

DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE EDUCACIONAL E O GAP DE DESEMPENHO ENTRE ESCOLAS PRIVADAS E PÚBLICAS

DIOGO BRITO SOBREIRA *
JAIR ANDRADE DE ARAUJO †

Resumo

Por meio de uma medida paramétrica de desigualdade de oportunidade, este artigo analisa a relação entre a desigualdade de oportunidade nas pontuações do PISA e o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas nos estados brasileiros de 2006 a 2015. Também mensurada por tipo de escola, os resultados sugerem que a desigualdade de oportunidade no ambiente privado é maior do que em escolas públicas. Adicionalmente, constata-se uma relação positiva e significativa entre a desigualdade de oportunidade e o *gap* entre escolas privadas e públicas, indicando que a desigualdade injusta pode ser um dos fatores associados à desigualdade entre os dois tipos de escola.

Palavras-chave: desigualdade de oportunidades; desempenho educacional; escolas privadas e públicas.

Abstract

Using a parametric measure of inequality of opportunity, this paper analyzes the relationship between inequality of opportunity in PISA scores and the performance gap between private and public schools in Brazilian states from 2006 to 2015. Also measured by type of school, the results suggest that the inequality of opportunity in the private environment is greater than in public schools. Additionally, there is a positive and significant relationship between inequality of opportunity and the gap between private and public schools, indicating that unfair inequality can be one of the factors associated with the inequality between the two types of school.

Keywords: inequality of opportunities; educational performance; private and public schools.

JEL classification: I21, I24

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea183129>

* Universidade Regional do Cariri. E-mail: diogobsobreira@gmail.com

† Universidade Federal do Ceará. E-mail: jaraujoce@gmail.com

1 Introdução

A corrente de pensamento sobre justiça igualitária tem chamado atenção para o papel da desigualdade de oportunidade, sugerindo que nem toda desigualdade pode ser considerada injusta. Pessoas com as mesmas características, mas que exercem distintos níveis de esforço em uma atividade deveriam ser recompensadas de modo distinto, “premiando” melhor aquele de maior esforço. A diferença deve ser considerada eticamente aceitável, uma vez que o esforço exercido por eles é de responsabilidade individual. Por outro lado, se duas pessoas exercem o mesmo nível de esforço, qualquer desigualdade no “prêmio” explicada por fatores fora de suas responsabilidades – conhecidos como circunstâncias¹ – será considerada eticamente injusta, necessitando ser compensada pela sociedade. Tal disparidade, conhecida como desigualdade de oportunidade, é dominante entre os teóricos da justiça social, por exemplo, [Cohen \(1989\)](#), [Dworkin \(1981\)](#), [Roemer \(1998\)](#) e [Fleurbaey \(2008\)](#). Estudos recentes investigaram a desigualdade de oportunidade educacional brasileira, por exemplo, [Barros *et al.* \(2009\)](#) e [Carvalho e Waltenberg \(2015\)](#), sobre acesso à educação; [Asadullah e Yalowitzky \(2012\)](#), sobre os anos de escolaridade; [Diaz \(2010\)](#), [Diaz *et al.* \(2012\)](#), [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#), [Gamboa e Waltenberg \(2012\)](#) e [Gamboa e Londoño \(2015\)](#), sobre o desempenho dos estudantes em pontuações de testes; e, [Ersado e Gignoux \(2017\)](#) e [Gamboa e Waltenberg \(2015\)](#), combinando a desigualdade de oportunidades no acesso e desempenho. Esses estudos mostram que o Brasil é um dos países mais desigual nessa perspectiva.

Diante disso, o presente estudo objetiva analisar a desigualdade de oportunidade educacional no Brasil usando dados do PISA. A medida de desigualdade de oportunidade sobre o desempenho dos estudantes na avaliação PISA foi mensurada e analisada para Brasil e estados, seguindo a abordagem paramétrica de [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#). Além disso, essa medida também foi calculada por tipo de escola (privada ou pública). A escolha por escola privada ou pública é uma questão de oportunidades, uma vez que o acesso a escolas privadas depende, em grande medida, das condições econômicas da família, sendo considerada como uma circunstância a qual os estudantes não possuem controle.² Mensurar, porém, a desigualdade de oportunidade, considerando o tipo de escola, como uma circunstância pode não ser adequado para dados do PISA, uma vez que os estudantes avaliados por esse programa são jovens de 15 anos de idade.³ Por exemplo, os pais, face ao esforço e o desempenho escolar do filho, poderiam sentir-se motivados a investir na educação do filho, matriculando-o em escolas privadas, ou o contrário. Essa endogeneidade é ainda mais evidente entre estudantes mais velhos, que tendem a influenciar

¹Toda característica socialmente ou geneticamente herdada pelo indivíduo é considerada uma circunstância, pois o indivíduo não exerce nenhum controle sobre a escolha dessa característica. O sexo, raça, local de nascimento e a escolaridade dos pais são exemplos clássicos de variáveis que estão fora da responsabilidade dos indivíduos. Por outro lado, as horas de estudo ou de trabalho, a ocupação ou o curso que frequenta não são circunstâncias, uma vez que essas variáveis representam escolhas individuais e, portanto, caracterizam o esforço individual.

²O tipo de escola foi considerado como uma variável circunstância na mensuração da desigualdade de oportunidade de países latino-americanos em [Gamboa e Waltenberg \(2012\)](#), mesmo que os autores reconheçam que considerar o tipo de escola como uma variável circunstância socialmente herdada do ponto de vista do aluno não seja consensual.

³Conforme destacam [Idzalika e Bue \(2015\)](#), é razoável assumir que crianças mais jovens tendem a ser muito mais dependentes das escolhas da família, enquanto, à medida que envelhecem, seus desempenhos e escolhas tendem a ser menos dependentes das escolhas parentais.

essa tomada de decisão dos pais. Assim, medidas de desigualdade de oportunidade, que consideram o tipo de escola como variável circunstância, podem estar capturando uma parcela do efeito do esforço do estudante.

A mensuração da medida de desigualdade de oportunidade, segundo o tipo de escola, pode trazer implicações significativas, uma vez que pode refletir o nível de desigualdade de oportunidade após o acesso à educação em diferentes sistemas. Além de permitir avaliar em qual sistema a variação das circunstâncias é mais decisiva para explicar a desigualdade total de desempenho dos estudantes, as medidas por tipo de escola podem sinalizar a fonte da desigualdade de oportunidade. Conforme destacam [Barros et al. \(2009\)](#), a fonte da desigualdade de oportunidade pode estar associada às diferenças no tratamento social ou nas condições relacionadas aos recursos familiares. Esse contexto tem sido pouco explorado pela literatura, como em [Diaz et al. \(2012\)](#), por exemplo. À vista disso, este estudo contribui com a literatura, ao fornecer estimativas da desigualdade de oportunidade segundo o tipo de escola, considerando a abordagem paramétrica que expressa propriedades mais adequadas quando a variável de interesse é padronizada de modo arbitrário, como acontece em pontuações de testes (PISA, Prova Brasil).

A maioria dos estudos anteriores se limitou, até então, a mensurar a desigualdade de oportunidade educacional em diferentes países, mas poucos propuseram relacioná-la a indicadores econômicos e/ou educacionais com os quais pode estar negativamente associada.⁴ Nessa linha, [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#) e [Idzalika e Bue \(2015\)](#) são exemplos de estudos recentes que tentam relacionar a desigualdade de oportunidade educacional consoante diferentes aspectos, como desempenho médio, Produto Interno Bruto *per capita*, gastos educacionais e taxa de matrículas. Apesar desses esforços, a relação entre desigualdade de oportunidade educacional e *gap* de desempenho educacional entre escolas privadas e públicas ainda é uma questão que permanece aberta. Essa é uma questão relativamente importante, visto que parte das diferenças nos desempenhos de estudantes desses dois tipos de escola pode ser explicada por disparidades consideradas injustas. Do ponto de vista social e econômico, tanto a desigualdade de oportunidade quanto o *gap* de desempenho podem contribuir para a persistência das desigualdades socioeconômicas ao longo do tempo. Assim, estimar e entender essa relação pode ajudar a direcionar a atenção de políticas educacionais que visam à redução das desigualdades sociais. Esse é um ponto ainda mais importante em países em desenvolvimento como o Brasil, onde a diferença entre os dois tipos de escola é consideravelmente elevada em termos de pontuações PISA, mesmo após um período de aumento real do gasto público em educação. Assim, o presente estudo faz uso da medida de desigualdade de oportunidade calculada na primeira etapa e se propõe a estimar sua relação com o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas, utilizando uma estratégia de efeitos fixos em um painel de estados brasileiros no período 2006-2015.

Os resultados encontrados sugerem que a desigualdade de oportunidade oscilou no período e tende a ser maior em escolas da rede privada de ensino. Além disso, uma relação positiva entre a desigualdade de oportunidade educacional e o *gap* entre escolas privadas e públicas foi encontrada, indicando

⁴No campo da desigualdade de oportunidade de renda, evidências empíricas encontram relações negativas com crescimento econômico em países desenvolvidos. Ver, por exemplo, [Marrero e Rodríguez \(2013\)](#).

que a desigualdade injusta tende a ampliar ainda mais os diferenciais entre os dois tipos de escola.

Além desta introdução, este estudo está estruturado em outras quatro seções. A próxima seção apresenta uma breve discussão teórica sobre a desigualdade de oportunidade e suas definições, além de apresentar algumas evidências internacionais anteriores. A terceira seção descreve a estratégia empírica adotada para mensuração da desigualdade de oportunidade e estimação da relação com o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas, além da fonte, tratamento das variáveis e estatísticas dos dados utilizados na pesquisa. Os resultados são apresentados e discutidos na quarta seção e, por fim, na quinta e última seção, as considerações finais são expostas.

2 Aspectos teóricos e revisão de literatura

A Teoria da (Des)Igualdade de Oportunidade, de Roemer (1998), tenta explicar as razões pelas quais as pessoas auferem desempenhos econômicos distintos. Uma parcela das diferenças em variáveis de resultados, como salários, estado de saúde e desempenho educacional, podem ser parcialmente originadas das circunstâncias socialmente herdadas, que estão fora da responsabilidade das pessoas, como o sexo, a raça, a origem familiar. Por outro lado, a outra parcela é atribuída ao esforço realizado de cada um, ou seja, aspectos que estão sob o controle e podem ser influenciados por decisões individuais, como a opção de migrar, o nível educacional, o tipo de ocupação, entre outras. Se em uma sociedade a desigualdade for atribuída às variáveis de circunstâncias, é porque existe desigualdade de oportunidade (BARROS *et al.*, 2009).

Com efeito, Roemer (1998) desenvolve um modelo para políticas de igualdade de oportunidade. Adaptando-se ao caso deste estudo, o modelo teórico apresentado pelo autor considera uma determinada população N de estudantes avaliados no PISA, em que seus membros podem ser particionados em um conjunto finito de tipos⁵ ($t = 1, 2, \dots, T$), isto é, que compartilham das mesmas circunstâncias, em que a fração da população no tipo t é chamada de f^t . Como circunstâncias, este estudo considera, além do sexo do estudante, a escolaridade, a ocupação, a localidade e o *status* de imigração dos pais. Supõe, também, que existe um *objetivo*, medido pelas pontuações em testes, pelo qual o planejador intenta equalizar as oportunidades. Assim, o resultado que uma pessoa alcançaria seria dado por uma função de suas circunstâncias, seu *esforço* (e) e a política social (φ), tal como:

$$u^t(e, \varphi) \quad (1)$$

em que $u^t(e, \varphi)$ representa o resultado médio do *objetivo* de interesse entre todos aqueles do tipo t que exerceram o esforço $e \in \mathbb{R}^+$, quando a política adotada pelo planejador for a φ , dentre o conjunto de políticas sociais Φ . Assume-se que u^t seja monotonamente crescente em e . Sobre o esforço, Roemer (1998) ressalta que o nível de esforço exercido consiste em uma escolha individual, embora seja possível identificar importantes influências das circunstâncias sobre o nível de esforço. Por fim, a distribuição do esforço no tipo t é dada por $G_\varphi^t(\cdot)$.

⁵Por exemplo, se um vetor de circunstâncias fosse composto por características do sexo e status de migração, então um dos possíveis tipos existentes na população seria composto por mulheres nativas.

Roemer (1998) declara que, para se obter a igualdade de oportunidade, o planejador buscaria encontrar uma política que anulasse ao máximo o efeito das circunstâncias sobre a variável de resultado, mas que permitisse que o resultado fosse sensível ao esforço.⁶ Como medida do esforço, Roemer (1998) sugere utilizar o *rank* do indivíduo sobre a distribuição do esforço do seu tipo t , isto é:

$$G_{\varphi}^t(e) = \pi \quad (2)$$

em vez de utilizar uma medida de esforço bruta que pode receber influência significativa das circunstâncias, por exemplo, horas de estudo. Por meio do *ranking* π dentro do tipo t , é possível julgar a responsabilidade dos indivíduos sobre seu comportamento, visto que eles detêm as mesmas circunstâncias. Assim, ao fazer uma comparação dos graus de esforço entre tipos, a medida de *rank* eliminaria a influência das circunstâncias sobre o esforço bruto. Esse processo é conhecido como *Roemer Identification Assumption (RIA)*.

Dada a suposição de monotonicidade estritamente crescente em e na função (1), o *rank* de indivíduo sobre a distribuição da variável objetivo dentro do seu tipo é exatamente o mesmo do *rank* da distribuição do esforço do seu tipo. Assim, define-se a seguinte função:

$$v^t(\pi, \varphi) = u^t(e^t(\pi), \varphi) \quad (3)$$

em que, $e^t(\pi)$ é o nível de esforço ao π^{th} quantil da distribuição $G_{\varphi}^t(e^t(\pi)) = \pi$; v^t é uma função inversa da função de distribuição das pontuações em testes, segundo o tipo t , dada a política φ . Portanto, a extensão da desigualdade de oportunidade é dada pela diferença vertical entre as funções v^t ou pela distância horizontal entre as funções de distribuição acumuladas.

Finalmente, define-se a política ótima como aquela que não só torne as funções v^t iguais entre os tipos ao menor nível de desempenho em pontuações de teste, mas também impulse a menor função v^t ao máximo possível. A política ótima deve assumir uma concepção de uma função max-min, tal que maximize a área abaixo da menor função v^t :

$$\varphi^{Eop} = \max_{\varphi \in \Phi} \int_0^1 \min_t v^t(\pi, \varphi) d\pi \quad (4)$$

em que φ^{Eop} é a política ótima que equaliza as oportunidades.

Figueiredo, Nogueira e Santana (2014) exemplificam o conceito de igualdade de oportunidade. Considerem-se duas pessoas, A e B. Ambas denotam as mesmas circunstâncias (mesmo conjunto de oportunidades, por exemplo, mesma família, frequentaram as mesmas escolas, são do mesmo sexo e raça e decidem trabalhar na mesma profissão). A pessoa A decide trabalhar pesado e investe menos tempo ao lazer, enquanto a pessoa B faz o contrário. Assim, a desigualdade de rendimento observada entre os dois agentes, oriunda de suas escolhas, não é considerada um problema social para os igualitários de oportunidades e, portanto, seria justo recompensar mais a pessoa A. Por outro lado, se A e B pertencerem a famílias com níveis sociais diferentes e a restrição

⁶Roemer (1998) considera o esforço como uma consequência das escolhas individuais e, portanto, as pessoas são responsáveis por isso; no entanto, entende que o esforço não é simplesmente um resultado dessas escolhas, uma vez que circunstâncias podem influenciá-lo.

orçamentária da família de B lhe impede ter acesso às mesmas oportunidades que A teve em sua formação, mas que no mercado de trabalho exercem o mesmo nível de esforço, então, qualquer desigualdade observada sobre os rendimentos é considerada injusta para a teoria da igualdade de oportunidade. Os autores destacam os dois princípios em que a literatura de oportunidades se baseia. O primeiro é o princípio da recompensa natural e, o segundo, o princípio da compensação. Em outras palavras, no primeiro caso, a pessoa A deve ser recompensada pelo esforço maior exercido e, no segundo caso, B deve ser compensado pela sociedade devido às circunstâncias.

A temática sobre desigualdade de oportunidade recebe importante atenção na literatura, tanto em âmbito nacional quanto internacional. Os trabalhos que envolvem a desigualdade de oportunidades se diferenciam em cinco aspectos. Primeiro, a variável de resultado em que se observa a desigualdade. Segundo, a escolha das circunstâncias e de esforço. Terceiro, a região geográfica. Quarto, a base de dados considerada. Por fim, a abordagem empírica de mensuração.

A adequação da teoria de desigualdade de oportunidade em educação considera os escores obtidos em avaliações externas, como uma medida mais adequada para representar o desempenho educacional do que anos de estudo, visto que essa última não considera as diferenças entre escolas, regiões, etc., conforme ressaltam [Figueiredo, Nogueira e Santana \(2014\)](#). Diversos estudos buscaram avaliar e mensurar a desigualdade de oportunidade sobre o desempenho educacional dos estudantes em que o Brasil foi objeto de estudo ([DIAZ, 2010](#); [DIAZ *et al.*, 2012](#); [FERREIRA; GIGNOUX, 2014](#); [GAMBOA; WALTENBERG, 2015](#); [FIGUEIREDO; NOGUEIRA; SANTANA, 2014](#); [PROCÓPIO; FREGUGLIA; CHEIN, 2015](#); [TAVARES; CAMELO; PACIÊNCIA, 2018](#)).

[Diaz \(2010\)](#), por exemplo, encontra que a desigualdade de oportunidade é maior entre estudantes que estão em idade adequada independentemente da desagregação por gênero ou se o modelo inclui ou não a variável ocupação dos pais em relação à desigualdade de oportunidade entre os estudantes mais velhos. Além disso, a autora mostra que a incorporação da ocupação dos pais pouco altera as medidas de desigualdade. Por outro lado, [Gamboa e Waltenberg \(2012\)](#) concluem que o gênero por si parece não ter importância para a desigualdade de oportunidade. O tipo de escola, por exemplo, contribui em maior magnitude para a desigualdade de oportunidade no Brasil do que para os outros países analisados. Além disso, destaca-se que, no Brasil, a desigualdade de oportunidade, medida em função do tipo de escola, aumentou no período de 2006 a 2009, em todos os exames. O Brasil também se destaca por exprimir maior nível de desigualdade de oportunidade em relação a outros países da América Latina. O mesmo ocorre em [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#), ao encontrarem o Brasil como o país de maior desigualdade de oportunidade do que México, Turquia e Indonésia, que possuem baixa taxa de cobertura no PISA. [Procópio, Freguglia e Chein \(2015\)](#), os autores observam que a desigualdade de oportunidade nos anos iniciais do fundamental foi de 8% para Matemática e de 11% em Leitura. Seguindo um caminho diferente, [Tavares, Camelo e Paciência \(2018\)](#) analisam o efeito direto e indireto de variáveis circunstâncias que estão além da responsabilidade dos gestores das redes de ensino e das escolas sobre a desigualdade de notas no ensino público fundamental, e concluem que o esforço dos gestores podem amenizar os efeitos das circunstâncias sobre a desigualdade.

Internacionalmente, observam-se análises específicas para países em de-

envolvimento. Na Índia, [Asadullah e Yalonetzky \(2012\)](#) examinaram a extensão das desigualdade de oportunidade educacional no período 1983-2004. Já [Salehi-Isfahani, Hassine e Assaad \(2014\)](#) analisaram o efeito das circunstâncias sobre o desempenho das crianças nos testes de Ciências e Matemática no norte da África e Oriente Médio. Na Colômbia, [Gamboa e Londoño \(2015\)](#) avaliaram a desigualdade de oportunidade no ensino médio de áreas metropolitanas.

Esses estudos encontram evidências de que, no Brasil, assim como em muitos países em desenvolvimento, a desigualdade de oportunidade é superior à verificada em países desenvolvidos. Isso significa que as circunstâncias, ou seja, fatores que estão fora da responsabilidade dos indivíduos influenciam de modo mais intensivo nesses países.

3 Metodologia

3.1 Mensurando a desigualdade de oportunidade

O ponto inicial consiste em definir a variável de interesse a qual se pretende avaliar a desigualdade de oportunidade. Pontuações em testes são consideradas uma medida mais adequada para representar as habilidades cognitivas dos estudantes, em detrimento de outras variáveis de resultado, como anos de escolaridade ou níveis educacionais. Esse ensaio toma como base a abordagem paramétrica *ex-ante* formalizada em [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#) para mensurar a desigualdade de oportunidade no desempenho dos estudantes nas avaliações PISA.

O modelo consiste na estimação de uma regressão do desempenho do estudante em pontuações de testes em função de um conjunto de circunstâncias e esforço, seguindo a abordagem paramétrica de [Bourguignon, Ferreira e Menéndez \(2007\)](#). Estima-se a função:

$$y = f[C, E(C, \xi), \epsilon] \quad (5)$$

em que, o desempenho dos estudantes y é uma função de um vetor de circunstâncias C economicamente exógenas e o esforço E que pode ser influenciado pelas circunstâncias. ξ e ϵ os termos estocásticos. Assim, toda variável de esforço, seja ela observada ou não nos dados, é omitida deliberadamente e a equação (5) pode ser reescrita em uma forma reduzida:

$$y_i = C_i' \psi + \epsilon_i \quad (6)$$

em que y_i é a pontuação no PISA do estudante i , o parâmetro ψ capta o efeito direto e indireto das circunstâncias por meio do esforço e C é um vetor de circunstâncias. Estimando-se a equação (6) por mínimos quadrados ordinários, o valor previsto do desempenho dos estudantes, $\widehat{y} = C' \widehat{\psi}$, representaria uma distribuição suavizada em que indivíduos com mesmas circunstâncias receberiam o mesmo valor previsto do desempenho y . Com base em \widehat{y} e y , a desigualdade de oportunidade é calculada pela razão entre a variância dessas duas distribuições, respectivamente, conforme a expressão:

$$IOP_r^{FG2} = \frac{Var(\widehat{y})}{Var(y)} \quad (7)$$

em que a medida desigualdade de oportunidade relativa, IOP_r^{FG2} , é exatamente igual ao r-quadrado de uma regressão estimada na equação (6) e representa a parcela da desigualdade total, $Var(y)$, que é atribuída a fatores que estão fora da responsabilidade dos estudantes avaliados no PISA. Valores de IOP próximo a 0 podem indicar um ambiente de igualdade de oportunidade.

A medida IOP foi computada para os seis anos de aplicação do PISA, $t = \{2000, 2003, 2006, 2009, 2012, 2015\}$, permitindo acompanhar a evolução da desigualdade de oportunidade sobre os desempenhos dos estudantes em Leitura, Matemática e Ciências no Brasil. Além disso, estimativas IOP_r^{FG2} também foram calculadas segundo o tipo de escola, privado e público, para o contexto nacional. Infelizmente, as duas primeiras edições do PISA (2000 e 2003) não permitem identificar os estados brasileiros. Desse modo, as medidas estaduais da desigualdade de oportunidade não foram calculadas para esses dois ciclos do PISA.

Para o cálculo do IOP utilizando os escores das pontuações PISA, algumas informações adicionais devem ser levadas em consideração. O PISA fornece cinco estimativas para a habilidade cognitiva dos estudantes em um único assunto avaliado, que são conhecidos como valores plausíveis.⁷ Assim, o presente estudo segue a recomendação do *PISA Data Analysis Manual* (OECD, 2009) em todas as estimações realizadas. Por exemplo, para o desempenho em leitura, a equação (6) foi estimada cinco vezes, uma para cada valor plausível de leitura e a medida de desigualdade de oportunidade final em Leitura foi obtida por meio da média aritmética simples das estimativas realizadas. Além disso, o PISA é uma amostra de dois estágios. Primeiro, escolas são selecionadas aleatoriamente e, então, os estudantes, dentro das escolas selecionadas no primeiro estágio, são tomados aleatoriamente. Assim, as estimativas da equação (6) foram ponderadas pela representatividade do estudante em relação à população, por meio do peso final do estudante.

A medida de desigualdade calculada em (7) possui algumas características atraentes. Além do cálculo simples, ela representa uma aproximação paramétrica do “limite inferior” da desigualdade de oportunidade.⁸ O desempenho do estudante é influenciado pelas circunstâncias (exógenas) e um vetor de esforço composto por todas as variáveis que influenciam o desempenho do estudante sobre as quais ele possui alguma responsabilidade e que foram excluídas deliberadamente na equação (6), pois são influenciadas pelas circunstâncias.⁹ Assim, todos os fatores relevantes foram incluídos no modelo, representados, direta ou indiretamente, pelas circunstâncias. Assim, a única fonte de viés sobre o parâmetro ψ são variáveis circunstâncias omitidas ou não observadas. Assim, esse parâmetro não representa uma relação causal, uma vez que as circunstâncias omitidas podem ser correlacionadas com as circunstâncias observadas. Se o interesse, porém, for sobre a parcela da variação do desempenho do estudante, que é explicado por características predeterminadas, então o R-quadrado pode fornecer um limite inferior dessa parcela. Nesse contexto, como as únicas variáveis omitidas são outras circunstâncias, então

⁷Em 2015, o PISA disponibilizou dez valores plausíveis.

⁸A prova formal pode ser encontrada em Ferreira e Gignoux (2011).

⁹O vetor de características da escola também é considerado uma medida de esforço. A explicação sugerida por Ferreira e Gignoux (2014) é que estudantes de 15 anos de idade podem concebivelmente afetar a escolha da escola que frequentam e, portanto, todas características da escola entrariam no vetor de esforço. Além disso, o esforço pode ser afetado pelas circunstâncias, mas o contrário, não.

a medida de desigualdade de oportunidade dada pelo R-quadrado só tende a aumentar, caso alguma outra circunstância seja incluída na regressão. Nesse sentido, enquanto ψ tende a ser viesado, o R-quadrado é um limite inferior de uma estimativa do efeito causal conjunto de todas as circunstâncias.

A abordagem adotada por [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#) é alternativa à medida de desigualdade de oportunidade que utiliza indicadores-padrão de desigualdade da classe *Generalized Entropy* na equação (7) em vez da variância. Essas medidas não satisfazem ambos os axiomas de *scale invariance* e *translation invariance* no caso de pontuações PISA.¹⁰ Dado que os escores PISA foram padronizados por um processo de translação e de reescalonamento, os autores mostram que um índice-padrão de desigualdade aplicado sobre as pontuações pré-padronização (x) e pós-padronização (y), não se mantém idênticas cardinalmente e ordinalmente. Assim, os autores recomendam a variância ou desvio-padrão como medida adequada para mensurar a desigualdade.

3.2 Desigualdade de oportunidade versus *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas

A estratégia adotada nesta seção se limita à disponibilidade de dados do PISA em nível de estados, não sendo possível mensurar a desigualdade de oportunidade em níveis mais desagregados (municípios). Assim, dada a impossibilidade de mensurar a desigualdade de oportunidade estaduais para os ciclos do PISA em 2000 e 2003, a equação (8) foi estimada considerando apenas as medidas de desigualdade de oportunidades dos 27 estados para os anos: 2006, 2009, 2012 e 2016. Feito isso, a relação entre IOP_t^{FG2} e o *gap* de desempenho entre as escolas privadas e públicas foi estimada considerando uma estratégia em painel de estados:

$$Gap_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t + \beta IOP_{i,t}^{FG} + \varphi Gap IOP_{i,t}^{FG} + \rho Gap_{i,t-1} + \omega IOP_{i,t-1}^{FG} + \sigma Gap IOP_{i,t-1}^{FG} + \delta Gap X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

em que $Gap_{i,t} = \ln(\bar{Y}_{i,t}^A - \bar{Y}_{i,t}^B)$ é a variável dependente que representa o logaritmo natural da diferença de desempenho médio no PISA do estado i no período t entre escolas privadas (A) e públicas (B); α_i e γ_t são os efeitos específicos de estado e tempo, respectivamente; $IOP_{i,t}^{FG}$ é a desigualdade de oportunidades estimada para cada estado i ; $Gap IOP_{i,t}^{FG}$ representa a diferença das desigualdade de oportunidade entre escolas privadas e públicas do estado i ; $Gap_{i,t-1}$ corresponde a primeira defasagem da variável dependente; $Gap X_{i,t}$ consiste de um vetor de características controles do estado i no período t : diferença dos tamanhos médios das turmas entre escolas privadas e públicas; diferenças da taxa de distorção idade-série entre escolas privadas e públicas e diferenças das taxas de reprovação entre escolas privadas e públicas. A relação de interesse é captada pelo parâmetro β . Note que uma simples estimação

¹⁰No Pisa, os escores ajustados da Teoria de Resposta ao Item (TRI) são ponderados arbitrariamente, tal como: $y_{ij} = \hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}}{\sigma}(x_{ij} - \mu)$, em que, x_{ij} é o escore obtido pelo estudante i do país j ajustado pela TRI; μ e σ correspondem, respectivamente, à média e desvio-padrão de x observada de toda amostra PISA, isto é, de todos países participantes; $\hat{\mu} = 500$ e $\hat{\sigma} = 100$, são respectivamente os valores arbitrários da média e desvio-padrão. Para mais detalhes sobre as implicações desses axiomas, ver [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#).

de β por mínimos quadrados ordinários dos dados empilhados pode descon siderar as possíveis heterogeneidades regionais não observadas e constantes no tempo entre os estados, por exemplo, a perseverança e/ou motivação média dos diretores escolares ou dos gestores públicos em reduzir as diferenças nos desempenhos acadêmicos dos estudantes. Assim, o efeito captado por β pode ser confundido com a omissão dessas características não observadas e, portanto, uma estimativa tendenciosa seria encontrada. Para corrigir esse problema potencial, optou-se por estimadores de efeitos fixos. Erros-padrão robustos obtidos por *cluster* de região foram estimados.

Seguindo a estratégia de [Marrero e Rodríguez \(2013\)](#), o presente estudo desenvolve uma série de análises de sensibilidade para averiguar a robustez das estimativas. Inicialmente, estima-se a relação entre desigualdade de oportunidade e o *gap* de desempenho por meio de um modelo de efeitos fixos, em que as variáveis de controle são adicionadas sequencialmente. Desse modo, verifica-se a sensibilidade do coeficiente estimado em relação a distintas especificações (quatro). Por fim, analisa-se a sensibilidade das estimativas em relação à presença de observações *outliers*.

3.3 Dados e estatísticas descritivas

O presente estudo fez uso de duas bases de dados. As medidas de desempenho dos estudantes e características circunstâncias foram obtidas na base de dados do PISA e os dados referentes a indicadores educacionais estão disponibilizados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) sobre o censo escolar.

O PISA consiste em uma avaliação das habilidades cognitivas de estudantes em Leitura, Matemática e Ciências, que é realizada nos países da OECD e em economias parceiras a cada três anos. O Brasil, por exemplo, participa desde a primeira edição, em 2000. Possui como público-alvo estudantes com idade de 15 anos e matriculados a partir do 8º ano do ensino fundamental (no caso do Brasil). Com a ampliação do ensino fundamental para nove anos no Brasil, em 2015, os estudantes do 7º ano também foram considerados elegíveis. Os dados disponíveis para o Brasil, em todos os ciclos (2000 a 2015), foram utilizados neste estudo com o objetivo de acompanhar a evolução das desigualdades de oportunidades no tempo. A variável de interesse, sobre a qual se pretende mensurar a desigualdade de oportunidades em educação, faz referência às pontuações dos estudantes nas áreas de Leitura, Matemática e Ciências.

Esses dados apresentam duas importantes vantagens em relação aos exames nacionais. As pontuações dos estudantes em avaliações externas geralmente são estimadas por meio de modelos de probabilidade. No caso dos exames nacionais, uma estimativa pontual da habilidade cognitiva do estudante é fornecida. O PISA, por outro lado, disponibiliza um intervalo de habilidades que um aluno pode razoavelmente ter, que são conhecidos como valores plausíveis. A partir da estimação de uma distribuição de probabilidade para a habilidade de um aluno, os valores plausíveis são sorteados aleatoriamente dessa distribuição para a habilidade do estudante. Até 2015, o PISA fornece cinco valores plausíveis para cada assunto, em vez de uma única estimativa, como acontece nos exames nacionais. Valores plausíveis possuem vantagens importantes em relação às estimativas clássicas da Teoria de Resposta ao Item, pois retornam estimativas não enviesadas de parâmetros populacionais, como

média e desvio-padrão (OECD, 2009). Além disso, por se tratar de uma avaliação internacional, qualquer estimativa baseada nesse conjunto de dados pode ser comparável entre os países participantes. Por outro lado, algumas desvantagens em relação às bases nacionais devem ser mencionadas. Primeiro, a amostra do PISA se limita a estudantes de 15 anos de idade, enquanto outras faixas etárias podem ser exploradas nas bases nacionais. Outra desvantagem é que os códigos das escolas (códigos INEP) selecionadas não são disponibilizados publicamente, inviabilizando uma associação à base do Censo Escolar, por exemplo, em nível de escola. Por fim, os dados do PISA não permitem uma agregação dos dados em nível municipal. Assim, um painel de dados do PISA somente pode ser alcançado considerando o estado como o menor nível de agregação dos dados.

O PISA também coleta informações sobre características individuais, do *background* familiar e das escolas. O conjunto circunstâncias é formado pelas características *Sexo, Escolaridade da mãe, escolaridade do pai, ocupação da mãe, ocupação do pai, localidade e status de migração*. A equação (6) foi estimada com um total de 14 *dummies*, conforme o descreve a Tabela 1.

Dada essas características, o grupo de referência corresponde a um estudante do sexo masculino, filhos de pais e mães sem escolaridade (ISCED 0) cujas ocupações pertencem ao nível 1. Além disso, o grupo de referência é formado por estudantes de escolas localizadas em áreas com população inferior a 15 mil habitantes e estudantes considerados nativos, isto é, que nasceram no país e pelo menos um dos pais também nasceu no Brasil.

Após a exclusão das observações com valores ausentes associados às características circunstâncias e tipo de escola (privado e público), a amostra final em cada ciclo utilizada neste estudo pode ser observada na Tabela 2.

A Tabela 3¹¹ resume as características médias da população dentro do vetor de circunstâncias considerado no estudo. Esses dados referem-se às características médias para o ano de 2015 no PISA. Desagregações por tipo de escola também foram reportadas. Em média, os estudantes brasileiros, aos 15 anos de idade, se caracterizam por serem filhos de mães e pais que possuem ensino fundamental ou médio, respectivamente. Além disso, a maior parte dos pais desses estudantes ocupa funções que exigem menor habilidades (grupo de ocupação 2 e 1, respectivamente).

Além disso, parcela significativa da população de estudantes frequenta escolas públicas (83%, em 2015), sendo grande parte em escolas localizadas em cidades de mais de 100 mil habitantes. Quanto aos fatores que estão fora do controle dos indivíduos, importantes diferenças entre estudantes de escolas privadas e públicas são identificadas. Estudantes de escolas privadas denotam vantagens comparativas, uma vez que esses estudantes, em média, possuem pais com escolaridade mais elevada e ocupando cargos de gerência ou profissões associadas, com melhores salários. Estudantes que frequentam escolas privadas estão concentrados principalmente em cidades de mais de 100 mil habitantes. Por outro lado, uma importante parcela dos estudantes de escolas públicas está localizada em cidades com menos de 15 mil habitantes.

Os indicadores educacionais selecionados e utilizados para controlar a estimação do efeito da desigualdade de oportunidade sobre os diferenciais médios de desempenho no PISA foram coletados junto ao INEP. As característi-

¹¹ Estimativas das características médias de anos anteriores foram omitidas e podem ser enviadas mediante solicitação.

Tabela 1: Vetor de variáveis circunstâncias

Vetor de circunstâncias	Descrição	Tipo
Sexo do estudante		
Feminino	1 – se feminino, e 0 – se masculino	<i>Dummy</i>
Escolaridade da mãe: ISCED ¹		
ISCED 1 ou 2	1 – se ISCED 1/2, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
ISCED 3B, 3A ou 4	1 – se ISCED 3B/3A/4, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
ISCED 5B, 5A ou 6	1 – se ISCED 5B/5A/6, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
Escolaridade do pai: ISCED		
ISCED 1 ou 2	1 – se ISCED 1/2, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
ISCED 3B, 3A ou 4	1 – se ISCED 3B/3A/4, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
ISCED 5B, 5A ou 6	1 – se ISCED 5B/5A/6, e 0 – se outra	<i>Dummy</i>
Nível de ocupação ² da mãe:		
Nível de ocupação 2	1 – se Nível 2, e 0 – caso contrário	<i>Dummy</i>
Nível de ocupação 3	1 – se Nível 3, e 0 – caso contrário	<i>Dummy</i>
Nível de ocupação do pai:		
Nível de ocupação 2	1 – se Nível 2, e 0 – caso contrário	<i>Dummy</i>
Nível de ocupação 3	1 – se Nível 3, e 0 – caso contrário	<i>Dummy</i>
Localização da escola:		
Município com 15 mil a 100 mil habitantes		<i>Dummy</i>
Município com mais de 100 mil habitantes		<i>Dummy</i>
Status de migração dos pais:		
Pais migrantes ³		<i>Dummy</i>

¹ A classificação *International Standard Classification of Education* (ISCED) corresponde a: ISCED 1 (educação primária), ISCED 2 (educação secundária inferior), ISCED 3B (educação secundária superior vocacional), 3A (educação secundária superior não vocacional), 4 (Pós secundária e não terciária), ISCED 5B (educação terciária vocacional), 5A (educação terciária teórica) e 6 (pós-graduação).

² A ocupação dos pais foi categorizada em três níveis: Nível 1 - elementares ou voltadas a habilidades da agropecuária; Nível 2 - cargos de Serviços, Vendedores, Montador e Operadores de máquinas, Ocupações relacionadas a construção e manutenção (edifícios, estruturas metálicas, produção e processamento de artigos de madeira, metal, etc.); e, Nível 3 - cargos de Gerentes, Profissionais, Profissionais Técnicos, Administrativo ou Ocupações das Forças Armadas.

³ Estudantes nascidos no Brasil ou fora, mas com pais que nasceram em outro país.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2: Tamanho da amostra e população segundo o ciclo PISA – Brasil

Ano	2000*	2003	2006	2009	2012	2015
N	2883	3570	7919	16 619	16 106	11 917
N**	1 853 532	1 537 541	1 607 842	1 740 708	1 977 681	1 258 849

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA 2000 a 2015. *Em 2000, uma amostra inferior de estudantes foi avaliada em relação às áreas de Matemática (1601) e Ciências (1614), após ajuste. ** Após expansão.

Tabela 3: Média e Erro-Padrão das circunstâncias, segundo o tipo de escola - Brasil - 2015

Circunstâncias	Geral		Privado		Público	
	Média	E.P.	Média	E.P.	Média	E.P.
Masculino	0,479	0,006	0,501	0,016	0,474	0,007
Feminino	0,521	0,006	0,499	0,016	0,526	0,007
Mãe ISCED 0	0,064	0,004	0,007	0,003	0,075	0,004
Mãe ISCED 1/2	0,354	0,010	0,119	0,011	0,402	0,009
Mãe ISCED 3/4	0,340	0,007	0,359	0,021	0,337	0,008
Mãe ISCED 5/6	0,242	0,010	0,515	0,028	0,186	0,007
Pai ISCED 0	0,090	0,005	0,008	0,003	0,107	0,006
Pai ISCED 1/2	0,358	0,010	0,147	0,015	0,401	0,009
Pai ISCED 3/4	0,338	0,007	0,371	0,016	0,331	0,008
Pai ISCED 5/6	0,214	0,010	0,473	0,024	0,161	0,006
Mãe Ocupação 1	0,366	0,010	0,160	0,014	0,409	0,009
Mãe Ocupação 2	0,319	0,007	0,187	0,015	0,346	0,007
Mãe Ocupação 3	0,315	0,012	0,652	0,021	0,246	0,009
Pai Ocupação 1	0,236	0,008	0,119	0,010	0,260	0,009
Pai Ocupação 2	0,503	0,010	0,305	0,022	0,543	0,009
Pai Ocupação 3	0,261	0,011	0,575	0,025	0,197	0,007
15 mil hab.	0,143	0,018	–	–	0,172	0,021
15 a 100 mil hab.	0,348	0,028	0,217	0,057	0,375	0,031
Mais 100 mil hab.	0,510	0,029	0,783	0,057	0,454	0,032
Pais Nativos	0,994	0,001	0,994	0,002	0,994	0,001
Pais Migrantes	0,006	0,001	0,006	0,002	0,006	0,001
Privado	0,170	0,023				
Público	0,830	0,023				
N	1 258 849		213 787		1 045 062	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA 2000 a 2015.

cas, a nível agregado de estado, consistem na média de alunos por turma; taxa de distorção idade-série; e taxa de reprovação. Foram considerados apenas os indicadores do 7º ano ao 9º ano do ensino fundamental e os indicadores do ensino médio. Os indicadores utilizados, portanto, correspondem a uma média aritmética simples das séries reportadas acima. Isso foi necessário, em função do público-alvo do PISA.

4 Resultados e discussão

4.1 Estatísticas descritivas e desigualdade de oportunidade

Os resultados apresentados a seguir se referem à média e desvio-padrão dos desempenhos dos estudantes brasileiros nas pontuações PISA nas áreas de Leitura, Matemática e Ciências, segundo o tipo de escola e ciclos do PISA (Tabela 4). O desvio-padrão é considerado como uma medida da desigualdade total adequada pontuações de testes padronizados (FERREIRA; GIGNOUX, 2014). O Brasil ocupa as piores colocações entre os países avaliados no PISA, segundo o último relatório apresentado pela OECD (2016). Contudo, os resultados da

Tabela 4 sugerem que o Brasil denota uma tendência de evolução nos escores médios das áreas avaliadas pelo PISA, mesmo que de modo discreto sobre os desempenhos em Leitura e Ciências. Embora se observe um viés de alta sobre os desempenhos médios dos estudantes brasileiros nos últimos 15 anos, não foi suficiente para melhorar o *ranking* do Brasil na avaliação PISA. O desempenho brasileiro no PISA se torna ainda mais preocupante quando o custo por aluno é considerado. Países com gasto por aluno inferior ao Brasil, como acontece na Colômbia, México e Uruguai, alcançaram resultados superiores na última avaliação. No entanto, a desigualdade total, medida por meio do desvio-padrão, tem se reduzido no mesmo período, apesar do aumento registrado no último ciclo.

Quanto aos resultados segundo o tipo de escola, o *gap* favorável a estudantes de escolas privadas tem aumentado nesse mesmo período, especialmente na avaliação de Matemática. A desigualdade total, contudo, se reduziu independentemente do tipo de escola. Escolas privadas e públicas exprimem desigualdades semelhantes em relação ao desempenho em Leitura. Por outro lado, a desigualdade total nos desempenhos de Matemática e Ciências em escolas privadas tende a superar os resultados de escolas públicas. Apesar da redução da desigualdade sobre essas pontuações, durante esses 15 anos, é importante destacar que a desigualdade no Brasil ainda é elevada, sendo superior à de países em desenvolvimento.¹²

Em educação, a desigualdade de oportunidade recebe considerável atenção, uma vez que as oportunidades educacionais, principalmente na infância, podem refletir diretamente sobre os resultados individuais na fase adulta. A Tabela 5 reporta a evolução da desigualdade de oportunidade sobre o desempenho dos estudantes brasileiros em Leitura, Matemática e Ciências no período 2000 a 2015. A primeira coluna, em cada área, se refere à desigualdade de oportunidade considerando todas as escolas. Já a segunda e terceira colunas fornecem a desigualdade de oportunidade segundo o tipo de escola, privado ou público, respectivamente.

Os resultados disponíveis na Tabela 5 mostram que a evolução da desigualdade de oportunidade tem oscilado durante o período. Após um aumento sistemático de 2000 a 2006, a desigualdade de oportunidade voltou a cair em 2009, atingindo o menor nível em 2015 em todas as áreas avaliadas. A porção eticamente ofensiva da desigualdade total oscilou de 14,3% a 22,4% no período, considerando todas as áreas de conhecimento. A desigualdade de oportunidade, porém, é geralmente maior na avaliação de Matemática do que nas outras áreas. Além disso, escolas privadas tendem a ser mais desiguais em termos de oportunidades do que escolas públicas. Embora o comportamento em escolas privadas possa diferir em relação ao das escolas públicas, nos anos iniciais, ambas exprimem uma tendência de redução em anos mais recentes. Após uma queda do IOP em 2003 em relação a 2000, a desigualdade de oportunidade cresceu novamente até 2009 e voltou a cair nos anos seguintes no sistema privado. Já no público, o IOP cresceu em 2003 e decresceu sucessivamente. Em escolas privadas, a desigualdade de oportunidade oscilou de 4,4% a 25,4% e, em escolas públicas, de 7% a 17,1%, considerando todos os períodos e áreas avaliadas.

Possíveis divergências entre outros achados na literatura podem surgir em

¹²Em 2006, por exemplo, [Ferreira e Gignoux \(2014\)](#) mostram que a desigualdade total sobre o desempenho no Brasil foi maior do que em países como a Turquia, México e Indonésia.

Tabela 4: Média e Desvio-Padrão dos escores PISA por tipo de escola, Brasil, 2000-2015

Ano	Estatísticas	Leitura			Matemática			Ciências		
		Geral	Privado	Público	Geral	Privado	Público	Geral	Privado	Público
2000	Média	409,82	473,82	398,03	346,61	424,97	332,45	386,73	451,10	375,01
	D.P.	83,97	82,88	78,67	97,26	97,65	90,18	90,42	96,64	84,09
2003	Média	412,73	485,35	397,51	366,20	448,41	348,96	398,90	476,35	382,66
	D.P.	110,63	93,92	107,78	100,60	87,05	94,55	99,03	86,47	93,66
2006	Média	398,86	492,46	382,90	374,43	476,33	357,04	396,03	491,52	379,74
	D.P.	100,63	91,54	93,14	91,85	89,11	80,29	88,83	84,12	78,79
2009	Média	419,42	518,55	404,17	392,35	488,36	377,58	411,70	507,00	397,05
	D.P.	92,76	83,66	84,30	80,95	77,79	70,67	83,61	76,23	74,56
2012	Média	413,60	480,51	398,32	394,71	464,29	378,82	408,53	475,05	393,33
	D.P.	84,68	78,58	78,37	77,73	77,81	68,41	78,12	74,35	70,66
2015	Média	426,58	500,76	411,40	393,39	471,09	377,50	417,79	494,42	402,12
	D.P.	97,46	85,77	92,62	89,66	86,36	81,66	88,23	82,57	80,84

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA. Erros-padrão (E.P.) robustos por cluster de escola.

Tabela 5: Desigualdade de oportunidade sobre as pontuações, segundo o tipo de escola PISA - Brasil - 2000 a 2015

IOP	Leitura			Matemática			Ciências		
	Geral	Privado	Público	Geral	Privado	Público	Geral	Privado	Público
IOP 2000	0,172	0,149	0,117	0,211	0,254	0,143	0,163	0,181	0,108
IOP 2003	0,169	0,044	0,139	0,223	0,111	0,171	0,176	0,070	0,120
IOP 2006	0,200	0,093	0,133	0,224	0,130	0,132	0,199	0,122	0,101
IOP 2009	0,211	0,162	0,138	0,189	0,184	0,099	0,177	0,149	0,090
IOP 2012	0,194	0,129	0,124	0,199	0,157	0,096	0,171	0,117	0,076
IOP 2015	0,143	0,085	0,087	0,161	0,120	0,080	0,150	0,099	0,070

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA.

função do uso de variadas bases de dados, conjunto de circunstâncias ou método utilizado. Por exemplo, os achados deste estudo, em partes, estão em sintonia com os resultados obtidos por [Diaz et al. \(2012\)](#), que investiga a desigualdade de oportunidades sobre os desempenhos dos estudantes do 3º ano do ensino médio em Leitura e Matemática. A autora mostra que, durante o período de 1995-2005, a desigualdade de oportunidade é superior na avaliação de Matemática do que em Leitura. Também encontrou movimentos cíclicos, em que a medida de desigualdade tende a cair após uma tendência de alta. Embora esses achados sinalizem crescimento da desigualdade de oportunidade em relação a 1995, os valores encontrados nos anos iniciais dos anos 2000 se mostraram relativamente semelhantes aos resultados aqui apresentados no período correspondente. As semelhanças entre os níveis de desigualdade de oportunidade, segundo o tipo de escola, também podem ser observadas. Assim como em [Diaz et al. \(2012\)](#), os níveis de desigualdade de oportunidade são maiores para as escolas privadas do que para as públicas.

Por um lado, esse resultado pode estar associado à composição das variáveis circunstâncias entre os dois tipos de escolas e, consequentemente, a uma fonte da desigualdade de oportunidade. Como observado na Tabela 3, a composição das características de *background* familiar é mais homogênea em escolas públicas quando comparada à composição em escolas privadas. Além disso, em escolas privadas, existe uma maior concentração nas categorias mais elevadas de escolarização e ocupação dos pais. Assim, a desigualdade de oportunidade em escolas privadas pode ser maior em função dessa maior heterogeneidade na composição. Conforme [Barros et al. \(2009\)](#), as diferenças nas condições relacionadas aos recursos e origem familiar podem diferir muito entre os grupos de circunstâncias e, portanto, aqueles estudantes em grupos inferiores podem não ter acesso aos mesmos serviços para desenvolver seus talentos. Por outro lado, esse resultado pode estar associado ao efeito das características de *background* familiar no desempenho dos estudantes, que geralmente são mais importantes para estudantes de escolas privadas, como encontrado em [Moraes e Belluzzo \(2014\)](#).

4.2 Desigualdade de oportunidade e gap de desempenho entre escolas privadas e públicas no Brasil, por estados

Na literatura é possível identificar importantes evidências sobre a relação entre desigualdade de oportunidade e variáveis econômicas, por exemplo, PIB *per capita*, gasto em educação, número de matrículas, dentre outras. Os efeitos da desigualdade de oportunidade sobre o *gap* de desempenho entre estudantes de escolas privadas e públicas, no entanto, não tem sido explorado pela literatura. A Tabela 6, por exemplo, reporta o *gap* de desempenho médio em Leitura entre escolas privadas e públicas e as estimativas da desigualdade de oportunidade para cada estado brasileiro e ano.¹³ Além disso, as médias dessas medidas no período 2006 a 2015 foram calculadas e os estados foram ordenados do maior para o menor valor do *gap* médio. Em 2015, não foi possível obter as estimativas do *gap* para o estado do Amapá, uma vez que nenhuma das observações remanescentes após a exclusão das observações com valores ausentes é de escolas privadas.

¹³Estimativas dessas duas variáveis para as áreas de Matemática e Ciências foram realizadas e estão disponíveis mediante solicitação e, portanto, não serão analisadas nessa fase.

As estimativas na Tabela 6 mostram que o *gap* de desempenho em Leitura entre escolas privadas e públicas e a desigualdade de oportunidade sugerem diferenças consideráveis entre estados e ao longo do tempo. Também revelam que o conjunto de circunstâncias é responsável por uma parcela expressiva da desigualdade de oportunidade. Apenas os estados da Paraíba e Rio de Janeiro, no ano de 2006, alcançaram níveis de desigualdade de oportunidade no aprendizado de Leitura superiores a 40%. Entretanto, é importante ressaltar que as medidas estimadas, neste estudo, representam uma estimativa do limite inferior da desigualdade de oportunidade. Isto é, outras circunstâncias, como a raça, que não foram consideradas neste estudo, podem ampliar ainda mais esses percentuais.

Por outro lado, a desigualdade de oportunidade reduziu sua participação sobre a desigualdade total em quase todos os estados nesse período. O estado do Rio de Janeiro foi o que mais reduziu. O mesmo não pode ser dito para o estado do Piauí, sendo essa o que mais ampliou a desigualdade de oportunidade: 9,5% em Leitura. Outro ponto a chamar a atenção é que a maioria dos estados brasileiros conseguiu reduzir o *gap* do desempenho médio em Leitura entre escolas privadas e públicas durante o decênio considerado, sendo as principais reduções associadas aos estados do Norte e Nordeste. Tocantins, por exemplo, está entre os dois que mais reduziram o *gap* de desempenho em Leitura. Já entre os estados que ampliaram o *gap*, Rondônia e Piauí lideram essa característica. Além disso, é importante destacar a presença e a influência de potenciais observações *outliers* nas estimativas apresentadas.¹⁴ No caso do *gap* em Leitura, alguns estados denotaram uma redução além do esperado em um intervalo de três anos. Por exemplo, em 2006, o *gap* em Leitura do estado de Goiás foi um pouco superior a 103 pontos, caiu para 24 pontos em 2009 e voltou a crescer em 2012 (80 pontos). Situações semelhantes podem ser observadas para Rondônia e Amapá.

A redução da desigualdade de oportunidade, mensurada em pontuações de testes no Brasil e em outros países em desenvolvimento, tem sido observada em estudos anteriores (DIAZ *et al.*, 2012; CARVALHO; WALTEMBERG, 2015; GAMBOA; WALTEMBERG, 2012; IDZALIKA; BUE, 2015). O declínio na desigualdade de oportunidade e do *gap* entre escolas privadas e públicas, que foi observado na maioria dos estados brasileiros, pode ser reflexo de políticas educacionais recentes que reduziram as restrições no acesso à educação e o custo de oportunidade de estudar. Entretanto, Gamboa e Waltenberg (2012) argumentam que, dadas as oscilações na taxa de cobertura de um ciclo do PISA para o outro, não se pode ter certeza se as reduções observadas são de fato efeito de um conjunto deliberado de políticas ou se é simplesmente um efeito composição.

A Tabela 6 mostra, ainda, a média do *gap* de desempenho e da desigualdade de oportunidade no período de 2006 a 2015, de modo que os estados foram classificados em ordem decrescente do *gap* de desempenho. Os estados de Mato Grosso e Amapá estão entre os estados com menor *gap* em Leitura. Já o estado da Paraíba tende a liderar a desigualdade de oportunidade com respeito à média do período. Ao comparar o *gap* de desempenho e a desigualdade de oportunidade em Leitura, percebem-se importantes diferenças entre os *rankings* dos estados; porém, um grupo de estados mantém relativamente o mesmo *ranking* nas três avaliações PISA: Maranhão, que está no grupo de

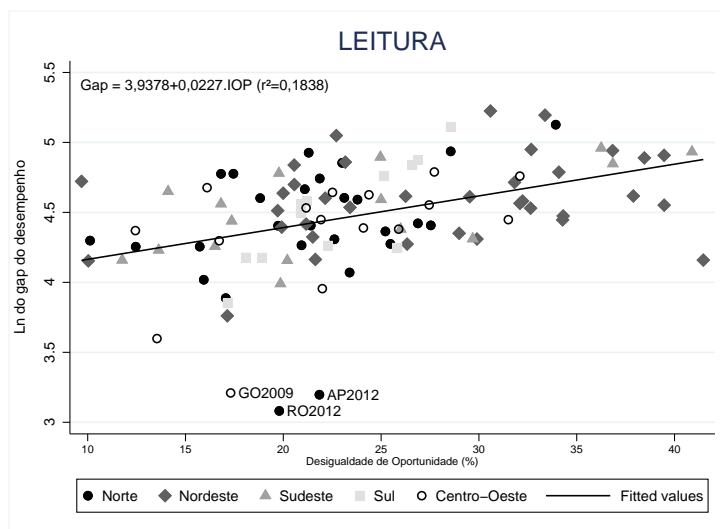
¹⁴Também foram identificados potenciais *outliers* em Matemática e Ciências, que foram consideradas em análises subsequentes.

Tabela 6: *Gap de desempenho em Leitura entre escolas privadas e públicas e desigualdade de oportunidades, segundo os estados brasileiros - 2006 a 2015*

UF	2006			2009			2012			2015			2006 a 2015	
	Obs.	Gap	IOP	Obs.	Gap	IOP	Obs.	Gap	IOP	Obs.	Gap	IOP	Gap médio	IOP médio
CE	240	140,01	0,37	620	155,88	0,23	646	71,76	0,26	649	128,90	0,23	124,14	0,27
PR	307	165,94	0,29	671	126,10	0,27	676	116,74	0,25	257	69,95	0,26	119,68	0,27
MA	237	180,36	0,33	427	101,02	0,26	459	101,23	0,38	364	92,76	0,33	118,84	0,33
TO	235	168,48	0,34	644	99,67	0,19	588	99,87	0,23	505	70,43	0,13	109,61	0,22
PE	240	185,80	0,31	634	126,26	0,21	527	42,98	0,17	481	82,84	0,21	109,47	0,22
MG	456	133,66	0,25	720	142,58	0,36	733	54,08	0,20	638	95,69	0,17	106,50	0,25
BA	280	75,51	0,22	600	87,74	0,34	335	141,12	0,33	300	112,38	0,10	104,19	0,25
RJ	256	138,82	0,41	639	127,46	0,37	573	79,91	0,26	424	64,02	0,12	102,55	0,29
PI	264	77,54	0,29	503	97,61	0,32	537	100,66	0,30	284	132,86	0,39	102,17	0,32
PA	285	83,21	0,27	384	114,67	0,22	568	82,06	0,28	240	128,24	0,23	102,05	0,25
AL	216	85,34	0,34	479	99,63	0,22	424	93,30	0,23	307	119,98	0,34	99,56	0,28
DF	243	116,67	0,32	637	85,49	0,22	580	85,46	0,32	352	102,10	0,24	97,43	0,27
SE	285	135,34	0,40	677	91,16	0,20	461	64,30	0,22	368	96,01	0,32	96,71	0,28
RR	254	48,79	0,17	366	118,65	0,17	551	139,24	0,29	454	73,57	0,10	95,06	0,18
SP	870	68,75	0,14	1014	119,10	0,20	1650	84,66	0,17	1148	104,52	0,14	94,26	0,16
RN	265	81,00	0,20	589	103,25	0,20	553	111,57	0,32	459	63,66	0,10	89,87	0,20
AM	271	98,61	0,24	622	81,95	0,21	530	118,56	0,17	380	58,57	0,23	89,42	0,21
MS	284	107,42	0,16	585	92,94	0,21	581	79,85	0,26	591	73,51	0,17	88,43	0,20
PB	213	64,01	0,42	563	74,41	0,30	557	94,79	0,40	381	109,83	0,21	85,76	0,33
RS	277	97,49	0,21	682	130,88	0,27	616	65,21	0,18	568	46,98	0,17	85,14	0,21
GO	263	103,86	0,23	643	24,77	0,17	611	80,54	0,24	386	120,19	0,28	82,34	0,23
SC	288	95,75	0,21	658	89,53	0,21	615	70,99	0,22	597	65,15	0,19	80,35	0,21
AC	196	106,23	0,21	400	70,49	0,16	541	71,17	0,21	487	71,87	0,26	79,94	0,21
RO	273	74,29	0,23	594	78,59	0,25	567	21,79	0,20	357	137,89	0,21	78,14	0,22
ES	265	74,54	0,30	633	70,59	0,17	610	98,67	0,25	416	63,85	0,20	76,91	0,23
MT	210	52,19	0,22	563	36,54	0,14	568	94,95	0,28	411	79,03	0,12	65,68	0,19
AP	218	81,83	0,20	450	55,63	0,16	449	24,46	0,22				53,97	0,14

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA 2006 a 2015.

Figura 1: Dispersão da desigualdade de oportunidade e *gap* do desempenho em Leitura no Brasil - *pool* das observações em 2006, 2009, 2012, 2015



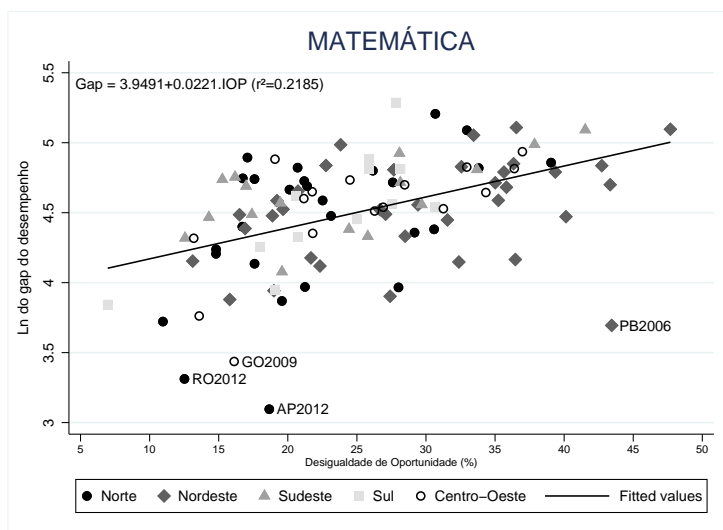
Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA. *Outliers*: AP2012 (Amapá em 2012), RO2012 (Rondônia em 2012) e GO2009 (Goiás em 2009).

maior nível nas duas dimensões, Rio Grande do Sul e Mato Grosso, entre os colocados em pior situação. Além disso, os estados do Nordeste possuem os maiores níveis de desigualdade de oportunidade nesse período. Percebe-se, ainda, que os maiores níveis de desigualdade de oportunidade nesses estados são acompanhados, em parte, por maiores níveis de diferenças do desempenho médio entre escolas privadas e públicas, com raras exceções. Embora não seja tão claro o padrão geográfico na distribuição das desigualdades de oportunidade entre os estados, esses resultados médios podem sugerir alguma correlação positiva entre desigualdade de oportunidades e o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas.

Os achados anteriores são consistentes com os resultados apresentados na Figura 1, que sugere evidências de uma relação positiva e significativa entre o *gap* de desempenho e a desigualdade de oportunidade em Leitura, estimada por mínimos quadrados ordinários por meio de regressão simples dessas duas dimensões em *pool* de todas os estados brasileiros no período 2006, 2009, 2012 e 2015. O mesmo pode ser observado quanto ao aprendizado em Matemática e Ciências (Figuras 2 e 3). Essa dispersão do *pool* das observações também mostra a presença de potenciais *outliers* da relação *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas e desigualdade de oportunidade. No caso do aprendizado em Leitura, Goiás em 2009 e Rondônia e Amapá em 2012 são possíveis candidatos. Em análise posterior, este estudo avalia a sensibilidade das estimativas em relação à exclusão dessas observações como teste de robustez. No caso do aprendizado em Matemática e Ciências, o estado da Paraíba, em 2006, chama atenção por sua distância em relação aos valores previstos do *gap* de desempenho.

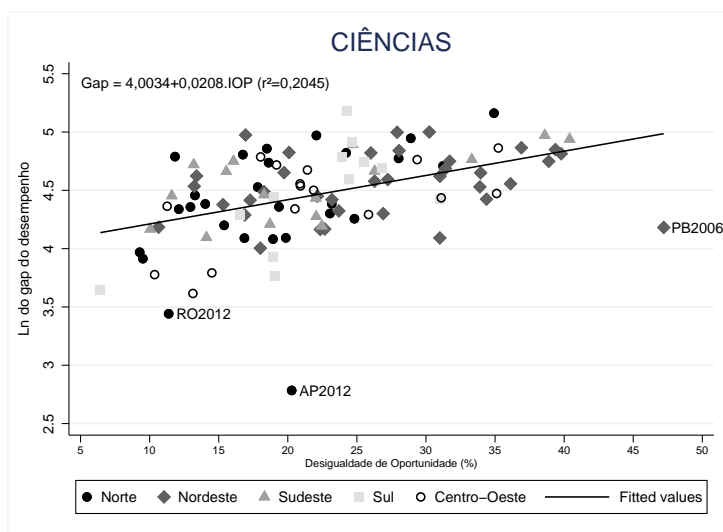
Seguindo a estratégia empírica proposta no ensaio, estima-se a relação entre desigualdade de oportunidade (%) e o *gap* de desempenho entre escolas

Figura 2: Dispersão da desigualdade de oportunidade e *gap* do desempenho em Matemática no Brasil - *pool* das observações em 2006, 2009, 2012, 2015



Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA. *Outliers*: AP2012 (Amapá em 2012), PB2006 (Paraíba em 2006), RO2012 (Rondônia em 2012) e GO2009 (Goiás em 2009).

Figura 3: Dispersão da desigualdade de oportunidade e *gap* do desempenho em Ciências no Brasil - *pool* das observações em 2006, 2009, 2012, 2015



Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA. *Outliers*: AP2012 (Amapá em 2012), PB2006 (Paraíba em 2006) e RO2012 (Rondônia em 2012).

privadas e públicas (em logaritmo natural). Por meio de um modelo de efeitos fixos, as estimativas da relação entre essas duas dimensões, expressas na Tabela 7, foram calculadas exatamente conforme a equação (8). Desse modo, seguindo a estratégia de Marrero e Rodríguez (2013), distintas especificações foram estimadas para analisar a sensibilidade do coeficiente de interesse, à medida que importantes controles são adicionados ao modelo. No primeiro modelo, 1, apenas a desigualdade de oportunidade é incluída na regressão, além dos efeitos fixo de tempo e estado. No modelo 2, adiciona-se a diferença entre as estimativas da desigualdade de oportunidade entre escolas privadas e públicas. Já o modelo 3 incorpora a primeira defasagem da variável dependente e a primeira defasagem das variáveis inseridas do modelo anterior. Por fim, no modelo 4, três características-controle são adicionadas ao modelo 3, sendo esse modelo a especificação completa (modelo *full*). Cada painel na Tabela 7 corresponde ao efeito da desigualdade de oportunidade sobre o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas em variadas avaliações. O painel [A] corresponde ao desempenho em Leitura. O painel [B] refere-se aos escores em Matemática e o painel [C] sobre o aprendizado em Ciências. A primeira linha em cada painel corresponde ao coeficiente β da equação (8), seguido do erro-padrão e coeficiente de determinação do modelo estimado abaixo.

As estimativas sugerem uma relação positiva e significativa da desigualdade de oportunidade com o *gap* do desempenho entre escolas privadas e públicas na avaliação de Leitura. Além disso, os coeficientes se mostraram pouco sensíveis a distintas especificações. À medida que importantes controles foram sendo adicionados, o efeito da desigualdade de oportunidade sobre o *gap* de desempenho entre os dois tipos de escola recebe pouca influência, sinalizando certa robustez das estimativas. No modelo *full*, a relação estimada sugere que o aumento na desigualdade de oportunidade pode ampliar o *gap* de Leitura entre escolas privadas e públicas em até 3%. Esses resultados são semelhantes em relação ao aprendizado em Matemática e Ciências.

Além disso, seguindo Marrero e Rodríguez (2013), apresenta-se uma análise adicional de sensibilidade das estimativas para mostrar o quão robustos são os resultados quando potenciais *outliers*, identificados na Figura 1 no caso do aprendizado em Leitura, são excluídos da amostra. Utilizando o modelo completamente especificado (*full* - Modelo 4 da Tabela 7), novas estimativas são realizadas, excluindo da amostra um estado de cada vez: Amapá e Rondônia, em 2012, e Goiás, em 2009. Já na avaliação de Matemática, o estado da Paraíba, em 2006, também é excluído e no aprendizado de Ciências, desses quatro estados citados anteriormente, apenas a exclusão do estado de Goiás não foi realizada.

A Tabela 8, a seguir, mostra a sensibilidade do coeficiente β da equação (8) quando distintas observações são excluídas da amostra. O primeiro painel da tabela corresponde ao efeito estimado em Leitura, no segundo painel em Matemática e o terceiro em Ciências. Apenas o coeficiente de interesse é reportado, em que cada coluna representa a exclusão de um só estado em destaque.

Os resultados sugerem que, mesmo após a exclusão dos potenciais estados *outliers*, o coeficiente associado à desigualdade de oportunidade permanece semelhante às estimativas no modelo *full*, tanto em termos de magnitude do coeficiente quanto em relação a sua significância. Apenas a exclusão do estado de Rondônia, em 2012, tende a modificar a importância estatística do

Tabela 7: Estimação por efeitos fixos da relação entre o *Gap* do desempenho em Leitura e a desigualdade de oportunidade - Brasil - 2006 a 2015

Variável dependente: [<i>Gap</i> do desempenho]		{1}	{2}	{3}	{4 – full}
[A]	$IOP_{i,t}$	0,025* (0,007)	0,025** (0,005)	0,028* (0,009)	0,031 ⁺ (0,012)
	R^2	0,415	0,415	0,517	0,560
[B]	$IOP_{i,t}$	0,026* (0,006)	0,027** (0,005)	0,028* (0,008)	0,029* (0,010)
	R^2	0,459	0,475	0,551	0,572
[C]	$IOP_{i,t}$	0,020* (0,005)	0,021** (0,003)	0,023* (0,006)	0,021* (0,007)
	R^2	0,459	0,464	0,562	0,583
$GapIOP_{i,t}$			Sim	Sim	Sim
$IOP_{i,t-1}$				Sim	Sim
$GapIOP_{i,t-1}$				Sim	Sim
$Gap_{i,t-1}$				Sim	Sim
$Gap\ Tamanho\ da\ Turma_{i,t}$					Sim
$Gap\ Distorção\ Idade\ Série_{i,t}$					Sim
$Gap\ Taxa\ de\ Reprovação_{i,t}$					Sim
<i>Efeito Fixo de Estado</i>		Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Efeito Fixo de Tempo</i>		Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Observações</i>		107	107	80	80

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2006, 2009, 2012 e 2015. Erros-padrão robustos clusterizados por região em parênteses. ⁺p < 0,1, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001.

Tabela 8: Análise de sensibilidade do coeficiente da desigualdade de oportunidade ao excluir estados da amostra - Brasil - 2006 a 2015

Variável dependente: <i>gap</i> do desempenho		<i>Full</i>	Paraíba (2006)	Goiás (2009)	Rondônia (2012)	Amapá (2012)
[A]	$IOP_{i,t}$	0,031 ⁺ (0,012)	-	0,025* (0,006)	0,028 ⁺ (0,013)	0,031 ⁺ (0,012)
	R^2	0,560	-	0,581	0,566	0,512
	Obs.	80	-	79	79	79
[B]	$IOP_{i,t}$	0,029* (0,010)	0,029* (0,010)	0,022** (0,003)	0,026 ⁺ (0,012)	0,028* (0,010)
	R^2	0,572	0,603	0,584	0,573	0,498
	Obs.	80	79	79	79	79
[C]	$IOP_{i,t}$	0,021* (0,007)	0,022* (0,007)	-	0,019 (0,010)	0,024** (0,007)
	R^2	0,583	0,610	-	0,595	0,511
	Obs.	80	79	-	79	79

Fonte: Elaboração própria com base nos dados PISA 2006, 2009, 2012 e 2015. Erros-padrão robustos clusterizados por região em parênteses. ⁺p < 0,1, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001.

efeito da desigualdade de oportunidade sobre o *gap* de desempenho em Ciências. Portanto, qualquer erro de mensuração associado ao cálculo do *gap* de desempenho e a desigualdade de oportunidade nesses estados parece não influenciar as estimativas da relação entre essas duas dimensões.

A relação positiva entre as duas medidas confirma a hipótese de que a desigualdade de oportunidade deve ser combatida, pois ela é uma desigualdade injusta do ponto de vista da justiça social. Esse resultado, de certa forma intuitivo, era esperado, pois o *gap* de desempenho entre escolas privadas e públicas também é considerado uma medida negativa, uma vez que ela tende a fortalecer as desigualdades econômicas, tornando as desigualdades sociais mais persistentes no tempo. O resultado encontrado pode, em alguma medida, estar associado ao papel das circunstâncias relacionadas ao *background* e recursos familiares, que são fatores correlacionados às duas medidas. Por um lado, a distribuição dos estudantes entre escolas privadas e públicas e muito das desigualdades iniciais no desempenho dos estudantes dependem das diferenças nos recursos e *background* familiar (FERREIRA; GIGNOUX, 2014). Por outro lado, a escolaridade e ocupação dos pais também são responsáveis por grande parte da desigualdade de oportunidade educacional (FERREIRA; GIGNOUX, 2014). Assim, os resultados encontrados, neste estudo, confirmam a hipótese de que a desigualdade de oportunidades possui um efeito negativo do ponto de vista social, uma vez que ela promove o aumento das diferenças entre estudantes de escolas privadas e públicas.

5 Conclusões

Ter melhores oportunidades possibilita que determinada parcela da sociedade tenha vantagens comparativas em relação a outros no ponto de partida, embora os diferenciais de resultados não sejam completamente explicados por essas oportunidades. O esforço e/ou a sorte deveriam ser os principais fatores a explicar as desigualdades nos resultados individuais. Se uma pessoa possui mais oportunidades educacionais do que outra, em fases iniciais da vida e exercendo o mesmo nível de esforço, então essa desigualdade de oportunidade poderia refletir sobre a construção de suas habilidades e, consequentemente, sobre os ganhos econômicos em outra fase da vida, persistindo a desigualdade.

Nesse sentido, a desigualdade de oportunidade em educação recebe atenção de pesquisadores diversos que buscaram mensurar essa medida de desigualdade em pontuações de testes. Com efeito, este estudo teve como objetivo principal analisar tendências da desigualdade de oportunidade em desempenho dos estudantes em testes no Brasil e sua relação com os diferenciais de desempenho educacional entre os dois tipos de escola.

Utilizando dados do PISA, conclui-se que a desigualdade de oportunidade no Brasil tem se reduzido nos últimos anos, embora evidências sugiram que a desigualdade de oportunidade tende a ser maior em escolas privadas. Isto é, a variação nos resultados educacionais dos estudantes em escolas privadas é explicada em maior proporção pelas características predeterminadas dos estudantes do que em escolas públicas. Além disso, por meio de uma estratégia de efeitos fixos de estados, encontram-se evidências segundo as quais a desigualdade de oportunidade possui uma associação positiva e significativa com *gap* de desempenho educacional dos estados brasileiros, mesmo após análises de sensibilidade a especificação do modelo e presença de potenciais *outliers*.

Esses achados, contudo, devem ser interpretados com cautela, uma vez que medida de desigualdade de oportunidade mensurada no estudo desconsidera a influência de outras circunstâncias omitidas pela ausência de dados (raça, por exemplo), sendo essa uma questão a ser explorada em estudos futuros.

Ante as perspectivas de ampliação dos gastos educacionais estabelecidos no Plano Nacional da Educação, os resultados aqui mostrados caminham no sentido de que, para reduzir as disparidades entre escolas privadas e públicas, outros fatores podem ser levados em consideração. Assim, uma política planejada a reduzir as diferenças nos desempenhos dos estudantes de escolas privadas e públicas deve também considerar a desigualdade de oportunidade após o acesso, isto é, que o desempenho dos estudantes dependa cada vez menos das variáveis que estão fora da responsabilidade dos estudantes, como o efeito do *background* familiar. Filhos de pais com níveis mais elevados de *background* familiar, geralmente frequentam escolas privadas, acessando escolas com melhor estrutura física e/ou profissionais no ensino básico. Além disso, os estudantes de escolas privadas possuem maior acesso ao reforço escolar fora da escola ou maior uma maior atenção dos pais no ambiente familiar. Do ponto de vista público, as escolas públicas em tempo integral pode ser uma alternativa viável aos estudantes de escolas públicas, pois ela pode exercer esse papel ao ajudar a equilibrar as diferenças de oportunidades e o efeito do *background* familiar sobre o desempenho educacional.

Referências

- ASADULLAH, M. Niaz; YALONETZKY, Gaston. Inequality of Educational Opportunity in India: Changes Over Time and Across States. *World Development*, v. 40, n. 6, p. 1151–1163, 2012.
- BARROS, Ricardo Paes de *et al.* *Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: World Bank, 2009.
- BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco HG; MENÉNDEZ, Marta. Inequality of opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, v. 53, n. 4, p. 585–618, 2007.
- CARVALHO, Márcia; WALTEMBERG, Fábio D. Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. *Economia Aplicada*, v. 19, n. 2, p. 369–396, 2015.
- COHEN, G. A. On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics*, v. 99, n. 4, p. 906–944, 1989.
- DIAZ, Maria Dolores Montoya *et al.* (Des) igualdades de oportunidades no ensino médio brasileiro: Escolas públicas e privadas. *Revista Economia*, v. 13, 3a, p. 553–568, 2012.
- DIAZ, Maria Dolores Montoya. Desigualdade de oportunidades no ensino médio: ENEM. *Revista Economia & Tecnologia*, v. 6, n. 3, p. 121–128, 2010.

- DWORKIN, Ronald. What is equality? Part 2: Equality of resources. *Philosophy and Public Affairs*, v. 10, n. 4, p. 283–345, 1981.
- ERSADO, Lire; GIGNOUX, Jeremie. Egypt: inequality of opportunity in education. *Middle East Development Journal*, v. 9, n. 1, p. 22–54, 2017.
- FERREIRA, Francisco H. G.; GIGNOUX, Jérémie. The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity. *World Bank Economic Review*, v. 28, n. 2, p. 210–246, 2014.
- FERREIRA, Francisco H. G.; GIGNOUX, Jérémie. The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, v. 57, n. 4, p. 622–657, 2011.
- FIGUEIREDO, Erik; NOGUEIRA, Lauro; SANTANA, Fernanda Leite. Igualdade de oportunidades: Analisando o papel das circunstâncias no desempenho do ENEM. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 3, p. 373–392, 2014.
- FLEURBAEY, Marc. *Justiça, responsabilidade e bem-estar*. Oxfor: Oxford University Press, 2008.
- GAMBOA, Luis; LONDOÑO, Erika. Assessing educational unfair inequalities at a regional level in Colombia. *Lecturas de Economía*, v. 1, n. 83, p. 97–133, 2015.
- GAMBOA, Luis Fernando; WALTENBERG, Fábio D. Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006–2009. *Economics of Education Review*, v. 31, n. 5, p. 694–708, 2012.
- GAMBOA, Luis Fernando; WALTENBERG, Fábio D. Measuring inequality of opportunity in education by combining information on coverage and achievement in PISA. *Educational Assessment*, v. 20, n. 4, p. 320–337, 2015.
- IDZALIKA, Rajius; BUE, Maria C. Lo. *Inequality of opportunity in education: Evidence from Indonesia, 1997-2007*. 2015. Disponível em: <https://www.siecon.org/sites/siecon.org/files/oldfiles/uploads/2015/10/Lo-Bue.pdf>.
- MARRERO, Gustavo A; RODRÍGUEZ, Juan G. Inequality of opportunity and growth. *Journal of Development Economics*, v. 104, p. 107–122, 2013.
- MORAES, André Guerra Esteves de; BELLUZZO, Walter. O diferencial de desempenho escolar entre escolas públicas e privadas no Brasil. *Nova Economia*, v. 24, n. 2, p. 409–430, 2014.
- OECD. *PISA Data Analysis Manual: spss second edition*. 2009. Disponível em: http://archivos.agenciaeducacion.cl/Manual_de_Analisis_de_datos_SPSS_version_ingles.pdf.
- OECD. *Programme for International Student Assessment (PISA) Results from PISA 2015*. 2016. Disponível em: <https://www.oecd.org/pisa/PISA-2015-Brazil-PRT.pdf>.

- PROCÓPIO, Igor Vieira; FREGUGLIA, Ricardo da Silva; CHEIN, Flávia. Desigualdade de oportunidades na formação de habilidades: uma análise com dados longitudinais. *Economia Aplicada*, v. 19, n. 2, p. 326–348, 2015.
- ROEMER, John E. *Equality of opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998.
- SALEHI-ISFAHANI, Djavad; HASSINE, Nadia Belhaj; ASSAAD, Ragui. Equality of opportunity in educational achievement in the Middle East and North Africa. *Journal of Economic Inequality*, v. 12, n. 4, p. 489–515, 2014.
- TAVARES, Priscilla; CAMELO, Rafael; PACIÊNCIA, Luan. Uma análise do papel das escolas e das redes de ensino sobre as desigualdades de oportunidades educacionais. *Economia Aplicada*, v. 22, n. 2, p. 239–272, 2018.