

TAL PAI, TAL FILHO? UMA ANÁLISE DOS EFEITOS FATORES DE CIRCUNSTÂNCIAS SOBRE O DESEMPENHO DOS ALUNOS NA AVALIAÇÃO DO PISA 2012

Lauro Nogueira¹

Erik Figueiredo²

Este estudo investiga duas importantes questões referentes ao desempenho na avaliação do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (Pisa) 2012. A priori, estima-se a transmissão intergeracional da educação. Em seguida, faz-se uma análise contrafactual derivada de um aumento no nível socioeconômico parental dos estudantes que prestaram o exame. Os principais resultados apontam para uma incipiente transmissão educacional parental nos países da América do Sul. Especificamente no Brasil, apura-se um valor aproximadamente sete vezes inferior ao encontrado na República Tcheca e 20% do total encontrado na França e no Japão. Além disso, observa-se um *gap* médio para educação parental em torno de 8%, em que 2% desse diferencial é explicado pelo nível educacional parental da distribuição.

Palavras-chave: transmissão intergeracional da educação; igualdade de oportunidades educacionais; efeito-tratamento.

LIKE FATHER LIKE SON? AN ANALYSIS OF FACTORING EFFECTS OF CIRCUMSTANCES ON THE PERFORMANCE OF STUDENTS IN THE PISA EVALUATION 2012

This study investigates two important questions regarding performance in the evaluation of the International Student Assessment Program (Pisa) 2012. Initially, it is estimated the intergenerational transmission of education. Then, a counterfactual analysis is made, derived from an increase in the parental socioeconomic level of the students who took the exam. The main results point to an insipient parental educational transmission in the countries of South America. Specifically in Brazil, it is estimated to be approximately seven times lower than that found in the Czech Republic and 20% of the total found in France and Japan. In addition, there is an average gap for parental education of around 8%, where 2% of this difference is explained by parental educational level of distribution.

Keywords: intergenerational transmission of education; equal educational opportunities; treatment effect.

JEL: I20; I21; D63.

1. Professor do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal Rural do Semiárido (UFERSA) e do PPGE da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN).

2. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Bolsista de Produtividade 1D do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

1 INTRODUÇÃO

Em geral, economistas e cientistas sociais divergem sobre a maior parte das teorias econômicas. Contudo, educação de qualidade é consensualmente vista como forte indicador de bem-estar. Nesse contexto, Heckman (2011) relata que o diferencial econômico e intelectual dos agentes tem origem já a partir da primeira infância – 0 a 6 anos –, e, portanto, a desigualdade de oportunidades educacionais acarreta importantes diferenciais na habilidade cognitiva e não cognitiva. Além disso, o estudo relata que sociedades que possuem baixa qualidade educacional tendem a apresentar baixo grau de produtividade individual, e, portanto, menores níveis de renda *per capita*.

Nessa linha de pensamento, Daude (2011) advoga que o acesso à educação de qualidade constitui uma ferramenta poderosa para incrementar o sucesso individual, e que a provisão social educacional para todos é uma necessidade insubstituível no processo para equalização de oportunidades, notadamente dos menos favorecidos.³ Nesse sentido, devem ser garantidas determinadas condições para que isso ocorra. Por exemplo, um sistema educacional de qualidade homogênea deve ser acessível a todos os indivíduos, independentemente do seu conjunto de oportunidades. Além disso, a sociedade deve avalizar a supremacia do mérito, de forma que o talento e as habilidades individuais prevaleçam, pois sem essas garantias, os retornos dos investimentos educacionais são insatisfatórios, especialmente para aqueles mais vulneráveis⁴ da sociedade. Dessa forma, a persistência educacional irá prevalecer, e, conseqüentemente, a mobilidade intergeracional da renda e educação é reduzida.

Em outras palavras, a educação é vista como elemento-chave para o desenvolvimento econômico e social de qualquer sociedade. Tanto no que se refere à educação como característica essencial para o bom funcionamento da democracia, permitindo às pessoas exercer plenamente os seus direitos e as suas responsabilidades como cidadãos, quanto o que ela propicia a uma qualificação da força de trabalho, elevando a produtividade das atividades econômicas.

Entretanto, o relatório da Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura (Unesco), versão 2005, enfatiza que, apesar do crescente consenso em torno da importância da qualidade educacional, o nível de ações que se referem a esse conceito é bem menor na realidade. Segundo o relatório, dois princípios distinguem geralmente as formas de definir a qualidade da educação: o primeiro estabelece o desenvolvimento cognitivo dos alunos como principal objetivo explícito de qualquer sistema educacional, reconhecendo o sucesso alcançado por estes últimos como

3. Por exemplo, em Ashenfelter e Rouse (1998), os autores avaliam qual o papel da escolaridade como potencial equalizador da correlação intergeracional da renda.

4. Indivíduos com *background* familiar e social baixo. Por exemplo, indivíduos com nível de renda e grau educacional familiar baixos.

indicativo de sua qualidade; e o segundo destaca o papel da educação na promoção de valores compartilhados e no desenvolvimento criativo e emocional (Unesco, 2005). Nesse caso, a consecução desses objetivos é bem mais complexa de analisar.

Focando esses conceitos, recentemente cientistas sociais têm estudado a transmissão intergeracional da educação. Por exemplo, Solon (1999), Ferreira e Veloso (2003), Heineck e Riphahn (2009), Niknami *et al.* (2010), Black e Devereux (2011). Entretanto, os estudos ainda são bastante esparsos e inconclusivos. Além disso, a maior parte utiliza nível educacional – anos de estudo – ao invés de desempenho educacional. Os resultados encontrados nesses estudos sugerem baixa transmissão educacional, em especial nos países em desenvolvimento. Esses achados reforçam os elevados níveis de persistência intergeracional da educação observados e contribuem para a manutenção da desigualdade de oportunidades educacionais.

Contudo, podem-se considerar diversos fatores responsáveis pela baixa transmissão educacional, como supor baixa qualidade educacional nesses países, pois, embora nos últimos anos tenha crescido o grau de escolaridade nessas economias, tal fenômeno não é condição suficiente para equivalência de oportunidades, uma vez que anos de estudo não expressam a qualidade educacional de um sistema, essencialmente devido à heterogeneidade existente entre as escolas em suas respectivas regiões, países e continentes.⁵

Diante disso, compreender os mecanismos subjacentes por trás dessa relação – transmissão, persistência e mobilidade intergeracional da educação – é de fundamental importância para analisarmos esse processo. Nesse sentido, o presente estudo pretende investigar duas questões fundamentais. Primeiro, o processo de transmissão intergeracional da educação no Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (Pisa) associado à teoria de igualdade de oportunidades educacionais.⁶ Para tanto, emprega-se a função de produção educacional proposta por Hanushek (1970; 1979), com algumas peculiaridades.⁷ Segundo, construir uma análise contrafactual proveniente de um aumento no nível socioeconômico parental dos estudantes que prestaram o exame do Pisa 2012. Para isso, aplica-se a metodologia de inferências contrafactuais desenvolvida por Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2013).

Importantes diferenciais destacam-se neste estudo. Um deles, por exemplo, é verificar o padrão de transmissão intergeracional da educação entre as economias participantes do Pisa 2012. Outro diz respeito a utilizar dados de uma avaliação educacional como variável de resultado, o que permite captar mais claramente a habilidade educacional apresentada pelo estudante. E, por fim, simular o efeito contrafactual de possíveis políticas públicas educacionais.

5. Por exemplo, Ferreira e Gignoux, (2008).

6. Por exemplo, Ferreira e Gignoux (2011).

7. Foram empregadas diversas variáveis de controle. Em especial, atributos que expressam o esforço individual.

Posto isso, o restante do trabalho está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção é apresentada uma síntese conceitual sobre transmissão, mobilidade e persistência intergeracional da educação. Em seguida, são mostrados alguns resultados contundentes do problema em questão. A terceira seção é reservada a detalhar a metodologia utilizada, incluindo a descrição e a análise dos dados. A quarta é destinada à apresentação dos resultados. E a última seção é dedicada a algumas considerações extraídas dos resultados obtidos.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Esta seção é formada por duas subseções. Apresenta-se, na primeira, um quadro conceitual sobre transmissão, mobilidade e persistência intergeracional da educação. Na segunda, serão reportados alguns importantes resultados da literatura em questão.

2.1 Transmissão, mobilidade e persistência intergeracional da educação

Seguindo a tradicional literatura sobre mobilidade educacional, o papel da educação dos pais na educação dos filhos é expresso por:

$$Y_i^F = \alpha + \beta Y_i^P + \gamma X_i^F + \varepsilon_i, \quad (1)$$

onde Y_i^F e Y_i^P relatam, respectivamente, o resultado educacional dos filhos e dos pais. Por sua vez, X_i^F representa um vetor de características familiares do filho. Por exemplo: idade, número de irmãos, região de nascimento, se o indivíduo é migrante ou não, gênero, entre outros atributos individuais. Por fim, ε_i denota o termo de erro, de maneira que o $\hat{\beta}$ estimado é o foco central:

$$\hat{\beta} = \rho_{FP} \frac{\sigma_F}{\sigma_P}, \quad (2)$$

sendo ρ_{FP} o coeficiente de correlação entre a educação dos filhos e dos pais. E, respectivamente, σ_F e σ_P representam os desvios-padrão do termo de erro referente à educação dos filhos e dos pais. Assim, um incremento (redução) em $\hat{\beta}$ pode ser decorrente de um incremento (redução) na mobilidade intergeracional da educação ρ_{FP} ou na razão observada entre os desvios educacionais existentes em cada grupo (filhos e pais) $\frac{\sigma_F}{\sigma_P}$. Portanto, $\hat{\beta}$ fornece um grau absoluto da transmissão intergeracional da educação, dado que não explica uma mudança na variância da educação entre as gerações.

Associando os conceitos *transmissão intergeracional da educação* e *função de produção de educação*, doravante FPE, propostos por Hanushek (1970; 1979), com algumas especificidades, tem-se:

$$\ln(Y_i^F) = g(F_i^t, P_i^t, I_i S_i^t), \quad (3)$$

em que Y_i^F é o vetor educacional realizado pelo estudante i ; F_i^t é o vetor de características individuais e familiares do 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 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 os esforços individuais, torna-se idêntica à equação (1):

$$\ln(Y_i^F) = \alpha + \beta \log(Y_i^P) + \gamma X_i^F + \varepsilon_i, \quad (4)$$

onde $\ln(Y_i^F)$ representa o *log* do desempenho educacional do filho da família i .

E o termo de erro estocástico é expresso na equação (5):

$$E(\varepsilon_i) = 0, E(\varepsilon_i Y_i^P) = 0 \text{ e } E(\varepsilon_i^2) = \sigma_\varepsilon^2. \quad (5)$$

De acordo com Ferreira e Veloso (2003), β mensura o nível de persistência intergeracional da educação. Isto é, o valor β representa a elasticidade intergeracional da educação. Por exemplo, caso o $\beta = 0,6$ então o filho de um pai cujo nível educacional exceda em três anos a média – educação dos pais – terá uma expectativa educacional de 1,8 ano acima da média. Nesse contexto, $1 - \beta_1$ fornece o grau de regressão à média, denominado medida de mobilidade intergeracional da educação. Há outros métodos utilizados para mensurar a mobilidade intergeracional. Mais detalhes em Solo (1999), Pastore e Silva (1999), Black e Devereux (2011).

Em geral, trabalhos destinados a explicar mobilidade, persistência e transmissão intergeracional da educação utilizam como nível educacional os anos de estudo individual como variável de resultado. Entretanto, alguns estudos têm sinalizado que, não necessariamente, anos de estudo refletem o conhecimento educacional obtido, especialmente quando se pensa em qualidade da educação.

Diante disso, este estudo propõe como alternativa utilizar uma medida de desempenho educacional – nota do exame Pisa 2012 – como variável de resultado educacional. Essa caracterização parece ser uma estratégia bem mais adequada para apurar tais fenômenos, pois o desempenho educacional em uma avaliação de conhecimentos gerais certamente reflete melhor o grau de educação alcançado, isto é, o conhecimento adquirido. Ainda mais quando se considera a habilidade observada para solucionar problemas. Porém, é importante destacar uma importante

limitação nesse caso, pois é prudente admitir que possa haver falta de interesse na resolução da avaliação por alguns indivíduos, uma vez que a avaliação Pisa não oferece punição aos envolvidos (escola, alunos, professores, entre outros).

2.2 Resultados importantes da literatura

Inicia-se destacando o estudo de Black e Devereux (2011), o qual investiga quais fatores são essenciais para que pais com níveis educacionais mais elevados tenham crianças mais educadas. Segundo os resultados obtidos, há várias explicações possíveis; entretanto, duas são preponderantes. A primeira retrata a seleção pura ou os efeitos indiretos, em que pais mais educados ganham salários mais elevados, e, portanto, oferecem demandas importantes que irão contribuir substancialmente para a educação dos filhos. Por exemplo, matricular os filhos nas melhores escolas, comprar os melhores livros, assim como o investimento em mecanismos que auxiliam o aprendizado. A segunda característica é conhecida como efeito causalidade ou direto. Nesse caso, pressupõe-se que níveis educacionais mais elevados fazem do indivíduo um tipo de mãe/pai especial, e, assim, induzem seus filhos a resultados educacionais mais elevados. Essa relação direta de causalidade ocorre por meio de fatores potencialmente não observáveis, tais como ambiente compartilhado e herdabilidade genética.

Nessa conjectura, Roemer (1998) argumenta que dois conceitos de igualdade de oportunidades prevalecem nas democracias ocidentais: *i*) todo indivíduo com potencial relevante no seu período de formação deve ser admitido como possível candidato a competir por posições na sociedade; *ii*) 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 características relevantes.

Guiados por esta linha teórica, Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2009) defendem que a igualdade de oportunidades constitui um princípio básico para atenuar desigualdades entre indivíduos, de modo que os resultados dependem de um conjunto de fatores determinísticos e aleatórios relevantes para o sucesso ou o fracasso do agente econômico. Nesse processo, apenas será possível identificar as variáveis que estão sob a responsabilidade dos indivíduos e as que não estão.

Todavia, destaca-se a existência de diversos estudos sobre os determinantes no desempenho educacional, inclusive utilizando dados de logro educacional; porém, a maior parte destes não passa de meros registros descritivos. Por exemplo, em Aguirreche (2012) investiga-se o modo como o grau de desigualdade de oportunidades de uma nação afeta o desempenho médio dos seus estudantes. Para tanto, é utilizado um modelo estrutural baseado em Fleurbaey e Schokkaert (2009).

Os resultados sinalizam elevado grau de desigualdade de oportunidades. Isto é, mais de 30% de desigualdade injusta. Além disso, apura-se 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 (2012) avaliam a desigualdade de oportunidades educacionais em seis países da América Latina. Nesse ensejo, adotam uma abordagem não paramétrica proposta por Checchi e Peragine (2010), a fim de decompor um índice de desigualdade. Os resultados indicam um grau de desigualdade de oportunidade educacional variando entre 1% e 25%. Esse resultado 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 de 9% a 30% nos conteúdos de matemática e de 14% a 33% nos referentes à linguagem.

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 –, enquanto 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, em Heineck e Riphahn (2009), foram utilizados dados de corte de nascimento – na Alemanha, entre 1929 e 1978 – a fim de investigar a influência de atributos parentais sobre os resultados educacionais – mobilidade intergeracional da educação – obtidos ao longo do tempo. O estudo informa que, embora o sistema educacional na Alemanha tenha passado por diversas reformas objetivando reduzir a desigualdade de oportunidades educacionais, não há nenhuma evidência empírica da redução do papel socioeconômico parental 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, da Europa Oriental e da Ásia. Ao contrário, os menores índices de desigualdade de oportunidades são constatados, em grande maioria, em países da América do Norte, da Europa Ocidental e da Oceania, nos quais a educação dos pais é a característica de circunstância mais importante no resultado obtido.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A priori, estimamos as equações (2) e (4) a fim de obter a transmissão intergeracional da educação. Em seguida, pretende-se apurar em que medida um incremento no *background* social – circunstâncias – afeta o desempenho na avaliação, visto que tais fatores mostram-se decisivos nos resultados individuais.⁸ Para tanto, emprega-se a metodologia de inferências em distribuições contrafatuais desenvolvida por Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2013), doravante denominado IDC. A escolha pelo IDC deve-se em função de ele basear-se em diversas abordagens principais para estimar funções quantílicas condicionais e funções de distribuição condicional. Outra vantagem é seu emprego tanto para analisar o efeito de simples intervenções – mudança unitária em uma característica – quanto também em alterações complexas – mudanças gerais na distribuição das características.

O IDC é usado, em especial, nos casos em que uma política intervencionista origina uma modificação alterando parte da distribuição do conjunto de variáveis explicativas X – covariadas – que determinam a resposta na variável de interesse Y . Em outras palavras, o IDC consiste em estimar o efeito na distribuição de Y dada uma modificação na distribuição de X .

Os resultados observados são extraídos da amostra antes da intervenção política, observável, enquanto os resultados contrafatuais surgem da amostra após a intervenção política, portanto, não observável. Em seguida, admite-se que as covariadas são observáveis antes e após a intervenção política. Isto é, os resultados observados são usados para estabelecer a relação entre a variável de interesse e as covariadas, que, juntamente à distribuição contrafactual observada das covariadas, determinam a distribuição do resultado após a intervenção sob algumas condições impostas.

Segundo os autores, a fim de especificar um modelo que permita verificar como o resultado contrafactual é gerado, torna-se conveniente olhar a relação entre o resultado observado e as covariadas utilizando uma representação quantílica condicional. O IDC assume que Y^0 representa o resultado observado, e X^0 o $(p \times 1)$ vetor das covariadas com função distribuição F_X^0 antes da política intervencionista, onde $Q_Y(u|X)$ denota o quantil condicional de Y^0 dado X^0 , de modo que o resultado Y^0 pode ser ligado à função quantil condicional mediante a representação de Skorohod, isto é:

$$Y^0 = Q_W(U^0|X^0), \text{ onde } U^0 \sim U(1,0), \text{ independentemente de } X^0 \sim F_X^0, \quad (6)$$

em que (5) destaca que o resultado é função das covariadas e do termo de erro U^0 . Sobretudo, em modelos de regressões clássicos, o termo de erro é separado das variáveis independentes, como nos modelos de regressão pontual, mas, em geral, não é necessário. Este método abrange ambos os casos.

8. Ver, por exemplo, Barros (2009).

Sinteticamente, o processo de inferências contrafactual consiste em desenhar o vetor de covariadas para uma distribuição diferente, isto é, $X^C \sim F_X^C$, onde F_X^C é uma função de distribuição conhecida das covariadas após a política de intervenção. Assim, sob a suposição que a função quantil condicional não é modificada pela política, o resultado contrafactual Y^C é gerado por:

$$Y^C = Q_W(U^C | X^C), \quad (7)$$

onde $U^C \sim U(1,0)$ é independente de $X^C \sim F_X^C$. Ademais, o IDC faz a suposição que a função quantil $Q_Y(u|x)$ possa ser avaliada em cada ponto de x na base da distribuição das covariadas de F_X^C . Esta suposição requer que a base de F_X^C seja subconjunto da base de F_X^0 , ou, então, que a função quantil possa ser adequadamente extrapolada. Tais suposições são formalizadas a seguir.

- S1 – a distribuição condicional do resultado dado às covariadas é a mesma antes e após a política de intervenção;
- S2 – o modelo condicional é válido para todo $x \in X$, onde X é um subconjunto compacto do \mathbb{R}^p que contém as bases de F_X^0 e F_X^C .

Além disso, destaca-se que o IDC considera dois tipos distintos de mudanças na distribuição das covariadas. Primeiro, as covariadas são desenhadas para uma subamostra diferente antes e após a intervenção. Esta subamostra pode corresponder a diferentes grupos – tipos – demográficos, períodos de tempo ou localizações geográficas. Por exemplo, características de trabalhadores em anos diferentes, distribuição socioeconômica parental para indivíduos de pele branca e negra, ou, mais casualmente, para distribuições das covariadas em grupos de tratamento *versus* grupo de controle. Segundo, a intervenção pode ser empregada como uma transformação conhecida da distribuição de covariadas observadas. Em síntese, $X^C = g(X^0)$, onde $g(\cdot)$ é uma função conhecida. Por exemplo, mudanças unitárias na locação de uma das covariadas, $X^C = X + e_j$, onde e_j é um vetor unitário ($p \times 1$) com um na posição j ; ou, ainda, preservar a redistribuição das covariadas como $X^C = (1 - \alpha)E[X^0] + \alpha X^0$.

Este tipo de intervenção pode ser utilizado para estimar, por exemplo, qual o efeito sobre as despesas de alimentos resultantes de uma alteração no Imposto de Renda. Ou qual a influência sobre os preços dos imóveis resultantes da limpeza de resíduos perigosos no entorno. Além do mais, para fazer inferências do efeito total no resultado decorrente da intervenção, é preciso identificar as funções distribuição e quantílica do resultado antes e após a política. A função distribuição condicional associada à função quantílica $Q_Y(u|x)$ é expressa por:

$$F_Y(y|x) = \int_0^1 1\{Q_Y(u|x) \leq y\} du. \quad (8)$$

Dado as suposições sobre como o resultado contrafactual é gerado, a distribuição marginal é expressa por:

$$F_{Y^j}(y) = Pr\{Y^j \leq y\} = \int_x F_Y(y|x) dF_X^j(x). \quad (9)$$

Com funções quantil marginal correspondente:

$$Q_{Y^j}(u) = \inf\{y: F_{Y^j}(Y) \geq u\}, \quad (10)$$

onde o índice j corresponde ao *status* antes ou após a intervenção, $j \in \{0, C\}$. O efeito quantil tratamento da política de intervenção é determinado por:

$$QTE_Y(u) = Q_{Y_C}(u) - Q_{Y_0}(u). \quad (11)$$

De forma análoga, o efeito da política na distribuição é expresso por:

$$DE_Y(y) = F_{Y_C}(y) - F_{Y_0}(y). \quad (12)$$

Por fim, o IDC permite uma decomposição semelhante à proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993) e baseada em trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), ressalvadas algumas peculiaridades. A principal vantagem do IDC é o emprego de regressão quantílica contrafactual em alternativa a mínimos quadrados ordinários (MQO), uma vez que a decomposição quantílica mensura o diferencial entre grupos, assumindo que tais diferenças variam ao longo da distribuição.

Em suma, o IDC apura o diferencial total entre os grupos – controle e tratamento – e decompõe em três partes. A primeira representa o efeito das características individuais observáveis dos estudantes, ou seja, refere-se a todas as covariadas – fatores familiares e individuais – da análise. A segunda componente representa o efeito médio dos coeficientes de toda a distribuição. Isto é, os coeficientes médios associados a cada uma das covariadas. Por fim, a última componente está associada às características não observadas; em outras palavras, representa o efeito residual dos fatores não observados que influenciam o desempenho.

Em termos práticos, para apurar o diferencial entre os grupos analisados, a priori, exige-se encontrar quantis incondicionais com a finalidade de desenhar a distribuição contrafactual que retrata exatamente o grupo de controle, caso ele tivesse passado pelo tratamento em questão. Em síntese, o IDC adota um procedimento em quatro etapas:

- a) estima a função inversa condicional referente a cada quantil;
- b) obtém a função de distribuição incondicional;⁹

9. Este procedimento não é necessariamente trivial, dado que a função em questão não obrigatoriamente é monotônica, e, portanto, não pode ser invertida usualmente. Mais detalhes em Melly (2006).

- c) integra a função de distribuição condicional em relação às covariadas;
- d) encontra a função de distribuição inversa incondicional.

De posse da função de distribuição inversa incondicional é possível estimar cada quartil contrafactual e obter a decomposição do tratamento em relação aos quartis dos grupos de tratamento e controle estimados.

De acordo com Azevedo e Foguel (2007), uma das maiores vantagens obtidas por essa decomposição é permitir um diagnóstico amplo da análise, pois se encontra a direção, a dimensão e o *timing* das forças que influenciam as variações dos resultados individuais obtidos.

3.1 Descrição e análise dos dados

Os resultados apresentados nesta pesquisa serão possibilitados pela utilização dos microdados do Pisa, versão 2012 sendo a quinta edição do programa, e avalia 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 o conhecimento de estudantes de 15 anos de idade. O programa é desenvolvido e coordenado pela 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 economias participaram desta edição, representando algo em torno de 28 milhões de jovens a nível mundial. Além disso, ele é considerado único, por desenvolver atividades que não estão inteiramente ligadas ao currículo escolar. Na verdade, as provas são projetadas 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 disso, as informações coletadas por meio de questionários fornecem elementos auxiliares na interpretação de resultados.

Já em relação às análises preliminares dos dados reportados na tabela 1, verifica-se um elevado grau de desigualdade no desempenho médio em todas as áreas do conhecimento, especialmente em relação a países da América do Sul.

Por exemplo, o Brasil, que, apesar de possuir uma das dez maiores economias do planeta, 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 aos relatórios apresentados pelo programa, pois, de acordo com o Pisa, o Brasil ocupa a 58ª posição no *ranking* dos 65 países analisados.

TABELA 1
Desempenho médio: avaliação Pisa 2012

Lugar	Matemática	Língua	Ciências	Média geral
<i>América do Sul</i>	394,39	410,73	408,51	404,54
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
<i>Países da OCDE</i>	488,30	490,81	494,86	491,33
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
<i>Países asiáticos</i>	540,20	515,12	525,58	526,97
Xangai	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
Taipe Chinês	557,84	521,22	521,78	533,61
Coreia do Sul	552,61	535,61	537,14	541,78

Fonte: Pisa 2012.

Elaboração dos autores.

Por outro lado, cabe destacar as excelentes *performances* da maioria dos países asiáticos que obtiveram médias acima dos países da OCDE. Para se ter uma ideia, conforme denotam os resultados apresentados, os cinco melhores resultados expostos pertencem a esse grupo. Além do mais, impressiona a diferença de desempenho no exame de matemática, que é o foco do Pisa 2012. Especificamente, Xangai obteve em torno de 90 pontos acima do Japão, considerado na análise membro da OCDE.

Em relação aos países da América do Sul, os asiáticos obtêm um desempenho aproximadamente 30% superior. Por exemplo, comparando o Chile – melhor desempenho entre os sul-americanos –, Singapura apresenta um diferencial positivo próximo a 28% em favor dos asiáticos. Embora nesses últimos haja uma maior variância nas notas médias, este fato 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, esforços 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.¹⁰ 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.¹¹ Além da observância dos resultados dos testes, procurou-se optar também por variáveis clássicas utilizadas na literatura.¹² Guiado por isto, na primeira abordagem regrediu-se o *log* da média individual no exame Pisa em função do conjunto de variáveis circunstanciais descritas a seguir. Na segunda abordagem, acrescentam-se variáveis que expressam o esforço individual.

Especificamente, as variáveis utilizadas neste estudo são sumarizadas no quadro 1. Conforme reportado anteriormente, no início a abordagem utiliza somente o vetor de variáveis circunstanciais e corresponde a informações de 336.286 estudantes, de um total 422.413, de 58 países.

Em um segundo momento, emprega-se nas estimativas o vetor de variáveis que expressam o esforço, em que são utilizados dados de 225.629 estudantes de 58 países. A razão pela qual os dados utilizados não correspondem ao total disponível, bem como a exclusão de alguns países, ocorre em função de informações incompletas. Além disso, existe uma consensual limitação na natureza dos dados empregados, pois o resultado obtido no Pisa não origina qualquer consequência direta para alunos, professores, diretores, escolas, entre outros. Portanto, é possível que a habilidade dos alunos esteja sendo subestimada.¹³

QUADRO 1
Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Resultados individuais	<i>Log</i> da média aritmética do resultado: linguagens; matemática e ciências.
Variáveis de circunstâncias	
Educação parental	<i>Log</i> do maior grau de instrução parental – anos de estudo – do pai ou da mãe.
Diferença Educacional	Diferença, em anos de estudo, do pai e da mãe.
Tipo de escola	<i>Dummy</i> para escola. 0 para escola pública e 1 para privada.
Sexo	<i>Dummy</i> para gênero. 0 para mulheres e 1 para homens.
Atendimento pré-escolar	<i>Dummy</i> para pré-escolar. 0 para não atendidos e 1 para atendidos.
Localização da escola	<i>Dummy</i> localização da escola. 0 para zona rural e 1 para urbana.
Estrutura familiar	<i>Dummy</i> estrutura familiar. 0 para famílias monoparental e 1 para biparental.
<i>Siblings</i> – irmãos	<i>Dummy</i> irmãos. 0 caso o indivíduo tenha irmãos e 1 caso contrário.

(Continua)

10. Destaca-se que, embora o *ovtest* tenha indicado a existência de variáveis omitidas – admitindo, por exemplo, habilidade e motivação –, ele também indica o modelo *log* linearizado como melhor.

11. Mais detalhes em Chatterjee e Hadi (2015).

12. Por exemplo, Firmo (2008) e Bauer e Riphahn (2007).

13. Mais detalhes em Quintano, Castellano e Longobardi (2008).

(Continuação)

Variáveis	Descrição
Variáveis de esforço individual	
Repetência de ano	<i>Dummy</i> repetência. 0 caso o aluno já tenha repetido o ano e 1 caso contrário.
Migrante ¹	<i>Dummy</i> migração. 0 caso o aluno seja migrante e 1 caso seja nativo.
Perseverança	Índice baseado na disponibilidade do aluno de resolver problemas difíceis.
Esforço real	Índice de esforço de autorrelato.
Esforço potencial	Taxa de não resposta da avaliação.

Fonte: Pisa 2012.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ A razão por considerar a variável migrante como esforço e não circunstância, em especial, ocorre necessariamente por ser uma escolha. Contudo, é possível argumentar que um jovem de 15 anos não migra por vontade própria. Entretanto, ser migrante ou não migrante é uma característica controlável, e, portanto, não é imutável. Ao contrário, por exemplo, de nascer branco, ao qual foge totalmente do controle individual.

Dito isto, faz-se agora um breve relato a respeito da amostra do Pisa. Os dados denotam que praticamente 50% dos que prestaram o exame em 2012 são do sexo feminino; 80% são oriundos de escola pública; 86% frequentaram no mínimo um ano de pré-escolar; 61,5% são de países-membros da OCDE; e 8,9% da América do Sul.

TABELA 2
Análise descritiva
(Em %)

Sexo		Membros – exceto outros		
Masculino	Feminino	OCDE	América do Sul	Asiáticos
49,42	50,48	61,50	8,90	9,12
Nível educacional dos pais – 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: Pisa 2012.

Obs.: Porcentagens diferentes de 100% (*missing*).

Além do mais, constata-se que em torno de 37% dos pais possuem no mínimo educação superior, e apenas um número próximo de 4% dos alunos é composto por filhos de indivíduos que, no máximo, concluíram o primeiro ciclo do ensino fundamental.

4 RESULTADOS

Nesta seção serão apresentados os resultados do estudo. Primeiramente, na subseção 4.1, apresentam-se os fatores determinantes do resultado educacional – desigualdade de oportunidades educacionais –, individual, bem como a medida absoluta da transmissão intergeracional da educação. Por fim, na subseção 4.2 infere-se o efeito-tratamento de um incremento socioeducacional parental.

4.1 Primeiro bloco

A priori, a tabela 3 reproduz as estimativas da equação (4)¹⁴ para a amostra geral. Como esperado, os resultados sugerem elevado grau de correlação entre as circunstâncias e os resultados individuais observados. Isto é, há evidências que permitem supor acentuada participação do conjunto de oportunidades nas disparidades existentes no resultado do exame.

TABELA 3
Determinantes do resultado individual: média geral

Variáveis	OLS	QREG
Educação parental	0,1449***	0,1610***
Dif. educação	-0,0024***	-0,0021***
Tipo escola	0,0468***	0,0477***
Sexo	-0,0172***	-0,0121***
Pré-escolar	0,1150***	0,1181***
Local escola	0,0440***	0,0416***
Estrutura familiar	0,0543***	0,0551***
Irmãos	0,0226***	0,0261***
Intercepto	5,6000***	5,5704***
<i>N</i>	336.286	336.286
Adj. <i>R</i> ²	0,138	-

Fonte: Pisa 2012.

Elaboração dos autores.

Obs.: *, ** e *** = $p < 0,10$, $p < 0,05$ e $p < 0,01$, respectivamente.

Embora os coeficientes apresentados na tabela 3 não possam ser tratados como causalidade, ou seja, como fatores determinantes do desempenho alcançado pelo estudante, eles vão de encontro aos principais resultados da literatura. Por exemplo, em Ferreira e Gignoux (2011), o *background* social – circunstâncias – tem papel crucial no desempenho educacional individual. Outra importante observação refere-se à relação negativa evidenciada entre a diferença educacional dos pais e o

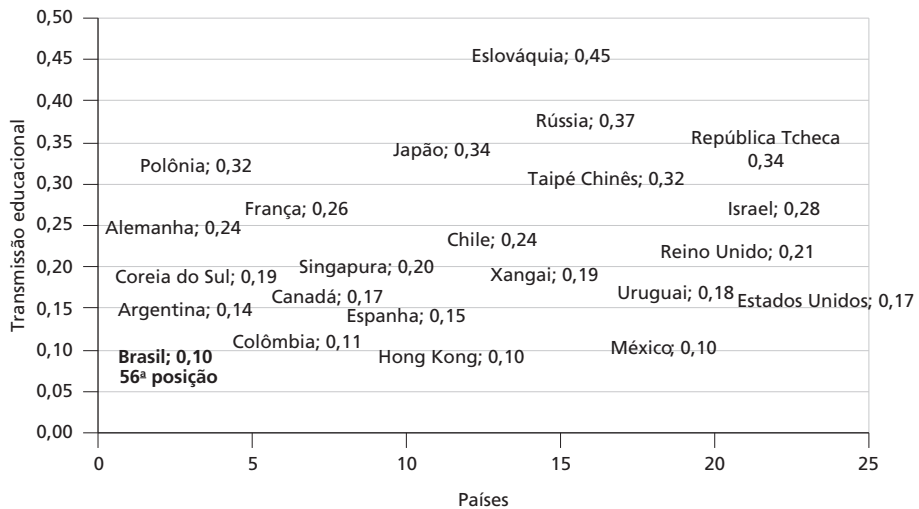
14. Estimou-se a equação (4) por mínimos quadrados ordinários (OLS), regressão quantílica (QREG) (para o quantil 0,50). Os resultados mantiveram-se para média em ciências, línguas e matemática.

resultado obtido. Isto é, quanto maior a assimetria – disparidade – educacional entre pai e mãe, menor a nota do estudante. Este resultado também é coerente com a literatura. Mais detalhes em Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007).

Entretanto, há uma limitação nos achados da tabela 3, pois tais resultados referem-se a diversos países e continentes, e, portanto, deve-se levar em conta a heterogeneidade existente, pois sistemas e políticas públicas educacionais existentes em cada país originam efeitos bem peculiares. Uma possível solução para o problema seria incluir uma variável instrumental nas estimações. Entretanto, encontrar um instrumento capaz de superar tal problema não é uma tarefa trivial.

Por sua vez, de acordo com o exposto no gráfico 1 e na tabela A.2 do apêndice, obtidos a partir da equação (2), verifica-se que o Brasil ocupa a 56ª posição entre os 58 países analisados em termos de transferência intergeracional de educação. Para se ter uma ideia, Argentina e Brasil, juntos, assinalam uma influência educacional – transmissão – parental 40% inferior à observada em relação a japoneses e 87,5% menor que os eslovacos.

GRÁFICO 1

Transmissão intergeracional da educação: Pisa 2012 – média geral

Fonte: Pisa 2012.
Elaboração dos autores.

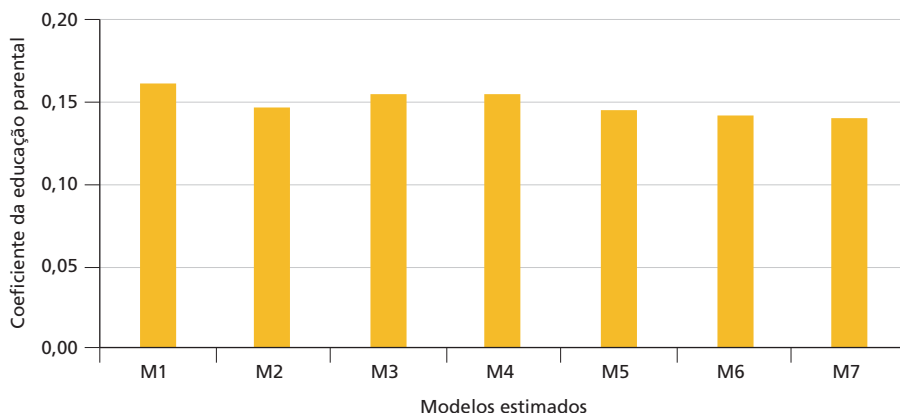
Na América do Sul, especificamente, os estudantes brasileiros foram os que apresentaram a menor transmissão entre as gerações – pai e filho –, ficando, em geral, à frente apenas da Tunísia, da Indonésia e de Macau. Corroborando a direção desses resultados, Black e Devereux (2011) assumem que a escolha educacional dos jovens é fruto de alguns fatores, em especial custos educacionais, retornos da educação e renda familiar. Essa última, especialmente nos casos em que há restrições de acesso a crédito.

Todavia, a literatura mostra que, em geral, os retornos educacionais são maiores para indivíduos mais habilidosos e também para aqueles que têm pais mais educados. Estas hipóteses demonstram que indivíduos que têm pais mais educados tendem a buscar maior nível educacional devido a 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, pois, em geral, quanto maior a educação parental, maior a renda familiar, e, conseqüentemente, maior o impacto positivo no desempenho dos indivíduos. Além disso, esta característica pode incrementar o tempo dedicado a desenvolver atividades de reforço com os seus filhos. Além disso, também possibilita elevar o poder de barganha das famílias, dado que mães mais educadas podem ser mais suscetíveis a direcionar gastos em investimentos e atividades voltadas para os jovens ou as crianças da família.

Outras questões interessantes podem ser visualizadas na tabela A.1. Por exemplo, atributos como tipo de escola, atendimento pré-escolar e localização da escola exibem forte correlação com o desempenho educacional obtido na avaliação, especialmente nas economias em desenvolvimento. Nos países desenvolvidos, esses fatores parecem afetar bem menos os resultados. Nomeadamente, na Argentina e no Brasil, o simples fato de se estudar em escola privada pode estar influenciando a nota média do Pisa em torno de 14% e 17%, respectivamente. No entanto, em países como Alemanha e Japão, os coeficientes de correlação mostram-se bem insignificantes.

GRÁFICO 2
Influência educacional parental



Neste rol de investigação, acrescentaram-se nas estimativas algumas variáveis que expressam o esforço individual, embora, a princípio, ainda se assume a hipótese postulada na equação (4). Entretanto, antes de discutirmos os resultados reproduzidos na tabela 4, o gráfico 2 mostra sete especificações distintas que consideram *dummies* continentais. Claramente, os resultados estimados são bem semelhantes.¹⁵ Todavia, os testes de especificação informam que o modelo geral é mais ajustado sem as *dummies* continentais.

TABELA 4
Determinantes do resultado individual: média geral

Variáveis	OLS	QREG
Educação parental	0,1361***	0,1489***
Dif. educação	-0,0012***	-0,0012***
Tipo de escola	0,0503***	0,0515***
Sexo	-0,0056***	-0,0019**
Pré-escolar	0,0996***	0,1029***
Local escolar	0,0430***	0,0391***
Migrante	0,0204***	0,0175***
Repetente	0,1124***	0,1192***
Perseverança	0,0160***	0,0145***
Esforço real	0,0038***	0,0047***
Esforço potencial	-0,0009***	-0,0010***
Intercepto	5,5540***	5,5228***
<i>N</i>	225.629	225.629
Adj. <i>R</i> ²	0,190	-

Fonte: Pisa 2012.

Elaboração dos autores.

Obs.: *, ** e *** = $p < 0,10$, $p < 0,05$ e $p < 0,01$, respectivamente.

Nitidamente, os coeficientes estimados – feitos das covariadas –, apesar de menores, situam-se bem próximos, sugerindo, assim, o bom ajuste do modelo. Ademais, os testes de identificação anteriormente citados ratificam estes resultados.

Contudo, dois fatos merecem destaque entre as covariadas que representam o esforço individual nos resultados. Primeiro, o grau de correlação existente entre o desempenho individual observado e o fato de o aluno já ter repetido o ano. Segundo, o baixo efeito atribuído ao esforço real e ao esforço potencial, com destaque especial para o sinal deste último fator. Esse resultado evidencia o problema de limitação

15. M1: não há *dummies* continentais; M2: *dummy* para OCDE; M3: igual a M2 mais *dummy* (países asiáticos); M4: M3 acrescido da *dummy* (países nórdicos); M5: modelo geral incluindo o vetor de esforços individuais. Nos demais modelos acrescentam-se, uma a uma, as *dummies* continentais.

em dados desta natureza, uma vez que o desempenho na prova não exerce nenhum reflexo na vida de alunos, professores e escolas. Nesse sentido, observa-se elevada taxa de não respostas, especialmente a questões mais complexas. Nessa mesma linha de raciocínio, percebe-se que o coeficiente da variável perseverança parece confirmar essas evidências.

Em relação às variáveis alusivas à escola, como tipo, localização e pré-escola, estas apresentam substancial relação positiva com o desempenho obtido na avaliação. O fator pré-escola, especificamente, aparenta ser o mais importante entre elas. Esse fato torna-se ainda mais expressivo quando consideramos os resultados dos países asiáticos, nos quais foram apuradas as melhores médias do Pisa 2012. Isto é, em média, nessas economias, a relação obtida entre desempenho educacional e pré-escola é quase quatro vezes maior do que o observado nos países da OCDE e países 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, quando avaliamos os resultados dos países da América do Sul, verifica-se que a influência chega a ser cinco vezes mais efetiva do que nos países-membros da OCDE, aproximadamente sete vezes ao efeito atribuído aos asiáticos e infinitamente superior aos países nórdicos.

4.2 Segundo bloco

Com o intuito de propiciar respostas para questões como “quais fatores estão associados a essa desigualdade de oportunidades educacionais?”, ou “o que poderia ser feito para erradicar ou amenizar a desigualdade de oportunidades educacionais observada?”, esta subseção estimará o efeito-tratamento, expresso pela equação (11). Primeiramente, serão abordados os resultados da estimativa do *log* da média geral das notas individuais em função de uma *dummy* para educação do pai e da mãe, como também para estrutura familiar, tipo de escola, atendimento pré-escolar e localização da escola.

O efeito de tratamento médio quantílico (ETMQ) apurado para todas as variáveis de circunstâncias – exceto sexo e irmãos – está presente na tabela 5. Os resultados mostram um *gap* médio para educação parental em torno de 8%, em que cerca de 2% é explicado por diferenças no nível educacional dos pais, e os outros 6% são devido a diferenças nos coeficientes médios entre filhos de pais com, no mínimo, nível superior, e filhos de pais com, no máximo, nível médio. Quanto ao tipo de escola – pública ou privada –, a diferença média observada no resultado do Pisa situa-se em 6%, em que 1,5% deste diferencial advém de se estudar em escola privada. Destaca-se que a parte explicada pelos resíduos é negligenciável para todos os tratamentos propostos.

TABELA 5
ETMQ: circunstâncias

Desempenho individual – log da média geral – quantílico									
Quantil	0,10	0,50	0,90	0,10	0,50	0,90	0,10	0,50	0,90
Tratamento	Educação da mãe			Educação do pai			Estrutura familiar		
Características	0,025	0,020	0,013	0,025	0,020	0,012	0,024	0,014	0,007
Coefficientes médios	0,065	0,063	0,061	0,059	0,058	0,057	0,037	0,036	0,036
Diferencial total	0,081	0,086	0,064	0,071	0,080	0,063	0,060	0,051	0,031
Tratamento	Tipo de escola			Pré-escola			Localização da escola		
Características	0,020	0,014	0,009	0,0282	0,0290	0,023	0,0314	0,027	0,017
Coefficientes médios	0,058	0,050	0,045	0,1040	0,1069	0,110	0,0467	0,040	0,037
Diferencial total	0,084	0,065	0,032	0,1383	0,1381	0,100	0,0832	0,066	0,057

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os tratamentos utilizados foram significativos.

2. *** = $p < 0,01$.

3. As estimações estão decompostas em três componentes para cada quantil e representam, respectivamente: efeito das características individuais (observáveis); efeito dos coeficientes médios das covariadas; e diferencial total (tratamento médio). Os valores residuais foram ignorados em função de serem bastante incipientes.

Por sua vez, o tratamento médio referente à pré-escola ocorre próximo a 14%. Entretanto, apenas 21% desse efeito ocorre em função de o aluno ter frequentado a pré-escola. Contudo, na base analisada, não há informações sobre a idade de ingresso na pré-escola, o que limita nossa análise, pois, segundo Spinath *et al.* (2003), a primeira infância – 0 a 6 anos – é substancialmente importante no desenvolvimento da habilidade cognitiva geral.¹⁶ No que se refere às demais variáveis – estrutura familiar e localização das escolas –, respectivamente, observou-se um ETMQ variando em torno de 5% e 6%, em que o efeito de ter uma família monoparental e estudar em escola localizada na zona urbana afeta o desempenho individual em torno de 1,5% a 2%, nessa ordem.

Porém, a fim de compreender como se comporta o padrão desses efeitos entre os países, estimou-se o mesmo tratamento isoladamente para cada país. Os resultados reportados na tabela A.3 do apêndice indicam haver uma grande variação nos efeitos-tratamento propostos entre os países. Por exemplo, referente à variável educação parental, nota-se que, embora haja um diferencial médio semelhante entre os continentes, que varia em torno de 9% a 12%, o efeito-tratamento de possuir pais mais educados na América do Sul é 7,5 vezes superior ao observado nos países da OCDE, e, respectivamente, três a 4,5 vezes maiores do que o encontrado nos países asiáticos e nórdicos.

16. Segundo Carroll (1997), existe um fator geral de inteligência potencial que é responsável pela facilidade em lidar com informações e problemas de uma determinada classe ou conteúdo.

De forma análoga, observa-se que, nos países sul-americanos, o diferencial médio entre os grupos de tratamento e controle – escola privada e pública – é infinitamente maior que nos países asiáticos, e, respectivamente, duas a três vezes maior que o observado nos membros da OCDE e países nórdicos. Esse efeito no Brasil é quase sete vezes maior do que na França e vinte vezes superior ao apresentado nos Estados Unidos. Contudo, somente cerca de um terço dele é explicado pela origem escolar do aluno. Além disso, tais efeitos são bem semelhantes aos encontrados em alguns países da OCDE, asiáticos e nórdicos. Esses resultados parecem sugerir novamente baixa qualidade educacional.

Contudo, o efeito-tratamento da pré-escola é bem mais expressivo nos países que obtiveram os melhores desempenhos no exame Pisa. Por exemplo, na França e no Japão a influência dessa característica situa-se em 10%, contra 4% do que se observa na Argentina e no Brasil. Em linhas gerais, todos os resultados apontam que o baixo desempenho obtido, em especial dos países da América do Sul em relação aos demais, é determinado crucialmente pelo conjunto de oportunidades, pois olhando superficialmente para a tabela A.1, no apêndice, percebe-se claramente que a desigualdade observada, explicada pelo conjunto de características individuais – soma dos efeitos individuais –, é de aproximadamente 0,35 nesta região, contra 0,11 na OCDE, 0,15 nos países asiáticos e 0,13 nos países nórdicos. Isto é, corresponde a 91% do total verificado nos outros três continentes juntos.

Nesse sentido, uma questão merece destaque, pois, dado que o efeito-tratamento é bem mais significativo nesses países, por que a elasticidade – transmissão – intergeracional estimada para estes é menor? Os resultados indicam que, em variáveis de desempenho, e não de resultado educacional, como anos de estudo, a qualidade da educação é captada. Isto é, não basta apenas ter pais com nível superior, mas sim ter pais educados efetivamente transferindo conhecimentos e habilidades para seus filhos. Além disso, o papel da escola nesses países parece ser fundamental, de acordo com os números apresentados. Ou seja, não basta apenas oferecer educação formal aos indivíduos, mas sim os preparar para desenvolver e aplicar conhecimentos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho buscou-se compreender os mecanismos subjacentes que estão por trás do desempenho educacional. Elencaram-se duas metas principais: verificar o grau de transmissão e correlação intergeracional da educação; e construir uma análise contrafactual originada pela equalização de circunstâncias socioeconômicas dos estudantes que prestaram o exame do Pisa 2012. Os resultados encontrados possibilitam destacar ao menos duas importantes deduções: *i)* percebe-se uma baixa transmissão da educação parental nos países em desenvolvimento, em especial no

continente sul-americano; *ii*) o efeito-tratamento é substancialmente maior nos países com essas características. Por exemplo, o fato de ser filho de mães com maior nível educacional – tratamento educação da mãe – na América do Sul gera um ganho de desempenho 7,4 vezes superior ao observado em jovens estudantes com as mesmas características nos países da OCDE.

Ademais, olhando para os resultados reportados nas tabelas A.1 e A.3 percebe-se que os fatores associados à escola, exceto a pré-escola, revelam ser incisivos apenas nos países em desenvolvimento, especificamente nos países sul-americanos. Por outro lado, com exceção do Chile, o efeito-tratamento do atendimento pré-escolar nessas economias é geralmente inferior ao apurado em países que obtiveram os melhores desempenhos. Esses resultados sugerem que a pré-escola, na realidade, é importante; no entanto, novamente a qualidade é enfatizada (ver, por exemplo, Foguel e Veloso, 2014), pois, se olharmos para o Chile, país sul-americano com melhor desempenho no Pisa, percebemos que este é o fator escolar (associado ao ambiente socioeconômico individual) mais importante, o que reforça a criação de políticas públicas nessa perspectiva. Já para os outros países deste continente – em geral que apresentaram os piores desempenhos –, averiguamos que este fator não se apresenta com tal importância. Ou seja, diferentemente da maioria, em que se observam os melhores resultados no Pisa, a pré-escola exerce pouca influência nesses países. Isso reforça ainda mais a desconfiança sobre a qualidade da educação nesses países.

REFERÊNCIAS

- AGUIRRECHE, Agurtzane Lecuona. **Inequality of opportunity in education: empirical applications and policy**. Biscay: Universidad Del Pais Vasco, 2012.
- ASHENFELTER, Orley; ROUSE, Cecilia. Income, schooling, and ability: evidence from a new sample of identical twins. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 1, p. 253-284, 1998.
- AZEVEDO, João Pedro; FOGUEL, Miguel Nathan. Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil, 1995-2005. *In*: BARROS, Ricardo Paes; FOGUEL, Miguel Nathan; ULYSSEA, Gabriel (orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. v. 2.
- BARROS, Ricardo Paes. **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington: World Bank Publications, 2009.
- BAUER, Philipp; RIPHahn, Regina T. Heterogeneity in the intergenerational transmission of educational attainment: evidence from Switzerland on natives and second-generation immigrants. **Journal of Population Economics**, v. 20, n. 1, p. 121-148, 2007.

BLACK, Sandra E.; DEVEREUX, Paul J. Recent developments in intergenerational mobility. *In*: ASHENFELTER, Orley; CARD, David (eds.). **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2011. v. 4.

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.

CARROLL, John B. Psychometrics, intelligence, and public perception. **Intelligence**, v. 24, n. 1, p. 25-52, 1997.

CHATTERJEE, Samprit; HADI, Ali S. **Regression analysis by example**. New Jersey: John Wiley & Sons, 2015.

CHECCHI, Daniele; PERAGINE, Vito. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of Economic Inequality**, v. 8, p. 429-450, 2010.

CHERNOZHUKOV, Victor; FERNÁNDEZ-VAL, Iván; MELLY, Blaise. Inference on counterfactual distributions. **Econometrica**, v. 81, n. 6, p. 2205-2268, 2013.

DAUDE, Christian. **Ascendance by descendants?** On intergenerational education mobility in Latin America. Paris: OECD Publishing, 2011.

DINARDO, John; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1001-1044, 1996.

FERREIRA, Francisco; GIGNOUX, Jérémie. **The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America**. Washington: World Bank, 2008. (World Bank Policy Research Working Paper Series).

_____; _____. 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.

FERREIRA, Sérgio; VELOSO, Fernando A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 481-513, 2003.

FIRMO, Marcio Gold. **Uma análise da transmissão intergeracional de capital humano no Brasil**. 2008. Tese (Doutorado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

FLEURBAEY, Marc; SCHOKKAERT, Erik. Unfair inequalities in health and health care. **Journal of Health Economics**, v. 28, n. 1, p. 73-90, 2009.

FOGUEL, Miguel N.; VELOSO, Fernando A. Inequality of opportunity in daycare and preschool services in Brazil. **The Journal of Economic Inequality**, v. 12, n. 2, p. 191-220, 2014.

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.

HANUSHEK, Eric. The production of education, teacher quality and efficiency. *In*: HANUSHEK, Eric (ed.). **Do teachers make a difference?** Washington: U.S. Office of Education, 1970.

_____. Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions. **Journal of Human Resources**, v. 14, n. 3, p. 351-388, 1979.

HECKMAN, James J. A economia da desigualdade: o valor da educação infantil. **Americano Educador**, v 35, n. 1, p. 31, 2011.

HEINECK, Guido; RIPHAHN, Regina 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.

JUHN, Chinhui; MURPHY, Kevin M.; PIERCE, Brooks. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 3, p. 410-442, 1993.

LEFRANC, Arnaud; PISTOLESI, Nicolas; TRANNOY, Alain. Equality of opportunity and luck: definitions and testable conditions, with an application to income in France. **Journal of Public Economics**, v. 93, n. 11, p. 1189-1207, 2009.

MELLY, Blaise. Estimation of counterfactual distributions using quantile regression. **Review of Labour Economics**, v. 68, n. 4, p. 543-572, 2006.

NIKNAMI, Susan *et al.* **Transmissão intergeracional da educação entre imigrantes mães e suas filhas na Suécia**. Estocolmo: University of Estocolmo, 2010.

PASTORE, José; SILVA, Nelson do Valle. **Mobilidade social no Brasil**. São Paulo: Makron Books, 1999

QUINTANO, Claudio; CASTELLANO, Rosalia; LONGOBARDI, Sergio. Implementation and evaluation of imputation strategies to improve the data accuracy. The case of Italian students data from the Programme for International Student Assessment (Pisa 2003). *In*: Q2008, EUROPEAN CONFERENCE ON QUALITY IN OFFICIAL STATISTICS, 2008, Rome. **Annals [...]**. Rome: Istat, 2008.

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

SOLOMON, Gary. Intergenerational mobility in the labor market. *In*: ASHENFELTER, Orley; CARD, David (eds.). **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: North-Holland, 1999. v. 3.

SPINATH, Frank M. *et al.* Phenotypic g early in life: on the etiology of general cognitive ability in a large population sample of twin children aged 2-4 years. **Intelligence**, v. 31, n. 2, p. 195-210, 2003.

UNESCO – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A EDUCAÇÃO, A CIÊNCIA E A CULTURA. **Década das Nações Unidas da educação para o desenvolvimento sustentável (2005-2014)**. Brasília: Unesco, 2005.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

HERTZ, Tom *et al.* The inheritance of educational inequality: international comparisons and fifty-year trends. **The BE Journal of Economic Analysis & Policy**, v. 7, n. 2, p. 1-48, 2007.

APÊNDICE A

RESULTADOS ADICIONAIS

TABELA A.1
Efeitos das circunstâncias no Pisa: média geral

Lugar	Educação parental	Estrutura familiar	Tipo de escola	Atendimento pré-escolar	Localização da escola	Escolaridade parental (\bar{X})
<i>Países da América do Sul</i>	<i>0,0850833</i>	<i>-0,0143909</i>	<i>0,1413002</i>	<i>0,0548627</i>	<i>0,0998015</i>	<i>11,36677</i>
Argentina	0,0856819	0,0194786	0,1424431	0,1254046	0,0243553	12,46967
Brasil	0,0596736	-0,0004727	0,1683148	0,0462792	0,0949779	10,10564
Chile	0,1981890	0,0281244	0,1009697	0,0313861	0,0883646	13,46962
Colômbia	0,0783930	0,0345007	0,0791773	0,0447753	0,0773341	11,42376
Peru	0,1128428	-0,008692*	0,0811457	0,0675148	0,1166911	11,45194
Uruguai	0,1106485	0,003729*	0,1398876	0,0778968	0,0338154	11,47351
<i>Países da OCDE</i>	<i>0,187097</i>	<i>0,0180336</i>	<i>0,0380126</i>	<i>0,0524253</i>	<i>0,0327978</i>	<i>13,35801</i>
Alemanha	0,2262079	0,0391014	0,0417868	0,0792220	0,0220426	14,99728
Canadá	0,1453420	0,0048673	0,0717503	0,0464819	0,0170054	15,00451
Estados Unidos	0,2008159	0,0558980	-0,014005*	0,008152*	0,0185935	13,67305
França	0,3098196	0,0241637	0,0238523	0,2058700	0,0241637	13,06789
Reino Unido	0,1920620	0,0319095	0,0613637	0,0778844	0,011594*	14,24681
Espanha	0,1331143	0,0229493	0,0332206	0,0688382	0,0247763	12,81644
Japão	0,2960487	0,0367766	-0,010416*	0,0638318	-	14,12523
México	0,0729893	0,0064641	0,0323874	0,0652580	0,0687198	11,14021
<i>Países asiáticos</i>	<i>0,0874985</i>	<i>0,0406226</i>	<i>0,000911*</i>	<i>0,1793669</i>	<i>0,0660958</i>	<i>12,06192</i>
Xangai	0,1594430	0,0117946	0,0294805	0,1081157	-	12,72651
Singapura	0,2171583	0,0275654	-0,0652437	0,0951780	-	12,27486
Hong Kong	0,1030831	0,0233843	-0,0561143	0,0979285	-	11,38295
Taipé Chinês	0,2957494	0,0384931	-0,0978440	0,0463951	-	13,01219
Coreia do Sul	0,2100192	0,0214467	0,0253231	0,016487*	0,0485138	13,99356
<i>Países nórdicos</i>	<i>0,1918707</i>	<i>0,0318528</i>	<i>0,0216254</i>	<i>0,0724996</i>	<i>0,0370241</i>	<i>14,76997</i>
Suécia	0,1877121	0,0519021	0,0191649	0,0903231	0,0386639	14,09894
Dinamarca	0,2262079	0,0391014	0,0417868	0,0792220	0,0220426	14,99728
Finlândia	0,1933194	0,0199897	0,0201674	0,0931195	-0,005865*	14,86206

Fonte: Pisa 2012.

Elaboração dos autores.

Obs.: * = Não significativos a 10%.

TABELA A.2
Transmissão intergeracional da educação

Países	σ_{filhos}	σ_{pais}	$\beta_1 = \rho \frac{\sigma_{filhos}}{\sigma_{pais}}$ Transmissão intergeracional	ρ_{fp}
República Eslovaca	0,22	0,18	0,38	0,45
Rússia	0,17	0,12	0,26	0,37
Polônia	0,16	0,17	0,38	0,36
República Tcheca	0,17	0,15	0,29	0,34
Japão	0,18	0,14	0,27	0,34
Taipei Chinês	0,19	0,20	0,33	0,32
Austrália	0,20	0,19	0,27	0,30
Bulgária	0,23	0,26	0,35	0,30
Nova Zelândia	0,20	0,18	0,27	0,30
Israel	0,22	0,21	0,27	0,28
Hungria	0,18	0,24	0,37	0,28
França	0,20	0,20	0,27	0,26
Irlanda	0,17	0,20	0,29	0,25
Lituânia	0,17	0,19	0,27	0,25
Chile	0,18	0,34	0,47	0,24
Áustria	0,18	0,20	0,27	0,24
Alemanha	0,18	0,23	0,30	0,24
Dinamarca	0,18	0,23	0,30	0,24
Noruega	0,19	0,16	0,19	0,23
Bélgica	0,20	0,24	0,27	0,23
Montenegro	0,19	0,20	0,24	0,23
Eslovênia	0,19	0,19	0,23	0,23
Finlândia	0,19	0,24	0,28	0,22
Grécia	0,19	0,25	0,28	0,21
Reino Unido	0,19	0,16	0,18	0,21
Suécia	0,21	0,22	0,21	0,20
Singapura	0,19	0,28	0,29	0,20
Letônia	0,15	0,19	0,24	0,19
Islândia	0,20	0,17	0,17	0,19
Coreia do Sul	0,17	0,18	0,20	0,19

(Continua)

(Continuação)

Países	σ_{filhos}	σ_{pais}	$\beta_{1=\rho\frac{\sigma_{filhos}}{\sigma_{pais}}}$ Transmissão intergeracional	ρ_{fp}
Xangai	0,15	0,28	0,36	0,19
Suíça	0,17	0,26	0,27	0,18
Uruguai	0,21	0,39	0,34	0,18
Tailândia	0,18	0,34	0,34	0,18
Estados Unidos	0,18	0,25	0,24	0,17
Canadá	0,17	0,19	0,19	0,17
Croácia	0,17	0,20	0,20	0,17
Luxemburgo	0,20	0,40	0,32	0,16
Qatar	0,26	0,30	0,19	0,16
Peru	0,21	0,45	0,35	0,16
Sérvia	0,19	0,22	0,19	0,16
Romênia	0,17	0,22	0,21	0,16
Holanda	0,18	0,23	0,19	0,15
Espanha	0,17	0,35	0,29	0,15
Argentina	0,21	0,42	0,29	0,14
Estônia	0,14	0,15	0,14	0,14
Portugal	0,19	0,44	0,32	0,13
Itália	0,18	0,28	0,20	0,13
Jordânia	0,21	0,27	0,15	0,12
Liechtenstein	0,16	0,24	0,17	0,11
Turquia	0,17	0,45	0,28	0,11
Colômbia	0,18	0,47	0,28	0,11
Hong Kong	0,16	0,32	0,21	0,10
México	0,16	0,43	0,28	0,10
Brasil	0,19	0,53	0,29	0,10
Tunísia	0,19	0,50	0,22	0,08
Indonésia	0,17	0,41	0,16	0,06
Macau-China	0,16	0,34	0,09	0,04

Fonte: Pisa 2012.
Elaboração dos autores.

TABELA A.3
Efeito de tratamento médio: circunstâncias – por países

Continentes/países	Educ. mãe	Educ. pai	Estrut. fam.	Tipo escola	Pré-escolar	Local escola
<i>América do Sul</i>	<i>0,098093</i>	<i>0,058824</i>	<i>0,024489</i>	<i>0,051932</i>	<i>0,056411</i>	<i>0,064881</i>
	<i>0,118730</i>	<i>0,115888</i>	<i>0,032333</i>	<i>0,175486</i>	<i>0,103262</i>	<i>0,153443</i>
Argentina	0,048386	0,044594	0,026608	0,038053	0,044710	0,075749
	0,104354	0,082832	0,031527	0,146395	0,142076	0,084823
Brasil	0,058463	0,071051	0,020118	0,054305	0,036645	0,057033
	0,098093	0,105993	0,048574	0,200697	0,076164	0,132065
Chile	0,039796	0,045090	0,021034	0,042969	0,072531	0,051453
	0,153724	0,151598	0,034362	0,165054	0,112729	0,147919
<i>Países da OCDE</i>	<i>0,013222</i>	<i>0,012544</i>	<i>0,007323</i>	<i>0,016521</i>	<i>0,041449</i>	<i>0,016772</i>
	<i>0,088401</i>	<i>0,083916</i>	<i>0,033916</i>	<i>0,054301</i>	<i>0,088213</i>	<i>0,047812</i>
Alemanha	0,026368	0,024343	-0,000638	0,033427	0,065402	-0,043289
	0,097151	0,096465	0,001665	0,069008	0,124583	0,090472
França	0,046355	0,037920	0,028868	0,001680	0,100873	0,093763
	0,112805	0,090926	0,041832	0,032044	0,181397	0,164834
Japão	0,001870	0,000880	0,003176	0,020460	0,095392	-
	0,094489	0,085052	0,049396	0,006075	0,091853	-
Estados Unidos	0,024951	0,024790	0,017103	0,022829	-0,024881	0,013143
	0,104685	0,106881	0,065594	0,010004	-0,029285	0,014046
<i>Países asiáticos</i>	<i>0,021931</i>	<i>0,021905</i>	<i>0,013826</i>	<i>0,002749</i>	<i>0,099789</i>	<i>-0,006460</i>
	<i>0,095099</i>	<i>0,099773</i>	<i>0,041630</i>	<i>0,001243</i>	<i>0,175045</i>	<i>0,099658</i>
Singapura	0,004782	0,004448	0,015869	0,037399	0,058787	-
	0,112488	0,116527	0,039765	-0,020264	0,100485	-
Xangai	0,021960	0,022025	0,007872	0,023597	0,089232	-
	0,085086	0,087289	0,014803	0,046244	0,199583	-
Taipei Chinês	0,022646	0,021297	0,023363	-0,014602	0,026113	0,010898
	0,100599	0,099438	0,059754	-0,104437	0,090202	0,104399
Hong Kong	0,008349	0,009217	0,011071	-0,013261	0,013131	-
	0,074560	0,077834	0,024750	-0,056790	0,090307	-
<i>Países nórdicos</i>	<i>0,032741</i>	<i>0,026820</i>	<i>0,010518</i>	<i>0,001404</i>	<i>0,053805</i>	<i>0,001146</i>
	<i>0,085580</i>	<i>0,072986</i>	<i>0,037608</i>	<i>0,024242</i>	<i>0,080825</i>	<i>0,040688</i>
Suécia	0,025901	0,018805	0,026544	0,013286	0,061552	-0,005258
	0,060257	0,054815	0,050230	0,035795	0,100419	0,049242
Dinamarca	0,038928	0,029816	0,023696	0,014031	0,063090	-0,017105
	0,100514	0,084131	0,045692	0,047543	0,101739	0,007524
Finlândia	0,036946	0,025590	0,013247	-0,007247	0,071405	-0,002194
	0,079705	0,059861	0,037939	0,011107	0,084542	0,012848

Fonte: Pisa 2012.
Elaboração dos autores.

