornar a taxa de rendimento de cada escola endógena em relação ao desempenho de seus alunos no SAEB.

Por fim, a partir das interpretações de desempenho dadas pela Secretaria da Educação Básica (SEB/MEC), são propostos quatro cenários distintos, cada qual com um critério para

---

<sup>16</sup> O INEP refere-se à taxa de fluxo por vários nomes distintos, como “taxa de aprovação”, rendimento etc.

<sup>17</sup> As redes de ensino são privadas, públicas, federais, estaduais ou municipais, de acordo com o ente responsável por sua gestão.

aprovação escolar. Com base em cada configuração alternativa, novas taxas de aprovação das unidades educacionais são calculadas, o que gerará, conseqüentemente, valores e classificações do IDEB distintos da divulgada originalmente. Através de análise descritiva e de coeficientes de correlação de Spearman, os resultados produzidos por cada cenário de aprovação são comparados com o original, a fim de identificar as eventuais distorções causadas pela adoção de taxas de aprovação incompatíveis com a qualidade da educação praticada nas escolas públicas brasileiras.

Resumidamente, este ensaio propõe-se a responder duas perguntas. A primeira é: em que nível estão as habilidades e competências em língua portuguesa e matemática dos alunos ingressantes no ensino médio público brasileiro? A segunda é: como seriam o IDEB e as taxas de aprovação do ensino fundamental público caso os critérios de aprovação fossem únicos para todas as escolas, determinados por um gestor central, ou seja, exógeno?

Para responder a primeira questão, foi desenvolvido um algoritmo que, para cada escola, identifica os alunos que seriam potencialmente aprovados e calcula estatísticas descritivas dos seus desempenhos observados no SAEB. Com isso, espera-se descobrir o nível das habilidades dos potenciais ingressantes do Ensino Médio, em especial daqueles com pior desempenho, pois estes demandam estratégias pedagógicas específicas.

No caso da segunda pergunta, foi desenvolvida uma rotina que identifica os alunos como aprovados ou reprovados em quatro cenários hipotéticos nos quais a nota de corte para aprovação é idêntica para todas as escolas. Essas notas de corte são baseadas no entendimento do Ministério da Educação (MEC), o qual classifica o desempenho no SAEB como insuficiente, básico ou adequado. A partir da identificação dos alunos aprovados e reprovados, torna-se possível não apenas obter as taxas de aprovação das escolas em cada um dos quatro cenários, como também simular o seu respectivo IDEB. Os resultados obtidos possibilitam contrapor o IDEB usual com o aferido quando se utiliza uma formulação alternativa de taxa de aprovação. Isso permite comparar os ordenamentos de escolas e estados por desempenho em cada cenário, contribuindo, por exemplo, para dimensionar a sensibilidade dos *rankings* do IDEB ao conceito de taxa de aprovação adotado. O tópico a seguir introduz aspectos técnicos e legais do IDEB, além de conceitos necessários à realização dos experimentos empíricos propostos nesse trabalho. Em seguida, é apresentada a base de dados e a metodologia aplicada em cada exercício, cujos resultados serão apresentados e comentados no tópico final desse ensaio. Nas considerações finais são apresentados uma síntese dos resultados obtidos, além de propor investigações futuras.

## 4.1 REVISÃO DA LITERATURA

O objetivo da presente seção é apresentar os aspectos técnicos e legais do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – IDEB e comentar os seus resultados recentes bem como os da literatura associada.

### 4.1.1 O IDEB: Marco Regulatório e Conceituação

O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – IDEB é um indicador de desenvolvimento educacional que combina informações de exames padronizados com dados de fluxo escolar (FERNANDES, 2007). Os dados das avaliações de proficiência são obtidos a partir do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), enquanto os sobre aprovação são oriundos do Censo Escolar. O IDEB de um estabelecimento educacional  $j$  é dado pelo produto entre a proficiência média padronizada  $N_j$  de seus alunos e a taxa de fluxo  $P_j$  da etapa de ensino observada:

$$IDEB_j = N_j P_j$$

O escore  $N_j$  é obtido através da média simples das notas padronizadas dos alunos da escola  $j$  nos exames que compõe a avaliação: Matemática e Português. O indicador de aproveitamento<sup>18</sup>, é obtido com base no Censo Escolar e leva em consideração não apenas as aprovações e reprovação, mas também a quantidade de abandonos ao longo do ano letivo, para uma determinada etapa (os anos finais do Ensino Fundamental, por exemplo, do 5º ao 9º ano). Considerando que  $p^r$  é a taxa de aprovação no  $r$ -ésimo ano, o tempo médio para a sua conclusão seria  $\frac{1}{p^r}$  anos e, portanto, um estudante demoraria  $T = \sum_{r=1}^n \frac{1}{p^r}$  anos para concluir os  $n$  anos dessa etapa. Demora-se, assim, em média  $\frac{T}{n}$  anos para concluir cada série dessa etapa. A taxa de aproveitamento utilizada no IDEB é o inverso dessa quantia,  $P = \frac{n}{T}$ , o que não vem a ser exatamente a taxa de aprovação, mas o quanto de cada série é cursada com aprovação, em média, por ano.

O Decreto n.º 6.094 de 2007, o qual dispõe sobre o Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação, concede papel central ao IDEB, que passa a ser a ferramenta de aferição objetiva da qualidade da educação básica, “a partir dos dados sobre rendimento escolar, combinados com o desempenho dos alunos, constantes do Censo Escolar e do Sistema de Avaliação da

---

<sup>18</sup> Na literatura também são utilizadas as expressões taxa de aprovação e taxa de fluxo entre outros.

Educação Básica – SAEB” (BRASIL, 2007). Com essa formulação e com a chancela do Estado, o IDEB passa a ser o principal meio de monitoramento da qualidade da educação básica adotado pelo INEP, para o qual confluem algumas de suas principais iniciativas, como o SAEB e o Censo Escolar.

#### 4.1.2 O SAEB e suas Escalas de Proficiência

O Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) é um conjunto de avaliações externas aplicadas em larga escala cujo objetivo maior é promover um diagnóstico da educação básica (INEP, 2019). Ao longo das últimas décadas, a nomenclatura adotada para as avaliações padronizadas da Educação Básica no país sofreu diversas reestruturações, nem sempre muito claras ou autoexplicativas. A partir de 2018, o SAEB passou a aglutinar outras avaliações realizadas pelo INEP: a Avaliação Nacional da Alfabetização (ANA), a Avaliação Nacional de Rendimento Escolar (ANRESC, ou Prova Brasil) e a Avaliação Nacional da Educação Básica (ANEBA). Assim, a Prova Brasil, instrumento anteriormente utilizado para avaliar os estudantes dos anos finais de cada etapa do Ensino Fundamental e bastante referenciado pela literatura deixa de existir sob essa designação, sendo absorvido pelo SAEB. Dessa forma, atualmente, o SAEB é um conjunto de exames; e, para fins desse estudo, será utilizado como sinônimo da avaliação do Ensino Básico a ela associada.

Ao se submeter ao SAEB, os respondentes recebem um escore para cada prova feita, indicando a sua proficiência em cada disciplina. A fim de avaliar de forma mais assertiva, o Ministério da Educação (MEC) – mais especificamente, sua Secretaria de Educação Básica (SEB/MEC) – enquadrou o desempenho na prova em três classificações: “insuficiente”, “básico” e “adequado”. Cada interpretação associa-se a um conjunto de níveis de proficiência da escala do SAEB, sendo cada um deles, por seu turno, associados a faixas de escores nas provas de Matemática e Língua Portuguesa, conforme sintetizado na Tabela 4.1.

Tabela 4.1 - Interpretação para os níveis da Escala de Proficiência do SAEB para o nono ano, de acordo com a SEB/MEC

<b>Interpretação</b>	<b>Nível</b>	<b>Faixa</b>
Insuficiente	Nível 0	Menos que 200
	Nível 1	[200,225)
	Nível 2	[225,250)
	Nível 3	[250,275)
Básico	Nível 4	[275,300)
	Nível 5	[300,325)
	Nível 6	[325,350)
Adequado	Nível 7	[350,375)

Nível 8 [375,400)

Nível 9 Igual ou maior a 400

---

Fonte: Elaboração do autor.

Dessa forma, um aluno de nono ano que tenha alcançado nota 280 em uma das provas tem escore compatível com o Nível 4 da Escala de Proficiência do SAEB, sendo seu desempenho considerado básico de acordo com os critérios da SEB/MEC. Esta classificação desempenhará um papel importante em um dos procedimentos empíricos realizados a seguir, pois tais enquadramentos – insuficiente, básico e adequado – servirão como ponto de corte para cada cenário de aprovação distinto proposto.

#### 4.1.3 Críticas à formulação do IDEB

Desde sua adoção enquanto ferramenta oficial de acompanhamento da educação básica no país, o IDEB tem sofrido críticas de diversas naturezas. Pairem sobre ele os reparos que são comuns às avaliações padronizadas em geral: que não leva em consideração o contexto regional, socioeconômico e cultural em que a escola se insere; que estimula as unidades selecionadas para o exame a direcionarem seus esforços para garantir bom desempenho nas provas; que pode constranger, professores e gestores de escolas e redes com baixo desempenho, mesmo que este seja imputável a razões que não tenham nenhuma ligação com eles; que o fato dos resultados serem divulgados na forma de um *ranking* de notas estimula que os atores envolvidos foquem no resultado final e não no aprimoramento do processo educacional em si; entre outros. Essencialmente, são críticas similares ao que a literatura internacional de *accountability* em educação revela, como apontado por (FERNANDES, 2016) :

- 1) os programas são incompletos, pois não consideram todos os resultados importantes das escolas;
- 2) são injustos, ao responsabilizar os professores por aspectos sobre os quais eles não possuem total controle; e
- 3) podem gerar distorções como o estreitamento curricular e a exclusão de alunos com maiores dificuldades de aprendizado.

Embora todos os pontos mencionados sejam caros ao tema, esse trabalho atém-se às decorrências daquela que diz respeito à indução de um comportamento por parte dos gestores e professores que prioriza a classificação no IDEB mais do que o desenvolvimento do processo

educacional. Com a criação de *rankings*, aumentam as cobranças da sociedade e dos gestores sobre as redes de ensino e escolas, o que seria positivo caso engendra-se atitudes ao longo da cadeia que culminassem no aprimoramento da educação. No entanto, observa-se práticas cujo foco é simplesmente obter uma nota mais alta para assim atingir a meta.

Uma das estratégias adotadas pelas escolas selecionadas para realizar a avaliação é adotar rotinas preparatórias nesse sentido, o que acaba distorcendo os resultados obtidos para o conjunto das escolas de uma rede ou estado, pois faz com que escolas que participam do exame e preparam seus alunos para ele tenham melhores notas do que aquelas que não são selecionadas. Outra tática que pode ser utilizada para inflar a nota no SAEB, conforme sugere (SCORZAFAVE; FARIA; ALVES, 2021), seria desencorajar os alunos com menor desempenho e maiores dificuldades a participar da avaliação.

A outra componente do cálculo do indicador, a taxa de fluxo, também é passível de sofrer ajustes artificiais. Um IDEB maior pode ser obtido ao se elevar a taxa de aprovação de uma escola ou rede de forma artificial, ou seja, unicamente pelo abrandamento dos critérios de aprovação. “Nesse caso”, como aponta (FERNANDES, 2007) no texto em que propõe o IDEB, “as taxas de repetência seriam reduzidas, mas, muito provavelmente, teríamos uma redução na proficiência média dos estudantes.” (FIGUEIREDO, 2018) não identificaram correlação estatisticamente significativa entre o escore médio do SAEB 2015 e a taxa de aprovação dos estados, enquanto o esperado seria uma associação positiva, uma vez que – para um mesmo critério – notas mais elevadas (mais baixas) implicariam maiores (menores) taxas de aprovação. Tanto a manipulação da taxa de aprovação quanto preparação específica para prova e o desestímulo à participação dos alunos com menos habilidades são ardis que caracterizam comportamento de *gaming*<sup>19</sup> por parte dos agentes envolvidos: potencialmente elevam o IDEB, sem, no entanto, surtir efeito sobre a qualidade do ensino e sobre o processo educacional (FERNANDES; GREMAUD, 2009).

#### **4.1.4 SAEB 2017: Resultados gerais de proficiência**

Os resultados do SAEB 2017 – divulgados em (INEP, 2019) –, e as análises desdobradas a partir deles suscitaram parte dos questionamentos que motivaram este ensaio. Por exemplo, se aproximadamente 70% dos alunos do nono ano que realizaram a avaliação demonstraram aprendizagem insuficiente em Matemática, e 60% em Língua Portuguesa, como a taxa de fluxo

---

<sup>19</sup> Em Teoria dos Jogos, *gaming* refere-se ao comportamento racional otimizador do jogador/agente de “jogar o jogo”, ou seja, dada uma situação de interação estratégica, escolher e implementar a estratégia que gera o maior retorno nesse contexto.

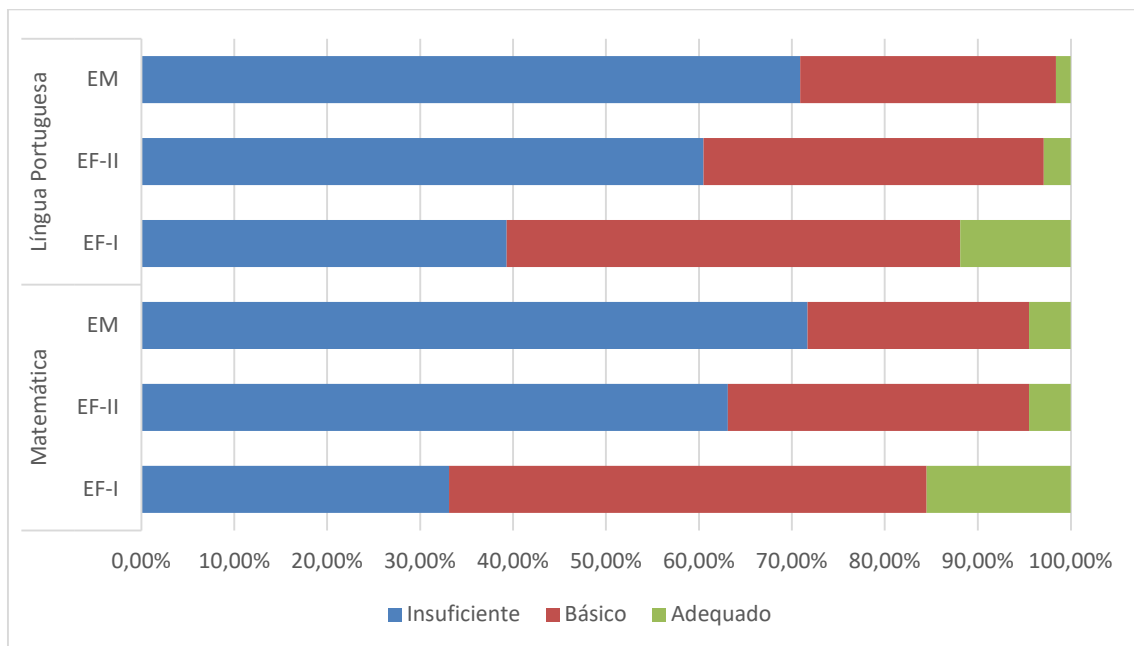


média dos estados para os anos finais do Ensino Fundamental pode ser próxima aos 90% e, a taxa de aprovação do nono ano, superá-los?

De forma geral, o que se percebe é que as etapas consideradas – Anos iniciais do Ensino Fundamental, Anos finais do Ensino fundamental e Ensino Médio – apresentam níveis de proficiência distintos. A proporção de alunos do 5º que apresentaram desempenho insuficiente em Língua Portuguesa foi de 39,3%, crescendo para 60,5% no final do Ensino Médio e atingindo 70,9%. O aumento da incidência de alunos com performance insuficiente através das etapas se verifica também em Matemática. Paralelamente, os estudantes com nível de habilidades considerado adequado para a etapa, reduz-se drasticamente. Além dessas observações, a

Figura 4.1 permite concluir que o “grande salto da insuficiência” dá-se dos anos iniciais para os anos finais do Ensino Fundamental: a proporção de alunos com esse desempenho aumenta em 90,63% em Matemática e 53,94% em Língua Portuguesa, em comparação ao aumento de 13,63% e 17,19%, respectivamente, observado na etapa seguinte.

Figura 4.1 - Distribuição dos alunos por avaliação de desempenho em cada disciplina, por etapa de ensino (SAEB 2017)



Fonte: Elaboração do autor.

É nesta etapa, também que, quando contraposta com a anterior, se percebe a maior redução nos alunos considerados adequados. A queda é de 70,97% em Matemática e de 75,63% em Língua Portuguesa, bastante superior à detectada na próxima etapa, em que a proporção se manteve constante em Matemática e reduziu em 44,83% em Português. Essas ponderações revelam, em conjunto, que a grande perda de produtividade do processo de ensino ocorre na segunda etapa Ensino Fundamental, razão é importante inquirir quais as habilidades médias dos alunos que concluem essa etapa e, também, verificar as distorções que taxas de fluxo desconectadas das proficiências médias possam estar gerando no IDEB e no ordenamento das escolas que ele engendra.

## 4.2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS E BASE DE DADOS

Embora o IDEB tenha uma inesgotável fonte de aspectos dignos de interesse, os esforços presentes recairão principalmente sobre a taxa de fluxo, que se torna o pivô das abordagens empíricas realizadas nesse ensaio. Apresenta-se em seguida os dois procedimentos computacionais e analíticos que serão realizados a fim de responder a perguntas levantadas até agora.

### 4.2.1 Estratégia Empírica I: Prontos para o Ensino Médio?

Uma das constatações que mais aflige os analistas e gestores educacionais ao analisar os resultados do IDEB é que o desempenho dos concluintes do Ensino Fundamental pouco tem evoluído ao longo dos anos e também em comparação ao dos estudantes da etapa anterior. De tal preocupação emerge a dúvida: quanto preparados estão os egressos do nono ano para cursar a próxima etapa, o Ensino Médio? Ter uma ideia das suas habilidades em Português e Matemática, medidas através de seu score no SAEB, certamente é útil para responder tal pergunta. No entanto, existe uma dificuldade: embora estejam disponíveis as notas de Matemática e Língua Portuguesa individualizadas por aluno que participou da avaliação, é impossível determinar se um aluno em específico foi aprovado ou não, uma vez que a avaliação não traz essa informação.

Uma alternativa para contornar essa dificuldade, ao menos de forma especulativa, e que permite ter uma ideia aproximada dos conhecimentos com que os jovens chegam no Ensino Médio é desenvolver uma forma de identificar os alunos que foram reprovados. Como nas tabelas de divulgação do IDEB está presente, para cada escola, a taxa de aprovação de cada ano - o nono, inclusive -, é possível, feita a suposição de que tal taxa seja uniforme entre as turmas

de uma mesma etapa numa mesma escola, identificar os alunos que potencialmente conseguiram passar para o próximo nível. Para que isso ocorra, outra hipótese é necessária: o desempenho de um estudante no SAEB é semelhante ao observado na escola; em outras palavras, conjectura-se que, ao ordenar-se os alunos de um mesmo ano e uma mesma escola por performance em sala de aula, é obtido o mesmo *ranking* que ao realizar procedimento similar com as notas do SAEB. Dessa forma, são considerados aprovados todos os alunos do nono ano cuja média no SAEB está entre as  $P\%$  melhores médias dos alunos de uma mesma escola, onde  $P\%$  é a taxa de aprovação no último ano do Ensino Fundamental. Dessa forma, para um estabelecimento educacional cujo aproveitamento no nono ano é de 85%, a estratégia proposta considerará aprovado todo aluno cujo escore no SAEB esteja entre os 85% melhores escores desta escola, reprovando os demais.

A partir da aplicação desta heurística, será possível vislumbrar as habilidades em Matemática e Língua Portuguesa que darão suporte aos potenciais ingressantes do Ensino Médio de cada escola pública nessa nova etapa. Do ponto de vista dos entes federativos, permitirá identificar a proficiência dos alunos com melhor desempenho, bem como daqueles que alcançaram apenas o mínimo para serem aprovados de acordo com a estratégia adotada. Observar a distância entre estes últimos e o escore que reflete a aprendizagem adequada para o nono ano, revelará o tamanho da defasagem educacional a ser superada, o que tem implicações no desenvolvimento de políticas públicas.

Para a obtenção das notas mínimas, máximas, médias e medianas por escola, foi desenvolvido um *script* na linguagem de programação *Python* utilizando-se como ambiente de desenvolvimento a ferramenta *Jupyter Notebook* que executa a seguinte rotina:

1. para cada escola:
2. encontra as  $P\%$  notas mais altas em português
3. Encontra as  $P\%$  notas mais altas em matemática
4. encontra a nota mínima em português e armazena na coluna `min_LP`
5. encontra a mediana em português e armazena na coluna `median_LP`
6. encontra a média em português e armazena na coluna `mean_LP`
7. encontra nota máxima em português e armazena na coluna `max_LP`
8. encontra a nota mínima em matemática e armazena na coluna `min_MT`
9. encontra a mediana em matemática e armazena na coluna `median_MT`
10. encontra a média em matemática e armazena na coluna `mean_MT`
11. encontra nota máxima em matemática e armazena na coluna `max_MT`
12. agrupa por escola

O resultado obtido é uma planilha de dados com um registro por escola contendo, entre outras informações, as notas mínimas e máximas, a mediana e a média em cada disciplina, utilizadas na obtenção da média desses parâmetros por ente federativo.

#### 4.2.2 Estratégia Empírica II: Recalculando o IDEB

No tópico anterior, foi apresentada uma breve análise das notas do SAEB 2017, em Matemática e Língua Portuguesa, dos alunos do último ano da fase final do Ensino Médio. Revelou-se uma elevada proporção de estudantes com desempenho considerado insuficiente pelos critérios do Ministério da Educação em ambas as disciplinas acompanhada de uma taxa muito baixa de alunos com performance adequada à série. Tal constatação, por sua vez, conflita com as elevadas taxas de aprovação informadas pelos estabelecimentos de ensino no Censo Escolar: afinal, se proporção expressiva dos alunos apresenta escores baixos em uma avaliação padronizada, seria de se esperar índices de reprovação elevados. Não é o caso. Como a taxa de aprovação é uma das variáveis utilizadas para o cálculo do IDEB, é possível que uma escola com escores mais baixos fique mais bem posicionada no *ranking* do que uma com melhores notas; pois, se os critérios de aprovação desta forem suficientemente severos, enquanto os daquela forem mais lenientes, o IDEB resultante pode sobrepujar o estabelecimento com piores médias.

Não se pretende desprezar a importância da taxa de aprovação para o sucesso de um sistema educacional, em especial quando ela é um componente associado à evasão escolar, um problema importante principalmente para a escola pública. Dessa forma, critérios demasiado exigentes para aprovação não são desejáveis; mas também não o são práticas que induzem à lógica de aprovação automática. Contrapondo abordagens mais radicais, parece adequado que estabelecimentos com maior proporção de estudantes com média superior a uma dada nota de corte possuam índices de aproveitamento mais elevados do que aqueles para os quais essa proporção é menor. Nesse contexto, a nota de corte surge como um critério mínimo para aprovação. Se for assumido – a exemplo da estratégia empírica anterior – que os desempenhos (in)satisfatórios no SAEB equivalem performances (in)satisfatórias em sala de aula, pode-se conjecturar que, quando um escore é atingido no exame padronizado, ele também o será no colégio. E, portanto, se uma nota considerada compatível com aprovação for alcançada em um caso, também será no outro. Essa extrapolação permitiria que um aluno fosse aprovado com base em sua nota no SAEB; e, também, que uma taxa de fluxo alternativa fosse calculada a

partir o contingente de examinandos que atingiu o escore de corte. Em outras palavras, uma medida de fluxo distinta passa a ser obtida endogenamente a partir das notas no exame, sendo definida como a proporção de estudantes que atingiram a nota fixada.

O Ministério da Educação classifica o desempenho dos alunos no SAEB como insuficiente, básico e adequado. Esse entendimento é o ponto de partida para a construção dos quatro cenários de requisitos de aprovação apresentados na Tabela 4.2. Cada configuração será utilizada para gerar novas taxas de fluxo e valores de IDEB que, posteriormente, serão comparados com os dados oficiais do INEP.

Tabela 4.2 - Cenários de requisitos para aprovação

Cenário	Requisito de aprovação
Padrão (ou oficial)	Não se aplica, pois utiliza a mesma taxa de fluxo do Censo Escolar
I	Escore igual ou superior a 275 (básico) em <i>pelo menos uma</i> disciplina
II	Escore igual ou superior a 275 (básico) em <i>ambas</i> as disciplinas.
III	Escore igual ou superior a 350 (adequado) em <i>pelo menos uma</i> disciplina
IV	Escore igual ou superior a 350 (adequado) em <i>ambas</i> as disciplinas.

Fonte: Elaboração do autor.

Para a obtenção das taxas de aprovação de cada escola e respectivos índices para os cenários propostos, foi desenvolvida uma rotina em *Python*, como para a estratégia anterior<sup>20</sup>. Para cada estabelecimento de ensino, calcula-se a razão entre o número de observações que satisfizeram cada cenário e o total  $n$  de observações:

$$P_k = \frac{\#(i \in C_k)}{n}, k = \{I, II, III, IV\}$$

Após serem calculadas as novas taxas de fluxos e respectivos índices, será possível comparar o *ranking* original, de estados e de escolas, com o de cada cenário. Além das variações de valor do IDEB, espera-se identificar se o aumento no rigor dos critérios de aprovação afetam a ordenação das escolas e dos estados de forma expressiva, o que, caso se verifique, seria um indício de que a formulação atual de taxa de fluxo provoca distorções no sentido de não estar, necessariamente, alinhada com a qualidade da unidade observada; e que escolas com qualidade de ensino inferior estejam melhor colocadas do que outras com superior simplesmente por adotarem critérios mais brandos de aprovação.

<sup>20</sup> Uma vez que esse *script* depende de mais etapas e elementos do que o anterior, optou-se por não apresentar seu pseudocódigo. O código-fonte original, em *Python*, consta nos anexos.

### 4.2.3 Base de dados

Os dados utilizados para a investigação empírica empreendida são oriundos do SAEB 2017. Em particular são utilizados os microdados dos alunos e os resultados por escola para o 9º ano do Ensino Fundamental de escolas da rede pública de todos os estados brasileiros além do Distrito Federal. O arquivo de microdados apresenta, de forma desagregada, os escores em Língua Portuguesa e Matemática dos alunos participantes da avaliação, o que constitui seu principal atributo para a análise ora proposta.

Algumas observações foram ignoradas para fins de realização dos procedimentos. Foram suprimidas todas as observações de alunos para os quais não foi registrada a nota de pelo menos uma disciplina. Na base de escolas, foram suprimidas aquelas que não possuíam IDEB calculado para a edição de 2017 ou para as quais a taxa de aprovação no nono ano não estava presente.

Realizados os ajustes descritos, foi realizada a junção das bases utilizando como parâmetro de união o código da escola, conforme atribuído pelo INEP. Disso resultou uma base por aluno, com as primeiras colunas sendo características deste e, as finais, do estabelecimento de ensino frequentado. A estratégia de unir as tabelas possibilita realizar comparações diretas entre o desempenho do aluno e de seus colegas de escola, além de permitir a realização de rotinas computacionais de agrupamento, fundamentais, por exemplo, para registrar a proporção de alunos que atingiu determinado desempenho.

A manipulação de dados descrita foi realizada através de rotinas em *Python* e geraram os conjuntos de dados básicos utilizados em ambos os procedimentos empíricos.

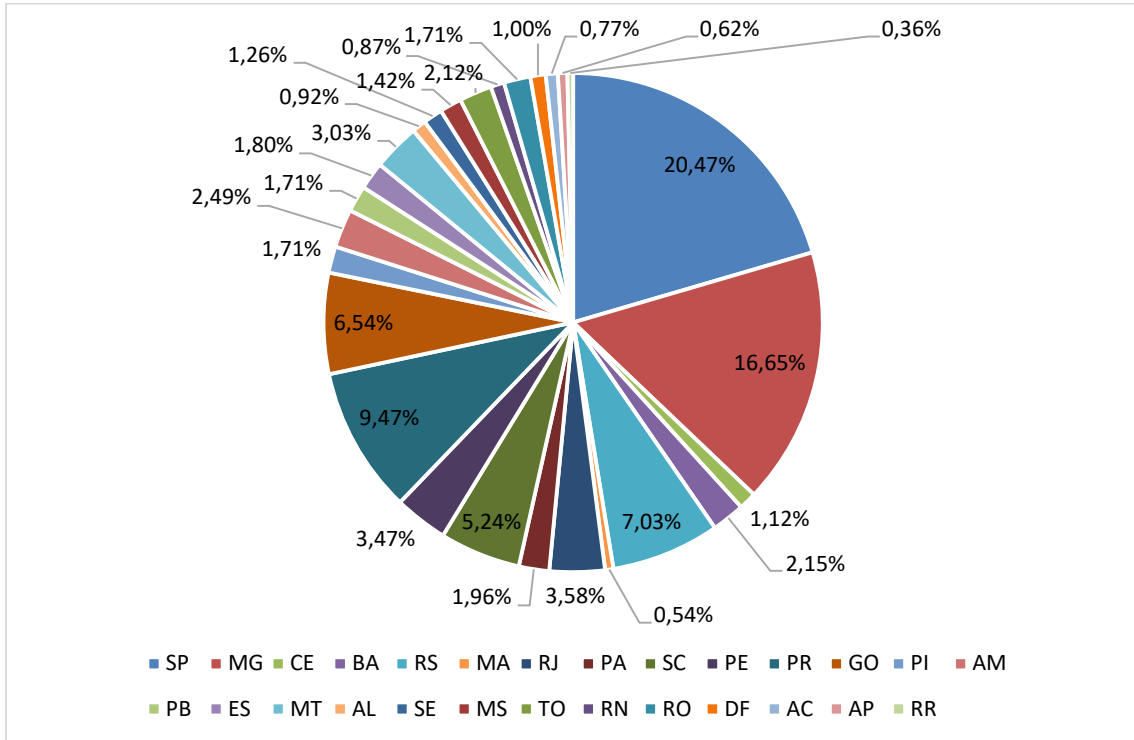
## 4.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A seguir são apresentados os resultados obtidos a partir das estratégias empíricas descritas no capítulo anterior, a começar por dados descritivos da amostra, que servirão de pano de fundo para as análises dos procedimentos realizados.

A base de dados unificada resultou em 1.313.656 observações de alunos de 25.438 escolas públicas distribuídas entre os entes federativos brasileiros. São Paulo, Minas Gerais e Ceará são os estados com maior representação na amostra, com 3.150, 2.926 e 2.161 estabelecimentos de ensino, respectivamente. No final da lista, aparecem Acre (110), Amapá (75) e Roraima (44). O gráfico a seguir representa a distribuição, entre os entes federativos, das escolas que compõem a base de dados. Quanto à tutela administrativa, as escolas das redes

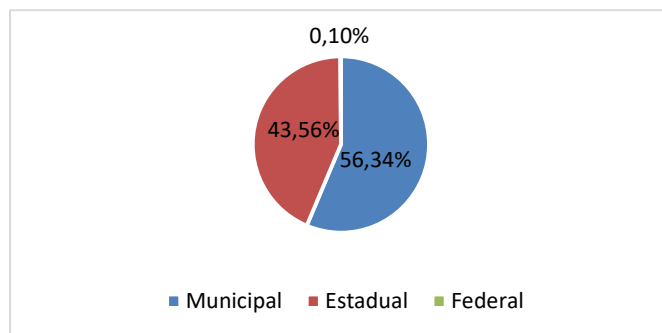
municipais são maioria, com 14.331, seguidas pelas estaduais (11.082). A escolas administradas pela União são apenas 25, totalizando 0,10% da amostra. Estes resultados são apresentados nas figuras Figura 4.2 e Figura 4.3.

Figura 4.2 - Distribuições dos estabelecimentos educacionais da amostra por unidade federativa



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 4.3 - Distribuição de estabelecimentos de ensino da amostra, por rede

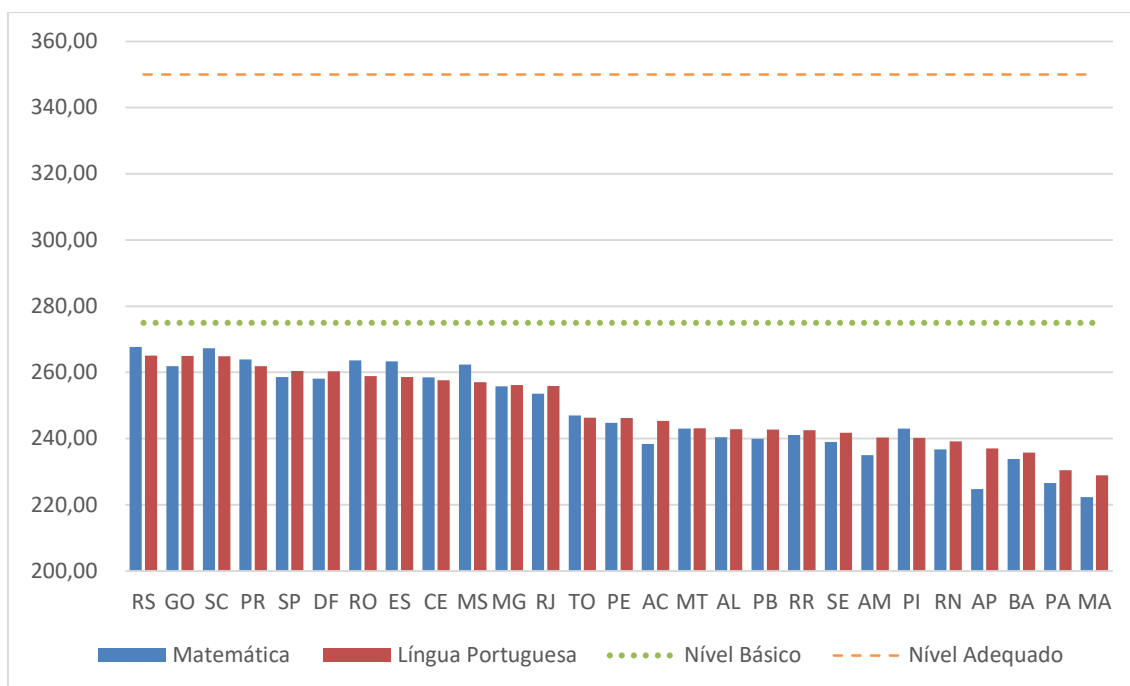


Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 4.4 apresenta o escore médio das escolas de cada ente federativo nas disciplinas avaliadas. Percebe-se que nenhum deles atingiu o desempenho considerado “básico” pelo Ministério da Educação em nenhuma das provas – e, por conseguinte, nem o nível “adequado”. Em Matemática, os estados que ficaram mais perto de atingir proficiência básica

foram Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Rondônia e Espírito Santo; os que tiveram piores notas foram Pará, Amapá e Maranhão. Em Língua Portuguesa apresentaram melhores performances Rio Grande do Sul, Goiás, Santa Catarina, Paraná e São Paulo. Encerram a lista, nas últimas colocações, Bahia, Pará e Maranhão. A média simples entre as unidades federativas indicou um escore de 250,61 em Matemática contra 251,49 em Língua Portuguesa.

Figura 4.4 - Proficiência média das escolas de cada unidade federativa, em Matemática e Língua Portuguesa

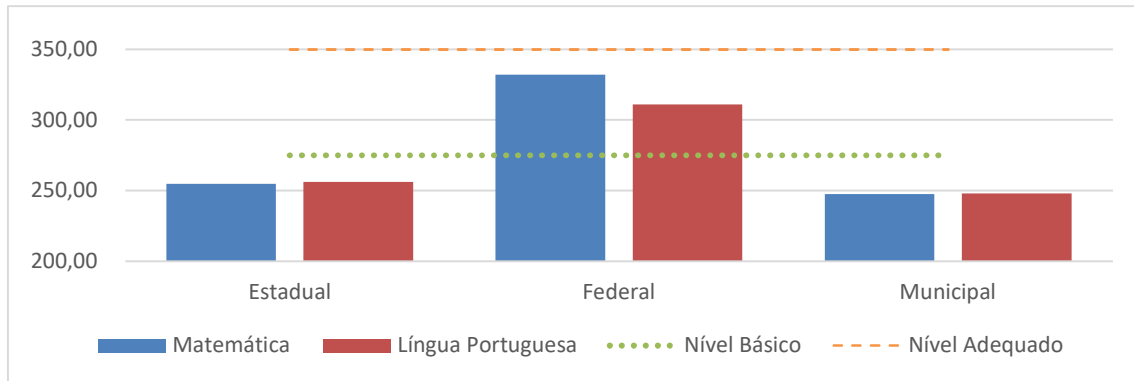


Fonte: Elaboração do autor.

Considerada a rede a que pertencem as escolas, sobressaem-se os resultados das escolas vinculadas à União. Enquanto os estabelecimentos geridos por estados e municípios, em média, não atingem os níveis básicos de desempenho em nenhuma das provas, os estabelecimentos federais – mormente ligados ao Exército e Universidades Federais – superam esse patamar tanto em Língua Portuguesa quando em Matemática, muito embora não chegando ao nível “adequado”.



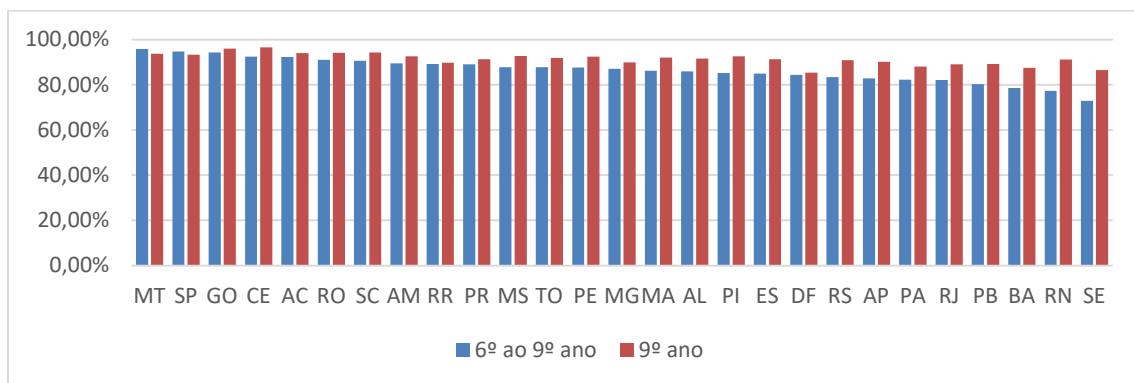
Figura 4.5 - Proficiência média das escolas de cada unidade federativa, em Matemática e Língua Portuguesa



Fonte: Elaboração do autor.

No que tange à outra componente utilizada no cálculo do IDEB, a taxa de aproveitamento, Mato Grosso, São Paulo e Goiás são os estados para os quais o fator apresenta maior média. Bahia, Rio Grande do Norte e Sergipe, em contraste, apresentam os indicadores mais baixos para esse quesito. A Figura 4.6 apresenta a média, por estado, das taxas de aprovação para a segunda etapa do Ensino Fundamental e para o nono ano.

Figura 4.6 - Taxa de aprovação média por Unidade Federativa



Fonte: Elaboração do autor.

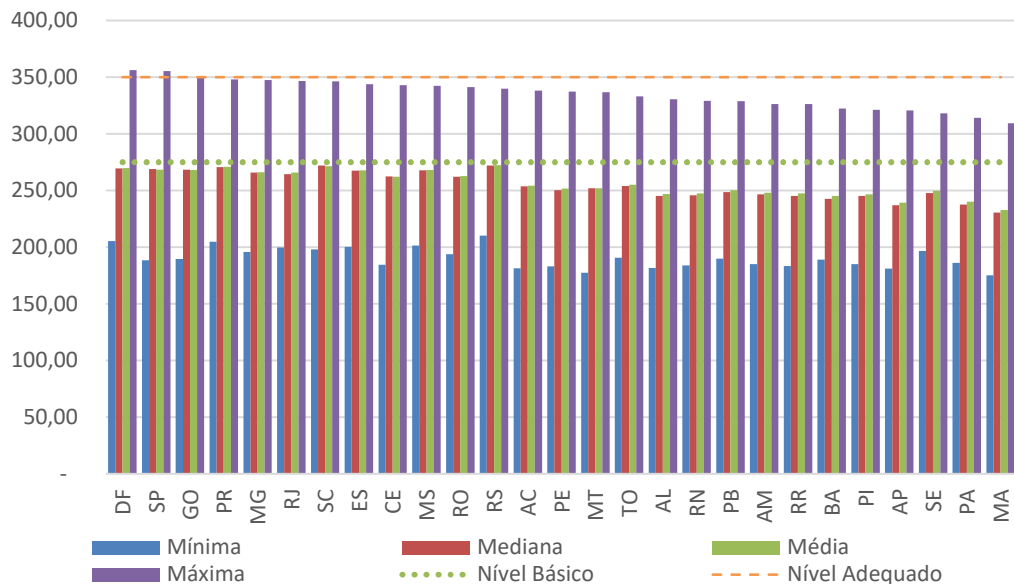
### 4.3.1 Estratégia Empírica I: Resultados

A primeira abordagem teve por objetivo verificar a proficiência dos alunos do nono ano que, dada a taxa de rendimento de cada escola, seriam aprovados caso o instrumento de avaliação adotado para este fim fosse o SAEB. Dessa forma, em um estabelecimento que registrou aprovação de 90% dos estudantes do nono ano, seriam considerados aprovados, no

âmbito desse exercício, todos aqueles cujos escores no SAEB estivessem entre os 90% melhores para a escola em questão.

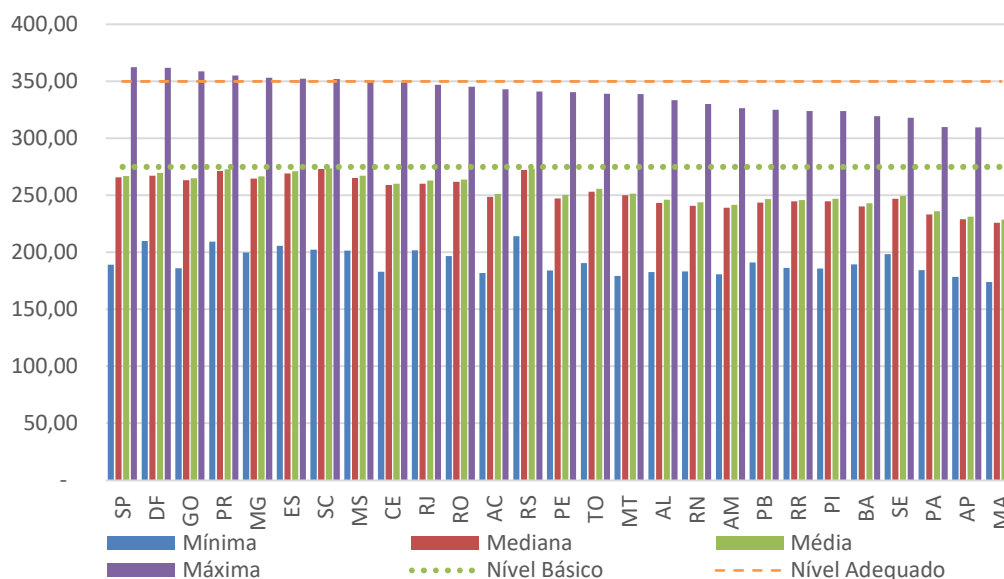
Embora também se tenha calculado médias, medianas e valores máximos para cada escola, o principal interesse desta investigação recai sobre os valores mínimos, pois são eles que determinam, dada a hipótese de aprovação, o nível de conhecimento em cada disciplina dos alunos que iniciam o Ensino Médio com maior defasagem. Os valores médios das notas dos parâmetros das escolas por estado em Língua Portuguesa são exibidos na Figura 4.7 - Valores médios dos parâmetros das notas das escolas por Unidade da Federação, em Língua Portuguesa., enquanto os valores para Matemática são apresentados na Figura 4.8 - Valores médios dos parâmetros das notas das escolas por Unidade da Federação, em Matemática.

Figura 4.7 - Valores médios dos parâmetros das notas das escolas por Unidade da Federação, em Língua Portuguesa.



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 4.8 - Valores médios dos parâmetros das notas das escolas por Unidade da Federação, em Matemática



Fonte: Elaboração do autor.

O estado para o qual as notas mínimas dos potenciais ingressantes do Ensino Médio são mais altas é o Rio Grande do Sul, com uma média de 210,20 em Língua Portuguesa e 214,03 para Matemática. O ente federativo para o qual são observados os piores escores mínimos é o Maranhão, com 175,17 em Língua Portuguesa e 173,77 em Matemática. Cinco estados pontuaram acima de 200 pontos em Língua Portuguesa; em Matemática, foram sete. Para os demais, houve pontuação inferior a esse patamar, o que indica que os alunos com menor competência nestas áreas a acessarem o Ensino Médio estariam no Nível 0, de acordo com classificação do SAEB. Note-se que os testes aplicados em 2017 não utilizaram itens que avaliam habilidades desse nível e que os estudantes com esse padrão de desempenho “requerem atenção especial, pois ainda não demonstram habilidades muito elementares que deveriam apresentar nessa etapa escolar” (INEP, 2019).

Os alunos cujos escores ficaram acima de 200, mas abaixo de 225, são enquadrados no Nível 1. Indivíduos nessa faixa são provavelmente capazes de, em Língua Portuguesa, “reconhecer expressões características da linguagem (científica, jornalística etc.) e a relação entre expressão e seu referente em reportagens e artigos de opinião” e de “inferir o efeito de sentido de expressão e opinião em crônicas e reportagens” (INEP, 2019), mas não teriam desenvolvido outras habilidades básicas, como a de “localizar informações explícitas em fragmentos de romances e crônicas”. Apenas cinco estados apresentaram valor mínimo médio entre suas escolas compatíveis com Nível 1, o qual se associa a alunos que ainda não conseguem

buscar informações explícitas em um texto, por exemplo. Os demais 22 entes federativos obtiveram mínimas congruentes com o Nível 0.

Em Matemática, também são enquadrados no Nível 1 os estudantes cujas nota estão entre 200 e 225. Indivíduos neste patamar provavelmente conseguem “reconhecer o maior ou o menor número em uma coleção de números racionais, representados na forma decimal” e “interpretar dados apresentados em tabela e gráfico de colunas”, mas não desenvolveram outras habilidades simples do Nível 2 como a de “reconhecer a fração que corresponde à relação parte-todo entre uma figura e suas partes hachuradas” ou a de “associar dados apresentados em gráfico de colunas a uma tabela”. Apenas sete estados apresentaram escore mínimo médio entre as escolas compatíveis com o Nível 1. O desempenho das outras vinte unidades federativas sugere que há estudantes ingressando no Ensino Médio sem a habilidade elementar de ordenar números decimais.

Quando se avalia as medianas por estado, os resultados não são muito mais promissores. Considerada a linha de corte dos 275,00 para um escore considerado “básico”, percebe-se que, observada a mediana média das escolas, nenhum estado atingiu esse patamar em qualquer das disciplinas. Em outras palavras, em média, mais da metade dos estudantes de cada escola ingressa no Ensino Médio sem ter desenvolvido habilidades consideradas básicas para o nono ano. A mediana média varia de 232,66 no Maranhão a 271,31 em Santa Catarina, o que indica que as habilidades mais avançadas desenvolvidas por metade dos alunos de cada estado são compatíveis, no máximo, com o Nível 2 ou com o Nível 3 de acordo com a escala do SAEB.

Em Língua Portuguesa, apenas três estados apresentaram média de nota máxima superior a 350,00, estando assim no primeiro nível da escala do SAEB considerado como adequado. Em Matemática, isso ocorre em sete estados. Ou seja, dos níveis de aprendizagem considerados adequados – 7, 8 e 9 –, alguns poucos estados tiveram médias dos maiores escores compatíveis com o primeiro deles.

#### **4.3.2 Estratégia Empírica II: Resultados**

Neste exercício, buscou-se identificar os efeitos que uma modificação na fórmula de cálculo do IDEB provocaria não apenas no valor do índice, mas também no ordenamento resultante – na comparação entre estados e entre escolas – em relação ao obtido pela métrica oficial. Manteve-se o escore normalizado do SAEB para cada escola, enquanto o outro fator, a

taxa de aproveitamento, foi substituído por outros quatro critérios de aprovação, crescentemente exigentes.

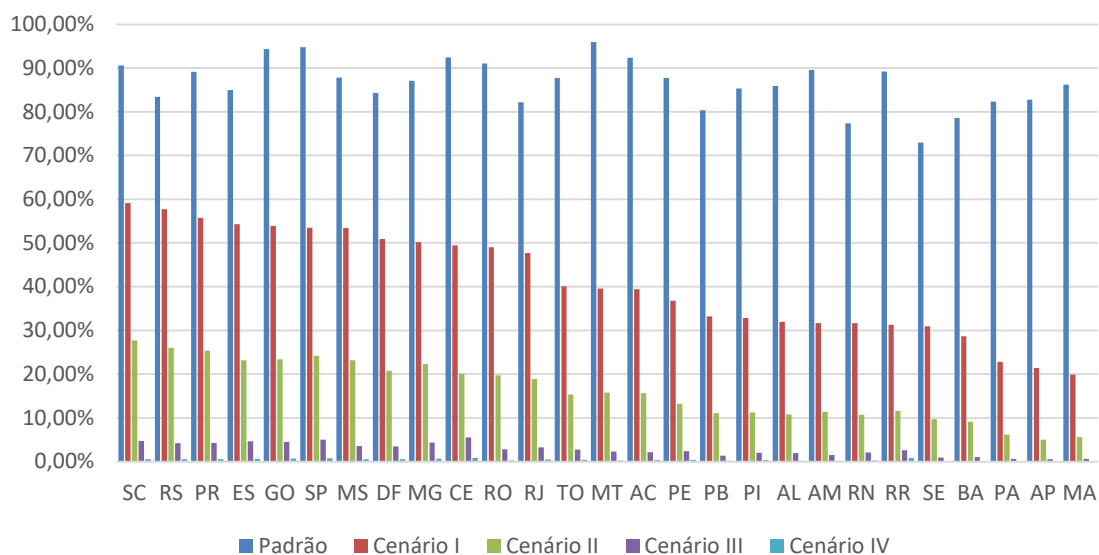
A regra mais branda adotada exigia que, para ser considerado aprovado, um aluno obtivesse o escore igual ou maior a 275,00 em pelo menos uma disciplina. Caso, no cálculo do IDEB, a taxa de fluxo adotada pelo INEP fosse substituída pela proporção de estudantes que atingiram este patamar, haveria uma redução média de 43,39% nesse componente. Se a régua for erguida para um mínimo de 350,00, patamar considerado pelo Ministério da Educação como adequado, em pelo menos uma prova, a redução média por escola chega a 84,04%. Considerando que a taxa média de aproveitamento para as escolas públicas brasileiros na segunda etapa do ensino fundamental é de 87,37%, a adoção desse critério de aprovação representaria taxas de reprovação elevadíssimas, na casa dos 96,67%, somente inferiores às do cenário mais restritivo – que importaria uma pontuação mínima de 350,00 nas avaliações das duas disciplinas: 99,54%.

O impacto da substituição da componente de fluxo “oficial” por alguma das alternativas aventadas seria – o que é anunciado pela redução expressiva das taxas de aprovação nos cenários propostos –, em termos médios, avassalador. No cenário mais brando, o IDEB médio das escolas apresentaria uma redução de 46,48%. À medida que os critérios para aprovação se tornam mais restritivos, o índice reduz-se sucessivamente, até chegar a uma média, por escola, de 0,03. Em síntese, enquanto os números do INEP revelam uma taxa de aproveitamento média de 87,37% e um IDEB médio de 4,43, o primeiro cenário alternativo proposto tem taxas de aprovação de 43,98% para um índice resultante de 2,37. A alternativa mais restritiva levaria a uma taxa de aprovação de 0,46% e a um índice de desempenho próximo de zero. O fato das escolas de nenhum estado, conforme comentado anteriormente, atingirem em nenhuma disciplina, em média, sequer o nível básico de proficiência, já indica que critérios de aprovação baseados nos patamares de qualidade estipulados pelo Ministério da Educação levariam a taxas de aproveitamento bem menores.

O principal objetivo ao se propor critérios alternativos para aferição da taxa de aproveitamento é identificar as mudanças que sua implementação provocaria no ordenamento de entes federativos e escolas, classificados de acordo com o IDEB. Caso, para cada cenário, a taxa de fluxo fosse a mesma em todos estado e estabelecimentos educacionais, os *rankings* não seriam alterados. No entanto, este não é o caso. A medida de aprovação utilizada no cômputo do índice, oscila de 72,91%, em Sergipe, a 95,94% no Mato Grosso. Já a taxa média de alunos que seriam aprovados no Cenário I oscila de 19,86% no Maranhão a 59,10% em Santa Catarina. Conforme indica a Figura 4.9, na qual os estados estão ordenados em ordem decrescente na

taxa média do primeiro cenário, não há uma relação sistemática entre esta e o parâmetro oficial. Os estados com aproveitamento mais elevado não são aqueles que aprovariam uma proporção maior de estudantes, adotada a baliza do primeiro cenário. Esta observação sugere que a adoção de medidas alternativas de aprovação, baseadas no desempenho dos alunos no SAEB, pode levar a um *ranking* distinto.

Figura 4.9 - Taxa de aproveitamento média, por estado, por cenário.



Fonte: Elaboração do autor.

De fato, há trocas de posição tanto no topo da classificação quanto na sua base, quando comparado o ordenamento gerado pelo IDEB médio dos estados com o decorrente da aplicação das taxas de fluxo oriundas dos cenários sugeridos.

No *ranking* original, Goiás, São Paulo e Santa Catarina ostentam os maiores índices. No Cenário I, Santa Catarina passa a ter o melhor indicador, seguido por Rio Grande do Sul e Paraná. Goiás e São Paulo, neste panorama, ocupariam, respectivamente, a quinta e a sétima posição. No outro extremo, o ordenamento também se altera. Sergipe, originalmente na 27ª posição, troca de lugar com o Maranhão, indo para o 22º posto.

Tabela 4.3 - Classificação das unidades federativas por IDEB, em cada cenário.

UF	P	I	II	III	IV
GO	1º	5º	5º	5º	5º
SP	2º	7º	4º	2º	3º
SC	3º	1º	1º	3º	7º
PR	4º	3º	3º	8º	11º
CE	5º	9º	10º	1º	2º
...					
MA	22º	27º	26º	25º	25º
RN	23º	21º	22º	20º	19º
PA	24º	25º	25º	26º	27º
AP	25º	26º	27º	27º	26º
BA	26º	24º	24º	23º	23º
SE	27º	22º	23º	24º	24º

Fonte: Elaboração do autor.

À medida que se passa aos outros cenários, novos ordenamentos ocorrem, sem, no entanto, promover trocas drásticas entre as porções superior e inferior, conforme pode ser observado na Tabela 4.3 - Classificação das unidades federativas por IDEB, em cada cenário.

Uma forma geral de estender a comparação entre os *rankings* gerados por cada cenário é através do coeficiente de correlação de Spearman. O  $\rho$  de Spearman avalia a existência de uma relação monotônica entre duas variáveis. Quanto mais próximo de 1 for seu valor, maior a relação entre essas variáveis, e, para o caso de interesse, mais semelhantes serão os ordenamentos comparados. Por outro lado, valores próximos de -1 indicam correlação inversa. Coeficientes em torno de zero indicam ausência de relação entre os *rankings*.

Ao contrapor o ordenamento padrão contra o gerado por cada cenário, foram obtidos coeficientes de Spearman positivos e significativos aos níveis de confiança usuais, conforme a

Tabela 4.4, o que leva à decisão de rejeitar a hipótese nula de que não há correlação entre os ordenamentos, o que corrobora a percepção inicial, de que a mudança na variável de fluxo não altera drasticamente a classificação dos estados quanto à média do IDEB.

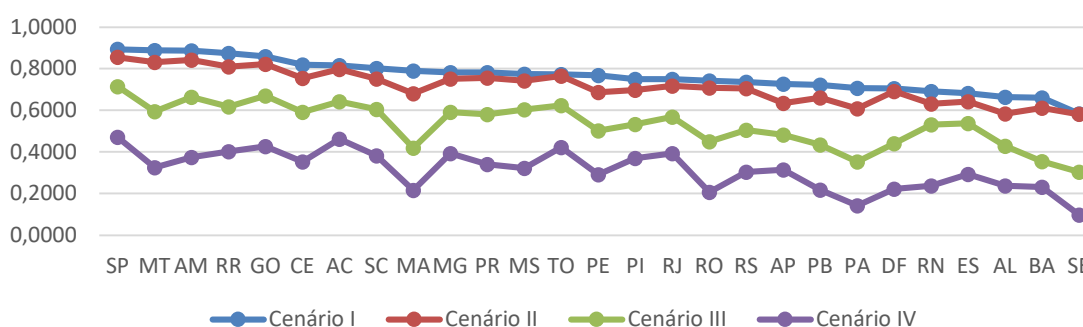
Tabela 4.4 - Coeficientes de correlação de Spearman e respectivos valores-p calculados para a comparação de cada cenário

Comparação	$\rho$	valor-p
Padrão x I	0,8950	< 0,0001
Padrão x II	0,9151	< 0,0001
Padrão x III	0,8852	< 0,0001
Padrão x IV	0,7619	< 0,0001

Fonte: Elaboração do autor.

Quando a análise dos coeficientes de Spearman é realizada para comparar os ordenamentos de escolas por estado, os resultados são um pouco diferentes. Muito embora os coeficientes calculados sejam significativos e positivos para a grande maioria dos casos, percebe-se que, ao contrário do caso geral, eles reduzem-se à medida que o cenário contraposto se torna mais exigente quanto aos critérios de aprovação, conforme ilustra Figura 4.10. Ou seja, o cenário mais restritivo apresenta uma alteração na classificação das escolas maior do que a observada na do primeiro cenário, quando ambas são comparadas ao ordenamento do caso padrão.

Figura 4.10 - Coeficientes de correlação de Spearman para cada cenário, por estado.



Fonte: Elaboração do autor.

A análise da parte superior dos *rankings* de escolas por estado revela uma variação crescente nas cinco escolas com o melhor IDEB do cenário mais brando em direção do mais exigente. No cenário I, cinco estados mantiveram as mesmas escolas nos cinco primeiros postos; no II, apenas um; e, no III e no IV, nenhum. A média de escolas que permaneceram nos cinco primeiros lugares por estado foi de 3,19 no cenário I, 2,56 no II, 2,59 no III, e 1,81 no IV. Apenas dois estados mantiveram, para todas as configurações alternativas propostas, o mesmo estabelecimento em primeiro lugar: Tocantins e Roraima.

#### 4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O aprimoramento da qualidade do ensino básico tem sido um dos principais focos de atenção das políticas públicas no Brasil. O IDEB surge neste contexto como uma ferramenta valiosa para o monitoramento da qualidade do ensino e para o desenho de políticas. Para cada escola, este índice é obtido através da multiplicação das notas do SAEB pela taxa de aproveitamento médio, que está intimamente ligada com os critérios de aprovação adotados.



Para uma mesma nota, um critério mais exigente gerará menor aprovação e, portanto, um IDEB menor; enquanto um menos rigoroso, resultará em um IDEB maior. Como os requisitos de aprovação são determinados pelos gestores locais, é possível melhorar o IDEB de uma escola ou de uma rede simplesmente ao se baixar a régua, o que pode gerar distorção na classificação das escolas e na adoção de medidas de correção, além de conduzir a etapas mais avançadas alunos que não desenvolveram as habilidades necessárias para cursá-las com proveito.

Este estudo buscou explorar, a partir dos microdados e planilhas do SAEB de 2017, vieses que passam ao largo do IDEB, e, para tanto, realizou dois procedimentos empíricos distintos. No primeiro, supondo que os aprovados em cada escola são aqueles que obtiveram as melhores notas no SAEB, utilizada a taxa de aprovação como critério de corte, sondou-se as habilidades dos potenciais ingressantes do Ensino Médio, através da observação da média dos valores mínimos, valores máximos, médias e medianas por estado. O segundo, buscou captar o impacto que a adoção de taxas de fluxo alternativas provocaria no índice obtido e na classificação de entes federativos e escolas no IDEB.

Constatou-se que os alunos aprovados com pior desempenho em cada escola, em média, ingressariam no Ensino Médio com habilidades consideradas insuficientes, a maioria destes não sendo capaz de, por exemplo, ordenar números em ordem crescente. Também se notou que, em média, por escola, mais da metade dos alunos que completa o segundo ciclo do Ensino Fundamental o faz sem ter adquirido conhecimentos básicos de nenhuma disciplina, enquanto, para a maioria dos estados, os melhores de cada escola não alcançam níveis de aprendizagem considerados adequados pelo Ministério da Educação.

Quanto aos impactos de se adotar formulações alternativas de taxa de aproveitamento, que passariam a ser computadas com base na proporção de estudantes que atingiram certo objetivo, a consequência mais evidente é o aumento das taxas de reprovação em todos os estados, crescente na medida em que os requisitos se tornam mais severos. A média de aproveitamento dos estados, que, pelo critério oficial, é de 87,37%, cai progressivamente de 43,98% no cenário mais brando até 0,46% no mais exigente; a consequência natural é uma redução drástica no IDEB na mesma proporção da taxa de aproveitamento.

Como o principal objetivo desse procedimento era identificar distorções que o uso de taxas de aproveitamento superiores às oficiais poderia causar, o próximo passo foi comparar o ordenamento resultante em cada novo cenário com o original, tanto por estado quanto por escola. No caso da média dos estados, embora cenários distintos tenham revelados *rankings* distintos, não foram produzidas mudanças extremas. Entes federativos que estavam na primeira parte do ordenamento original assim permaneceram nas outras configurações ensaiadas, o

mesmo ocorrendo com os da parte final. Essa estabilidade observada empiricamente é corroborada pelos coeficientes de correlação de Spearman obtidos entre o ordenamento de cada cenário e o padrão, todos significativos e elevados.

Os ordenamentos por estado também foram analisados através do coeficiente de Spearman. A maioria das correlações observadas foram positivas e significativas. Notou-se uma queda mais acentuada no valor dos coeficientes à medida que o cenário comparado se tornava mais exigente do que se observou para o caso dos estados. Isso sugere uma sensibilidade maior dos *rankings* dos estabelecimentos de cada estado quanto aos requisitos de aprovação: quanto mais exigentes os critérios, mais o ordenamento alternativo tende a diferir do original. Quando a análise se restringe às cinco escolas mais bem classificadas por estado, tem-se que a quantidade permanece nessas posições reduz-se quando os requisitos para os cenários mais severos.

Embora a análise do desempenho dos alunos por média, mediana e outras medidas de posição esteja presente nos relatórios que o Ministério da Educação publica a cada edição do SAEB, tais dados dizem respeito à totalidade dos alunos que fizeram o exame. A abordagem adotada propôs-se a refinar a análise ao distinguir o desempenho dos alunos que potencialmente foram aprovados daqueles que não foram. Caso a correlação entre desempenho no SAEB e em sala de aula verifique-se, tal enfoque possibilita um panorama mais preciso das habilidades que os alunos que iniciam o Ensino Médio possuem. A adoção de formulações alternativas para a taxa de aproveitamento, que sejam adstritas ao desempenho dos alunos e menos suscetíveis a políticas transitórias e arbitrárias, pode auxiliar na identificação de distorções – como critérios de aprovação excessivamente rígidos ou demasiado brandos – que podem projetar sobre o ordenamento das escolas, gerando assim distorção no acesso aos recursos.

Futuramente, pretende-se replicar os procedimentos ora aplicados ao microdados da edição do SAEB de 2019, ainda indisponíveis quando da elaboração deste trabalho.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir do último quarto do século XX, o surgimento de concepções teóricas, evidências empíricas e marcos legais concorreu para um consenso quanto à importância da economia não apenas como meio de desenvolvimento pessoal, mas como força motriz do crescimento econômico. Assim, democratizar o acesso à educação e aprimorar a sua qualidade tem sido pauta de políticas públicas no Brasil e no mundo.

Para o caso brasileiro, em específico, igualdades de oportunidade e qualidade da escola pública são temas que se retroalimentam. Historicamente, negros e pardos são discriminados, e, tipicamente, recebem rendimentos menores do que os brancos<sup>21</sup>. Salários menores implicam maiores dificuldades para custear uma escola particular – que costuma ser de melhor qualidade do que uma pública – para os filhos; e estes, por sua vez, enfrentarão maiores restrições para acessar o ensino superior, cuja conclusão costuma render melhores salários. Tem-se assim, uma armadilha de pobreza que só pode ser rompida pela equalização de oportunidades educacionais e pelo aprimoramento da educação básica pública.

Dessa forma, os três ensaios apresentados nessa tese inserem-se, cada um à sua maneira, nesse debate, buscando contribuir com resultados empíricos e com a divulgação de estratégias para sua aferição, tanto em igualdade de oportunidades como no acompanhamento da qualidade da escola pública no Brasil.

Os resultados apresentados no primeiro ensaio indicaram, de uma maneira geral, redução na desigualdade de oportunidades educacionais entre etnias para o período analisado. Ambas os índices de dissimilaridade identificaram redução de desigualdade entre brancos e não-brancos, sobretudo nas faixas etárias mais jovens. A evolução da desigualdade de oportunidades educacionais entre homens e mulheres também foi avaliada, sendo que os resultados encontrados indicam que, inicialmente a desigualdade era pró-homem e que, ao longo do período de 1995 a 2015, foi se reduzindo até que a escolaridade média das mulheres ultrapassasse a dos homens, causando um aumento na desigualdade, desta vez pró-mulher. Quanto à performance das duas medidas de desigualdade utilizadas, o índice ordinal pareceu mais apropriado para contextos em que as desigualdades são maiores, enquanto ambos, ordinal e não-ordinal, mostraram desempenho similar para situações de menor desigualdade. No entanto, para que uma conclusão mais firme quanto a essa impressão seja formada, faz-se

---

<sup>21</sup> De acordo com os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc/IBGE), no 1º trimestre de 2020, os rendimentos mensais dos brancos era 74,97% superior ao dos pardos e 77,75% ao dos negros, para pessoas de 14 anos ou mais de idade.

necessária a utilização de tais índices de desigualdade em pesquisas futuras utilizando outras bases de dados.

O segundo ensaio buscou identificar a existência de regularidades entre a taxa de aprovação das escolas e a performance dos seus alunos na avaliação padronizada do SAEB. Os modelos econométricos estimados não permitiram identificar influência relevante da nota do exame para a determinação da taxa de aprovação, o que sugere que a média de uma escola no SAEB não se correlaciona com o padrão interno que ela utiliza para determinar a aprovação ou reprovação de seus alunos. Da mesma forma, não foi possível confirmar empiricamente o resultado previsto pelo modelo teórico proposto. Há, de fatos, muitas razões para a nota no SAEB não guardar relação com as taxas de aprovação. Uma delas é que o aluno pode não estar motivado para realizar a avaliação; outra, que as escolas proporcionaram aulas de reforço para os alunos com maior dificuldade de aprendizagem, de forma a eles desenvolverem as habilidades necessárias para serem aprovados. Nenhuma delas indica, no entanto, a ocorrência de flexibilização do padrão de aprovação.

O sinal de alerta fica por conta do último ensaio, que identificou, através de uma estratégia empírica original, que os potenciais ingressantes do ensino médio têm nível de proficiência muito aquém do adequado. Mais da metade dos alunos conclui o ensino fundamental com habilidades insuficientes em ambas as disciplinas. Os melhores de cada escola, na maioria dos estados, não alcançam níveis de aprendizagem considerados adequados. Por sua vez, os estudantes com pior desempenho entre os potenciais aprovados concluem o ensino fundamental sem habilidades fundamentais, como a de ordenar números ou de identificar expressões explícitas em um texto. O outro experimento empírico levou à conclusão de que a adoção de critérios de aprovação exógenos, baseados nas escalas do Ministério da Educação, reduziria a taxa de aprovação a patamares que inviabilizariam o funcionamento do sistema educacional, tendo em vista que mesmo uma taxa de aprovação de 43,98%, aquela obtida na simulação com padrão de aprovação mais brando, seria baixa o bastante para provocar consequências severas não apenas em termos de fluxo, mas de aumento da evasão escolar.

Assim, se, por um lado, o Brasil tem um passado de elevadas taxas de repetência que não pode ser reeditado, por outro, não é razoável aceitar com naturalidade que estudantes progridam para o Ensino Médio sem ter desenvolvido capacidades elementares, pois a consequência disso será vista anos depois, nos resultados do IDEB do Ensino Médio e, provavelmente, nas futuras taxas de crescimento econômico do país.

Nesse sentido, uma solução plausível seria investir o desenvolvimento e na implementação de estratégias que aprimorem a qualidade da educação pública, dando especial atenção aos alunos com maior defasagem.

## REFERÊNCIAS

- ALCALDE, B. **Ensaio sobre educação no Brasil: igualdade de oportunidades e rendimentos dos egressos das universidades públicas.** 2013. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2013.
- BAJARI, P.; HONG, H.; NEKIPELOV, D. **Game theory and econometrics: A survey of some recent research.** *Advances in economics and econometrics, 10th world congress.* [s.n.], [S.l.]. 2013. p. 3-52.
- BARRO, R. Education and Economic Growth. **Annals of Economics and Finance**, v. 14, n. 2, p. 277-304, 2013.
- BARROS, R. P. D.; LAM, D. Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 2, 1993.
- BRASIL. Constituição. **Título II - Dos Direitos e Garantias Fundamentais, Capítulo I - Dos Direitos e Deveres Individuais e Coletivos, Art. 5**, 1988.
- BRASIL. **Lei n.º 9.394, de 20 de dezembro de 1996.** Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, 1996.
- BRASIL. **Decreto n.º 6.094, de 24 de abril de 2007.** Dispõe sobre a implementação do Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação, 24 mar 2007.
- BUCHMANN, G.; NERI, M. C. The brazilian education quality index (Ideb): measurement and incentives upgrades. **Ensaio Econômico**, Rio de Janeiro, n. 686, 2010.
- FERNANDES, R. FERNANDES, Reynaldo. Índice de desenvolvimento da educação básica (IDEB). **Textos para discussão, n. 26**, 29-29, 2007.
- FERNANDES, R. A universalização da avaliação e a criação do Ideb: pressupostos e perspectivas. **Em aberto**, v. 29, n. 96, 2016.
- FERNANDES, R.; GREMAUD, A. P. Qualidade da educação: avaliação, indicadores e metas. In: VELOSO, F. E. A. **Educação básica no Brasil: construindo o país do futuro.** Elsevier, Rio de Janeiro, 2009. p. 213-238.
- FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 481-513, dez 2003.
- FIGUEIREDO, D. E. A. Os cavalos também caem: Tratado das inconsistências do IDEB. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, 26, 2018. 552-572.
- FREYRE, G. Adeus ao colégio. In: FREYRE, G. **Região e tradição.** José Olympio, Rio de Janeiro, 1941.
- HANUSHEK, E. Economic growth in developing countries: The role of human capital. **Economics of Education Review**, v. 37, p. 204-212, 2013.

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

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The Role of Education Quality for Economic Growth. **World Bank Policy Research Working Paper n. 4122**, 2007.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. Earnings functions and rates of return. **Journal of human capital**, v. 2, n. 1, p. 1-31, 2008.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **Matrizes e Escalas - INEP**. 2019. Disponível em: <http://portal.inep.gov.br/educacao-basica/saeb/matrizes-e-escalas>. Acesso em: 20 out. 2020.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **Relatório SAEB 2017**. Brasília. 2019.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **INEP**, 2019. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/areas-de-atuacao/avaliacao-e-exames-educacionais/saeb>. Acesso em: 10 jan. 2021.

KOENKER, R.; BASSETT JR, G. Regression quantiles. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 33-50, 1978.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile Regression: An Introduction. **Journal of Economic Perspectives**, n. 15, 2000.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile regression. **Journal of economic perspectives**, v. 15, n. 4, p. 143-156, 2001.

LEMIEUX, T. The “Mincer equation” thirty years after schooling, experience, and earnings. In: GROSSBARD, S. **Jacob Mincer a pioneer of modern labor economics**. Springer, Boston-MA, 2006. p. 127-145.

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

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic Theory**. Oxford University Press, New York, 1995.

MINCER, J. Schooling, Experience, and Earnings. **Human Behavior & Social Institutions**, n. 2, 1974.

MYERSON, R. B. Mechanism Design. In: DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. **The New Palgrave Dictionary of Economics**. Palgrave Macmillan, [S.l.], 2008.

OSBORNE, M. J.; RUBINSTEIN, A. **A Course in Game Theory**. The MIT Press, Cambridge (EEUU), 1994.

PATRINOS, H. A. Estimating the return to schooling using the Mincer equation. **IZA World of Labor**, 2016.

PÔRTO JÚNIOR, S. D. S.; ALCALDE, F. K. A.; BAGOLIN, I. P. Equality of Opportunity in Brazil and India: An Empirical Exercise for the period 1993-2013. In: ANAND, P.; FENNELL, S.; COMIM, F. **Handbook of BRICS and Emerging Economies**. Oxford University Press, [S.l.], 2021.

REARDON, S. Measures of ordinal segregation. In: REARDON, S. **Occupational and residential segregation**. Emerald Group Publishing Limited, [S.l.], 2009.

REZENDE, L. M.; JANUZZI, P. M. Monitoramento do Plano de Desenvolvimento da Educação: proposta de aprimoramento do IDEB e de painel de indicadores. **Revista do Serviço Público**, v. 59, n. 2, p. 121-150, 2008.

ROEMER, J. **Equality of Opportunity**. Harvard University Press, Cambridge, 1998.

ROEMER, J. Economic Development as Opportunity Equalization (WP No. 1583). **Cowles Foundation for Research in Economics**, 2006.

ROEMER, J. E.; TRANNOY, A. Equality of opportunity: Theory and measurement. **Journal of Economic Literature**, v. 54, n. 4, p. 1288-1332, 2016.

SASSAKI, A. H. E. A. Por Que o Brasil Vai Mal no PISA? uma análise dos determinantes do desempenho no exame. **Insper. PolicyPaper**, n. 31, 2018.

SCORZAFAVE, L. G.; FARIA, E. M.; ALVES, B. O que diferencia escolas com bom desempenho nos anos finais do ensino fundamental? **Estudos em Avaliação Educacional**, p. 1-23, 2021.

SILBER, J.; YALONETZKY, G. Measuring inequality in life chances with ordinal variables. In: RODRÍGUEZ, J. G. **Inequality of opportunity: Theory and measurement**. Emerald Group Publishing Limited, v. 19, [S.l.], 2011. p. 77-98.

SOUZA, W. P. S. D. F.; DE OLIVEIRA, V. R.; ANNEGUES, A. C. Desigualdade de oportunidades na educação fundamental brasileira: novas evidências a partir de um índice para o SAEB. **Ensaio FEE**, v. 38, n. 2, p. 329-356, 2017.

UNESCO. **Educação para todos no Brasil: 2000-2015**. [S.l.], 2014.

YALONETZKY, G. A dissimilarity index of multidimensional inequality of opportunity. **The Journal of Economic Inequality**, v. 10, n. 3, p. 343-373, 2012.



## APÊNDICE – CÓDIGOS-FONTE E TABELAS

Código-fonte em *Python* para o cálculo do Índice de Pearson-Cramer:

```
def IPC(A):
    dim = A.shape
    ntipos = dim[0]
    nvantagens = dim[1]
    H = np.zeros((ntipos,nvantagens))
    for i in range(ntipos):
        for j in range(nvantagens):
            H[i,j] = sum(A[i,:])*(((A[i,j]/sum(A[i,:]))-
((sum(A[:,j])/sum(sum(A))))**2)/((sum(A[:,j])/sum(sum(A))))
    return math.sqrt(sum(sum(H))/(sum(sum(A))*min(ntipos-1,nvantagens-1)))
```

Código-fonte em *Python* para o cálculo do Índice K:

```
def IK(A):
    dim = A.shape
    ntipos = dim[0]
    nvantagens = dim[1]
    H=np.zeros((ntipos,nvantagens))
    K=np.zeros((ntipos,nvantagens))
    wg=np.zeros(ntipos)
    avg_sum_diff=np.zeros(ntipos)
    Fgs=np.zeros((ntipos,nvantagens))
    Fs=np.zeros(nvantagens)
    for i in range(ntipos):
        for j in range(nvantagens):
            wg[i] = sum(A[i,:])/sum(sum(A))
            Fgs[i,j] = sum(A[i,range(j+1)])/sum(A[i,:])
            Fs[j] = sum(sum(A[:,range(j+1)])/sum(sum(A))))
            K[i,j] = abs(Fgs[i,j]-Fs[j])
            H[i,j] = sum(A[i,:])*(((A[i,j]/sum(A[i,:]))-
((sum(A[:,j])/sum(sum(A))))**2)/((sum(A[:,j])/sum(sum(A))))
            avg_sum_diff[i] = wg[i]*sum(K[i,range(nvantagens-1+1)])
    return (2/(nvantagens-1))*sum(avg_sum_diff)
```

## Valores estimados para o Índice de Pearson-Cramer para circunstância gênero:

Coorte Etária	> 62	15 a 21	22 a 31	32 a 41	42 a 51	52 a 61
<b>1995</b>						
BR	0,1146	0,1064	0,0835	0,0842	0,0919	0,0992
CO	0,1483	0,1292	0,0727	0,0378	0,0640	0,1019
N	0,0678	0,1128	0,0734	0,0570	0,0314	0,1059
NE	0,0663	0,1102	0,1138	0,0543	0,0344	0,0576
S	0,1137	0,1040	0,0632	0,0359	0,0552	0,1022
SE	0,1488	0,0995	0,0596	0,0194	0,0722	0,1030
<b>1999</b>						
BR	0,1089	0,1156	0,0821	0,0820	0,0936	0,1068
CO	0,1181	0,1237	0,0926	0,0418	0,0439	0,0984
N	0,1252	0,0719	0,0670	0,0590	0,0541	0,0868
NE	0,0695	0,1146	0,1082	0,0754	0,0482	0,0458
S	0,0834	0,1101	0,0693	0,0296	0,0566	0,0638
SE	0,1319	0,1167	0,0827	0,0458	0,0598	0,0887
<b>2003</b>						
BR	0,1105	0,1220	0,0898	0,0836	0,0900	0,1075
CO	0,0888	0,1081	0,0956	0,0683	0,0232	0,0561
N	0,0298	0,0697	0,0803	0,0722	0,0509	0,0319
NE	0,0384	0,1348	0,0976	0,0803	0,0490	0,0558
S	0,0976	0,0883	0,0699	0,0713	0,0377	0,0498
SE	0,1194	0,1039	0,0762	0,0415	0,0262	0,0784
<b>2007</b>						
BR	0,1114	0,1025	0,0841	0,0806	0,0721	0,0904
CO	0,1023	0,1198	0,1048	0,0842	0,0453	0,0299
N	0,0502	0,0823	0,0723	0,1137	0,0726	0,0702
NE	0,0508	0,1433	0,1003	0,0987	0,0576	0,0330
S	0,0748	0,1381	0,0908	0,0464	0,0443	0,0555
SE	0,1113	0,1155	0,0760	0,0507	0,0213	0,0537
<b>2011</b>						
BR	0,1067	0,0909	0,0840	0,0810	0,0784	0,0898
CO	0,0324	0,1403	0,1176	0,0897	0,0580	0,0506
N	0,0340	0,1201	0,0957	0,0870	0,0756	0,0661
NE	0,0513	0,1419	0,1142	0,1105	0,0673	0,0422
S	0,0671	0,1186	0,0856	0,0557	0,0381	0,0513
SE	0,0764	0,1236	0,0992	0,0575	0,0472	0,0395
<b>2015</b>						
BR	0,0940	0,0810	0,0887	0,0800	0,0722	0,0807
CO	0,0333	0,1435	0,1474	0,1121	0,0466	0,0227
N	0,0362	0,0924	0,0865	0,0914	0,1231	0,0736
NE	0,0138	0,1392	0,1215	0,1056	0,0952	0,0582
S	0,0626	0,1061	0,1220	0,0799	0,0547	0,0518
SE	0,0694	0,0954	0,1163	0,0753	0,0560	0,0291

## Valores estimados para o Índice IK para a circunstância gênero:

Coorte Etária	> 62	15 a 21	22 a 31	32 a 41	42 a 51	52 a 61
<b>1995</b>						
BR	0,0757	0,0612	0,0540	0,0408	0,0452	0,0647
CO	0,0593	0,0455	0,0340	0,0132	0,0158	0,0430
N	0,0234	0,0392	0,0303	0,0246	0,0137	0,0285
NE	0,0146	0,0366	0,0581	0,0274	0,0102	0,0172
S	0,0467	0,0387	0,0240	0,0072	0,0211	0,0468
SE	0,0601	0,0362	0,0233	0,0038	0,0236	0,0506
<b>1999</b>						
BR	0,0730	0,0739	0,0605	0,0479	0,0412	0,0652
CO	0,0380	0,0459	0,0465	0,0234	0,0103	0,0529
N	0,0385	0,0244	0,0323	0,0254	0,0120	0,0150
NE	0,0259	0,0423	0,0549	0,0411	0,0180	0,0246
S	0,0346	0,0412	0,0286	0,0089	0,0132	0,0333
SE	0,0594	0,0445	0,0416	0,0169	0,0172	0,0362
<b>2003</b>						
BR	0,0760	0,0835	0,0738	0,0628	0,0524	0,0670
CO	0,0337	0,0401	0,0486	0,0391	0,0061	0,0215
N	0,0087	0,0268	0,0400	0,0373	0,0235	0,0105
NE	0,0111	0,0517	0,0528	0,0440	0,0262	0,0295
S	0,0452	0,0340	0,0318	0,0258	0,0087	0,0236
SE	0,0510	0,0401	0,0380	0,0213	0,0064	0,0332
<b>2007</b>						
BR	0,0781	0,0632	0,0667	0,0644	0,0528	0,0611
CO	0,0394	0,0462	0,0516	0,0489	0,0243	0,0123
N	0,0080	0,0327	0,0357	0,0631	0,0392	0,0202
NE	0,0165	0,0561	0,0512	0,0564	0,0275	0,0111
S	0,0365	0,0505	0,0418	0,0156	0,0112	0,0202
SE	0,0560	0,0439	0,0358	0,0249	0,0093	0,0260
<b>2011</b>						
BR	0,0741	0,0542	0,0642	0,0644	0,0590	0,0505
CO	0,0122	0,0550	0,0590	0,0528	0,0272	0,0122
N	0,0136	0,0499	0,0469	0,0504	0,0463	0,0333
NE	0,0218	0,0576	0,0599	0,0667	0,0379	0,0191
S	0,0368	0,0461	0,0351	0,0287	0,0127	0,0124
SE	0,0421	0,0479	0,0470	0,0297	0,0203	0,0098
<b>2015</b>						
BR	0,0682	0,0463	0,0622	0,0672	0,0639	0,0581
CO	0,0094	0,0541	0,0689	0,0615	0,0271	0,0096
N	0,0144	0,0319	0,0412	0,0477	0,0721	0,0323
NE	0,0043	0,0547	0,0600	0,0592	0,0550	0,0307
S	0,0306	0,0379	0,0537	0,0313	0,0258	0,0146
SE	0,0345	0,0342	0,0491	0,0387	0,0310	0,0085

## Valores estimados para o Índice de Pearson-Cramer para circunstância etnia:

Coorte Etária	> 62	15 a 21	22 a 31	32 a 41	42 a 51	52 a 61
<b>1995</b>						
BR	0,1543	0,1372	0,1238	0,1427	0,1498	0,1449
CO	0,2474	0,1997	0,2022	0,2096	0,2631	0,2001
N	0,2117	0,1492	0,1376	0,2249	0,1780	0,2236
NE	0,2531	0,1991	0,1903	0,2403	0,2723	0,2502
S	0,2174	0,1965	0,1891	0,2061	0,2174	0,1952
SE	0,2509	0,2346	0,2325	0,2620	0,2468	0,2463
<b>1999</b>						
BR	0,1516	0,1414	0,1296	0,1372	0,1473	0,1582
CO	0,2084	0,2003	0,2233	0,2356	0,2203	0,2490
N	0,2187	0,1315	0,1746	0,1842	0,2015	0,2552
NE	0,2459	0,1984	0,2225	0,2269	0,2403	0,2508
S	0,1846	0,1954	0,1900	0,1959	0,2049	0,2528
SE	0,2652	0,2212	0,2453	0,2530	0,2542	0,2534
<b>2003</b>						
BR	0,1449	0,1365	0,1309	0,1281	0,1468	0,1495
CO	0,2323	0,2136	0,2374	0,2399	0,2686	0,2141
N	0,1371	0,1159	0,1333	0,1453	0,1748	0,1392
NE	0,2169	0,1430	0,1625	0,1767	0,2367	0,2200
S	0,1956	0,1760	0,1838	0,1837	0,1799	0,2155
SE	0,2200	0,1903	0,2614	0,2434	0,2614	0,2428
<b>2007</b>						
BR	0,1507	0,1110	0,1278	0,1230	0,1249	0,1439
CO	0,2456	0,1411	0,2366	0,2353	0,2290	0,2435
N	0,1982	0,1275	0,1400	0,1336	0,1512	0,1846
NE	0,2350	0,1241	0,1714	0,1794	0,1915	0,2303
S	0,1830	0,1829	0,2221	0,1805	0,1723	0,2057
SE	0,2228	0,1842	0,2574	0,2378	0,2481	0,2487
<b>2011</b>						
BR	0,1420	0,0946	0,1181	0,1195	0,1148	0,1343
CO	0,1861	0,0923	0,2086	0,2040	0,1711	0,2022
N	0,1330	0,1040	0,1491	0,1300	0,1491	0,1228
NE	0,1849	0,1292	0,1504	0,1549	0,1595	0,1883
S	0,1974	0,1729	0,1864	0,2066	0,1550	0,1804
SE	0,2296	0,1721	0,2451	0,2331	0,2121	0,2494
<b>2015</b>						
BR	0,1359	0,0764	0,1223	0,1206	0,1092	0,1296
CO	0,2078	0,0919	0,2227	0,1970	0,1846	0,1991
N	0,1539	0,0731	0,1431	0,1316	0,1308	0,1437
NE	0,1878	0,0857	0,1329	0,1191	0,1468	0,1599
S	0,1968	0,1421	0,2188	0,2311	0,1733	0,2043
SE	0,2330	0,1250	0,2665	0,2579	0,2246	0,2627

## Valores estimados para o Índice IK para a circunstância gênero:

Coorte Etária	> 62	15 a 21	22 a 31	32 a 41	42 a 51	52 a 61
<b>1995</b>						
BR	0,1249	0,0930	0,1147	0,1361	0,1441	0,1292
CO	0,1204	0,0686	0,1029	0,1154	0,1544	0,1034
N	0,0799	0,0438	0,0610	0,1134	0,0936	0,1015
NE	0,1135	0,0610	0,0872	0,1220	0,1532	0,1275
S	0,0549	0,0550	0,0704	0,0784	0,0747	0,0615
SE	0,1061	0,0830	0,1160	0,1405	0,1329	0,1200
<b>1999</b>						
BR	0,1292	0,0983	0,1244	0,1338	0,1385	0,1494
CO	0,1025	0,0731	0,1136	0,1344	0,1265	0,1526
N	0,0952	0,0425	0,0791	0,0962	0,1094	0,1282
NE	0,1187	0,0663	0,0994	0,1165	0,1325	0,1383
S	0,0551	0,0559	0,0727	0,0723	0,0798	0,0801
SE	0,1210	0,0827	0,1241	0,1367	0,1395	0,1323
<b>2003</b>						
BR	0,1282	0,0931	0,1220	0,1276	0,1466	0,1436
CO	0,1230	0,0810	0,1196	0,1336	0,1644	0,1255
N	0,0587	0,0393	0,0580	0,0711	0,0860	0,0692
NE	0,1088	0,0508	0,0742	0,0867	0,1311	0,1235
S	0,0643	0,0517	0,0721	0,0737	0,0728	0,0829
SE	0,1083	0,0725	0,1311	0,1314	0,1465	0,1340
<b>2007</b>						
BR	0,1366	0,0746	0,1122	0,1200	0,1300	0,1458
CO	0,1371	0,0529	0,1136	0,1310	0,1388	0,1526
N	0,0909	0,0427	0,0598	0,0610	0,0790	0,0953
NE	0,1294	0,0451	0,0705	0,0861	0,0992	0,1268
S	0,0667	0,0575	0,0912	0,0805	0,0769	0,0885
SE	0,1172	0,0695	0,1211	0,1259	0,1413	0,1463
<b>2011</b>						
BR	0,1313	0,0646	0,0984	0,1140	0,1184	0,1327
CO	0,1089	0,0352	0,0981	0,1102	0,1055	0,1283
N	0,0675	0,0341	0,0608	0,0583	0,0778	0,0651
NE	0,1063	0,0484	0,0562	0,0780	0,0867	0,1084
S	0,0743	0,0532	0,0686	0,0969	0,0733	0,0818
SE	0,1305	0,0639	0,1073	0,1258	0,1248	0,1471
<b>2015</b>						
BR	0,1369	0,0466	0,0918	0,1068	0,1115	0,1332
CO	0,1244	0,0296	0,0966	0,0980	0,1065	0,1205
N	0,0757	0,0235	0,0505	0,0483	0,0570	0,0743
NE	0,1047	0,0290	0,0458	0,0483	0,0677	0,0803
S	0,0833	0,0451	0,0813	0,1029	0,0830	0,0954
SE	0,1378	0,0451	0,1064	0,1252	0,1256	0,1546

Código-fonte em *Python* para determinação dos parâmetros das notas do SAEB, por escola:

```

for x in df["ID_ESCOLA"].unique():
    df_escola = df[df['ID_ESCOLA']==x]
    df_melhores_lp = df_escola.nlargest(math.floor(len(df_escola[df_escola["PROFIC
IENCIA_LP_SAEB"].notnull()])*df_escola["ESC_AP_9"].min()*0.01), 'PROFICIENCIA_LP_SA
EB', keep='all')
    df_melhores_mt = df_escola.nlargest(math.floor(len(df_escola[df_escola["PROFIC
IENCIA_MT_SAEB"].notnull()])*df_escola["ESC_AP_9"].min()*0.01), 'PROFICIENCIA_MT_SA
EB', keep='all')
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "min_LP"] = df_melhores_lp["PROFICIENCIA_LP_SAEB"].m
in()
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "median_LP"] = df_melhores_lp["PROFICIENCIA_LP_SAEB"
].median()
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "mean_LP"] = df_melhores_lp["PROFICIENCIA_LP_SAEB"].
mean()
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "max_LP"] = df_melhores_lp["PROFICIENCIA_LP_SAEB"].m
ax()
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "calc_LP"] = df_escola["PROFICIENCIA_LP_SAEB"].mean(
)
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "min_MT"] = df_melhores_mt["PROFICIENCIA_MT_SAEB"].m
in()
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "median_MT"] = df_melhores_mt["PROFICIENCIA_MT_SAEB"
].median()
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "mean_MT"] = df_melhores_mt["PROFICIENCIA_MT_SAEB"].
mean()
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "max_MT"] = df_melhores_mt["PROFICIENCIA_MT_SAEB"].m
ax()
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x, "calc_MT"] = df_escola["PROFICIENCIA_MT_SAEB"].mean(
)

```

Código-fonte em *Python* para determinação de alunos aprovados em cada cenário de aprovação alternativo:

```

coortes_limites_saeb = [0,200,225,250,275,300,325,350,375,400,9999]
coortes_rotulos_saeb = [0,1,2,3,4,5,6,7,8,9]

coortes_limites_md = [0,4,7,10]
coortes_rotulos_md = ["Insuficiente", "Básico", "Adequado"]

df["NIVEL_PROFICIENCIA_LP"] = pd.cut(df["PROFICIENCIA_LP_SAEB"],coortes_limites_saeb,labels=coortes_rotulos_saeb,right=False)
df["NIVEL_PROFICIENCIA_MT"] = pd.cut(df["PROFICIENCIA_MT_SAEB"],coortes_limites_saeb,labels=coortes_rotulos_saeb,right=False)
df["INTERP_MD_LP"] = pd.cut(df["NIVEL_PROFICIENCIA_LP"],coortes_limites_md,labels=coortes_rotulos_md,right=False)
df["INTERP_MD_MT"] = pd.cut(df["NIVEL_PROFICIENCIA_MT"],coortes_limites_md,labels=coortes_rotulos_md,right=False)

for x in df["ID_ESCOLA"].unique():
    df_escola = df[df['ID_ESCOLA']==x]
    n_basico_lp = len(df_escola[df_escola["INTERP_MD_LP"]=="Básico"])
    n_adequado_lp = len(df_escola[df_escola["INTERP_MD_LP"]=="Adequado"])
    n_basico_mt = len(df_escola[df_escola["INTERP_MD_MT"]=="Básico"])
    n_adequado_mt = len(df_escola[df_escola["INTERP_MD_MT"]=="Adequado"])
    n_basico_ambas = len(df_escola[(df_escola["INTERP_MD_LP"]=="Básico") & (df_escola["INTERP_MD_MT"]=="Básico")])
    n_adequado_ambas = len(df_escola[(df_escola["INTERP_MD_LP"]=="Adequado") & (df_escola["INTERP_MD_MT"]=="Adequado")])
    n_basico_uma_ou_mais = len(df_escola[(df_escola["INTERP_MD_LP"]=="Básico") | (df_escola["INTERP_MD_MT"]=="Básico") | (df_escola["INTERP_MD_LP"]=="Adequado") | (df_escola["INTERP_MD_MT"]=="Adequado")])
    n_adequado_uma_ou_mais = len(df_escola[(df_escola["INTERP_MD_LP"]=="Adequado") | (df_escola["INTERP_MD_MT"]=="Adequado")])
    n_total = len(df_escola)
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x,"TAXA_BASICO_LP"] = (n_basico_lp+n_adequado_lp)/n_total
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x,"TAXA_ADEQUADO_LP"] = (n_adequado_lp)/n_total
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x,"TAXA_BASICO_MT"] = (n_basico_mt+n_adequado_mt)/n_total
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x,"TAXA_ADEQUADO_MT"] = (n_adequado_mt)/n_total
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x,"TAXA_BASICO_AMBAS"] = (n_basico_ambas+n_adequado_ambas)/n_total
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x,"TAXA_ADEQUADO_AMBAS"] = (n_adequado_ambas)/n_total
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x,"TAXA_BASICO_UMA_OU_MAIS"] = (n_basico_uma_ou_mais)/n_total
    df.loc[df['ID_ESCOLA']==x,"TAXA_ADEQUADO_UMA_OU_MAIS"] = (n_adequado_uma_ou_mais)/n_total

```