

ÁREA DE SUBMISSÃO: MÉTODOS QUANTITATIVOS

DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE NA EDUCAÇÃO FUNDAMENTAL  
BRASILEIRA: UM ÍNDICE A PARTIR DO SAEB 2011

**Victor Rodrigues de Oliveira**

*Doutorando em Economia Aplicada do Programa de Pós-Graduação em Economia  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul*

Rua Anita Garibaldi, 420 casa 03  
CEP 94085-190 – Morada do Vale I – Gravataí/RS – Brasil  
Tel: +55 51 93065960  
E-mail: victor5491@gmail.com

**Ana Cláudia Annegues da Silva**

*Doutoranda em Economia Aplicada do Programa de Pós-Graduação em Economia  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul*

E-mail: annegues.ana@gmail.com

**Wallace Patrick Santos de Farias Souza**

*Doutorando em Economia Aplicada do Programa de Pós-Graduação em Economia  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul*

E-mail: wpsfarias@gmail.com

## ÁREA DE SUBMISSÃO: MÉTODOS QUANTITATIVOS

### DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE NA EDUCAÇÃO FUNDAMENTAL BRASILEIRA: UM ÍNDICE A PARTIR DO SAEB 2011

**Resumo:** O objetivo deste estudo foi mensurar a desigualdade de oportunidade na educação fundamental brasileira a partir dos microdados do SAEB 2005 e 2011 para os estados brasileiros. A partir destes anos construíram-se índices de desigualdade de oportunidade por meio de regressões paramétricas e não paramétricas. De acordo com o ano e o estado a desigualdade de oportunidade pode explicar entre 8% e 41% da desigualdade total verificada na educação dos alunos da 4ª série do ensino fundamental. Muito dos estados que apresentaram uma maior importância relativa do fator “circunstância” apresentaram maiores índices de desigualdade de importância. Aqueles em que o “esforço” assume um papel considerável na explicação da desigualdade total de educação apresentaram maiores taxas de pobreza e piores condições sociais. Desse modo, há espaço para que as estratégias possam incluir ou nivelar o campo de jogo, ou seja, a tentativa de melhorar as condições de aprendizagem iniciais daquelas crianças pertencentes aos estados de pior situação, ou compensar, tanto quanto possível as diferenças injustas em termos de realização, ou uma combinação de ambos os tipos.

Palavras-chave: Desigualdade de oportunidade; circunstâncias; educação.

**Abstract:** The aim of this study was to measure inequality of opportunity in Brazilian elementary education from microdata SAEB 2005/2011 for the states. From these years built up levels of inequality of opportunity through parametric and nonparametric regressions. According to the year and the state inequality of opportunity can explain between 8% and 41% of total inequality observed in the education of students in the 4th grade of elementary school. Much of the states that had a higher relative importance of the factor "circumstance" had higher rates of unequal importance. Those in the "effort" plays a considerable role in explaining total inequality of education had higher rates of poverty and worse social conditions. Thus, there is room for that strategies may include or level the playing field, ie, the attempt to improve the initial learning of those children belonging to states worse, or compensate as much as possible the unfair differences in embodiments, or a combination of both.

Key-words: Inequality of opportunity; circumstance; education.

Classificação JEL: C14, I24.

## 1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas o Brasil experimentou uma redução no seu nível de desigualdade, resultado de transformações macroeconômicas ocorridas a partir da década de 1990 e do aumento substancial dos programas de transferência de renda, melhorando o nível de renda e de pobreza. No entanto, o Brasil ainda continua como um dos países com a maior desigualdade do mundo (FIGUEIREDO *et al.*, 2011), e o diferencial educacional é um fator importante na explicação do nível de desigualdade existente (BARROS *et al.*, 2010).

Compreender as fontes da desigualdade é importante para a elaboração de políticas, especialmente o papel da desigualdade de oportunidades. Langoni (1974) estima que cerca de um terço dos diferenciais de renda dos indivíduos pode ser explicado pelas diferenças em educação, sendo um dos precursores a obter resultados sobre a alta contribuição educacional.

No entanto, as medidas usuais de desigualdade e bem-estar, como o coeficiente de Gini e de Theil, não conseguem captar questões mais complexas que podem explicar o sentimento de injustiça nas sociedades. Nesse sentido, a literatura tem questionado a perfeita igualdade como parâmetro de avaliação para definir se uma sociedade é de fato justa, desde o trabalho de Roemer (1998), que considera as preferências individuais nas decisões dos indivíduos, até o conceito de desigualdade de oportunidades abordado em Bourguignon *et al.* (2007), entre outros.

Usando esse enfoque, busca-se nesse trabalho compreender a desigualdade educacional por meio da quantificação do grau de desigualdade de oportunidades no acesso à educação nos estados brasileiros. Para tanto é seguida a literatura empírica sobre a desigualdade de oportunidades, inspirado pela contribuição seminal de Roemer (1998)<sup>1</sup>, que decompõe a desigualdade de resultados econômicos, geralmente medidos em termos de renda ou educação, entre os componentes de esforço, representados por variáveis consideradas de responsabilidade dos indivíduos, e variáveis de circunstâncias de não responsabilidade dos indivíduos. (BOURGUIGNON, 2007; LEFRANC; PISTOLESI; TRANNOY, 2009; CHECCHI; PERAGINE, 2010; FERREIRA; GIGNOUX, 2011). Nessa linha de raciocínio, vários pesquisadores argumentam que apenas a desigualdade devido a variáveis de não responsabilidade (também denominada de desigualdade injusta) é socialmente indesejável. Reforçando essa ideia, Ferreira e Gignoux (2011), afirmam que existe uma desigualdade boa que motiva e inspira as pessoas a trabalhar duro e assumir riscos, e por outro lado existe uma desigualdade ruim ou injusta, que reflete a desigualdade de oportunidades, a qual está fora do controle dos indivíduos.

Contudo, embora o conceito de desigualdade de oportunidades seja relativamente simples, a definição do conjunto de variáveis, em especial as de esforço<sup>2</sup>, nem sempre é trivial. Isso porque o esforço nem sempre é observável, e muitos parâmetros de mensuração são definidos de maneira *ad hoc*. As variáveis comumente usadas como indicadores de esforço pela literatura são os anos de estudo, decisão de migrar, status no mercado de trabalho, entre outras, enquanto que as variáveis de circunstância incluem geralmente o *background* familiar do indivíduo, seu gênero, raça e local de nascimento. No entanto, para os objetivos do presente trabalho, a definição de esforço não representa um problema, dado que

---

<sup>1</sup> Outros trabalhos também merecem destaque entre as discussões e desenvolvimentos recentes acerca do conceito de igualdade de oportunidades. Entre eles Roemer (1996, 2002), Fleurbaey (2008), Lefranc *et al.* (2009) e Rodriguez (2008).

<sup>2</sup> Fleurbaey (1998) considera o esforço como não observável e usa uma abordagem não paramétrica para a sua identificação baseada na Roemer's, Identification Assumption (RIA), enquanto Bourguignon *et al.* (2007) considera o esforço como observável e desenvolve um modelo paramétrico, no qual, endogenamente, o esforço depende das circunstâncias.

o foco aqui será a desigualdade de oportunidades educacional, ou seja, a desigualdade injusta no acesso a escola devido as diferentes circunstâncias que os indivíduos enfrentam.

Dito isso, este estudo procura mensurar a desigualdade de oportunidade educacional para os estados brasileiros através de um índice, usando os microdados do SAEB de 2011, onde se encontram sumarizadas todas as informações referentes às circunstâncias dos alunos (escolas, professores, pais, alunos) bem como as notas destes na avaliação de proficiência em português e matemática, usada como *proxy* para a habilidade dos estudantes. A abordagem segue a construção do índice proposto em Salehi-Isfahani *et al.* (2011). Os autores investigam empiricamente a desigualdade de oportunidades de educação no Oriente Médio e no Norte da África (MENA)<sup>3</sup>, encontrando que a desigualdade de oportunidades explica uma parte significativa das diferenças em realizações educacionais na maioria dos países, com exceção de alguns como a Argélia<sup>4</sup>. Nessa mesma linha, Belhaj-Hassine (2010) apresenta uma análise da desigualdade de oportunidade para o Egito.

Em uma sociedade com baixa mobilidade e que a desigualdade decorrente da circunstância é alta, mesmo um baixo nível de desigualdade de renda pode ser injusto. Ou seja, as pessoas vão suportar a desigualdade mais fácil se houver mobilidade e igualdade de oportunidades, pois assim elas têm uma probabilidade maior de ascender socialmente. A partir do nível da desigualdade de oportunidades de educação entre os estados brasileiros é possível tirar lições sobre a influência do sistema educacional e/ou políticas sociais adotadas no Brasil, e se estas foram adotadas no sentido de buscar a igualdade de oportunidades.

O artigo contém mais três seções, além desta introdução. A seção 2 traz a estratégia empírica adotada, assim como a análise descritiva da base de dados considerada. Em seguida, na terceira seção, são apresentados e discutidos os resultados do estudo, e por fim, na quarta seção são apresentadas as considerações finais.

## 2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

### 2.1 Metodologia

Esta seção mostra os procedimentos necessários para o cálculo dos índices de desigualdade de oportunidades paramétrico e não paramétrico na educação utilizados por Salehi-Isfahani *et al* (2011). Conforme argumentado anteriormente, o resultado econômico individual pode ser determinado em termos dos componentes de circunstância e esforço. Segundo Roemer (1998), a equalização das oportunidades ocorre quando os resultados econômicos são distribuídos independentemente dos fatores de circunstância que estão fora do controle dos indivíduos. Em termos formais, isso equivale a:

$$f(y|C) = f(y) \quad (1)$$

em que  $y$  representa o resultado de interesse (no caso do presente artigo as proficiências dos alunos) e  $C$  as circunstâncias.

Em termos metodológicos, a escolha de  $C$  é limitada pelo conjunto de dados disponíveis ou pelos métodos de estimação. Os métodos não paramétricos muitas vezes limitam o número de elementos do conjunto  $C$  a um conjunto ainda menor porque no particionamento de dados por indivíduos com mesma circunstância ou mesmo esforço o

---

<sup>3</sup> Middle East and North Africa

<sup>4</sup> Os autores usam as notas dos alunos em testes de matemática e ciências para estimar os efeitos das circunstâncias em que as crianças nascem para uma série de países desde 1999.

número de células se torna demasiado grande e o número de observações em cada célula aquém do necessário para permitir uma estimativa precisa.

O objetivo de grande parte das abordagens empíricas sobre desigualdade de oportunidades consiste em decompor a desigualdade total de resultados entre a parcela correspondente às circunstâncias e os outros fatores, entre os quais o esforço. As abordagens se classificam em paramétricas e não paramétricas. Os métodos não paramétricos de decomposição dividem os indivíduos em grupos homogêneos com base tanto nos fatores de circunstância quanto no esforço (FERREIRA; GIGNOUX, 2011). O agrupamento com base nas circunstâncias, geralmente chamado de *ex ante*, divide a população em tipos que compartilham das mesmas circunstâncias e então compara o nível de desigualdade de resultado entre e dentro dos grupos. A distribuição dos resultados dentro de cada grupo corresponde ao conjunto de oportunidades disponível a indivíduos dentro desse tipo. As diferenças dos conjuntos de oportunidades serão, portanto, os indicadores de desigualdade de oportunidades.

O grupo baseado no esforço, conhecido como abordagem *ex post*, coleta indivíduos com diferentes circunstâncias, mas com o mesmo nível de esforço, medindo a desigualdade entre eles, de modo que as diferenças de resultado encontradas podem ser atribuídas às circunstâncias. Este método começa com a abordagem dos tipos e o esforço é definido pela posição do indivíduo na distribuição de resultados em cada tipo. O método do esforço, desenvolvido por Checchi e Peragine (2005, 2010) possui o mesmo espírito da formulação original de Roemer, à medida que o ponto de partida consiste em identificar os indivíduos pelo seu esforço antes de olhar como os seus resultados diferem baseados nas circunstâncias. Na análise não paramétrica, quando a abordagem *ex post* é usada, a desigualdade é decomposta em dentro e entre os tipos. O componente “entre” representa a desigualdade de oportunidades e “dentro” a desigualdade devido ao esforço. Já na abordagem *ex post*, a desigualdade dentro é medida para indivíduos com o mesmo nível de esforço, e assim interpretada como sendo a desigualdade de oportunidades.

O método *ex ante* é implementado através de uma distribuição sintética, que é obtida a partir da distribuição original dos resultados dando aos indivíduos de mesmo tipo (mesmos fatores de circunstâncias) o mesmo valor do resultado do seu tipo. A distribuição sintética  $\{\mu_i^k\}$  é definida sobre uma partição constituída de  $K$  tipos onde os elementos do tipo  $k$ ,  $y_i$  são substituídos pela média dos seus grupos,  $\mu^k$ . O nível de desigualdade da distribuição sintética,  $I(\{\mu_i^k\})$ , é então, comparada com a desigualdade da distribuição original,  $I(y)$ , pelo índice:

$$\theta_d = \frac{I(\{\mu_i^k\})}{I(y)} \quad (2)$$

em que  $I(\cdot)$  é um índice de desigualdade apropriado e o subscrito  $d$  denota o método direto (isto é, estimando diretamente o papel das circunstâncias mantendo o nível de esforço constante).  $\theta_d$  é uma estimativa intuitiva da desigualdade de oportunidades como uma medida da diferença entre a distribuição original e a distribuição sintética que elimina todas as variações resultantes do esforço.

Alternativamente, é possível realizar a simulação obtendo primeiro uma distribuição padronizada, que usa a mesma partição da população em  $k$  grupos, entretanto a desigualdade dentro dos grupos é mantida tal qual ela é e as diferenças entre os grupos são removidas. Isso é feito reescalando a serie original pela relação entre as médias:

$$\tilde{y} = y^k \frac{\mu}{\mu^k} \quad (3)$$

A distribuição padronizada elimina todas as variações entre grupos, de modo que é construído outro índice de desigualdade de oportunidade:

$$\theta_r = \frac{1 - I(\{\tilde{y}^k\})}{I(y_i)} \quad (4)$$

O subscrito  $r$  é usado porque desta vez a desigualdade de oportunidades é estimada de forma residual. O índice com uma propriedade desejável adicional de independência de trajetória, isto é,  $\theta_d = \theta_r$  significa  $GE(0)$ , que também é conhecido como o índice L de Thiel (FERREIRA; GIGNOUX 2011).

Outro método não paramétrico, presente em Checci e Peragine (2010), começa classificando os indivíduos pelo nível de esforço. O método pressupõe que indivíduos localizados em determinado ponto da distribuição dentro de cada tipo exercem o mesmo nível de esforço. Portanto, qualquer diferença encontrada entre indivíduos localizados, por exemplo, na mediana da distribuição pode ser atribuído a circunstâncias além da sua vontade. De forma análoga a apresentada acima, constroem-se distribuições sintéticas para obter medidas diretas e residuais de desigualdade. Para o cálculo da desigualdade residual, são eliminadas todas as diferenças entre os níveis de esforço, de modo que toda desigualdade resultante pode ser atribuída aos diferenciais de circunstâncias entre os indivíduos. De forma similar, cria-se outra distribuição, eliminando-se toda desigualdade dentro dos grupos de esforço, sobrando apenas à parte da desigualdade não resultante das circunstâncias. A diferença entre a desigualdade da distribuição sintética e a distribuição original dos resultados é então estimada como sendo a desigualdade de oportunidades.

A estimação paramétrica parte da especificação de uma forma linear para a relação entre o resultado econômico do indivíduo e as variáveis de circunstância:

$$y_i = C_i \beta + \varepsilon_i \quad (5)$$

em que  $C$  representa o conjunto das variáveis de circunstância. Uma forma de medir a desigualdade de oportunidade é comparando a desigualdade em  $y_i$ ,  $I(y_i)$ , com a desigualdade de uma distribuição sintética (tal qual o método não paramétrico) no qual são equalizadas todas as circunstâncias entre os indivíduos, e assim calculados os resultados econômicos previstos:

$$\tilde{y}_i = \bar{C} \hat{\beta} + \hat{\varepsilon}_i, \quad (6)$$

em que  $\bar{C}$  representa o conjunto de circunstâncias fixadas e  $\hat{\varepsilon}_i = y_i - C_i \hat{\beta}$  são os resíduos da regressão acima. Nessa abordagem toda variação em  $\tilde{y}_i$  pode ser atribuída aos fatores de esforço, uma vez que as diferenças produzidas por fatores de circunstância foram totalmente removidas. Assim, podemos construir um índice de desigualdade semelhante ao utilizado na abordagem anterior:

$$\theta_r^p = 1 - \frac{I(\tilde{y}_i)}{I(y_i)} \quad (7)$$

em que P denota a versão paramétrica de  $\theta$ . É possível, também, utilizar as circunstâncias reais de cada indivíduo e calcular o valor previsto do resultado econômico ignorando a variação dos resíduos da regressão:

$$\tilde{z}_i = C_i \hat{\beta} \quad (8)$$

E a medida direta de desigualdade na sua versão paramétrica ( $\theta_d^P$ ) pode ser escrita como:

$$\theta_d^P = \frac{I(\tilde{z}_i)}{I(y_i)} \quad (9)$$

Segundo Salehi-Isfahani *et al* (2011), a principal vantagem da abordagem paramétrica é a possibilidade de mensurar o efeito parcial das circunstâncias sobre o resultado econômico, e a principal desvantagem é que esta abordagem demanda fortes suposições acerca da relação entre a variável explicada (os resultados) e as variáveis de circunstância, o que pode acarretar, conforme apresentado em outros artigos da literatura, problemas de especificação no modelo. Já o método de estimação não paramétrico dispensa suposições acerca da forma funcional da equação de regressão, bem como da distribuição dos dados. No presente paper, estimamos a desigualdade de oportunidades no acesso à educação, tanto sob a abordagem paramétrica quanto sob a não paramétrica<sup>5</sup>.

## 2.2 Base de dados

Neste estudo serão empregados os dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) para o ano de 2011. Não foram utilizados os microdados da Prova Brasil, que é uma avaliação censitária, porque algumas variáveis utilizadas apresentaram *missing data*. Todavia, por meio da estrutura amostral que deu origem aos dados do SAEB é possível expandir a amostra ao utilizarem-se os pesos dos alunos.

Na primeira etapa do SAEB são selecionadas escolas com seu conjunto de turmas e alunos da 4ª série e da 8ª série do Ensino Fundamental e da 3ª série do Ensino Médio. Na segunda etapa foram selecionadas turmas em cada uma das séries, dentro das escolas selecionadas. Uma vez selecionada uma turma para participar da avaliação, todos os alunos da turma faziam parte automaticamente da amostra e cada aluno presente no dia da avaliação foi submetido às provas das disciplinas de língua portuguesa e matemática. O desempenho dos alunos nestas provas é avaliado com base nas Escalas de Proficiência, que permitem a interpretação das habilidades e das competências destes associadas a diversos pontos da escala. Estas escalas são construídas com base na Teoria de Resposta ao Item (TRI) e no modelo de Blocos Incompletos Balanceados (BIB).

A TRI é um conjunto de modelos matemáticos que procuram representar a probabilidade de um indivíduo dar uma determinada resposta a um item como função dos parâmetros deste e da habilidade (ou habilidades) do respondente. Essa relação é sempre expressa de tal forma que quanto maior a habilidade, maior a probabilidade de acerto no item. O BIB, por sua vez, é um esquema otimizado para o rodízio de blocos. Isto é especialmente útil nos sistemas de avaliação quando se deseja obter informações amplas sobre o ensino, quando se precisa limitar a quantidade de itens submetido a cada aluno num valor aceitável e adequado ao tempo de prova. A utilização da TRI e do BIB permite, assim, a construção de

---

<sup>5</sup> Salehi-Isfahani *et al* (2011) citam ainda outros trabalhos que procuram testar a existência de igualdade de oportunidades, como Lefranc *et al* (2006), Lefranc *et al* (2009) e Peragine e Serlenga (2008).

uma escala para cada disciplina, englobando as três séries avaliadas e ordenando o desempenho dos alunos do nível mais baixo para o mais alto. A proficiência dos alunos corresponde a escalas específicas ao assunto, 0 a 425 pontos para o ensino fundamental, permitindo avaliar as competências adquiridas pelos alunos ao longo da trajetória escolar.

Utilizar-se-ão os dados da 4ª série (5º ano) do ensino público e do ensino privado e os resultados das provas de Matemática e Português. Como o objetivo aqui é analisar somente as variáveis referentes às circunstâncias incluíram-se somente os indivíduos da 4ª série do ensino fundamental. Barros *et al.* (2009) argumenta que para uma melhor aproximação do verdadeiro índice de desigualdade de oportunidade o mais adequado seria focar nos indivíduos que não estão aptos a escolher seu esforço, de tal forma que as diferenças observadas no acesso que eles têm a bens e serviços educacionais básicos decorrem de suas características pessoais e de seu ambiente. Assim, é possível isolar a variável circunstância da de esforço. Ainda nesse sentido, Vega *et al.* (2010) e Dill e Gonçalves (2013) ressaltam que as intervenções para igualar oportunidades quando o indivíduo ainda é jovem são menos custosas e mais custo-efetivas do que intervenções em uma fase adulta.

### 3 RESULTADOS ENCONTRADOS

Para compreender-se a evolução das desigualdades de oportunidade na educação fundamental brasileira investigou-se esta temática por estado. Consideraram-se os anos de 2005 e de 2011 para verificar se houve mudanças significativas na estrutura da desigualdade de oportunidades. A Tabela 1, em anexo, apresenta algumas características dos estados brasileiros que permitirá compreender a heterogeneidade encontrada nos índices de desigualdade de oportunidade. Como se observa nessa tabela o PIB *per capita* varia de R\$ 58.490,00 no Distrito Federal e de R\$ 30.240,00 em São Paulo a R\$ 6.800,00 no Maranhão; a incidência da pobreza<sup>6</sup> também é alta em muitos estados, principalmente nos estados pertencentes à Região Nordeste: R\$ 43,26% e 42,06% da população no Maranhão e em Alagoas, respectivamente. No tocante à desigualdade de renda, mensurada pelo Índice de Gini, verifica-se que os estados nordestinos figuram nas primeiras posições do *ranking*. As taxas de analfabetismo, sejam para homens ou para mulheres, atingem magnitudes consideráveis em alguns estados. É interessante observar que algumas evidências apontadas por estas estatísticas estão inter-relacionadas, agravando, muitas vezes, as disparidades regionais que caracterizam o cenário brasileiro.

Neste sentido, o fato de o Brasil não apresentar desempenho satisfatório em testes padronizados nacionais, como a Prova Brasil e o SAEB, ou em termos internacionais, como no caso do *Programme for International Student Assessment* (PISA) tem sido amplamente debatido na literatura. A despeito do processo de universalização da educação básica e fundamental no Brasil, as deficiências do sistema educacional ainda persistem. Os resultados obtidos a partir do PISA indicaram que dos 31 países avaliados em 2000, o Brasil ocupava a última posição do *ranking* nos exames de leitura e de matemática. Em 2009, dos 65 países analisados, o Brasil se situava entre os países com a pior proficiência em matemática (55ª posição) e em leitura (51ª posição). Tais resultados indicam que a questão da qualidade do ensino no Brasil merece atenção e, portanto, compreender os determinantes do desempenho

---

<sup>6</sup> Percentual de pessoas na população total com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza. A linha de pobreza considerada é o dobro da linha de extrema pobreza, uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da FAO (Organização das Nações Unidas para a Agricultura e a Alimentação) e da OMS (Organização Mundial da Saúde). São estimados diferentes valores para 24 regiões do país. Essas linhas variam de R\$ 67,24 em Minas Gerais e no Espírito Santo a R\$ 124,96 na região metropolitana de Porto Alegre.



dos alunos é fundamental para o desenvolvimento de ações e programas que objetivem melhorar a educação.

Quando se analisa o desempenho de cada estado brasileiro a partir dos microdados do SAEB para o ano de 2011, em termos de escore médio, observa-se que houve uma piora das proficiências médias. Dos 26 estados e o Distrito Federal menos de 50% dos mesmos apresentaram um escore abaixo da média nacional em Matemática em 2005, mas esse número cresce para 66,7% em 2011. Quando se analisa esse mesmo resultado pela prova de Língua Portuguesa o retrato é pior. Em 2005 apenas quatro estados tiveram um desempenho abaixo da média; em 2011, esse número transformou-se em 18 estados. Percebe-se que há claramente dois grupos, com os estados da região Norte e Nordeste apresentando relativamente menores escores médios do que os estados pertencentes às regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. O escore médio para cada um dos estados brasileiros e do Distrito Federal aparece nas Tabelas 2 e 3, em anexo, as quais também incluem o escore médio para alguns percentis específicos (5º percentil – 5th – e o 95º percentil – 95th).

Os índices de desigualdade de oportunidades,  $\hat{I}(\phi)$ , foram obtidos para os anos de 2005 e de 2011, englobando as escolas públicas e privadas, a partir das provas de Matemática e de Língua Portuguesa. Para garantir a robustez dos resultados encontrados estimaram-se os índices de desigualdade de circunstâncias considerando-se graus distintos de aversão à desigualdade,  $(\phi)$ , no índice de entropia generalizado. Considerando a representação abaixo

$$\hat{I}(\phi) = \begin{cases} \frac{1}{\phi(\phi - 1) \sum_{i=1}^n w_i} \sum_i w_i \left[ \left( \frac{y_i}{\hat{\mu}} \right)^\phi - 1 \right] & \text{se } \phi \neq 0,1 \\ \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_i w_i \log \left( \frac{y_i}{\hat{\mu}} \right) & \text{se } \phi = 0 \\ \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_i \frac{w_i y_i}{\hat{\mu}} \log \left( \frac{y_i}{\hat{\mu}} \right) & \text{se } \phi = 1 \end{cases} \quad (10)$$

em que  $y_i$  é a variável de resposta (desempenho do aluno  $i$  decorrente somente das circunstâncias) e  $\hat{\mu} = \sum_{i=1}^n y_i$ , variou-se o valor do parâmetro de aversão. Observe que quando  $\phi = 0$  tem-se o índice  $L$  de Theil,  $\phi = 1$  tem-se o índice  $T$  de Theil e  $\phi = 2$  tem-se o coeficiente de variação.

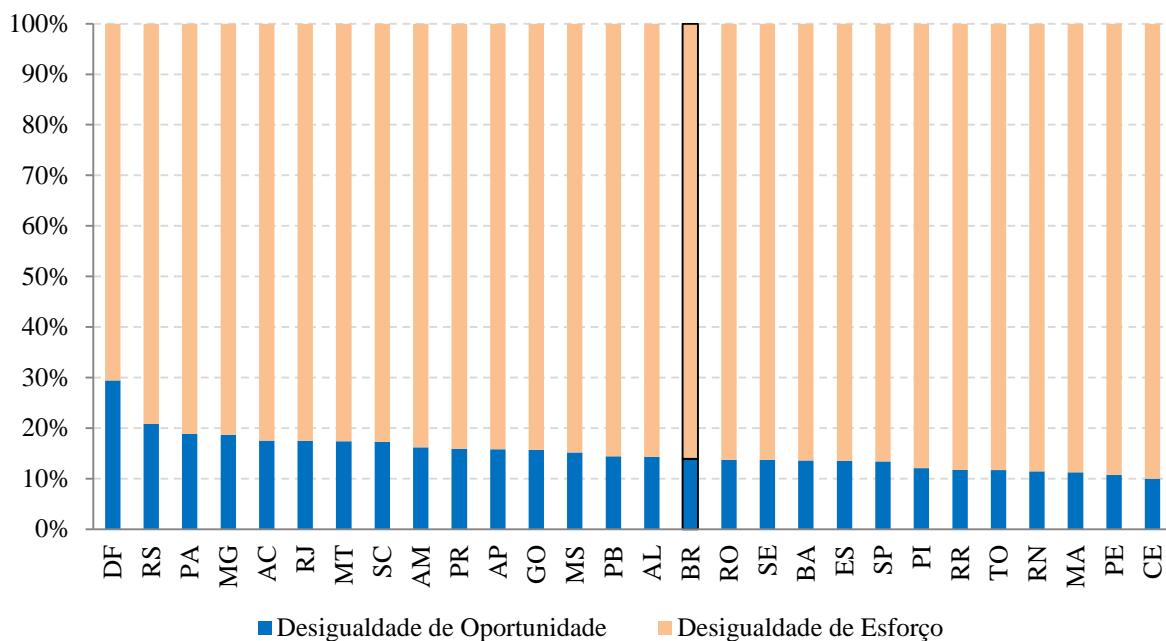
Neste estudo irá focar-se no caso em que  $\phi = 0$ . As Tabelas 6, 7 e 8, em anexo, sumarizam os resultados dos índices de desigualdade de oportunidade para os casos em que  $\phi = 0$ ,  $\phi = 1$  e  $\phi = 2$ , respectivamente. Observa-se, de forma geral, que os resultados obtidos após a estimação da regressão por meio do modelo paramétrico apontam na mesma direção, isto é, a mensuração da desigualdade injusta por meio das provas de Matemática e de Língua Portuguesa tende, em média, a indicar um aumento da desigualdade de circunstâncias. Em termos regionais, o índice variou, em 2005, entre 0,29 (Distrito Federal) e 0,1 (Ceará) quando avaliado pela prova de Matemática; em 2011, 0,23 e 0,09, respectivamente. Quando se computa a desigualdade de oportunidade após a utilização de regressões não-paramétricas para a avaliação do desempenho dos alunos percebe-se que uma maior robustez dos resultados. Nesse caso, por meio de ambas as provas, percebe-se que houve uma redução da desigualdade de oportunidade. As maiores reduções – prova de Matemática – ocorreram no Distrito Federal (45,64%), em São Paulo (25,79%) e em Roraima (25,44%); as menores, Rio Grande do Norte (14,59%), Tocantins (14,66%) e Pernambuco (17,34%). Resultados semelhantes são encontrados quando se investiga a desigualdade injusta pela prova de Língua Portuguesa. Para o Brasil essas magnitudes são de 28,43% e 21,1%, respectivamente. Há uma tendência clara dos estados nordestinos, de forma geral, estarem abaixo da média nacional, ou

seja, o grau de desigualdade de oportunidade nesses estados é relativamente menor *vis-à-vis* os demais estados. Entretanto, esse resultado está associado ao menor desempenho dos alunos nordestinos nas provas de avaliação de desempenho e a uma maior homogeneidade do mesmo. Assim, quando se combinam a magnitude do índice de desigualdade de oportunidade e a sua evolução no período analisado, conjuntamente ao desempenho médio dos alunos e sua dispersão, nota-se que há uma “armadilha” que os mantém nessa posição. Isto é, os estados das regiões Sudeste e Sul, principalmente, apresentaram uma melhora relativa no *ranking* superior aos estados pertencentes às regiões Norte e Nordeste.

Todavia, quanto a desigualdade de oportunidade representa da desigualdade total na educação fundamental brasileira? E essa proporção reduziu-se ao longo do tempo, ou seja, o “esforço” tem ganhado espaço para explicar as mudanças observadas nos índices de desigualdade total? Para tanto, observe os Gráficos 1 a 8. Neles apresenta-se a contribuição percentual da desigualdade de oportunidade e da desigualdade de esforço na desigualdade total. Para os dois anos, em ambas as provas de avaliação e por meio das técnicas paramétrica e não paramétrica, nota-se claramente que o componente “esforço” é o principal responsável pela desigualdade total observada na educação fundamental. Observou-se uma melhora relativa na posição dos estados quanto a proporção da desigualdade total explicada pela desigualdade de oportunidade (exceto pela prova de Matemática para o ano de 2011 – método paramétrico).

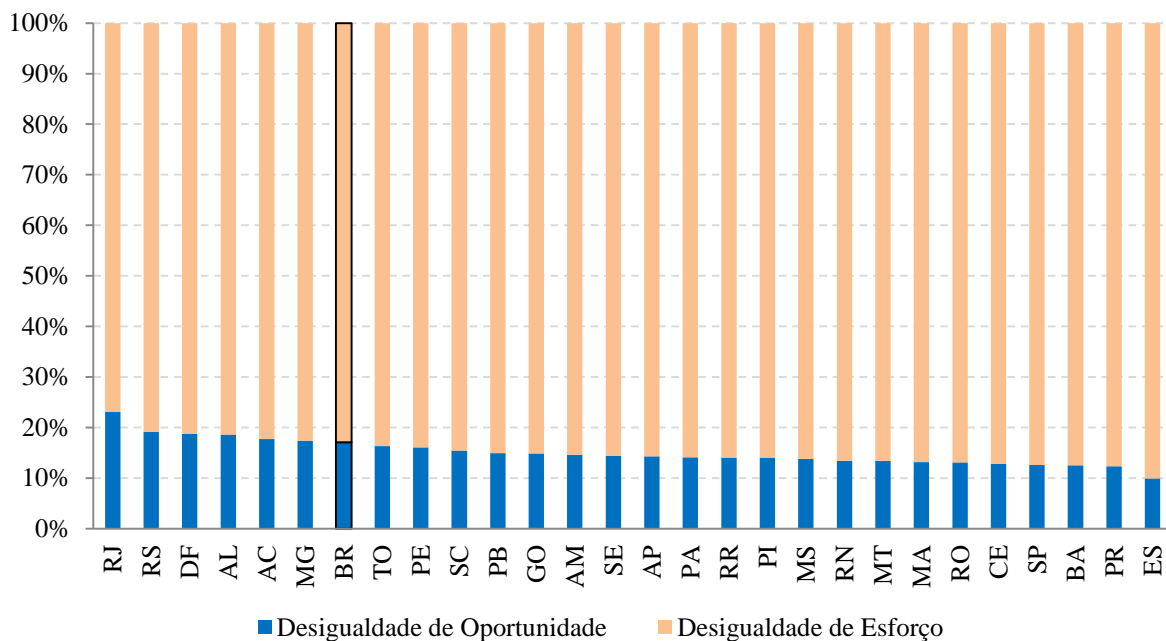
Nos anos de 2005 e de 2011 houve uma melhora da proporção da desigualdade de oportunidade na desigualdade total (em termos de média nacional). Todavia, não houve mudanças consideráveis quanto a posição dos estados. A proporção da desigualdade injusta variou entre 0,08 e 0,30 no caso paramétrico; 0,10 e 0,41 no caso não paramétrico. Muito dos estados que apresentaram uma maior importância relativa do fator “circunstância” apresentaram maiores índices de desigualdade de importância. Aqueles em que o “esforço” assume um papel considerável na explicação da desigualdade total de educação apresentaram maiores taxas de pobreza e piores condições sociais. Tais situações podem agravar a situação do estudante e criar um ambiente menos propício ao desenvolvimento pleno de suas habilidades. Esses mesmo estados, de forma geral, apresentam baixo escore médio nas provas padronizadas de avaliação e uma menor heterogeneidade quanto à dispersão de conhecimentos médios. Esses fatores parecem se combinar e criar uma “armadilha de desigualdade” impedindo, assim, a mobilidade ao longo dos anos do índice de desigualdade de oportunidade.

**Gráfico 1:** Decomposição do índice paramétrico de desigualdade – Prova de Matemática – 2005



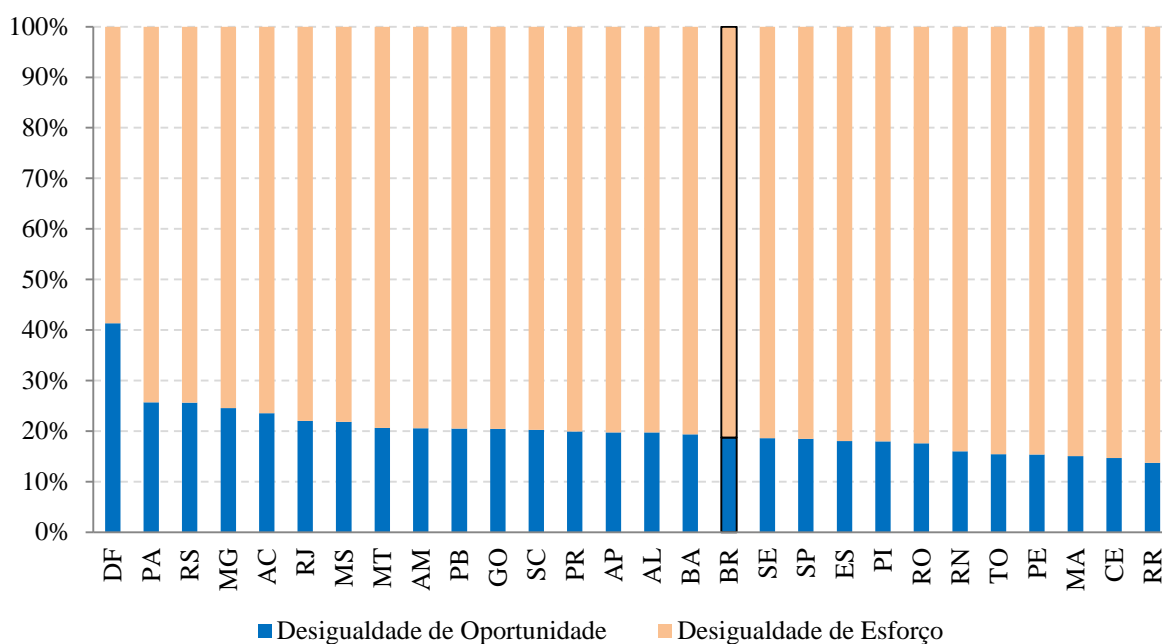
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do SAEB 2011.

**Gráfico 2:** Decomposição do índice paramétrico de desigualdade – Prova de Matemática – 2011



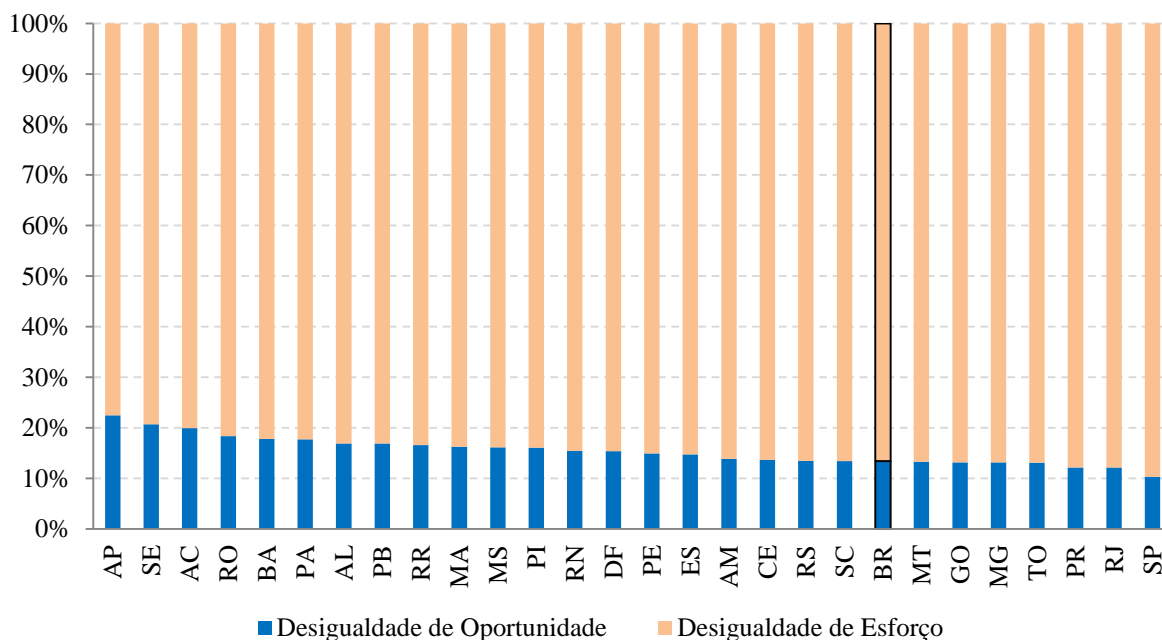
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do SAEB 2011.

**Gráfico 3:** Decomposição do índice não-paramétrico de desigualdade – Prova de Matemática – 2005



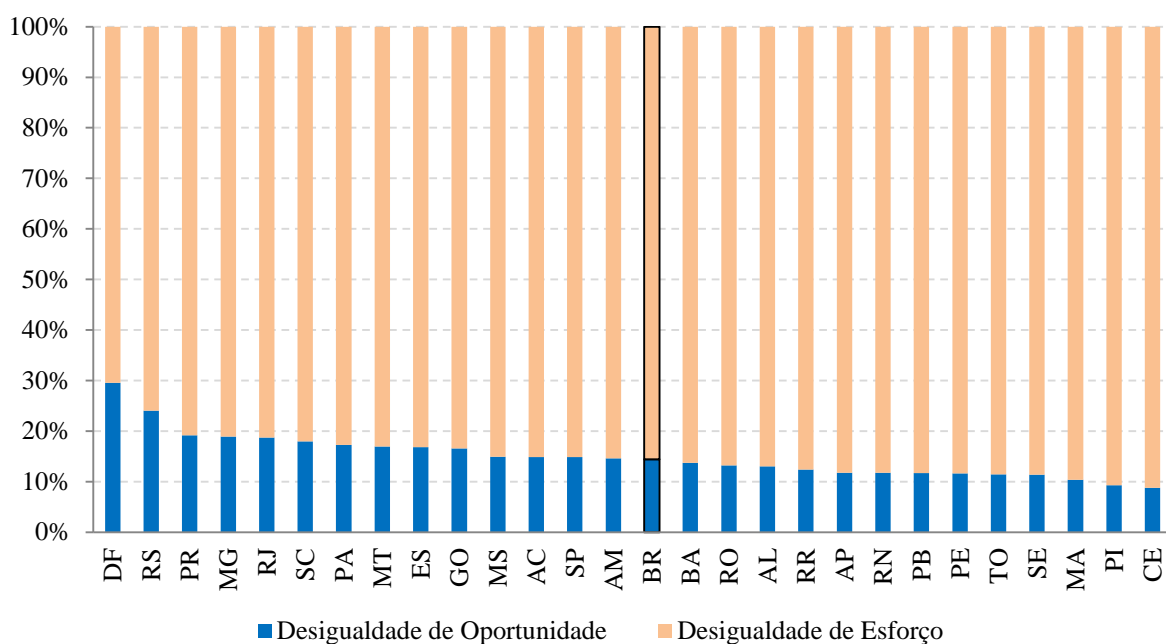
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do SAEB 2011.

**Gráfico 4:** Decomposição do índice não-paramétrico de desigualdade – Prova de Matemática – 2011



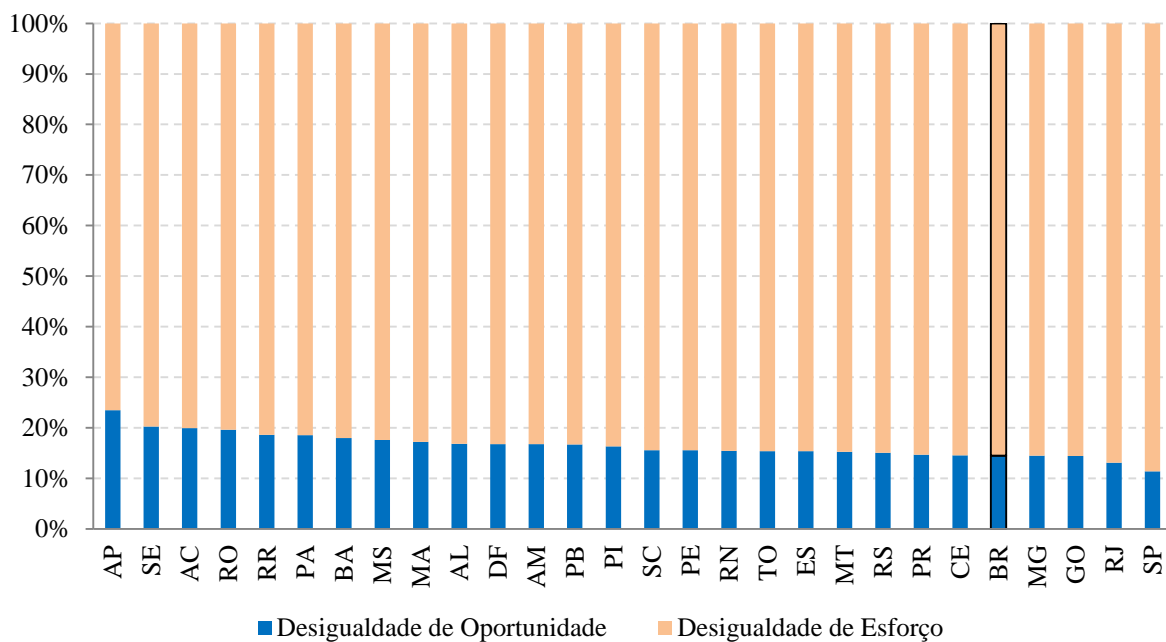
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do SAEB 2011.

**Gráfico 5:** Decomposição do índice paramétrico de desigualdade – Prova de Português – 2005



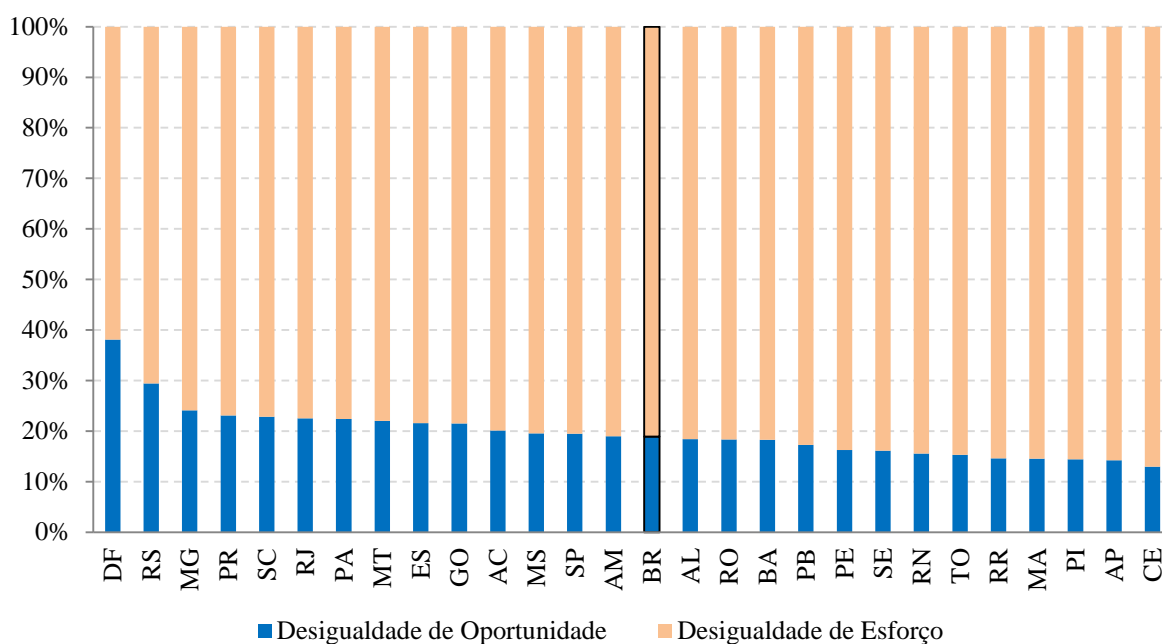
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do SAEB 2011.

**Gráfico 6:** Decomposição do índice paramétrico de desigualdade – Prova de Português – 2011



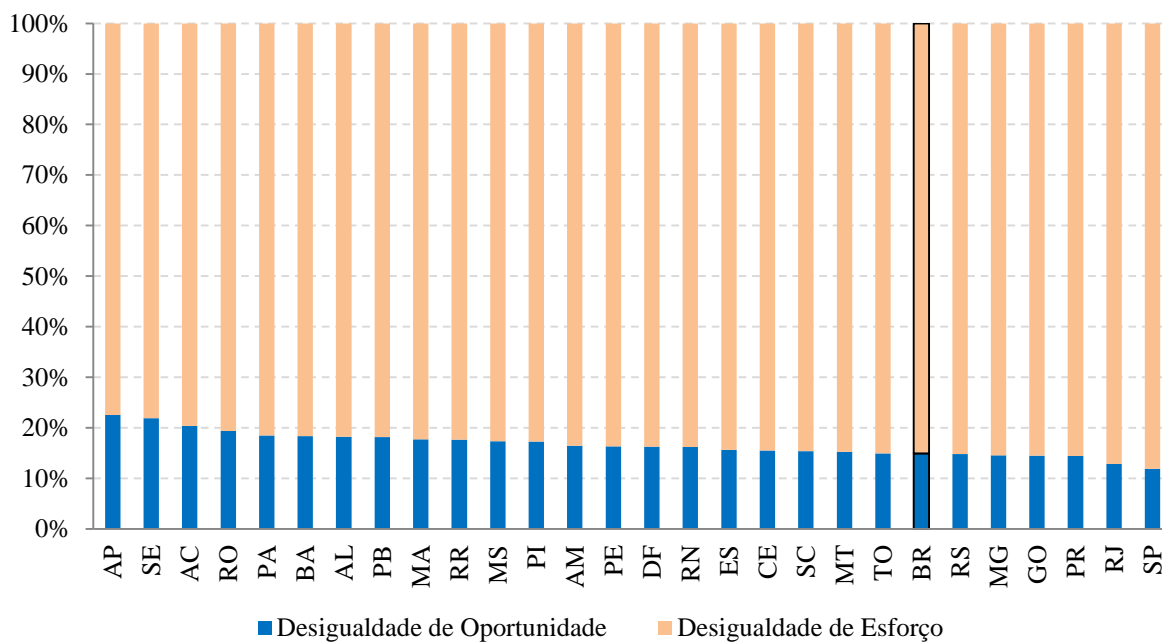
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do SAEB 2011.

**Gráfico 7:** Decomposição do índice não-paramétrico de desigualdade – Prova de Português – 2005



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do SAEB 2011.

**Gráfico 8:** Decomposição do índice não-paramétrico de desigualdade – Prova de Português – 2011



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do SAEB 2011.

A diferença encontrada nos resultados pode depender da própria natureza do conhecimento e das habilidades necessárias em cada disciplina. Gamboa e Waltenberg (2012) argumentaram que a disponibilidade de mais recursos em casa, tais como computador, internet, algum *software* de aprendizagem poderia ajudar os adolescentes a melhorarem o seu desempenho mais em matemática do que em leitura. No caso de leitura, possivelmente, a ausência de aos recursos físicos não é tão importante como a ausência de livros em casa ou acesso a bibliotecas públicas, ou de ter a oportunidade de discutir e compartilhar ideias com outras pessoas. Na Tabela 5, em anexo, verificamos que o acesso a livros e a presença de computador em casa (sem e com acesso a rede de internet) é um forte condicionante da proficiência do aluno.

Assim, a tendência que parece estar presente nos dados aponta para um ligeiro declínio ao longo do tempo na parte da desigualdade atribuível às circunstâncias. Esta tendência vai na mesma linha de muitas políticas que têm sido orientada para reduzir as barreiras no acesso à educação.

#### **4 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Neste estudo, procurou-se mensurar a desigualdade de oportunidade na educação fundamental brasileira a partir dos microdados do SAEB 2005 e 2011 para os estados brasileiros. Como não há um consenso geral na literatura sobre quais são as principais circunstâncias que caracterizam o conhecimento dos alunos optou-se por utilizar as mais importantes para esta literatura. A partir das mesmas construíram-se índices de desigualdade de oportunidade por meio de regressões paramétricas e não paramétricas.

De acordo com o ano e o estado a desigualdade de oportunidade pode explicar entre 8% e 41% da desigualdade total verificada na educação dos alunos da 4ª série do ensino fundamental. Muito dos estados que apresentaram uma maior importância relativa do fator “circunstância” apresentaram maiores índices de desigualdade de importância. Aqueles em que o “esforço” assume um papel considerável na explicação da desigualdade total de educação apresentaram maiores taxas de pobreza e piores condições sociais. Tais situações podem agravar a situação do estudante e criar um ambiente menos propício ao desenvolvimento pleno de suas habilidades. Esses mesmo estados, de forma geral, apresentam baixo escore médio nas provas padronizadas de avaliação e uma menor heterogeneidade quanto à dispersão de conhecimentos médios. Esses fatores parecem se combinar e criar uma “armadilha de desigualdade” impedindo, assim, a mobilidade ao longo dos anos do índice de desigualdade de oportunidade.

Desse modo, há espaço para que as estratégias possam incluir ou nivelar o campo de jogo, ou seja, a tentativa de melhorar as condições de aprendizagem iniciais daquelas crianças pertencentes aos estados de pior situação, ou compensar, tanto quanto possível as diferenças injustas em termos de realização, ou uma combinação de ambos os tipos.

#### **BIBLIOGRAFIA**

ARNESON, R. Equality and Equal Opportunity for Welfare. *Philosophical Studies*, v. 56, pp. 77-93, 1989.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA (Texto para Discussão, 1460), 2010.

- BARROS, R. P. de; FERREIRA, F. H. G.; VEGA, J. M.; CHANDUVI, J. S. *Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: Palgrave Macmillan and the World Bank, 2009. 222 p.
- BELHAJ-HASSINE, N. Inequality of opportunity in Egypt. *World Bank Economic Review* forthcoming. 2010.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, v. 53, pp. 585-618, 2007.
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of Opportunity in Italy. *Journal of Economic Inequality*, v. 8, pp. 429-450, 2010.
- DILL, H. C.; GONÇALVES, F. Igualdade de Oportunidades entre os Estados Brasileiros: uma Análise Microeconômica a partir dos dados da PNAD 2009. *Nova Economia*, v. 23, p. 307-328, 2013.
- FERREIRA, F. H. G.; GIGNOUX, J. The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, v. 57, n. 4, pp. 622-657, 2011.
- FIGUEIREDO, E. A note on the measurement of unfair inequality in Brazil. *Economics Bulletin*, v. 31, n. 4, pp. 2944-2951, 2011.
- FLEURBAEY, M. *Fairness, responsibility, and welfare*. Oxford: Oxford University Press, 2008.
- GAMBOA, L. F.; WALTENBERG, F. D. Inequality of Opportunity for Educational Achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006-2009. *Economics of Education Review*, v. 31, p. 694-708, 2012.
- LANGONI, C. G. Distribuição de renda: Uma versão para a minoria. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 4, n 1, pp.167-180, 1974.
- LEFRANC, A. P.; ALAIN, N. T. Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France. *Journal of Public Economics*, v. 93, pp.1189-1207, 2009.
- RAWLS, J. *A Theory of Justice*. Cambridge: Harvard University Press, 1971.
- ROEMER, J. E. *Theories of Distributive Justice*. Harvard University Press, Cambridge, M.A., 1996.
- \_\_\_\_\_. *Equality of Opportunity*. New York: Harvard University Press, 1998.
- \_\_\_\_\_. Equality of opportunity: a progress report. *Social Choice and Welfare*, v. 19, pp. 455-471, 2002.
- RODRÍGUEZ, J. G. Partial equality-of-opportunity orderings. *Social Choice and Welfare*, v. 31, pp. 435-456, 2008.



VEGA, J. R. M.; BARROS, R. P. de; SAAVEDRA, J.; GIUGALE, M. *Do our children have a chance?* The 2010 Human Opportunity Report for Latin America and the Caribbean. World Bank, Washington, DC, 2010. 176 p.

## Anexo A: Tabelas

**Tabela 1:** Indicadores sociais – unidades da federação

UF	PIB taxa de crescimento <sup>a</sup>	PIB <i>per capita</i> (em mil R\$) <sup>b</sup>	População urbana (em milhões) <sup>b</sup>	Taxa de pobreza <sup>c</sup>	Índice de Gini <sup>c</sup>	População total <sup>c</sup>	Taxa de analfabetismo (total) <sup>c</sup>	Taxa de analfabetismo (homens) <sup>c</sup>	Taxa de analfabetismo (mulheres) <sup>c</sup>	Gastos em educação (% gasto total) <sup>b</sup>	Frequência escolar (%) <sup>c</sup>
AC	34,69	11,57	0,53	32,58	0,547	0,73	14,38	14,87	13,91	25,28	96,57
AM	20,67	17,17	2,76	34,55	0,541	3,48	8,35	9,33	7,41	20,57	97,00
AP	28,51	12,36	0,60	31,54	0,519	0,67	7,60	7,51	7,69	28,35	97,34
PA	20,10	10,26	5,19	34,11	0,538	7,58	10,61	11,25	9,98	17,84	97,51
RO	35,72	15,10	1,15	19,20	0,496	1,56	9,74	8,83	10,65	18,25	97,19
RR	34,61	14,05	0,34	22,63	0,524	0,45	9,62	10,65	8,58	24,43	98,25
TO	35,75	12,46	1,09	25,61	0,523	1,38	12,17	13,67	10,69	18,68	98,39
AL	23,31	7,87	2,30	42,06	0,526	3,12	21,78	22,33	21,30	16,43	97,04
BA	20,51	11,01	10,10	33,31	0,554	14,02	14,45	15,18	13,79	14,51	98,22
CE	30,80	9,22	6,35	33,21	0,539	8,45	16,49	19,35	13,94	30,17	98,36
MA	27,72	6,89	4,15	43,26	0,542	6,57	21,64	22,52	20,81	19,79	98,15
PB	28,98	8,48	2,84	31,42	0,538	3,77	17,23	18,74	15,94	21,09	98,66
PE	29,14	10,82	7,05	35,69	0,527	8,80	15,74	16,72	14,88	14,43	98,25
PI	30,27	7,07	2,05	36,24	0,508	3,11	19,31	22,34	16,58	21,88	98,78
RN	19,95	10,21	2,46	31,25	0,562	3,17	15,84	20,19	11,90	16,99	97,41
SE	24,78	11,57	1,52	29,46	0,560	2,07	15,98	17,99	14,21	16,21	98,35
ES	32,87	23,38	2,93	8,40	0,497	3,51	6,38	5,53	7,16	11,82	99,21
MG	20,70	17,93	16,72	8,75	0,499	19,60	7,88	7,68	8,06	12,81	98,85
RJ	19,49	25,46	15,46	13,27	0,533	15,99	3,67	3,38	3,92	14,28	98,95
SP	26,64	30,24	39,59	8,69	0,485	41,26	3,67	3,21	4,09	18,42	98,88

PR	23,25	20,81	8,91	8,74	0,471	10,44	6,27	5,42	7,07	29,54	98,24
RS	21,79	23,61	9,10	11,42	0,486	10,69	4,27	4,27	4,27	15,78	99,01
SC	17,91	24,40	5,25	6,96	0,444	6,25	3,88	3,56	4,19	16,96	99,47
DF	25,68	58,49	2,48	9,47	0,608	2,57	3,15	3,05	3,24	27,53	99,01
GO	28,91	16,25	5,42	8,68	0,483	6,00	7,18	7,28	7,09	16,82	99,03
MS	33,37	17,77	2,10	7,03	0,512	2,45	6,37	5,92	6,77	12,98	98,64
MT	22,43	19,64	2,48	7,58	0,479	3,04	7,39	7,82	6,96	15,60	99,21

---

Fonte: Ipeadata

Notas: <sup>a</sup> Taxa de crescimento no período 2005-2010; <sup>b</sup> Valor de 2010; <sup>c</sup> Valor de 2011.

**Tabela 2:** Distribuição das proficiências em Matemática por estado e por ano

UF	2005				2011			
	5th	95th	$\mu$	$\sigma$	5th	95th	$\mu$	$\sigma$
AC	120,80	267,60	184,60*	45,53	142,40	284,60	207,10***	42,88
AM	120,60	250,00	180,00***	38,80	141,70	281,20	205,40***	42,84
AP	118,60	256,60	181,40***	41,60	135,00	283,60	200,10***	45,27
PA	111,70	254,90	180,20***	43,74	129,20	280,20	197,10***	45,53
RO	116,90	263,00	180,60***	43,89	133,30	257,90	188,10***	38,10
RR	111,70	235,50	165,70***	38,45	129,40	255,70	184,70***	37,99
TO	116,50	261,30	181,50***	44,46	141,20	294,50	209,20***	46,99
AL	115,60	265,10	181,70***	46,00	125,20	254,90	181,00***	39,39
BA	115,50	269,10	185,60	47,35	135,90	275,20	195,80***	42,50
CE	111,20	275,20	185,40	48,86	136,70	287,40	203,80***	46,03
MA	111,00	264,20	180,50***	47,84	127,90	265,30	188,80***	42,15
PB	126,80	278,80	191,30**	45,74	132,40	265,60	192,70***	40,40
PE	112,20	280,60	184,40*	51,40	128,30	263,20	188,60***	41,48
PI	116,10	263,00	183,30**	45,88	122,20	254,00	178,80***	40,55
RN	121,50	270,40	188,20	45,58	131,70	256,70	187,70***	38,02
SE	119,40	273,10	189,20	46,48	133,10	261,30	190,50***	39,20
ES	136,30	311,50	224,00***	53,37	155,30	315,30	233,90***	48,08
MG	128,30	282,20	203,70***	47,36	148,10	299,00	218,10**	45,89
RJ	135,20	292,30	208,50***	47,51	149,30	297,40	218,80***	45,05
SP	126,30	291,30	205,30***	50,78	147,10	307,80	224,40***	48,57
PR	137,70	293,50	215,00***	47,58	151,90	309,00	226,30***	47,41
RS	129,30	280,50	201,90***	45,54	155,30	307,80	229,20***	46,12
SC	127,00	275,90	200,60***	45,04	151,10	296,00	219,60***	43,90
DF	132,60	284,70	201,70***	46,38	151,50	300,30	220,80***	45,02
GO	122,20	258,20	184,50*	42,02	138,80	286,00	207,00***	45,39
MS	127,90	270,70	195,20***	44,60	148,80	294,10	216,00***	44,13
MT	141,50	294,50	217,50***	46,33	161,00	299,80	228,00***	42,37
Brasil	117,47	269,26	187,45	48,57	141,66	305,19	217,24	46,58

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados do SAEB 2011.

Nota: Diferença entre o desempenho de cada estado e a média nacional: \*\*\* p<0,01;

\*\* p<0,5; \* p<0,1.

**Tabela 3:** Distribuição das proficiências em Língua Portuguesa por estado e por ano

UF	2005				2011			
	5th	95th	$\mu$	$\sigma$	5th	95th	$\mu$	$\sigma$
AC	110,40	247,30	175,50	42,46	122,50	263,80	186,80***	42,75
AM	115,80	238,50	176,50	38,15	123,50	268,10	190,00***	44,13
AP	108,10	244,80	168,80***	40,85	118,60	262,00	182,60***	43,56
PA	107,10	253,40	173,20	42,49	114,30	265,10	181,30***	45,80
RO	105,50	256,60	175,60	44,70	117,10	245,20	173,40***	39,15
RR	99,33	230,40	160,40***	39,38	114,50	245,50	171,60***	39,83
TO	112,50	258,90	176,00	43,90	122,70	272,60	190,40***	46,13
AL	107,10	244,50	173,50	42,15	111,30	241,80	167,20***	40,13
BA	104,00	255,70	177,10	46,17	117,70	258,20	178,60***	42,81
CE	103,90	255,00	174,80	46,08	119,80	268,30	186,70***	45,17
MA	99,96	253,90	169,90***	46,24	112,10	251,40	172,90***	43,06
PB	111,60	252,00	179,90***	44,26	116,60	248,60	175,30***	40,46
PE	100,20	256,20	173,20	46,78	112,50	244,30	170,00***	40,64
PI	108,50	254,20	174,70	43,53	107,80	236,00	162,40***	39,92
RN	108,90	253,50	174,40	44,09	115,60	239,60	169,90***	37,90
SE	108,20	260,00	180,00***	45,48	115,70	245,70	172,90***	39,67
ES	121,70	284,70	203,20***	50,15	134,50	290,70	210,70***	47,34
MG	121,90	262,40	188,90***	43,14	127,50	278,90	197,10	45,98
RJ	122,10	266,90	193,60***	44,16	127,20	275,40	196,30**	45,26
SP	110,20	269,20	191,30***	49,51	127,10	283,30	201,90***	47,28
PR	126,70	271,10	199,00***	44,67	130,90	279,80	200,70***	45,02
RS	117,70	255,20	186,40***	42,27	134,80	284,30	207,30***	45,21
SC	117,30	265,60	191,40***	44,63	130,80	275,60	199,30***	43,84
DF	117,40	264,60	189,00***	45,95	131,10	278,70	200,30***	44,90
GO	106,70	235,50	169,20***	39,17	122,30	267,50	189,20***	44,25
MS	118,60	261,40	186,10***	43,43	129,80	276,00	197,80***	44,17
MT	131,60	271,40	203,30***	44,80	139,40	281,90	207,40***	42,71
Brasil	107,11	251,72	174,79	43,40	123,36	281,12	196,78	48,01

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados do SAEB 2011.

**Tabela 4:** Análise Descritiva

Variável	2005		2011		Min	Max
	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$		
Homem (1= homem; 0 = mulher)	0,505	0,500	0,527	0,499	0	1
Preto/pardo (1 = preto e pardo; 0 = caso contrário)	0,373	0,484	0,339	0,474	0	1
Educação da mãe (1 = ensino superior; 0 = caso contrário)	0,187	0,178	0,240	0,427	0	1
Educação do pai (1 = ensino superior; 0 = caso contrário)	0,193	0,261	0,245	0,430	0	1
Livros (1 = tem acesso a livros; 0 = caso contrário)	0,870	0,337	0,810	0,392	0	1
Computador (1 = tem computador em casa; 0 = caso contrário)	0,072	0,259	0,097	0,295	0	1
Computador com internet (1 = tem computador com internet em casa; 0 = caso contrário)	0,355	0,479	0,487	0,500	0	1
Pública (1 = escola pública; 0 = caso contrário)	0,899	0,314	0,844	0,373	0	1
Urbana (1 = escola em região urbana; 0 = caso contrário)	0,887	0,316	0,912	0,317	0	1
Região metropolitana (1 = escola na capital; 0 = caso contrário)	0,221	0,415	0,234	0,418	0	1

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados do SAEB 2011.

**Tabela 5:** Resultados das regressões – variável dependente: proficiência em Matemática e em Língua Portuguesa <sup>a</sup>

	Modelo paramétrico				Modelo não-paramétrico			
	Matemática		Língua Portuguesa		Matemática		Língua Portuguesa	
	2005	2011	2005	2011	2005	2011	2005	2011
Homem	0,854 (1,541)	2,426*** (0,316)	-10,95*** (1,150)	-13,28*** (0,302)	0,738 (1,521)	2,797*** (0,315)	-10,78*** (1,121)	-12,91*** (0,301)
Preto/pardo	-5,012*** (0,633)	-3,471*** (0,112)	-4,643*** (0,473)	-3,154*** (0,0977)	-20,31*** (2,251)	-49,73*** (2,449)	-23,36*** (2,457)	-17,25*** (0,564)
Educação da mãe	4,331*** (0,322)	4,104*** (0,109)	-0,701** (0,337)	3,929*** (0,112)	12,69*** (1,902)	0,834*** (0,0307)	7,134*** (2,493)	0,816*** (0,0309)
Educação do pai	0,317 (0,245)	2,015*** (0,104)	0,155 (0,401)	2,279*** (0,100)	0,237*** (0,0599)	-0,0278*** (0,00325)	0,123** (0,0489)	0,408*** (0,0169)
Livros	2,536 (2,100)	10,72*** (0,384)	8,109*** (1,737)	10,98*** (0,362)	3,134 (2,047)	10,46*** (0,381)	8,463*** (1,673)	10,74*** (0,360)
Computador	6,789** (3,010)	15,25*** (0,409)	13,97*** (2,921)	13,10*** (0,438)	5,300* (2,945)	13,98*** (0,410)	11,05*** (2,636)	11,98*** (0,437)
Computador com internet	3,496** (1,604)	17,02*** (0,286)	22,52*** (1,841)	14,60*** (0,293)	-3,423** (1,578)	15,61*** (0,279)	16,29*** (1,876)	13,30*** (0,290)
Pública	4,073*** (0,584)	8,079*** (0,334)	3,550*** (0,477)	8,034*** (0,321)	0,372*** (0,0285)	0,408*** (0,0138)	0,342*** (0,0240)	0,403*** (0,0135)
Urbana	18,04*** (2,413)	-13,51*** (0,641)	21,72*** (1,739)	-12,32*** (0,585)	16,44*** (2,385)	-12,80*** (0,637)	19,83*** (1,721)	-11,57*** (0,580)
Região metropolitana	3,740*** (1,366)	2,243*** (0,415)	3,372*** (1,100)	-0,122 (0,399)	3,410** (1,347)	2,355*** (0,408)	2,828*** (1,057)	0,128 (0,393)
<i>Dummies</i> estaduais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Total de alunos	27.170	834.078	27.170	834.078	27.170	834.078	27.170	834.078

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados do SAEB 2011.

Nota: <sup>a</sup> Estimativas corrigidas pelo peso amostral disponível junto aos microdados.

**Tabela 6:** Desigualdade de circunstância por estado e por ano –  $\hat{I}(0)$

UF	Matemática - Paramétrico			Matemática – Não-paramétrico			Língua Portuguesa - Paramétrico			Língua Portuguesa – Não-paramétrico		
	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$
DF	0,2942	0,2312	-	0,4132	0,2246	-	0,2957	0,2345	-	0,3809	0,2251	-
RS	0,2080	0,1912	-	0,2572	0,2069	-	0,2405	0,2025	-	0,2945	0,2190	-
MG	0,1887	0,1874	-	0,2561	0,1995	-	0,1919	0,1993	+	0,2410	0,2037	-
PA	0,1868	0,1861	-	0,2457	0,1837	-	0,1895	0,1958	+	0,2309	0,1936	-
MT	0,1750	0,1774	+	0,2355	0,1780	-	0,1875	0,1862	-	0,2284	0,1847	-
RJ	0,1747	0,1738	-	0,2204	0,1774	-	0,1797	0,1855	+	0,2254	0,1837	-
SC	0,1742	0,1634	-	0,2181	0,1687	-	0,1725	0,1798	+	0,2239	0,1819	-
AC	0,1727	0,1605	-	0,2061	0,1687	-	0,1698	0,1760	+	0,2199	0,1813	-
PR	0,1619	0,1542	-	0,2055	0,1655	-	0,1681	0,1719	+	0,2158	0,1770	-
AM	0,1586	0,1496	-	0,2049	0,1629	-	0,1660	0,1684	+	0,2151	0,1768	-
GO	0,1579	0,1484	-	0,2041	0,1610	-	0,1490	0,1679	+	0,2012	0,1736	-
AP	0,1569	0,1461	-	0,2023	0,1605	-	0,1486	0,1677	+	0,1955	0,1730	-
MS	0,1517	0,1444	-	0,1992	0,1544	-	0,1485	0,1668	+	0,1951	0,1642	-
PB	0,1442	0,1432	-	0,1973	0,1537	-	0,1460	0,1630	+	0,1896	0,1634	-
AL	0,1429	0,1410	-	0,1971	0,1491	-	0,1373	0,1556	+	0,1843	0,1628	-
SE	0,1374	0,1403	+	0,1937	0,1471	-	0,1325	0,1553	+	0,1838	0,1618	-
ES	0,1374	0,1400	+	0,1857	0,1387	-	0,1304	0,1545	+	0,1826	0,1560	-
SP	0,1360	0,1379	+	0,1848	0,1368	-	0,1241	0,1537	+	0,1725	0,1551	-
RO	0,1352	0,1342	-	0,1804	0,1345	-	0,1176	0,1534	+	0,1623	0,1536	-
BA	0,1342	0,1339	-	0,1799	0,1343	-	0,1175	0,1527	+	0,1614	0,1524	-
PI	0,1210	0,1316	+	0,1762	0,1329	-	0,1169	0,1506	+	0,1559	0,1493	-
RR	0,1176	0,1309	+	0,1598	0,1316	-	0,1166	0,1465	+	0,1529	0,1478	-
TO	0,1168	0,1285	+	0,1540	0,1314	-	0,1144	0,1456	+	0,1459	0,1457	-
RN	0,1145	0,1256	+	0,1535	0,1311	-	0,1139	0,1445	+	0,1456	0,1447	-
MA	0,1129	0,1251	+	0,1505	0,1216	-	0,1036	0,1443	+	0,1444	0,1442	-
PE	0,1073	0,1233	+	0,1469	0,1214	-	0,0929	0,1311	+	0,1422	0,1282	-
CE	0,1000	0,0992	-	0,1374	0,1033	-	0,0878	0,1140	+	0,1297	0,1186	-
Brasil	0,1390	0,1708	+	0,1871	0,1339	-	0,14424	0,14482	+	0,1891	0,1492	-

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados do SAEB 2011.



**Tabela 7:** Desigualdade de circunstância em Matemática por estado e por ano

UF	$\hat{I}(1)$ - Paramétrico			$\hat{I}(2)$ - Paramétrico			$\hat{I}(1)$ - Não-paramétrico			$\hat{I}(2)$ - Não-paramétrico		
	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$
DF	0,3013	0,1613	-	0,3027	0,1590	-	0,4242	0,1549	-	0,4270	0,1532	-
RS	0,2122	0,1418	-	0,2127	0,1410	-	0,2622	0,1358	-	0,2639	0,1345	-
MG	0,1917	0,1344	-	0,1923	0,1356	-	0,2574	0,1750	-	0,2560	0,1356	-
PA	0,1882	0,1760	-	0,1831	0,1717	-	0,2533	0,1344	-	0,2515	0,1698	-
MT	0,1756	0,1348	-	0,1744	0,1416	-	0,2364	0,1991	-	0,2341	0,1959	-
RJ	0,1753	0,1256	-	0,1734	0,1317	-	0,2228	0,1218	-	0,2216	0,1606	-
SC	0,1752	0,1422	-	0,1730	0,1231	-	0,2224	0,1625	-	0,2209	0,1198	-
AC	0,1746	0,1912	+	0,1720	0,1885	+	0,2101	0,1339	-	0,2094	0,1214	-
PR	0,1632	0,1272	-	0,1645	0,1259	-	0,2077	0,1322	-	0,2093	0,1304	-
AM	0,1599	0,1396	-	0,1575	0,1316	-	0,2071	0,1363	-	0,2079	0,1356	-
GO	0,1586	0,1332	-	0,1551	0,1352	-	0,2064	0,1226	-	0,2073	0,1306	-
AP	0,1563	0,2276	+	0,1534	0,1635	+	0,2050	0,1693	-	0,2004	0,1655	-
MS	0,1542	0,1649	+	0,1509	0,2123	+	0,2043	0,1368	-	0,1996	0,1320	-
PB	0,1447	0,1493	+	0,1425	0,1440	+	0,1990	0,1672	-	0,1968	0,1611	-
AL	0,1442	0,1490	+	0,1420	0,1464	+	0,1960	0,1769	-	0,1935	0,1047	-
SE	0,1388	0,1861	+	0,1390	0,1277	-	0,1910	0,1051	-	0,1892	0,2057	+
ES	0,1386	0,1453	+	0,1389	0,1009	-	0,1897	0,1341	-	0,1885	0,1466	-
SP	0,1381	0,1013	-	0,1362	0,1844	+	0,1875	0,2064	+	0,1882	0,1320	-
RO	0,1378	0,1878	+	0,1356	0,1679	+	0,1864	0,1480	-	0,1843	0,2039	+
BA	0,1373	0,1712	+	0,1349	0,1865	+	0,1814	0,1594	-	0,1791	0,1547	-
PI	0,1223	0,1454	+	0,1212	0,1420	+	0,1776	0,1836	+	0,1753	0,1818	+
RR	0,1197	0,1727	+	0,1191	0,1685	+	0,1605	0,1535	-	0,1576	0,1482	-
TO	0,1166	0,1341	+	0,1137	0,1321	+	0,1553	0,1313	-	0,1527	0,1290	-
RN	0,1153	0,1427	+	0,1131	0,1382	+	0,1546	0,1485	-	0,1510	0,1413	-
MA	0,1133	0,1530	+	0,1106	0,1485	+	0,1514	0,1609	+	0,1488	0,1557	+
PE	0,1077	0,1381	+	0,1046	0,1318	+	0,1493	0,1367	-	0,1478	0,1341	-
CE	0,1020	0,1239	+	0,1012	0,1224	+	0,1408	0,1644	+	0,1412	0,1603	+
Brasil	0,1408	0,1294	-	0,1393	0,1443	+	0,1954	0,2206	+	0,1934	0,1726	-

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados do SAEB 2011.

**Tabela 8:** Desigualdade de circunstância em Língua Portuguesa por estado e por ano

UF	$\hat{I}(1)$ - Paramétrico			$\hat{I}(2)$ - Paramétrico			$\hat{I}(1)$ - Não-paramétrico			$\hat{I}(2)$ - Não-paramétrico		
	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$	2005	2011	$\Delta$
DF	0,3024	0,1690	-	0,3050	0,1679	-	0,3887	0,1643	-	0,3913	0,1637	-
RS	0,2473	0,1523	-	0,2500	0,1512	-	0,3033	0,1490	-	0,3066	0,1479	-
MG	0,1985	0,1476	-	0,2026	0,1488	-	0,2518	0,1484	-	0,2572	0,1492	-
PA	0,1981	0,1481	-	0,2020	0,1462	-	0,2394	0,1448	-	0,2441	0,1434	-
MT	0,1924	0,1322	-	0,1927	0,1297	-	0,2364	0,1569	-	0,2409	0,1555	-
RJ	0,1854	0,1594	-	0,1883	0,1584	-	0,2305	0,1292	-	0,2304	0,1263	-
SC	0,1755	0,1843	+	0,1769	0,1509	-	0,2276	0,1827	-	0,2302	0,1502	-
AC	0,1749	0,1537	-	0,1747	0,1796	+	0,2273	0,1533	-	0,2265	0,1777	-
PR	0,1720	0,1550	-	0,1739	0,1533	-	0,2215	0,1462	-	0,2239	0,1555	-
AM	0,1713	0,1466	-	0,1735	0,1454	-	0,2212	0,1572	-	0,2235	0,1450	-
GO	0,1558	0,1163	-	0,1592	0,1978	+	0,2106	0,2045	-	0,2159	0,2015	-
AP	0,1555	0,1778	+	0,1591	0,1157	-	0,2049	0,1207	-	0,2096	0,1201	-
MS	0,1555	0,2004	+	0,1583	0,1765	+	0,2037	0,1750	-	0,2068	0,1733	-
PB	0,1502	0,1670	+	0,1505	0,1623	+	0,1947	0,1503	-	0,1968	0,1476	-
AL	0,1486	0,1462	-	0,1503	0,1439	-	0,1945	0,1631	-	0,1945	0,1581	-
SE	0,1369	0,1969	+	0,1384	0,1947	+	0,1894	0,1946	+	0,1907	0,1729	-
ES	0,1348	0,1669	+	0,1358	0,1606	+	0,1859	0,1818	-	0,1859	0,1772	-
SP	0,1278	0,1851	+	0,1280	0,1803	+	0,1773	0,1815	+	0,1788	0,1771	-
RO	0,1219	0,2306	+	0,1233	0,2160	+	0,1675	0,1619	-	0,1690	0,1539	-
BA	0,1214	0,1543	+	0,1229	0,1639	+	0,1647	0,2177	+	0,1643	0,2129	+
PI	0,1211	0,1677	+	0,1220	0,1476	+	0,1608	0,1610	+	0,1614	0,1552	-
RR	0,1208	0,1550	+	0,1214	0,1490	+	0,1560	0,1500	-	0,1558	0,1469	-
TO	0,1173	0,1545	+	0,1174	0,1517	+	0,1498	0,1759	+	0,1505	0,1681	+
RN	0,1167	0,2012	+	0,1169	0,1972	+	0,1497	0,1739	+	0,1500	0,1712	+
MA	0,1068	0,1696	+	0,1075	0,1649	+	0,1493	0,1722	+	0,1500	0,1686	+
PE	0,0971	0,1626	+	0,0982	0,1596	+	0,1477	0,2208	+	0,1492	0,2067	+
CE	0,0911	0,1474	+	0,0922	0,1454	+	0,1339	0,1564	+	0,1346	0,1536	+
Brasil	0,1404	0,1783	+	0,1411	0,1745	+	0,1897	0,1800	-	0,1908	0,1920	+

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados do SAEB 2011.