

## O Papel das Circunstâncias no Esforço Individual Observado

### The Role of Circumstances in the Individual Effort Observed

Lauro Nogueira\*<sup>ab</sup>; Wallace Patrick S. F. Souza<sup>c</sup>

<sup>a</sup>Universidade Estadual do Rio Grande do Norte, Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Economia. RN, Brasil.

<sup>b</sup>Universidade Federal Rural do Semiárido. RN, Brasil.

<sup>c</sup>Universidade Federal da Paraíba, Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Economia. PB, Brasil.

\*E-mail: lauro.nogueira@ufersa.edu.br

---

#### Resumo

Segundo a literatura tradicional de Igualdade de Oportunidades, especificamente a *Roemer's Identification Axiom* (RIA), dois indivíduos com diferentes níveis de oportunidade, mas pertencentes ao mesmo percentil da sua distribuição condicionada – resultado – ao seu conjunto de circunstâncias, empreendem o mesmo nível de esforço. Diante disso, este estudo busca investigar se uma das principais hipóteses assumidas pela moderna teoria de Igualdade de Oportunidades se mantém. Para tanto, adotou-se uma estratégia empírica desenvolvida em Bourguignon *et al.* (2007), em que é assumida uma relação de dependência entre as variáveis de circunstância e de esforço. Inicialmente são utilizadas apenas informações do vetor de variáveis circunstanciais correspondem a 336.286 estudantes naturais de 58 países de todos os Continentes. Na segunda estimação, é utilizado o vetor de variáveis que expressam o esforço, sendo um total de 225.629 estudantes pertencentes a todos os países analisados na primeira etapa. Os principais resultados apontam uma influência das circunstâncias individuais sobre o esforço observado variando entre 2,3% a 2,8%. Em outras palavras, nos dados analisados a RIA não é validada. Diante desses resultados, ao menos duas inferências parecem viáveis: i) há efeitos das circunstâncias sobre o esforço individual despendido; e ii) a magnitude desse efeito se situa em torno de 15% do total da desigualdade injusta observada no exame.

**Palavras-chave:** Igualdade de Oportunidades Educacionais. RIA. Efeitos Indiretos das Circunstâncias.

#### Abstract

*According to the traditional Equality of Opportunity literature, specifically the Roemer's Identification Axiom (RIA), two individuals with different levels of opportunity, but belonging to the same percentile of their conditioned distribution - result - to their set of circumstances, undertake the same level of effort. Therefore, this paper investigates whether one of the main hypotheses assumed by the modern theory of Equal Opportunities remains. To this end, an empirical strategy developed by Bourguignon et al. (2007) was adopted, in which a dependency relationship between the circumstance and effort variables is assumed. Initially, only information from the vector of circumstantial variables is used, corresponding to 336,286 natural students from 58 countries on all continents. In the second estimation, the vector of variables that express the effort is used, with a total of 225,629 students belonging to all the countries analyzed in the first stage. The main results indicate an influence of individual circumstances on the observed effort, varying between 2.3% to 2.8%. In other words, in the analyzed data, the RIA is not validated. Due to these results, at least two inferences seem viable: i) there are effects of the circumstances on the individual effort spent; and ii) the magnitude of this effect is around 15% of the total unfair inequality observed in the test.*

**Keywords:** Equal Educational Opportunities. RIA. Indirect Effects of the Circumstances.

---

#### 1 Introdução

Estudos recentes, por exemplo, Black e Devereux (2010), apontam que a persistência educacional tem duas razões fundamentais. A primeira é denominada de seleção pura ou efeitos indiretos, em que indivíduos mais educados auferem rendas mais elevadas e, portanto, reflete em variáveis que irão contribuir substancialmente para a educação dos filhos. Já o segundo, denominado efeito causalidade ou direto, pressupõe que alcançar níveis educacionais mais elevados faz do indivíduo um tipo diferente de pai e, assim, induz seus filhos a resultados educacionais mais elevados. Essa relação direta de causalidade ocorre através de fatores potencialmente não observáveis, como ambientes compartilhados e herdabilidade genética.

Para Roemer (1998), existem dois conceitos de igualdade de oportunidades que prevalecem nas democracias Ocidentais. O primeiro afirma que todo indivíduo com potencial relevante em seu período de formação deve ser admitido como possível candidato a competir por posições na sociedade. O segundo, denominado princípio não discriminatório, estabelece que na competição por posições na sociedade, todo indivíduo que possui atributos relevantes para exercer uma determinada função deve ser incluído como candidato elegível e que somente será julgado por essas características relevantes.

Guiado por esta linha teórica, Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2009) defendem que a igualdade de oportunidades constitui um princípio básico para atenuar desigualdades entre indivíduos, em que os resultados dependem de um conjunto de

fatores determinísticos e aleatórios relevantes para o sucesso ou fracasso do agente econômico. O processo de análise apenas será possível após identificar as variáveis que estão sob a responsabilidade dos indivíduos e as que não estão.

Destaca-se a existência de diversos estudos sobre os determinantes do desempenho educacional, inclusive, utilizando dados de logro educacional, porém a maior parte destes não passa de meros registros descritivos. Por exemplo, Aguirreche (2012) investiga o modo como o grau de desigualdade de oportunidades de uma nação afeta o desempenho médio dos seus estudantes, utilizando um modelo estrutural baseado em Fleurbaey e Schokkaert (2009). Os resultados sinalizam elevado grau de desigualdade de oportunidades, em torno de 30% de desigualdade injusta. Além disso, o autor apura uma relação negativa de (-0,69) entre desigualdade de oportunidades e desempenho educacional.

Em outro estudo, envolvendo dados do PISA 2006-2009, Gamboa e Waltenberg (2011) avaliam a desigualdade de oportunidades educacionais em seis países da América Latina, utilizando uma abordagem não paramétrica proposta por Checchi e Peragine (2010), para decompor o índice de desigualdade na parte referente às oportunidades. O estudo verifica que o grau de desigualdade de oportunidade educacional varia entre 1% a 25%, o que denota uma considerável heterogeneidade entre os seis países.

De modo semelhante, Ferreira e Gignoux (2008), empregando dados do PISA 2000, calculam a parcela da desigualdade observada no desempenho escolar, que é determinada pelo conjunto de oportunidades. Em suma, constata-se que os maiores níveis de desigualdade de oportunidades educacionais são registrados em países em desenvolvimento – América Latina – embora, haja considerável heterogeneidade entre os países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). O peso das variáveis de circunstância, na desigualdade educacional total, varia entre 9% a 30% nos testes de matemática e entre 14% a 33% no teste de leitura.

Em outro estudo, Ferreira e Gignoux (2011) propõem dois métodos de inferir a desigualdade educacional. O primeiro é voltado para o desempenho educacional – variância ou desvio padrão – e o segundo para a oportunidade educacional – parcela da variância que explica a influência das circunstâncias. Os resultados reportam que 35% de todas as disparidades no desempenho educacional dos 57 países participantes do PISA 2006 ocorrem em função da desigualdade de oportunidades.

Por sua vez, Heineck e Riphahn (2010), utilizando dados de corte de nascimento na Alemanha, para o período de 1929 a 1978, investigam a influência de atributos parentais sobre os resultados educacionais – mobilidade intergeracional da educação – obtidos ao longo do tempo. Eles constataram que, embora o sistema educacional na Alemanha tenha passado por diversas reformas, a fim de diminuir a desigualdade de oportunidades educacionais, não há nenhuma evidência

empírica da redução significativa no papel socioeconômico dos pais no resultado educacional obtido pelos filhos nas últimas décadas.

Em linhas gerais, verifica-se que o conjunto de oportunidades é decisivo para o desempenho educacional dos indivíduos. Tais aspectos são mais incisivos em países em desenvolvimento, em especial, em países da América do Sul, Europa Oriental e Ásia. Ao contrário, os menores índices de desigualdade de oportunidades são constatados, em sua grande maioria, em países da América do Norte, Europa Ocidental e Oceania, em que, a educação dos pais é a circunstância mais importante que afeta os resultados.

Nesse cenário, este estudo busca investigar o quanto a origem individual influencia o esforço dos jovens que prestaram o exame do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes – PISA – edição 2012. Para tanto, assume-se que o desempenho individual obtido no teste é determinado, essencialmente, por dois conjuntos de fatores: o primeiro reflete a maximização do egoísmo individual, isso é, o esforço e; o segundo contempla os atributos pelos quais o indivíduo não possui qualquer responsabilidade, doravante denominado como vetor de circunstâncias individuais ou tipos. Este último é representado por características fora do controle dos indivíduos, tais como: educação parental, renda familiar, tipo de escola, entre outras.

Há diversos estudos na literatura argumentando que apenas a desigualdade, em função de variáveis de não responsabilidade (também denominada de desigualdade injusta) é socialmente indesejável. Em outras palavras, o que o artigo pretende averiguar é em que ponto ou magnitude a fonte geradora de desigualdade injusta (circunstâncias) afeta o esforço, sendo este considerado fonte de uma desigualdade aceitável que depende de cada um.

Posto isso, tomam-se duas linhas de raciocínio, a priori, estima-se a relação entre resultados educacionais e conjuntos de variáveis que representam as circunstâncias e esforço individuais, porém considerando o conjunto de variáveis que expressam o esforço individual independente das variáveis que representam as circunstâncias. Contudo, essa especificação carrega a endogeneidade gerada pelo grau de relação entre esses dois conjuntos de variáveis, aspecto que diferentes conjuntos de circunstâncias podem acarretar diferentes níveis de esforço. Dessa forma, adota-se em seguida a estratégia empírica desenvolvida em Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), na qual é assumida uma relação de dependência entre as variáveis de circunstância e de esforço.

É importante destacar que o grande diferencial e/ou importância deste estudo é buscar relacionar as variáveis de não responsabilidade individual com características de responsabilidade individual. Em resumo, o principal objetivo deste estudo é averiguar se uma das principais hipóteses assumidas pela moderna teoria de Igualdade de Oportunidades se mantém, qual seja a *Roemer's Identification Axiom* (RIA).

Isto é, pretende-se analisar se o resultado econômico obtido por dois agentes com distintos conjuntos de oportunidades que compõem o mesmo percentil da sua distribuição condicionada ao seu fator de circunstâncias, empreendem o mesmo nível de esforço, que é justamente o que afirma a RIA (ROEMER, 1998).

## 2 Material e Métodos

A estrutura teórica tradicional da desigualdade de oportunidades, sugerida por Roemer (1998), considera que o resultado individual (renda, educacional, etc.),  $w_i$ , é explicado por um conjunto de variáveis: i) de circunstância,  $C_i$ , por exemplo, background familiar, gênero, região de nascimento, etc.; ii) por fatores de esforço,  $E_i$ , como, horas trabalhadas, dispêndio em tempo de leitura, etc. e; iii) por um termo de sorte bruta,  $u_i$ . Em que  $f(\cdot)$  é uma função desconhecida

$$w_i = f(C_i, E_i, u_i) \quad (1)$$

Entretanto, associando esses conceitos a Função de Produção de Educação, doravante FPE, proposta Hanushek (1970), com algumas especificidades, tem-se:

$$\ln(W_{it}) = g(F_i^t, P_i^t, I_i S_i^t) \quad (2)$$

Em que  $W_{it}$  é o vetor educacional realizado pelo estudante  $i$ -th no tempo  $t$ ;  $F_i^t$  é o vetor de características individuais e familiares do  $i$ -th estudante acumulado no período  $t$ ;  $P_i^t$  é o vetor de influências do corpo discente (influências de pares), ou seja, variáveis socioeconômicas e background familiar de outros estudantes na escola acumulados no período  $t$ ;  $I_i$  é o vetor de dotações iniciais do  $i$ -ésimo indivíduo; e  $S_i^t$  é o vetor de insumos escolares relevantes para o  $i$ -th estudante acumulados no período  $t$ . Na verdade, a FPE analisa a forma como os diversos insumos do processo educacional podem afetar os resultados educacionais dos indivíduos.

Acrescentando variáveis de controle que expressem as circunstâncias e esforço individuais a equação de resultado pode ser expressa idêntica a (3).

$$\ln(W_{f,i}^*) = \alpha + \beta_i W_{p,i}^* + \varepsilon_i, \quad (3)$$

Em que  $\ln(W_{f,i}^*)$  representa o log do desempenho do filho ao longo do tempo da família  $i$ ;  $(W_{p,i}^*)$  um vetor de características socioeconômicas do filho, como, o log da educação parental, tipo de escola que frequenta, atendimento pré-escolar, etc. e  $\varepsilon_i$  um termo ortogonal a  $W_{f,i}^*$ . Supõe-se:

$$E(\varepsilon_i) = 0, E(\varepsilon_i, W_{p,i}^*) = 0 \text{ e } E(\varepsilon_i^2) = \sigma_\varepsilon^2, \quad (4)$$

De forma que,  $\beta_1$  reflete a influência das características observáveis no resultado individual. No entanto, ciente de possíveis fragilidades dessa abordagem, principalmente, em função da omissão de variáveis, como também, possível endogeneidade presente no vetor de covariadas, emprega-se um método baseado em Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007). Isto é, supõe-se uma relação de dependência entre as variáveis de circunstância e de esforço. Portanto, relaxando a

hipótese assumida em (4), tem-se matematicamente:

$$(w_i) = f(C_i, E_i(C_i, v_i), u_i), \quad (5)$$

Em seguida, faz-se um link à abordagem de transmissão intergeracional e toma uma especificação log-linear como proposta em (3), implicando em:

$$\ln(\hat{w}_{f,i}) = \beta_1 W_{p,i}^* + \beta_2 E_{f,i}^* + u_{f,i}, \quad (6)$$

Adicionalmente, assume-se a endogeneidade imposta a determinadas variáveis que representam o esforço com as circunstâncias individuais resultando em:

$$E_{f,i}^* = \gamma W_{p,i}^* + v_i, \quad (7)$$

Em que  $\beta_1$  e  $\beta_2$  denota dois vetores de coeficientes. Além disso,  $u_i$  e  $v_i$  são termos aleatórios com propriedades white-noise que denotam variáveis não observáveis de circunstâncias e esforço, como também, o fator sorte, e  $\gamma$  é uma matriz de coeficientes que liga variáveis específicas de circunstâncias as de esforço. Em resumo, assume-se, que os coeficientes desta matriz exercem influência sobre as variáveis de esforço.

Esta estrutura possibilita que algumas variáveis de esforço sejam nitidamente impactadas pelas circunstâncias, tornando assim, viável captar efeitos diretos ( $\beta_1$ ) e indiretos ( $\beta_2 \gamma$ ) das variáveis de circunstância sobre o desempenho educacional individual. Agora, permita  $M(w)$  representar a distribuição marginal do desempenho obtida a partir de (5). A seguir, constroem-se dois contrafatuais: i) no primeiro, anulam-se os efeitos totais das circunstâncias, isto é,  $\tilde{w}_i = f((C_i) \bar{E}_i((C_i) \bar{v}_i), u_i)$ ; e ii) no segundo, anulam-se somente os efeitos diretos das circunstâncias,  $\tilde{w}_i^d = f((C_i) \bar{E}_i(C_i, v_i), u_i)$ . Portanto, se as expressões (6) – (7) puderem ser estimadas de forma prudente, a parcela da desigualdade – persistência das circunstâncias – sobre o desempenho individual é dada por:

$$\aleph_I = \frac{I(M(w)) - I(M(\tilde{w}))}{I(M(w))} \quad (8)$$

Em palavras, o vetor do desempenho resultante em (8) conterà a desigualdade total resultante das variáveis de circunstâncias. Por outro lado, a equação (9) revela a parcela da desigualdade – persistência – proveniente dos efeitos diretos das circunstâncias.

$$\aleph_I^d = \frac{I(M(w)) - I(M(w)^d)}{I(M(w))} \quad (9)$$

Então, o efeito indireto das circunstâncias é simplesmente determinado por:

$$(10)$$

Felizmente, para realizar as decomposições propostas em (8) e (9), não é necessário calcular os sistemas estruturais (6) - (7), dado que, substituindo (7) em (6) é possível ter a forma reduzida:

$$\aleph_I^i = \aleph_I - \aleph_I^d \quad (11)$$

Entretanto, conforme destacam os autores, a omissão de variáveis relevantes na determinação do resultado

e possível endogeneidade presente nas circunstâncias, tornam os parâmetros obtidos em (5) e (11) viesados e, conseqüentemente, a apuração dos contrafatuais também será viesada. Posto isso, e na falta de um adequado conjunto de variáveis instrumentais, os autores sugerem uma simulação de *Monte Carlo* para criar intervalos de variação dos coeficientes estimados. A fim de tornar as estimativas mais confiáveis, as estimações são feitas utilizando o método *bootstrap* com 1000 replicações de amostras aleatórias a partir da amostra original, e em seguida, construindo um intervalo de confiança para os parâmetros estimados. Por fim, buscou-se superar possíveis vieses na construção dos contrafatuais, a partir uma abordagem quantílica, dado que apenas o efeito médio pode não representar o impacto ao longo de toda distribuição.

## 2.1 Descrição e análise dos dados

Os resultados apresentados nesta pesquisa serão possibilitados pela utilização dos microdados do PISA para o ano de 2012, sendo a quinta edição do programa, avaliando as competências dos alunos em leitura, matemática e ciências com ênfase em matemática.

O exame PISA é uma pesquisa internacional trienal, que tem como objetivo avaliar os sistemas de educação em todo o mundo. Para tanto, busca testar as habilidades e os conhecimentos de estudantes de 15 anos. O programa é desenvolvido e coordenado pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), composto por uma coordenação nacional em cada país participante. A adoção desta base ocorre em virtude da riqueza apresentada, em que cerca de 510 mil estudantes de 65 países participaram desta edição, representando algo em torno de 28 milhões de jovens em âmbito mundial. Além disso, é considerada única por desenvolver atividades que não estão inteiramente ligados ao currículo escolar. Na verdade, os testes são projetados para avaliar em que medida os alunos no final do Ensino Fundamental podem aplicar seu conhecimento a situações cotidianas da vida real e como estão capacitados para a plena participação na sociedade. Além do mais, as informações coletadas, por meio de questionários, fornecem elementos auxiliares na interpretação de resultados.

Em relação às análises preliminares dos dados, reportados no Quadro 1, verifica-se um elevado grau de desigualdade no desempenho médio em todas as áreas de conhecimento, especialmente o baixo desempenho dos países da América do Sul. Por exemplo, o Brasil, que apesar de possuir uma das dez maiores economias do mundo (segundo o Fundo Monetário Internacional – FMI), apresenta um resultado extremamente modesto. No entanto, destaca-se que os resultados não se modificam, significativamente, em relação ao método e relatórios apresentados pelo programa, sendo que o Brasil ocupa a 58ª posição no ranking dos 65 países analisados, de acordo com os dados do PISA.

**Quadro 1 - Desempenho Médio – Teste Scores – PISA 2012**

Lugar	Matemática	Língua	Ciências	Média Geral
<b>América do Sul</b>	<b>394,39</b>	<b>410,73</b>	<b>408,51</b>	<b>404,54</b>
Argentina	396,47	403,99	410,58	403,68
Brasil	383,42	400,98	395,90	393,43
Chile	445,88	461,01	465,61	457,50
Colômbia	384,98	413,28	407,99	402,08
Peru	367,19	383,70	372,82	374,57
Uruguai	411,96	414,53	419,14	415,58
<b>Países da OCDE</b>	<b>488,30</b>	<b>490,81</b>	<b>494,86</b>	<b>491,33</b>
Alemanha	515,48	509,28	535,37	516,71
Canadá	509,29	510,95	514,36	511,53
Estados Unidos	481,03	497,62	497,57	492,07
França	498,42	509,27	502,53	503,41
Reino Unido	499,18	498,09	509,71	499,18
Espanha	495,82	494,45	504,83	498,37
Japão	534,99	536,67	545,77	539,14
México	418,44	428,84	419,59	422,29
<b>Países Asiáticos</b>	<b>540,20</b>	<b>515,12</b>	<b>525,58</b>	<b>526,97</b>
Shangai	612,03	569,36	580,33	587,24
Singapura	566,89	536,55	545,66	549,70
Hong-Kong	559,83	543,35	554,28	552,49
Chinesa Taipei	557,84	521,22	521,78	533,61
Coreia do Sul	552,61	535,61	537,14	541,78

Fonte: baseado no PISA 2012.

Por outro lado, cabe destacar as excelentes performances da maioria dos países asiáticos, que obtiveram médias acima dos países da OCDE e apresentam os cinco melhores resultados na avaliação. Além do mais, impressiona a diferença de desempenho no exame de matemática, que é o foco do PISA 2012, uma vez que as comparações se tornam mais adequadas, pois a matemática é universal, ao contrário de línguas ou outras áreas específicas. Shangai, por exemplo, obteve em torno de 90 pontos acima do Japão, este último considerado na análise como membro da OCDE. Em relação aos países da América do Sul, os asiáticos obtêm um desempenho aproximadamente 30% superior. Isso pode ser verificado comparando o Chile – melhor desempenho entre os sul-americanos – a Singapura, em que o diferencial positivo é próximo a 28% em favor dos asiáticos. No entanto, existe uma maior variância nas notas médias dos países asiáticos, fato que ocorre em virtude do baixo desempenho apresentado notadamente por Malásia e Indonésia.

Posto isto, ressalta-se que os microdados utilizados são divididos em: *i*) variáveis relacionadas aos estudantes; *ii*) variáveis relacionadas aos pais (características dos indivíduos e de sua família) *iii*) variáveis relacionadas às escolas (características específicas). A junção destas bases possibilita compilar informações a respeito das variáveis de circunstâncias, esforço e resultados individuais.

Entretanto, cabe ressaltar que foram realizados quatro testes de especificação do modelo com a finalidade de elencar o melhor grupo de covariadas. Os testes realizados foram: *ovtest*, *stepwise backward*, *forward* e *hierarchical*. O *ovtest* objetiva



detectar problemas de variáveis omitidas. Os outros três testes servem para identificar a inclusão ou remoção de variáveis no modelo. Além da observância dos resultados dos testes, optou-se também por variáveis clássicas utilizadas na literatura. Guiado por isto, na primeira abordagem foi regressido o log da média individual no exame PISA, em função do conjunto de variáveis e circunstâncias descritas a seguir.

Inicialmente, a abordagem que utiliza somente o vetor de variáveis circunstanciais corresponde às informações de 336.286 estudantes de um total 422.413 de 58 países. Na segunda estimação, é utilizado o vetor de variáveis que expressam o esforço, sendo um total de 225.629 estudantes de 58 países. A razão pela qual os dados utilizados não correspondem ao total disponível, como também, a não inclusão de todos os países e queda no número de indivíduos da primeira e segunda abordagem ocorre em função de informações faltantes.

Adicionalmente, existe uma consensual limitação na natureza dos dados empregados, uma vez que, em avaliações nas quais não há consequências diretas para alunos, professores ou escolas, é possível que habilidade dos alunos esteja sendo subestimada. Em outras palavras, o aluno sabe que o teste não interfere nas suas notas ou em seu currículo escolar. Especificamente, as variáveis utilizadas neste estudo são sumarizadas no Quadro 2.

**Quadro 2 – Descrição das Variáveis**

Variáveis	Descrição
Resultados individuais	Log da média aritmética do resultado: Linguagens; Matemática e Ciências.
<b>Variáveis de Circunstâncias</b>	
Educação Parental	Log do maior grau de instrução parental – anos de estudo – do pai ou da mãe.
Diferença Educacional	Diferença em anos de estudo do pai e mãe.
Tipo de Escola	Dummy para escola. 0 para escola pública e 1 para privada.
Sexo	Dummy para gênero. 0 para mulheres e 1 para os homens.
Atendimento Pré-escolar	Dummy para pré-escolar. 0 para não atendidos e 1 para atendidos.
Localização da Escola	Dummy localização da escola. 0 para zona rural e 1 para urbana.
Estrutura Familiar	Dummy estrutura familiar. 0 para famílias monoparental e 1 biparental.
Siblings – Irmãos	Dummy irmãos. 0 caso o indivíduo tenha irmãos e 1 caso contrário.
<b>Variáveis de Esforço Individual</b>	
Repetência de Ano	Dummy repetência. 0 caso o aluno já tenha repetido o ano e 1 caso contrário.
Imigrante	Dummy migração. 0 caso seja migrante e 1 para nativo.
Perseverança	Índice baseado nas respostas dos alunos sobre a sua vontade de trabalhar em problemas que são difíceis, mesmo quando se deparam com problemas.
Esforço Real	Índice de esforço relatado pelo estudante.
Esforço Potencial	Taxa de não resposta do teste

Fonte: baseado no PISA 2012.

Dito isto, faz-se agora um breve relato a respeito da amostra do PISA. O Quadro 3 sumariza algumas características da base. Verifica-se que praticamente 50% dos que prestaram o teste em 2012 são do sexo feminino; 80% são oriundos de escola pública; aproximadamente 86% dos candidatos frequentaram, no mínimo, um ano de atendimento pré-escolar; 61,5% pertencem a países membros da OCDE, 8,9% têm pais com, no mínimo, Educação Superior. E somente algo em torno de 4% dos alunos são filhos de indivíduos que, no máximo, concluíram o primeiro ciclo do Ensino Fundamental.

**Quadro 3 – Análise Descritiva**

Estudantes por Variáveis de não Responsabilidade				
Sexo		Membros – Excetos Outros		
Masculino	Feminino	OECD	América do Sul	Asiáticos
49,42%	50,48%	61,50	8,90%	9,12%
Nível Educacional: Pai – Mãe				
Primária	Básica	Secundária	Superior	
3,42%	21,28%	32,66%	35,94%	
3,89%	21,42%	33,48%	37,41%	
Tipo de Escola		Atendimento Pré-escolar		
Pública	Privada	Atendido	Não Atendido	
80,58%	19,42%	86,90%	13,10%	

Fonte: elaboração dos autores, a partir de dados do PISA. % diferentes de 100% (missing).

### 3 Resultados e Discussão

Nesta seção são apresentados os principais resultados encontrados, em função da estratégia empírica utilizada. Primeiro são mostrados os resultados para a especificação supondo a independência entre as variáveis de circunstância e esforço, enfatizando a influência das primeiras no resultado educacional individual. Na subseção 4.2 é incluído o conjunto de variáveis que representa o esforço individual, porém ainda supondo a independência entre este (esforço) e as circunstâncias. Por fim, na subseção 4.3 é considerada a influência das circunstâncias no esforço a partir de contrafatuais.

#### 3.1 Influência das Circunstâncias no Resultado Educacional

Esta subseção apresenta a influência das circunstâncias no resultado educacional dos estudantes submetidos ao exame do PISA 2012. O Quadro 4 reporta as estimações da equação (3) para a amostra geral, que representa o impacto das circunstâncias na variável de educação (nota média dos testes) supondo que estas – as circunstâncias - e o esforço são independentes.

**Quadro 4** - Determinantes do Resultado Individual (Circunstâncias) – Média Geral

Variáveis	OLS	QREG	SQREG
Educação Parental	0.1449*** (0.0010)	0.1610*** (0.0013)	0.1610*** (0.0015)
Dif. Educação	-0.0024*** (0.0002)	-0.0021*** (0.0003)	-0.0021*** (0.0003)
Tipo Escola	0.0468*** (0.0008)	0.0477*** (0.0011)	0.0477*** (0.0010)
Sexo	-0.0172*** (0.0006)	-0.0121*** (0.0008)	-0.0121*** (0.0008)
Pré-escolar	0.1150*** (0.0010)	0.1181*** (0.0013)	0.1181*** (0.0014)
Variáveis	OLS	QREG	SQREG
Local Escola	0.0440*** (0.0012)	0.0416*** (0.0015)	0.0416*** (0.0014)
Estrutura Familiar	0.0543*** (0.0009)	0.0551*** (0.0012)	0.0551*** (0.0009)
Irmãos	0.0226*** (0.0009)	0.0261*** (0.0012)	0.0261*** (0.0011)
Intercepto	5.6000*** (0.0028)	5.5704*** (0.0037)	5.5704*** (0.0040)
N	336286	336286	336286
adj. R <sup>2</sup>	0.138		

Desvios padrão em parênteses. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

Fonte: baseado em PISA 2012.

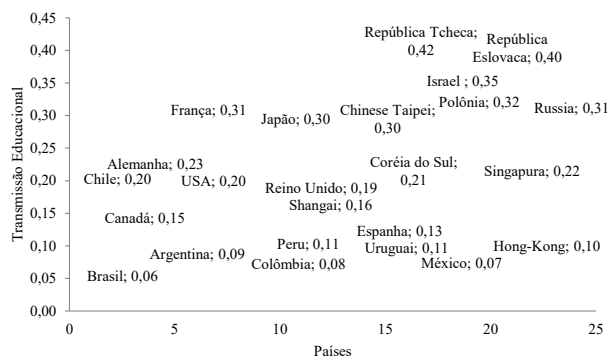
Como se esperava, os resultados sugerem elevado papel de tais características no resultado individual, sendo que o conjunto de oportunidades indica responder por algo em torno de 35% de todas as disparidades existentes no exame. É possível perceber que as características que mais influenciaram o resultado nos *scores* dos testes do PISA 2012 foram respectivamente, a educação parental, o atendimento pré-escolar, tipo de escola, localização da escola, diferença educacional dos pais e sexo. Em síntese, os coeficientes mostram que o background social – circunstâncias – impacta, significativamente, o resultado dos indivíduos, corroborando com o encontrado em outros trabalhos, tal como em Ferreira e Gignoux (2011).

Outro aspecto interessante pode ser observado quanto ao efeito negativo da diferença de educação entre os pais, informando que quanto maior a assimetria – disparidade – educacional entre pai e mãe, menor a nota do teste. Este resultado é coerente com a literatura, por exemplo, Bourguignon, Ferreira e Menendez (2007), embora, isso ocorra de forma bastante incipiente. Além do mais, acrescenta-se que em quantis superiores, a variável sexo, por vezes não é significativa, indicando que essa diferença não afeta o desempenho do filho.

Adicionalmente, verifica-se que a influência da educação parental nos resultados do teste é mais incisiva em países desenvolvidos, o que permite indícios de que a transmissão intergeracional de educação parece ser mais forte nesses países. Os resultados reproduzidos no Gráfico 1 destacam tal situação. Nesse é permissível observar que, por exemplo, Argentina e Brasil juntos assinalam uma influência educacional

dos pais – transmissão – abaixo da metade do efeito observado em relação aos japoneses, franceses e chineses e quase 3 vezes inferiores aos tchecos e eslovacos. Isso fica mais claro ainda, uma vez que Argentina e Brasil ocupam, respectivamente, a 51ª e 56ª posição no ranking de transmissão educacional, em um total de 58 países analisados.

**Gráfico 1** – Influência Educacional dos Pais no Teste PISA – Média Geral



Fonte: dados da pesquisa.

Em outras palavras, a alta transmissão intergeracional de educação indica que existe uma baixa mobilidade nesses países, visto que o resultado dos filhos está muito atrelado às características (educação, por exemplo) dos pais, ou seja, as características dos pais são transmitidas e exercem forte influência para os filhos. Há diversos trabalhos sobre mobilidade educacional, que apontam baixa mobilidade em países em desenvolvimento, o que contradiz com o resultado apontado anteriormente. Isso porque, geralmente, nesses países, os indivíduos que cursam ou têm nível superior são filhos de pais que também possuem, no mínimo, nível superior, relação que nos países desenvolvidos não é tão predominante, pois há mais oportunidades e melhor qualidade educacional.

Corroborando a direção desses resultados e, de acordo com Black e Devereux (2010), pode-se admitir que a escolha educacional dos jovens é fruto de alguns fatores, em especial, custos educacionais, retornos da educação e renda familiar, essa última em casos nos quais há restrições de acesso ao crédito. Por outro lado, parece haver consenso que os retornos da educação são maiores para indivíduos mais habilidosos e, também, para aqueles que têm pais mais educados. Estas hipóteses implicam que indivíduos que têm pais mais educados tendem a buscar maior nível educacional em função de dois efeitos: i) efeitos diretos – pais mais educados – também interpretados como canal causal, e, ii) efeitos indiretos, ou seja, possuir maior habilidade – herdabilidade – evidenciada pela transmissão intergeracional da educação.

Além disso, segundo os autores, existe a possibilidade de mecanismos subjacentes transmitirem efeitos diretos da educação parental no desempenho dos indivíduos. Um exemplo, é que quanto maior a educação parental maior é, em geral, a renda familiar, podendo consequentemente impactar, positivamente, no desempenho dos filhos.

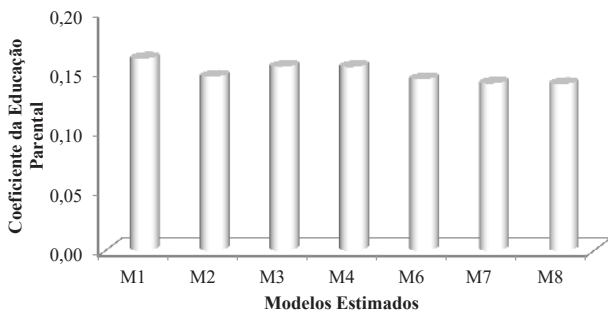
Um importante fato a se verificar seria a presença de

mobilidade qualificada intergeracional da educação. Em suma, países desenvolvidos comumente têm um nível educacional mais elevado e, portanto, originam filhos mais educados, o que pode não valer no Brasil e em países em desenvolvimento. Ratificando tal hipótese, em média, a educação dos pais medida em anos de estudo nesses países é mais baixa.

Outro padrão interessante a ser observado quando se desagregam os resultados por países é o valor encontrado em variáveis como: tipo de escola, atendimento pré-escolar e localização da escola, que desempenham papel crucial nos países em desenvolvimento, sugerindo haver heterogeneidade na qualidade da educação, diferentemente do que ocorre na maior parte dos países desenvolvidos que essas variáveis não exercem influência demasiada. Nomeadamente, no Brasil e Argentina, o simples fato de se estudar em escola privada afeta, em média, a nota do PISA em 17% e 14% respectivamente. No entanto, em países como Alemanha e Japão tais efeitos são insipientes.

Neste rol de investigação, acrescentaram-se nas estimações algumas variáveis que expressam o esforço individual. Embora, a princípio ainda se assume a hipótese postulada na equação (4). Entretanto, antes de se discutir os resultados reproduzidos na Tabela 4, o Gráfico 2 mostra oito especificações distintas que consideram *dummies* continentais.

**Gráfico 2 – Influência Educacional Parental**



Fonte: dados da pesquisa.

Claramente, os resultados estimados são bem semelhantes. Todavia, os testes de especificação informam que o modelo geral é mais ajustado sem as *dummies* continentais.

### 3.2 Influência das Circunstâncias e do Esforço (independentes) no Resultado Educacional

De acordo com o que foi apresentado na subseção anterior, será acrescentado agora variáveis que servem de *proxy* para o esforço individual, mesmo mantendo de início a independência entre tais variáveis com as circunstâncias.

No entanto, os resultados apresentados, no Quadro 5, não diferem significativamente dos resultados reportados no Quadro 4. Nitidamente, os coeficientes estimados apesar de menores, se situam bem próximo aos anteriores, sugerindo assim o bom ajuste do modelo. Adicionalmente, os testes de identificação anteriormente citados ratificam estes resultados.

**Quadro 5 - Determinantes do Resultado (Circunstâncias e Esforço)**

Variáveis	OLS	QREG	SQREG
Educação Parental	0.1361*** (0.0012)	0.1489*** (0.0015)	0.1489*** (0.0012)
Dif. Educação	-0.0012*** (0.0002)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0012*** (0.0004)
Tipo de Escola	0.0503*** (0.0009)	0.0515*** (0.0012)	0.0515*** (0.0010)
Sexo	-0.0056*** (0.0007)	-0.0019** (0.0009)	-0.0019*** (0.0007)
Pré-escolar	0.0996*** (0.0012)	0.1029*** (0.0016)	0.1029*** (0.0013)
Local Escolar	0.0430*** (0.0013)	0.0391*** (0.0017)	0.0391*** (0.0020)
Migrante	0.0204*** (0.0011)	0.0175*** (0.0015)	0.0175*** (0.0015)
Repetente	0.1124*** (0.0010)	0.1192*** (0.0013)	0.1192*** (0.0011)
Perseverança	0.0160*** (0.0004)	0.0145*** (0.0005)	0.0145*** (0.0004)
Esforço Real	0.0038*** (0.0002)	0.0047*** (0.0003)	0.0047*** (0.0003)
Esforço Potencial	-0.0009*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0001)
Intercepto	5.5540*** (0.0038)	5.5228*** (0.0049)	5.5228*** (0.0039)
N	225629	225629	225629
adj. R <sup>2</sup>	0.190		

Desvios padrão em parênteses. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

Fonte: baseado no PISA 2012.

Contudo, dois fatos merecem destaque entre as variáveis de esforço individual: primeiro, a alta influência exercida pelo fato de o aluno nunca ter repetido o ano, de em média 11,2% no desempenho do teste, segundo o baixo efeito atribuído ao esforço real e esforço potencial, com destaque para o sinal do último, o que aponta para o problema de limitação em dados desta natureza. Em virtude do teste, teoricamente, não exercer nem um reflexo na vida de alunos, professores e escolas, há uma elevada taxa de não respostas, principalmente, em questões mais complexas, confirmada pelo coeficiente da variável perseverança.

Analisando os resultados, as variáveis alusivas à escola, como tipo, localização e pré-escola respondem por aproximadamente 20% das diferenças entre os desempenhos obtidos, sendo a pré-escola o fator mais importante entre estes. Esta última característica é ainda mais expressiva quando são considerados os resultados dos países asiáticos (melhores médias do PISA 2012), sendo em média quatro vezes maiores do que o observado nos países da OCDE e sul-americanos e, aproximadamente, três vezes mais do que nos países nórdicos. Vale ressaltar que embora os resultados gerais referentes ao tipo de escola – pública ou privada – informam uma menor influência desta no resultado do exame, estes são bem influentes para os países da América do Sul.

### 3.3 Influência das Circunstâncias e do Esforço (considerando a dependência) no Resultado Educacional

Por fim, há evidências empíricas que apontam haver possível endogeneidade entre as covariadas – variáveis de circunstâncias e de esforço – e, portanto, essas geram vieses nos coeficientes estimados. Adicionalmente, destaca-se que apesar da inclusão inédita de variáveis representativas do esforço individual, certamente, não se dispõem de todas as variáveis – omissão – que afetam o resultado. Nesse sentido, buscando averiguar e corrigir estes detalhes emprega-se o método baseado em Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), que admite a existência de dependência entre as variáveis de circunstância e de esforço, isso é, quebra-se a suposição assumida na equação (4).

Diante desse cenário, primeiramente, calcula-se o índice de desigualdade para distribuição fatural da média geral dos resultados. Logo em seguida, estimam-se os coeficientes da forma reduzida – equação 10 – para os respectivos quantis (0.25; 0.50 e 0.75). Por sua vez, utilizando os coeficientes médios estimados em (10), como também os extremos inferiores e superiores, simulou-se a distribuição contrafactual  $M(\tilde{w})$  proveniente da expressão:  $\tilde{w} = \exp[(\beta_{-1} + \gamma\beta_{-2})(W_{(p,i)}^*)^{-1} + v_i\beta_{-2} + u_{(f,i)}] \rightarrow \tilde{w} = \exp[\beta_{-1}(W_{(p,i)}^*)^{-1} + \varepsilon_i]$ , onde  $\beta_{-1} + \gamma\beta_{-2} = \beta_{-1}$  e  $\varepsilon_i = v_i\beta_{-2} + u_{(f,i)}$ . Em síntese, calcula-se o índice de desigualdades para distribuição fatural  $w$ , como também para distribuição contrafactual  $\tilde{w}$ . Logo após, seguindo a equação (7) obtém-se a participação total do conjunto de oportunidades na desigualdade da nota. Destaca-se que o índice de desigualdade utilizado, nesta pesquisa, foi o desvio padrão dos logs, gerando resultados semelhantes ao utilizar o coeficiente de variação. No entanto, há outros índices bastante utilizados na literatura, como por exemplo, em Ferreira e Gignoux (2011); Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2009).

De forma semelhante, obtém-se o efeito parcial ou direto da participação das oportunidades observadas na desigualdade total. Primeiro, estima-se (5) diretamente e utilizando os coeficientes estimados constrói a distribuição contrafactual  $M(w_i^d)$  originada por:  $w_i^d = \exp[\beta_{-4}(W_{(p,i)}^*)^{-1} + E_i + u_i]$ . Percebe-se que, no primeiro contrafactual  $M(\tilde{w})$  anula-se completamente o efeito das circunstâncias, e no segundo,  $M(w_i^d)$  remove-se somente o efeito parcial ou direto. Os resultados fatuais, contrafatuais e as decomposições propostas em (7) e (8) são reportados no Quadro 6.

**Quadro 5** – Decomposição da Participação do Conjunto de Oportunidades

Desigualdade Total Observada - Desvio Padrão do log da média geral				<b>0,21457</b>
Quantil	0.25	0.50	0.75	
Painel A: Efeito Total das Circunstâncias				
Limite Superior	0,16991	0,16978	0,16996	
Valor Médio	0,16991	0,16978	0,16996	

Limite Inferior	0,16991	0,16978	0,16996
% Total das Circunstâncias na Desigualdade do Teste			
Limite Superior	0,20811	0,20874	0,20789
Participação Média ((1) - (2A) /1)	0,20811	0,20874	0,20789
Limite Inferior	0,20811	0,20874	0,20789
Painel B: Efeito Direto das Circunstâncias			
Limite Superior	0,17584	0,17571	0,17595
Valor Médio	0,17531	0,17526	0,17552
Limite Inferior	0,17483	0,17484	0,17513
% Direto das Circunstâncias na Desigualdade do Teste			
Limite Superior	0,18048	0,18108	0,17999
Participação Média ((1) - (2B) /1)	0,18294	0,18319	0,18196
Limite Inferior	0,18519	0,18515	0,18380
Painel C: Efeito Indireto Circunstância			
Limite Superior	0,02763	0,02766	0,02790
Participação Média ((1) - (2B) /1)	0,02517	0,02555	0,02593
Limite Inferior	0,02292	0,02359	0,02409
Painel D: Tratando o Esforço Observado como Circunstância			
Limite Superior	0,16991	0,16978	0,16996
Valor Médio	0,16991	0,16978	0,16996
Limite Inferior	0,16991	0,16978	0,16996
% Circunstâncias e Esforço Observados na Desigualdade do Teste			
Limite Superior	0,20811	0,20874	0,20789
Participação Média ((1) - (2C) /1)	0,20811	0,20874	0,20789
Limite Inferior	0,20811	0,20874	0,20789

Significativos a 95%.

Fonte: baseado no PISA 2012.

Os resultados sugerem que a desigualdade no desempenho PISA 2012 se reduz em torno de 21%, quando se iguala o conjunto de oportunidades individuais. Por sua vez, a participação do conjunto de oportunidades – expresso por oito variáveis – no desempenho do teste varia de forma estável entre os quantis, indicando que a desigualdade de oportunidades parece não alterar o padrão entre os quantis da distribuição observada.

Quanto aos efeitos diretos, situa-se em torno de 18%, indicando que ao anular apenas os efeitos diretos das circunstâncias a desigualdade total da distribuição das notas se reduz nesse percentual. Sabendo que o efeito indireto das circunstâncias é dado por:  $\gamma$ , é possível observar que há um efeito positivo das circunstâncias favoráveis sobre o esforço individual em torno de 2,3% a 2,8%. Diante desses resultados, ao menos duas inferências parecem viáveis: i) há efeitos das circunstâncias sobre o esforço individual despendido; e ii) a magnitude desse efeito se situa em torno de 15% do total da desigualdade injusta observada no exame.

Em outras palavras, o esforço individual exercido pelos



tipos – diferentes conjuntos de oportunidades – é influenciado pelas circunstâncias nas quais o indivíduo está inserido. Outro aspecto interessante, é que os efeitos observados são maiores no quantil inferior. Isto é, quanto pior o desempenho do aluno no teste, maior a influência exercida pelas circunstâncias sobre o esforço empregado.

Contudo, é possível que os efeitos das circunstâncias nas variáveis de esforço – repetência, perseverança, migrante, esforço real e potencial – sejam maiores, dado que é provável que as circunstâncias não observadas sejam responsáveis por uma parcela maior da variância nos resíduos aleatórios referente à equação (6). Além disso, é aceitável supor que a decisão de algumas variáveis caracterizadas aqui como esforço seja uma decisão dos pais, ainda mais considerando que os jovens que prestaram o teste score têm apenas 15 anos.

Dito isso, o painel (D) do Quadro 5 considera o esforço como se fossem circunstâncias observáveis, supondo que a decisão de migrar e repetir o ano sejam definidos pelos pais, e que as três outras variáveis sofram forte influência instrutiva dos pais. Essas hipóteses – algumas vezes consideradas extremas – correspondem a considerar todas as variáveis como circunstâncias observáveis.

Posto isso, é construído um contrafactual  $w_i^j = \exp[\beta_i (W_{(p,i)}^* + E_i \beta_{-i} + u_i)]$ . Os resultados reportados no painel (D) do Quadro 6 indicam uma participação total de 21% no total da desigualdade da observada na nota. Isto é, caso fossem equalizadas todas as variáveis consideradas – circunstâncias e esforço – a desigualdade total seria em torno de 16,9%, valores que são exatamente iguais à participação total das circunstâncias no resultado do teste. Em outro exercício, apresentado no Quadro 6, buscou-se verificar qual o percentual de cada uma das variáveis de circunstâncias –

considerando o impacto total das variáveis de circunstâncias – no total da desigualdade. Para tanto, simulou-se o seguinte contrafactual da forma reduzida:  $w_i^j = \exp[\beta_i (W_{(p,i,j)} + W_{(p,i,-j)} \beta_{(-i)} + u_i)]$ , sendo  $M(w_i^j)$  o contrafactual da distribuição condicionada das notas alcançado ao se manter uma das variáveis que representam as circunstâncias constantes, enquanto as demais variam.

**Quadro 6 – Equalização das Oportunidades**

Equalização	Quantil		
	0.25	0.50	0.75
Desigualdade Total Observada	0.21457		
Educação Parental	0.17468	0.17453	0.17464
Estrutura Familiar	0.18067	0.18071	0.18090
Tipo de Escola	0.17932	0.17950	0.17994
Localização Escola	0.18035	0.18124	0.17786
Atendimento Pré-escolar	0.17748	0.17756	0.18062
Sexo	0.18125	0.18043	0.18149

Fonte: baseado no PISA 2012.

Os resultados convergem aos encontrados na literatura tal qual em Ferreira e Veloso (2003). Especificamente, se fosse equalizar a educação parental, tipo de escola e pré-escola, a desigualdade total observada no desempenho do teste se reduziria em torno de 17% a 19%. Por outro lado, apesar do coeficiente, a variável sexo se mostrou não estatisticamente significativa em alguns cenários, dando indícios de que esta pode não ter influência na desigualdade do desempenho do exame.

Adicionalmente, o Quadro 7 sintetiza os resultados da decomposição da influência das circunstâncias em termos de países e continentes.

**Quadro 7 – Decomposição do Efeito das Circunstâncias por Países no PISA**

Continentes Países	Desigualdade PISA	$N_i$	$N_i^d$	% Efeito Total	% Efeito Direto	$N_i^i$
<b>América do Sul</b>	<b>0,20151</b>	<b>0,14126</b>	<b>0,15244</b>	<b>0,29897</b>	<b>0,24350</b>	<b>0,05547</b>
Argentina	0,22500	0,13650	0,14835	0,39331	0,34066	0,05265
Brasil	0,18623	0,13574	0,14749	0,27111	0,20804	0,06307
Chile	0,17562	0,12993	0,14094	0,26013	0,19746	0,06267
<b>Países da OCDE</b>	<b>0,19225</b>	<b>0,15734</b>	<b>0,16316</b>	<b>0,18158</b>	<b>0,15131</b>	<b>0,03026</b>
Alemanha	0,18367	0,13295	0,14427	0,27615	0,21453	0,06162
Estados Unidos	0,17963	0,14907	0,15987	0,17012	0,10997	0,06016
França	0,20298	0,12776	0,16310	0,37060	0,19648	0,17411
Japão	0,18142	0,15335	0,15653	0,15471	0,13720	0,01752
<b>Países Asiáticos</b>	<b>0,19408</b>	<b>0,14794</b>	<b>0,16909</b>	<b>0,23770</b>	<b>0,12876</b>	<b>0,10894</b>
Chinês Taipei	0,16114	0,13883	0,14718	0,13846	0,08660	0,05186
Hong Kong	0,18598	0,14631	0,15764	0,21326	0,15238	0,06089
Shangai	0,14753	0,12284	0,12943	0,16735	0,12267	0,04468
Singapura	0,18949	0,15955	0,16894	0,15803	0,10846	0,04956
<b>Países Nórdicos</b>	<b>0,19411</b>	<b>0,14483</b>	<b>0,16438</b>	<b>0,25384</b>	<b>0,15316</b>	<b>0,10069</b>
Dinamarca	0,18417	0,13493	0,15264	0,26739	0,17122	0,09617
Finlândia	0,18858	0,13187	0,15399	0,30071	0,18344	0,11727
Suécia	0,20620	0,15056	0,16629	0,26982	0,19353	0,07629

Significativos a 95%.

Fonte: baseado no PISA 2012.

Os efeitos indiretos sobre o esforço individual são mais significativos nos países asiáticos e nórdicos e menos contundentes nos membros da OCDE e América do Sul, embora a magnitude da desigualdade seja maior neste último. Por sua vez, é necessário compreender que fatores podem compor esse efeito indireto. Poder-se-ia supor que aspectos como habilidade e motivação através da transmissão intergeracional parental poderiam ser um fator decisivo, ou seja, visto que esses países, historicamente, possuem uma educação de melhor qualidade isso explicaria tal diferença? De acordo com a literatura sim, pois há três tipos de fatores que podem determinar a transmissão Intergeracional educacional: a genética, o comportamento dos pais e fatores ambientais.

Apesar disso, os resultados são inconclusivos em decorrência da grande heterogeneidade dos resultados, em que por exemplo, a França apresenta um efeito indireto de 0,17; enquanto o Japão apresenta valores menores aos encontrados nos países sul-americanos.

Posto isso, acredita-se que o efeito indireto das circunstâncias nos países da América do Sul é menos incisivo em razão de diversos fatores como a qualidade da educação parental e das escolas desta região. Em países como o Brasil e Argentina, o efeito atribuído à escola no resultado do teste é, respectivamente, 30% a 60% superior a influência atribuída à educação dos pais. Estes resultados apontam que uma possível solução do problema passa por melhorar a qualidade das escolas dessa região, em especial as públicas, que correspondem a 73,5% do sistema de ensino dos jovens desses países que participaram do exame PISA 2012.

Em linhas gerais, os efeitos indiretos são mais expressivos em países desenvolvidos, com destaque para França e Finlândia. Por outro lado, onde não se observa tal fenômeno, como Japão e Coreia do Sul, fatores como tipo de escola, localização da escola e atendimento pré-escolar não são estatisticamente significantes, ou seja, tais fatores são homogêneos e, portanto, não exercem influência verificável indireta sobre o nível de esforço.

#### 4 Conclusão

Buscou-se compreender os mecanismos subjacentes que estão por trás do desempenho educacional. Especificamente, o principal objetivo foi investigar se o resultado econômico – desempenho observado no PISA 2012 – obtido por dois estudantes com distintos conjuntos de oportunidades que compõem o mesmo percentil da sua distribuição condicionada ao seu fator de circunstâncias, empreendem o mesmo nível de esforço. Para tanto, a análise foi estruturada a partir de três pontos principais: i) verificar o grau de transmissão e correlação intergeracional da educação; ii) decompor os efeitos dos determinantes da transmissão intergeracional – conjunto de oportunidades – em diretos e indiretos, e por fim, iii) construir uma análise contrafactual originada pela equalização de circunstâncias socioeconômicas dos estudantes que prestaram o exame do PISA 2012. Os resultados encontrados sugerem

que uma das principais hipóteses defendida pela moderna teoria de Igualdade de Oportunidades não se mantém válida nos dados analisados. Com isso, é possível destacar ao menos duas importantes deduções possibilitadas pelos resultados: i) baixa transmissão da educação parental nos países em desenvolvimento, em especial, no Continente sul-americano; ii) existência de efeitos indiretos das circunstâncias sobre as variáveis de esforço, e esses variam entre indivíduos, países e continentes.

Foi verificado, também, que fatores associados à escola, exceto a pré-escola, revelam ser incisivos nos países em desenvolvimento, especificamente, nos sul-americanos. Esses resultados sugerem que a pré-escola na realidade importa, no entanto, novamente se enfatiza a qualidade. No caso do Chile, país sul-americano com melhor desempenho no teste, o fator escolar associado ao ambiente socioeconômico individual tem uma relevância bem maior se comparado aos demais países do Continente, o que reforça ainda mais a desconfiança sobre a qualidade da educação nesses países.

#### Referências

- AGUIRRECHE, A.L. Inequality of opportunity in education. Empirical applications and policy, Biscay: Universidade Del Pais Vasco, 2012.
- BLACK, S.E.; DEVEREUX, P.I. Recent developments in intergenerational mobility. National Bureau of Economic Research, 2010. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w15889>
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.H.G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. *Rev. Income Wealth*, v.53, n.4, p.585-618, 2007. doi: 10.1111/j.1475-4991.2007.00247.x
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. *J. Economic Inequality*, v.8, n.4, p.429-450, 2010. doi: 10.1007/s10888-009-9118-3
- FERREIRA, F.H.G.; GIGNOUX, J. The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America. The World Bank, 2008.
- FERREIRA, F.H.G.; GIGNOUX, J. The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America. *Rev. Income Wealth*, v.57, n.4, p.622-657, 2011. doi: 10.1111/j.1475-4991.2011.00467.x
- FERREIRA, S.; VELOSO, F.A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesq. Planej. Econ.*, v.33, n.3, p.481-513, 2003. doi: 10.1111/j.1475-4991.2011.00467.x
- FLEURBAEY, Marc; SCHOKKAERT, Erik. Unfair inequalities in health and health care. *J. Health Econom.*, v. 28, n.1, p.73-90, 2009. doi: 10.1016/j.jhealeco.2008.07.016
- FOGUEL, M.N.; VELOSO, F.A. Inequality of opportunity in daycare and preschool services in Brazil. *J. Econ. Inequality*, v.12, n.2, p.191-220, 2014. doi: 10.1007/s10888-013-9245-8
- GAMBOA, L.F.; WALTENBERG, F.D. Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006-2009. *Econ. Educ. Rev.*, v.31, n.5, p.694-708, 2012. doi: 10.1016/j.econedurev.2012.05.002
- HEINECK, G.; RIPHAHN, R.T. Intergenerational transmission of educational attainment in Germany—the last five decades. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, v.229, n.1, p.36-60, 2009. doi: 10.1515/jbnst-2009-0104

LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France. *J. Public Econ.*, v.93, n.11,

p.1189-1207, 2009. doi: 10.1016/j.jpubeco.2009.07.008

ROEMER, J.E. *Equality of opportunity*. Cambridge: Harvard University Press, 1998.