

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

Lauro César Bezerra Nogueira (PPGE/UFPB)
Erik Figueiredo de Alencar (PPGE/UFPB)

Resumo

Este estudo investiga três importantes questões referentes ao desempenho na avaliação do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes – PISA 2012. Primeiro, estima-se a transmissão intergeracional da educação. Segundo, verifica se variáveis circunstanciais exercem efeitos sobre as variáveis de esforço no desempenho da avaliação PISA. Terceiro, faz-se uma análise contrafactual proveniente de um aumento no nível socioeconômico parental dos estudantes que prestaram o exame. Os resultados mostraram uma baixa 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. Adicionalmente, verificam-se efeitos significativamente positivos das circunstâncias sobre o esforço individual despendido. Além disso, o gap médio observado para educação parental é em torno de 8%. Onde cerca de 2% é explicado por diferença de nível educacional parental da distribuição.

Palavras-chave: Transmissão Intergeracional da Educação, Igualdade de Oportunidades Educacionais. Efeito Tratamento.

Abstract

This study investigates three important issues related to performance evaluation of the Programme for International Student Assessment - PISA 2012. First, we estimate the intergenerational transmission of education. Second, checks whether circumstantial variables have effects on the variables of effort in the performance of PISA. Third, we make a counterfactual analysis derived from an increase in parental socioeconomic status of students who took the exam in. Results showed a low parental educational transmission in the countries of South America. Specifically, in Brazil, it clears up a value about seven times lower than that found in the Czech Republic and 20% of the total found in France and Japan. In addition, there are significantly positive effects on the circumstances of individual effort expended. Moreover, the average gap observed for parental education is around 8%. Where about 2% difference is explained by parental educational level distribution.

Keywords: Intergenerational Transmission of Education, Inequality of Educational Opportunities, Treatment Effect.

JEL classification: I20, I21, D63

1. INTRODUÇÃO

Normalmente economistas e cientistas sociais diferem da maior parte das teorias econômicas, porém, educação de qualidade é consensualmente vista como forte indicador de bem estar. Diante disso, a desigualdade educacional entre as regiões, países e continentes determina o objetivo e caráter de diversas políticas públicas.

Nessa linha de pensamento, Daude (2011), advoga que o acesso à educação de qualidade é uma ferramenta poderosa para incrementar o bem estar individual. E a provisão social desta para todos é uma necessidade insubstituível para equalização de oportunidades, notadamente, dos menos favorecidos.¹ Nesse sentido, devem-se garantir determinadas condições para que isso ocorra. Por exemplo, todos os indivíduos precisam ter acesso a uma educação de qualidade homogênea, 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 vulneráveis da sociedade, e, portanto, reduz-se a mobilidade intergeracional.

Em outras palavras, a educação é vista como elemento chave para o desenvolvimento econômico e social de qualquer sociedade. Pois, uma força de trabalho qualificada eleva a produtividade das atividades econômicas. Possibilitando assim, alto crescimento dos setores e facilitando a absorção de tecnologia e inovação. Além desses aspectos, a educação também é característica essencial para o bom funcionamento da democracia, permitindo às pessoas exercer plenamente os seus direitos e responsabilidades como cidadãos.

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 quanto a esse conceito é bem menor na realidade. Por sua vez, 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 indicativo de sua qualidade. O segundo destaca o papel da educação na promoção de valores compartilhados e no desenvolvimento criativo e emocional. Nesse caso, a consecução desses objetivos é bem mais complexa de analisar.

Focando nesses conceitos, recentemente, cientistas sociais, tem estudado a transmissão intergeracional da educação. Por exemplo, Niknami (2010), Ferreira e Veloso (2003), Black, Devereux e Salvanes (2005). Entretanto, os estudos ainda são bastante esparsos e inconclusivos. Além disso, a maior parte utiliza realização educacional – anos de estudo – ao invés de desempenho educacional. Contudo, os resultados sugerem baixa transmissão, em especial, nos países em desenvolvimento. Esses resultados contribuem para persistência intergeracional da educação, e, portanto, para elevar a desigualdade de oportunidades educacionais.

Contudo, podem-se considerar diversos fatores responsáveis pela baixa transmissão educacional, em especial, supor baixa qualidade educacional nesses países. Pois, embora nos últimos anos tenha crescido o grau de escolaridade nessas economias, a realização educacional não necessariamente garante equivalência de oportunidades. Uma vez que, anos de estudo não reflete a qualidade educacional de um sistema, essencialmente, devido à heterogeneidade existente entre as escolas em suas respectivas regiões, países e continentes.²

¹ Por exemplo, em Anshenfelter e Rouse (1998), os autores avaliam qual o papel da escolaridade como potencial equalizador da correlação intergeracional da renda.

² Por exemplo, Ferreira e Gignoux, (2008).

Diante disso, compreender os mecanismos subjacentes por trás dessa relação – transmissão intergeracional da educação – é de fundamental importância. Nesse sentido, o presente estudo pretende investigar três importantes questões. Primeiro, o processo de transmissão intergeracional da educação no *Programme for International Student Assessment* – PISA – associado à teoria de igualdade de oportunidades educacionais.³ Para tanto, considera-se a função de produção educacional proposta por Hanuschek (1970,1979), com algumas peculiaridades. Segundo, apurar se as circunstâncias exercem efeitos sobre as variáveis de esforço no desempenho da avaliação PISA. Nesse contexto, adota-se uma proposta idêntica à desenvolvida por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), adaptado aqui ao contexto de oportunidades educacionais. Terceiro, 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 inferência contrafatuais desenvolvida por Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013).

Destaca-se haver importantes diferenciais nesse estudo. Primeiro, verificar o padrão de transferência intergeracional da educação entre as economias participantes do PISA 2012. Segundo, decompor os efeitos das circunstâncias – diretos e indiretos – sobre o desempenho no exame. Terceiro, simular o efeito contrafactual de possíveis políticas públicas educacionais. Por fim, o ensaio está organizado como segue. Além desta introdução, na segunda seção faz-se uma breve revisão sobre transmissão e desigualdade de oportunidades educacionais, com atenção especial, as pesquisas que utilizam dados do PISA. A terceira seção é reservada a detalhar a metodologia utilizada, incluindo a descrição e análise dos dados. A quarta é destinada a apresentação dos resultados. E a última seção é dedicada a algumas considerações extraídas dos resultados obtidos.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção serão apresentados alguns trabalhos voltados para o tema. Inicia-se destacando, o estudo de Black, Devereux e Salvanes (2005). Os autores investigam por que pais com níveis educacionais mais elevados têm crianças mais educadas. Segundo o estudo, há várias explicações possíveis. Entretanto, destacam-se duas. Primeiro, seria o caso de seleção pura ou efeitos indiretos. Isto é, pais mais educados, ganha salários mais elevados, e, portanto, reflete em variáveis que irão contribuir substancialmente para a educação dos filhos. Por exemplo, matricular os filhos nas melhores escolas, comprar os melhores livros, como também, investir em mecanismos que auxiliem o aprendizado. Segundo, o denominado efeito causalidade ou direto. Nesse caso, alcançar mais educação faz de você 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.

Por outro lado, segundo Roemer (1998), atualmente, dois conceitos de igualdade de oportunidades prevalecem nas democracias ocidentais. O primeiro afirma que todo indivíduo com potencial relevante no 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 serão julgados por características relevantes.

Guiado por esta linha teórica, Lefranc, Pistoletti e Trannoy (2009), defende que a igualdade de oportunidades constitui um princípio básico para atenuar desigualdades entre indivíduos. Onde os resultados dependem de um conjunto de fatores determinísticos e

³ Por exemplo, Ferreira e Gignoux, (2011).

aleatórios relevantes para o sucesso ou fracasso do agente econômico. Para analisar a igualdade de oportunidades é preciso identificar as variáveis que estão sob a responsabilidade dos indivíduos, e que não estão.

Contudo, 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. Utilizou-se 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 (2011), avaliam a desigualdade de oportunidades educacional em seis países da América Latina. Para tanto, utilizam uma abordagem não paramétrica proposta por Checci e Peragine (2010), para decompor um índice de desigualdade. 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 desenvolvidos. 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.

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, na sua grande maioria, em países da América do Norte, Europa Ocidental e Oceania. Sendo a educação dos pais a circunstância mais importante que afeta os resultados.

3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A estrutura teórica tradicional da desigualdade de oportunidades, sugerida por Roemer (1998), considera-se que o resultado individual, 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 . Onde $f(\cdot)$ é uma função desconhecida.

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

Contudo, associando esses conceitos à teoria de transmissão intergeracional da educação. E adaptando-os a Função de Produção de Educação, doravante FPE, proposta Hanuschek (1970, 1979), com algumas peculiaridades, tem-se:

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

Em que A_{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 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.

Na qual, acrescentando variáveis de controle que expressem as circunstâncias e esforços individuais torna-se idêntica a (3).

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

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

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

De forma que, β_1 reflete o grau de transmissão intergeracional da educação. Contudo, ciente de possíveis fragilidades dessa abordagem, principalmente, devido à 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, relaxa-se a hipótese assumida em (4). Matematicamente tem-se:

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

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

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

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

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

Onde β_1 e β_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 γ 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 (β_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, $\tilde{w}_i = f(\bar{C}_i, E_i(\bar{C}_i, v_i), u_i)$; e ii) no segundo, anulam-se somente os efeitos diretos das circunstâncias, $\tilde{w}_i^d = f(\bar{C}_i, E_i(C_i, v_i), u_i)$. E, portanto, se as expressões (6) – (7) podem ser estimadas de forma prudente, a parcela da desigualdade – persistência – 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.

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

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

$$\kappa_I^i = \kappa_I - \kappa_I^d \quad (10)$$

Felizmente, para realizar as decomposições propostas em (8) e (9), não é necessário apurar os sistemas estruturais (6) - (7). Pois, substituindo (7) em (6) gera a forma reduzida:

$$\ln(\hat{w}_i) = (\beta_1 + \gamma\beta_2)W_{p,i}^* + v_i\beta_2 + u_{f,i} \quad (11)$$

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. 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 superar tais problemas, este estudo, adota o método de pós-estimações – Bootstrap – replicando mil (1000) vezes amostras aleatória a partir da amostra original, e em seguida, construindo um intervalo de confiança para os parâmetros estimados.⁴ Segundo, buscou-se superar possíveis vieses na construção dos contrafatuais a partir uma abordagem quantílica. Isto é, não baseada em estimações apenas dos efeitos médios.

Em seguida, a fim de apurar em que medida um incremento no background social – circunstâncias – afeta o desempenho no teste, visto que, tais fatores mostram-se decisivos nos resultados individuais,⁵ emprega-se a metodologia de inferências contrafatuais desenvolvida por Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013), doravante, denominado IDC. A escolha pelo IDC dar-se em função do mesmo se basear em diversas abordagens principais para estimar funções quantílicas condicionais e funções de distribuições condicional. Outra vantagem é seu emprego tanto para analisar o efeito de simples intervenções – mudança unitária em uma característica – como também, em alterações complexas – mudanças gerais na distribuição das características.

O IDC emprega-se em especial, em casos onde 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 e, portanto, observável, enquanto que os resultados contrafatuais surgem da amostra após a intervenção política e, 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 com a 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 covariadas utilizando uma representação quantílica condicional. Por exemplo, permita W^0 representar o resultado observado, e X^0 ser o $(p \times 1)$ vetor das covariadas com função distribuição F_X^0 antes da política intervencionista. Onde, $Q_Y(u|X)$ denota o u –

⁴ Utilizando o comando – sqreg – no STATA 12, estimam-se regressões quantílicas simultâneas para determinados quantis. Ela produz os mesmos coeficientes que a regressão quantílica para cada quantil. Os desvios padrão relatados serão semelhantes, entretanto, obtém uma estimativa da matriz de variância-covariância – VCE – via bootstrap. Onde a VCE inclui blocos entre quantis. Assim, você pode testar e construir intervalos de confiança comparando coeficientes que descrevem diferentes quantis.

⁵ Ver por exemplo, Barros *et. al.* (2009).

quantil condicional de W^0 dado X^0 . De modo que, o resultado W^0 pode ser ligado à função quantil condicional através da representação de Skorohod, isto é:

$$W^0 = Q_W(U^0|X^0), \text{ Onde } U^0 \sim U(1,0), \text{ independente de } X^0 \sim F_X^0 \quad (12)$$

Em que (12) 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 precisa ser. Este método abrange ambos os casos.

Na verdade, 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 da 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:

$$W^C = Q_W(U^C|X^C), \quad (13)$$

Onde $U^C \sim U(1,0)$ é independente de $X^C \sim F_X^C$. Adicionalmente, o IDC faz a suposição que a função quantil $Q_Y(u|x)$ possa se avaliada em cada ponto de x na base da distribuição das covariadas de F_X^C . Esta suposição requer que a base da 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 as 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 contem 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 socioeconômicas 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 implementadas 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? Qual a influência sobre os preços dos imóveis resultantes da limpeza de resíduos perigosos no entorno? E assim por diante. Note que, os dois casos acima correspondem a cenários experimentais diferentes. A principal diferença é que o segundo caso corresponde a uma experiência quase perfeitamente controlada, que fornece informações adicionais para identificar mais características da distribuição conjunta dos resultados antes e depois da intervenção. Contudo, 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 $Q_W(u|x)$ é expressa por:

$$F_W(w|x) = \int_0^1 1\{Q_W(u|x) \leq w\} du, \quad (14)$$

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

$$F_{W^j}(w) := Pr\{W^j \leq w\} = \int_x F_W(w|x) dF_X^j(x), \quad (15)$$

Com funções u – *quantil* marginal correspondente.

$$Q_{W^j}(u) = \inf\{w: F_{W^j}(w) \geq u\}, \quad (16)$$

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

$$QTE_W(u) = Q_{W_C}(u) - Q_{W_0}(u), \quad (17)$$

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

$$DE_W(w) = F_{W_C}(w) - F_{W_0}(w), \quad (18)$$

O IDC possibilita apurar outras funcionais de interesse, por exemplo, a curva de Lorenz do resultado contrafactual observado.

$$L_W^j(w) := \frac{\int_{-\infty}^w t dF_W^j(t)}{\int_{-\infty}^{\infty} t dF_W^j(t)}, \quad (19)$$

Contando que as integrais existam e $\int_{-\infty}^{\infty} t dF_W^j(t) \neq 0$, $j \in \{0, C\}$. No entanto, geralmente pode ser mais interessante as funções da distribuição marginais do resultado antes e após a intervenção.

3.1 Descrição e Análise dos Dados

Os resultados apresentados nesta pesquisa serão possibilitados pelos microdados do PISA, versão 2012. O programa é desenvolvido e coordenado pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Em cada país participante há uma coordenação nacional. No Brasil, a avaliação é coordenada pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). A adoção desta base ocorre em virtude da riqueza apresentada. Pois, 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 conhecimento de estudantes de 15 anos de idade. A edição 2012 é a quinta edição do programa e avalia as competências dos alunos em leitura, matemática e ciências com ênfase em matemática.

Outro forte atrativo, é que cerca de 510 mil estudantes de 65 economias participaram da edição 2012 representando algo em torno de 28 milhões de jovens a nível mundial. Além disso, ele é considerado único, devido 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 na tabela 1, verifica-se um elevado grau de desigualdade no desempenho médio em todas as linhas de conhecimento, especialmente, em relação a países da América do Sul. Por exemplo, o Brasil, que apesar de possuir uma das dez maiores economia 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 relatórios apresentados pelo programa. Pois, de acordo com PISA, o Brasil ocupa a 58^a posição no ranking dos 65 países analisados.

Por outro lado, cabe destacar as excelentes performances da maioria dos países asiáticos que obtiveram médias acima dos países da OCDE. Para ter-se 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, Shangai, 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 – a Singapura verifica-se 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.

Tabela 1- Desempenho Médio – Teste Scores – PISA 2012

Lugar	Matemática	Língua	Ciências	Média Geral
América do Sul	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	383,7	372,82	374,57
Uruguai	411,96	414,53	419,14	415,58
Países da OCDE	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
Países Asiáticos	540,20	515,12	525,58	526,97
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
Chinese Taipei	557,84	521,22	521,78	533,61
Coréia do Sul	552,61	535,61	537,14	541,78

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do PISA 2012.

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 as 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.⁶ 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.⁷ Além da observância dos resultados dos testes, procurou-se optar também por variáveis clássicas utilizadas na literatura.⁸ Guiado por isto, na primeira abordagem regrediu-se o log da média individual no exame PISA em função do conjunto de variáveis circunstâncias descritas a seguir. Na segunda abordagem, acrescentam-se variáveis

⁶ Destaca-se que embora o *ovtest* tenha indicado a existência de variáveis omitidas – supondo ser, por exemplo, habilidade e motivação - ele também indica o modelo log linearizado como melhor.

⁷ Maiores detalhes em Chatterjee e Hadi (2013).

⁸ Por exemplo, Firmo e Soares (2008); Bauer e Riphahn (2007).

que expressam o esforço individual. Especificamente, as variáveis utilizadas neste estudo são sumarizadas no quadro 1.

Quadro 1 – Descrição das Variáveis

Variáveis	Descrição
<i>Resultados individuais</i>	Log da Média aritmética dos pontos obtidos nas provas do PISA 2012 que contemplam três áreas de conhecimento: Linguagens; Matemática e Ciências.
Variáveis de Circunstâncias	
<i>Educação Parental</i>	Log do maior grau de instrução parental – anos de estudo – do pai ou da mãe.
<i>Diferença Educacional</i>	Diferença em anos de estudo do pai e mãe.
<i>Tipo de Escola</i>	Uma dummy para o tipo de escola, que assume valor 0 para escola pública e 1 para privada.
<i>Sexo</i>	Uma dummy para sexo, que assume valor 0 para mulheres e 1 para os homens.
<i>Atendimento Pré-escolar</i>	Uma dummy para atendimento pré-escolar, que assume valor 0 para não atendidos e 1 para atendidos.
<i>Localização da Escola</i>	Uma dummy para localização da escola, que assume valor 0 para zona rural e 1 para zona urbana.
<i>Estrutura Familiar</i>	Uma dummy para estrutura familiar, que assume valor 0 para famílias monoparental e 1 para biparental.
<i>Siblings - Irmãos</i>	Uma dummy para irmãos, que assume valor zero caso o indivíduo tenha irmãos morando em casa e 1 caso contrário.
Variáveis de Esforço Individual	
<i>Repetência de Ano</i>	Uma dummy para repetência, que assume 0 caso o aluno já tenha repetido o ano e 1 caso nunca tenha repetido.
<i>Imigrante</i>	Uma dummy para migrante, que assume 0 caso seja migrante e 1 para nativo.
<i>Perseverança</i>	Índice construído com base nas respostas dos alunos sobre a sua vontade de trabalhar em problemas que são difíceis, mesmo quando se deparam com problemas.
<i>Esforço Real</i>	Índice de esforço de auto-relato.
<i>Esforço Potencial</i>	Taxa de não resposta do teste

Fonte: Elaboração dos autores, a partir de relatórios do PISA 2012.

Conforme reportado anteriormente, a primeira abordagem utiliza somente o vetor de variáveis circunstanciais e correspondem a informações de 336.286 estudantes de um total 422.413 de 58 países. Por outro lado, na segunda etapa, o vetor de variáveis que expressam o esforço é incluído nas estimações. Nessa fase, são utilizados dados 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 darem-se em função de informações faltantes. Contudo, existe uma consensual limitação na natureza dos dados empregados, dado que, em avaliações que não há consequências diretas para alunos, professores ou escolas, é possível que habilidade dos alunos esteja sendo subestimadas.⁹

Dito isto, faz-se agora um breve relato a respeito da amostra do PISA. A tabela 2 sumariza algumas características da base. Verifica-se que nos dados analisados, praticamente 50% dos que prestaram o exame em 2012 são do sexo feminino; 80% dos estudantes 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% a países da América do Sul. Além do mais, constata-se que em torno de 37% dos pais possui 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

⁹ Por exemplo, Quintano, Castellano e Longobardi (2009).

Tabela 2 – 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).

4. RESULTADOS

Nesta seção apresentam-se os principais resultados encontrados. A tabela 3 reporta as estimações da equação (3)¹⁰ para a amostra geral. Como se esperava os resultados sugere elevado papel das circunstâncias no resultado individual. Onde o conjunto de oportunidades indica responder por algo em torno de 35% de todas as disparidades existentes no exame.

Tabela 3 - Determinantes do Resultado Individual – 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)
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 ²	0.138		

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012.

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

Nessa mesma linha de raciocínio, percebe-se que, as características que mais influenciaram o resultado nos testes scores do PISA 2012, foram respectivamente, educação parental, atendimento pré-escolar, tipo de escola, localização da escola, diferença educacional dos pais e sexo.¹¹ Em síntese, como encontrado em outros trabalhos, por exemplo, Ferreira e

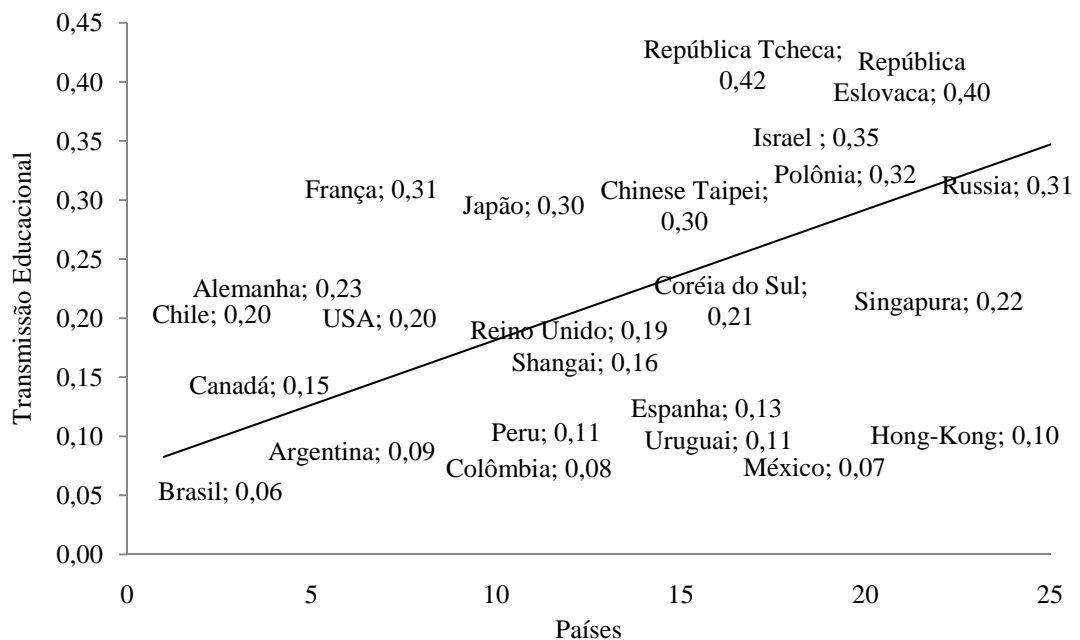
¹⁰ Estimou-se (2) por OLS, Regressão Quantílica e Quantílica tratando a heterocedastidade.

¹¹ Os resultados se mantiveram, para média em ciência, línguas e matemática.

Gignoux (2011), o background social – circunstâncias – impacta significativamente os resultados dos indivíduos. Outro aspecto interessante pode ser observado quanto ao efeito negativo da diferença educacional parental no teste. A influência negativa desta variável informa que quanto maior a assimetria – disparidade – educacional entre pai e mãe, menor a nota. Esse 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 seja estatisticamente diferente de zero.

Adicionalmente, verifica-se que a influência da educação parental nos resultados do teste é mais incisiva em países desenvolvidos. Em síntese, a transmissão educacional entre gerações é claramente mais forte nesses países. Os resultados reproduzidos no gráfico 1 destacam tal situação. Para ter-se uma ideia, Argentina e Brasil juntos assinalam uma influência educacional – transmissão – parental abaixo da metade do efeito observado em relação a japoneses, franceses e chineses e quase 3 vezes inferiores aos tchecos e eslovacos. Especificamente, Argentina e Brasil ocupam respectivamente a 51^a e 56^a posição no ranking de transmissão educacional, num total de 58 países analisados. De acordo com as estimações gerais, o Brasil somente obtém resultados ligeiramente superiores a Macao e Qatar.

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



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012.

Esses resultados poderiam sugerir, por exemplo, na teoria de mobilidade educacional, que Brasil e Argentina têm baixa persistência educacional, e, portanto, alta mobilidade? E que República Tcheca, Eslováquia, Japão e França possuem alta persistência, e, portanto, baixa mobilidade? A resposta é não, pois, neste estudo faz-se uso de um sistema de avaliação educacional – PISA 2012 – e não renda ou realização educacional como a maior parte dos estudos voltados para esta área. Ratificando tal justificativa, há diversos trabalhos sobre mobilidade que apontam baixa mobilidade em países em desenvolvimento. Visto que, geralmente nesses países, os indivíduos que cursam ou tem nível superior são filhos de pais que possuem no mínimo nível superior.¹² Já nos países desenvolvidos essa relação não é tão predominante. Pois, há mais oportunidades e melhor qualidade educacional.

¹² Por exemplo, Daude (2011); Hertz *et al.* (2007).

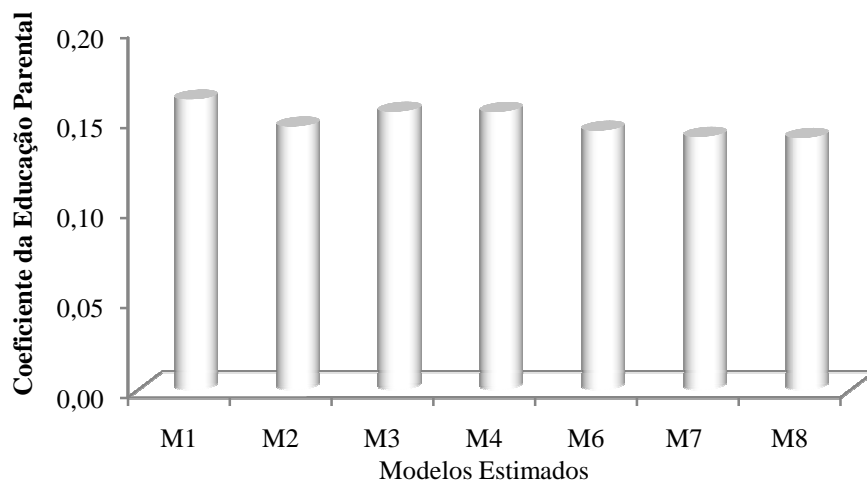
Corroborando a direção desses resultados, de acordo com Black e Devereux (2010), conceitualmente, pode-se admitir que a escolha educacional dos jovens é fruto de alguns fatores, em especial, custos educacionais, retornos da educação e renda familiar. Essa última, em especial, nos casos onde há restrições 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 tem 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, quanto maior a educação parental, em geral, maior a renda familiar, e, conseqüentemente, pode impactar positivamente o desempenho dos indivíduos. Segundo, esta característica pode incrementar o tempo dedicado a desenvolver atividades de reforço com os seus filhos. Além disso, possibilita também, elevar o poder de barganha das famílias. Dado que, mães mais educadas podem ser mais susceptíveis a direcionar gastos em investimentos e atividades voltadas para os jovens ou crianças da família.

Outro importante fato a se verificar, seria a presença de mobilidade qualificada intergeracional da educação. Em suma, países desenvolvidos, comumente, tem um nível educacional mais elevado, e, portanto, origina filhos mais educados. Designadamente, no Brasil e em países em desenvolvimento, isso pode não valer. Ratificando tal hipótese, em média, a educação parental – anos de estudo dos pais – nesses países é mais baixa conforme reporta a Tabela A.1 no Apêndice.

Outro padrão interessante a ser observado, olhando para tabela A.1 no apêndice, é o encontrado em variáveis como: tipo de escola, atendimento pré-escolar e localização da escola desempenha papel crucial nos países em desenvolvimento, sugerindo haver heterogeneidade na qualidade da educação. Diferentemente do que ocorre na maior parte dos países desenvolvidos, dado que, essas variáveis não exercem influência demasiada no desempenho educacional. 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.

Gráfico 2 – Influência Educacional Parental



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012.

Neste rol de investigação, acrescentaram-se nas estimações algumas variáveis que expressam o esforço individual. Embora, a princípio ainda assume-se a hipótese postulada na equação (4). Entretanto, antes de discutirmos os resultados reproduzidos na tabela 4, o gráfico 2, mostra oito especificações distintas que consideram *dummies* continentais. Claramente, os resultados estimados são bem semelhantes.¹³ Todavia, os testes de especificação informam que o modelo geral é mais ajustado sem as *dummies* continentais.

Em outras palavras, os resultados apresentados na tabela 4, não diferem significativamente dos resultados reportados na tabela 3.¹⁴ Nitidamente, os coeficientes estimados – efeitos das covariadas – apesar de menores, se situam bem próximos, sugerindo assim, o bom ajuste do modelo. Adicionalmente os testes de identificação anteriormente citados ratificam estes resultados.

Tabela 4 - Determinantes do Resultado Individual – Média Geral

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)
<i>N</i>	225629	225629	225629
adj. <i>R</i> ²	0.190		

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012.

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

Contudo, dois fatos merecem destaque entre as covariadas que representam o esforço individual nos resultados. Primeiro, a alta influência exercida pelo fato do aluno nunca ter repetido o ano. Isto é, essa característica influencia em média 11,2% no desempenho do teste. Segundo, o baixo efeito atribuído ao esforço real e esforço potencial, com destaque especial

¹³ M1 não há dummy para continentes; M2 uma dummy para OCDE; M3 é igual a M2 mais uma dummy (países asiáticos); M4 é M3 acrescido da dummy (países nórdicos); M5 modelo geral incluindo o vetor de esforços individuais. O demais modelo acrescenta-se uma a uma as *dummies* continentais.

¹⁴ Os resultados se mantiveram, para média em ciência, línguas e matemática. Ver tabelas no apêndice.

para o sinal desta última. Ou seja, evidenciando uma alta taxa de não resposta. Tal característica aponta para o problema de limitação em dados desta natureza. Em outras palavras, como o teste teoricamente não exerce nem um reflexo na vida de alunos, professores e escolas, há uma elevada taxa de não respostas, em especial, em 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 elas sugerem responder por aproximadamente 20% das diferenças entre os desempenhos obtidos. Onde a pré-escola se apresenta como fator mais importante entre estes. Esta última característica é ainda mais expressiva quando consideramos os resultados dos países asiáticos. Isto é, em média nessas economias a influência da 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. Contudo, embora os resultados gerais referentes ao tipo de escola – pública ou privada – informem 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.

Não obstante, há evidências empíricas que apontam haver possível endogeneidade entre as covariadas – variáveis de circunstâncias e de esforço – e, portanto, gera 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). Em suma, admite-se a existência de dependência entre as variáveis de circunstância e de esforço. Isto é, quebra-se a suposição assumida em (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: $\tilde{w} = \exp [(\beta_1 + \gamma\beta_2)\overline{W}_{p,i}^* + v_i\beta_2 + u_{f,i}] \rightarrow \tilde{w} = \exp [\beta_i\overline{W}_{p,i}^* + \varepsilon_i]$, onde $\beta_1 + \gamma\beta_2 = \beta_i$ 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. Encontrou-se resultados semelhantes ao utilizar o coeficiente de variação. No entanto, há outros índices bastante utilizados na literatura, por exemplo, 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: $w_i^d = \exp [\beta_4\overline{W}_{p,i}^* + E_i + u_i]$. Percebam 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 na tabela 5.

Os mesmos 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. Em outras palavras, a desigualdade de oportunidades parece não alterar o padrão entre os quantis da distribuição observada.

Tabela 5 – Decomposição da Participação do Conjunto de Oportunidades

Desigualdade Total Observada - Desvio Padrão do log da média geral				0,21457
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	

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012. Significativos a 95% .

Quanto aos efeitos diretos, situa-se em torno de 18%. Ou seja, ao anular apenas os efeitos diretos das circunstâncias, percebe-se que a desigualdade total da distribuição das notas se reduz em média 18,7%. Esses resultados indicam um importante aspecto, dado que, o efeito indireto das circunstâncias é dado por: $\aleph_I^i = \aleph_I - \aleph_I^d$. Isto é, 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 situa-se 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 as 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 v_i 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 de idade. Em resumo, suponha 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. Ou seja, estas hipóteses – algumas vezes consideradas extremas – correspondem a considerar todas nossas variáveis como circunstâncias observáveis.

Posto isso, construímos um contrafactual $\tilde{w} = \exp [\beta_i \overline{W_{p,i}^*} + \bar{E}_i \beta_i + u_i]$. Os resultados reportados no painel (D) da tabela 5 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%. Perceba que os valores encontrados são exatamente iguais à participação total das circunstâncias no resultado do teste.

Em outro exercício, apresentado na tabela 6, buscou-se verificar qual o percentual da parcela das variáveis de circunstâncias – isoladamente – no total da desigualdade. Para tanto, simulou-se o seguinte contrafactual da forma reduzida: $w_i^j = \exp [\beta_i \overline{W_{p,i,j}} + W_{p,i,-j} \beta_{-i} + u_i]$, sendo $M(w_i^j)$ o contrafactual da distribuição condicionada das notas alcançado ao se manter uma das variáveis que representam as circunstâncias constante, enquanto as demais variam.

Tabela 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: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012.

Os resultados convergem aos encontrados na literatura, por exemplo, ver Ferreira e Veloso (2006). Perceba que educação, tipo de escola e pré-escola são os três principais determinantes de desigualdade injusta.¹⁵ Especificamente, se equalizássemos 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, observa-se que a circunstância menos incisiva na desigualdade é a variável sexo. Inclusive, sendo insignificante estatisticamente em vários cenários. Em resumo, o sexo não é determinante na desigualdade do desempenho do exame.

Adicionalmente, a tabela 7 sintetiza os resultados da decomposição da influência das circunstâncias em termos de países e continentes. Notem que os efeitos indiretos sobre o esforço individual são mais significativos nos países asiáticos e nórdicos respectivamente e menos contundentes nos membros da OCDE e América do Sul. Embora, a magnitude da desigualdade no desempenho do teste 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, dado que esses países historicamente possui uma educação de melhor qualidade isso explicaria tal diferença? De acordo com a literatura sim. Pois, sabe-se que há três tipos de fatores podem determinar a transmissão Intergeracional educacional: a genética,

¹⁵ Ver, por exemplo, Lefranc, Pistolese e Tranoy, (2009).

o comportamento dos pais e fatores ambientais.¹⁶ Contudo, os resultados são inconclusivos, pois, embora a França apresente um efeito indireto de 0,17; a OCDE e alguns dos seus principais membros – Japão – apresentam valores menores aos encontrados nos países sul-americanos.

Tabela 7 – Decomposição do Efeito das Circunstâncias por Países no PISA

Continentes Países	Desigualdade PISA	\aleph_I	\aleph_I^d	% Efeito Total	% Efeito Direto	\aleph_I^i
América do Sul	0,20151	0,14126	0,15244	0,29897	0,24350	0,05547
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
Países da OCDE	0,19225	0,15734	0,16316	0,18158	0,15131	0,03026
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
Países Asiáticos	0,19408	0,14794	0,16909	0,23770	0,12876	0,10894
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
Países Nórdicos	0,19411	0,14483	0,16438	0,25384	0,15316	0,10069
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

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012. Significativos a 95%.

Posto isso, acredita-se que o efeito indireto das circunstâncias nos países da América do Sul é menos incisivos em razão de diversos fatores, por exemplo, a qualidade da educação parental e das escolas desta região. Uma vez que, essa característica supera os efeitos da educação parental, exceto para o Chile. Para ter-se uma ideia, respectivamente no Brasil e Argentina, o efeito atribuído à escola no resultado do teste é respectivamente 30% a 60% superior a influência atribuída à educação. Estes resultados apontam para uma possível solução do problema, isto é, nitidamente precisa-se melhorar a qualidade das escolas dessa região, em especial, as públicas, dado que corresponde a 73,5% dos jovens desses países que participaram do exame PISA 2012.

Além do mais, esse problema se agrava quando se leva em conta o atendimento pré-escolar e localização da escola, conforme pode ser verificado na tabela A.1 no apêndice. 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.

Sobretudo, seguindo os objetivos traçados nesta pesquisa, agora verificaremos os efeitos de um incremento no conjunto socioeconômico individual através do método IDC. Primeiramente, abordaremos os resultados da estimação do log da média geral das notas

¹⁶ Ver, por exemplo, Björklund, Lindahl e Plug (2004).

individual em função de uma dummy para a educação do pai e da mãe, como também para a estrutura familiar, tipo de escola, atendimento pré-escolar e localização da escola.

O Efeito de Tratamento Médio Quantílico – ETMQ – foi apurado para todas as variáveis de circunstâncias – exceto sexo e morar com irmãos – estão contidos na tabela 8. Os resultados foram estatisticamente significantes a 1%. Todavia, o gap médio observado para educação parental é em torno de 8%. Onde cerca de 2% é explicado por diferenças no nível educacional parental da distribuição. E 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 teste situa-se em 6%, onde 1,5% deste diferencial advêm de se estudar em escola privada. Destaca-se que a parte explicada pelos resíduos é negligenciável para todos os tratamentos propostos.

Tabela 8: Efeito Tratamento Médio Quantílico – Circunstâncias - ETMQ

Desempenho Individual – log da média geral – Quantílico									
	Educação da Mãe			Educação do Pai			Estrutura Familiar		
	0.10	0.50	0.90	0.10	0.50	0.90	0.10	0.50	0.90
ETMQ***	0.0251	0.0202	0.0128	0.0247	0.0196	0.0120	0.0240	0.0144	0.0068
	0.0651	0.0633	0.0614	0.0592	0.0575	0.0566	0.0367	0.0360	0.0362
	0.0807	0.0857	0.0642	0.0709	0.0797	0.0626	0.0603	0.0505	0.0307
	Tipo de Escola			Pré-escola			Localização da Escola		
	0.0197	0.0139	0.0091	0.0282	0.0290	0.0233	0.0314	0.0271	0.0170
	0.0578	0.0495	0.0451	0.1040	0.1069	0.1103	0.0467	0.0397	0.0365
	0.0842	0.0654	0.0324	0.1383	0.1381	0.0996	0.0832	0.0661	0.0568

Fonte: Elaboração própria. Os tratamentos utilizados foram *** $p < 0.01$. Os valores em grupo de três para cada quantil representam respectivamente: efeito da característica; coeficientes e tratamento médio.

Por sua vez, o tratamento médio referente à pré-escola ocorre próximo a 14%. Entretanto, apenas 21% desse efeito é função do 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), há uma importância fundamental da primeira infância – 0 a 6 anos – no desenvolvimento da habilidade cognitiva geral.¹⁷ No que se referem as demais variáveis – estrutura familiar e localização das escolas – respectivamente, observou-se um ETMQ variando em torno de 5% e 6%. Onde o efeito de ter uma família monoparental e estudar em escola localizada na zona urbana afeta o desempenho no teste 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.2 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 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 3 a 4,5 vezes maiores ao encontrado nos países asiáticos e nórdicos.

De forma diferente, 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, 2 a 3 vezes mais do que o observado nos membros da OCDE e países nórdicos. Especificamente, esse efeito no Brasil é quase 7 vezes maior do que na França e 20 vezes superior ao apresentado nos Estados Unidos. Contudo,

¹⁷ 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.

somente cerca de um terço desse 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 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 de forma grosseira 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, correspondem 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, porque 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 realização educacional – 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 continuarmos realizando educacionalmente os indivíduos, e, sim os preparando para desenvolver e aplicar conhecimentos.

5. ALGUMAS CONSIDERAÇÕES

Nesse trabalho buscou-se compreender os mecanismos subjacentes que estão por trás do desempenho educacional. Elencaram-se três objetivos principais. Primeiro, verificar o grau de transmissão e correlação intergeracional da educação. Segundo, decompor os efeitos dos determinantes da transmissão intergeracional – conjunto de oportunidades – em diretos e indiretos. Terceiro, construir uma análise contrafactual originada pela equalização de circunstâncias socioeconômicas dos estudantes que prestaram o exame do PISA 2012. Podem-se destacar ao menos três importantes deduções possibilitadas pelos resultados: i) percebe-se uma baixa transmissão da educação parental, nos países em desenvolvimento, em especial, no continente sul-americano; ii) verifica-se haver efeitos indiretos das circunstâncias sobre as variáveis de esforço, e os mesmos variam entre indivíduos, países e continentes. Por fim, corroborando com a baixa transmissão educacional dos pais evidenciada, o efeito tratamento é substancialmente maior nos países com essas características.

Adicionalmente, olhando para os resultados reportados na tabela A.1 do apêndice, 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 importa, no entanto, novamente enfatiza-se a qualidade (ver, por exemplo, Foguel e Veloso, 2012). Pois, se olharmos para Chile, país sul-americano com melhor desempenho no teste, percebe-se que é o fator escolar associado ao ambiente socioeconômico individual mais importante. 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 grande maioria onde se observa os melhores resultados no teste à pré-escola nesses países exerce pouca influência. Isso reforça ainda mais a desconfiança sobre a qualidade da educação nesses países.

REFERÊNCIAS

- AGUIRRECHE, Agurtzane Lecuona. Inequality of opportunity in education. 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.
- AZAM, Mehtabul; BHATT, Vipul. Like father, like son? Intergenerational education mobility in India. Discussion Paper series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, 2012.
- DE BARROS, Ricardo Paes. Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean. World Bank Publications, 2009. BLACK, Sandra E.; DEVEREUX, Paul J. Recent developments in intergenerational mobility. *Handbook of labor economics*, v. 4, p. 1487-1541, 2011.
- 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.
- 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.
- BJÖRKLUND, Anders; LINDAHL, Mikael; PLUG, Erik. The origins of intergenerational associations: Lessons from Swedish adoption data. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 121, n. 3, p. 999-1028, 2006.
- CARROLL, John B. Psychometrics, intelligence, and public perception. *Intelligence*, v. 24, n. 1, p. 25-52, 1997.
- CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press, 2005. CHATTERJEE, Samprit; HADI, Ali S. *Regression analysis by example*. John Wiley & Sons, 2013.
- CHATTERJEE, Samprit; HADI, Ali S. *Regression analysis by example*. John Wiley & Sons, 2013.
- 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*. OECD Publishing, 2011.
- FERREIRA, Francisco HG; GIGNOUX, Jérémie. The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, v. 57, n. 4, p. 622-657, 2011.
- 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; SOARES, R. Uma análise da transmissão intergeracional de capital humano no Brasil'. 2008.
- FOGUEL, Miguel N.; VELOSO, Fernando A. Inequality of opportunity in daycare and preschool services in Brazil. *The Journal of Economic Inequality*, p. 1-30, 2012.
- 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.
- GRAWE, Nathan D.; MULLIGAN, Casey B. Economic interpretations of intergenerational correlations. National bureau of economic research, 2002.
- 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, 2007.
- 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.
- KOENKER, Roger. Quantile regression. Cambridge university press, 2005.
- OECD. PISA. Acesso em 2014, disponível em OECD: acer.edu.au/downloads.php.
- FERREIRA, Francisco; GIGNOUX, Jérémie. The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America. World Bank Policy Research Working Paper Series, Vol, 2008.
- QUINTANO, Claudio; CASTELLANO, Rosalia; LONGOBARDI, Sergio. A fuzzy clustering approach to improve the accuracy of Italian student data. An experimental procedure to correct the impact of outliers on assessment test scores. *Statistica & Applicazioni*, v. 7, n. 2, p. 149-171, 2009.
- ROEMER, John E. Equality of opportunity. Cambridge: Harvard University Press, 1998.
- SOLON, Gary. Intergenerational mobility in the labor market. *Handbook of labor economics*, v. 3, p. 1761-1800, 1999.
- SPINATH, Frank M. et al. Phenotypic^{< i> g</i>} 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.
- VAN DE GAER, Dirk; MARTINEZ, Michel; SCHOKKAERT, Erik. Measuring intergenerational mobility and equality of opportunity. Katholieke Universiteit Leuven, Centrum voor Economische Studiën, Working Group Public Economics, 1998.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press, 2010.
- UNESCO. Relatório da Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura. 2005.

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})
América do Sul	0.0850833	-0.0143909	0.1413002	0.0548627	0.0998015	11.36677
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
Países da OCDE	0.187097	0.0180336	0.0380126	0.0524253	0.0327978	13.35801
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
Países Asiáticos	0.0874985	0.0406226	0.000911*	0.1793669	0.0660958	12.06192
Shangai	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
Chinês Taipei	0.2957494	0.0384931	-0.0978440	0.0463951	-	13.01219
Coréia do Sul	0.2100192	0.0214467	0.0253231	0.016487*	0.0485138	13.99356
Países Nórdicos	0.1918707	0.0318528	0.0216254	0.0724996	0.0370241	14.76997
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: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012.

* Não significativos a 10%;

Tabela A.2 - Efeito de Tratamento Médio – Circunstâncias – por Países

Continentes/Países	Educ. Mãe	Educ. Pai	Estrut. Fam.	Tipo Escola	Pré-escolar	Local Escola
América do Sul	0.098093	0.058824	0.024489	0.051932	0.056411	0.064881
	0.118730	0.115888	0.032333	0.175486	0.103262	0.153443
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
Países da OCDE	0.013222	0.012544	0.007323	0.016521	0.041449	0.016772
	0.088401	0.083916	0.033916	0.054301	0.088213	0.047812

Alemanha	0.026368 0.097151	0.024343 0.096465	-0.000638 0.001665	0.033427 0.069008	0.065402 0.124583	-0.043289 0.090472
França	0.046355 0.112805	0.037920 0.090926	0.028868 0.041832	0.001680 0.032044	0.100873 0.181397	0.093763 0.164834
Japão	0.001870 0.094489	0.000880 0.085052	0.003176 0.049396	0.020460 0.006075	0.095392 0.091853	- -
Estados Unidos	0.024951 0.104685	0.024790 0.106881	0.017103 0.065594	0.022829 0.010004	-0.024881 -0.029285	0.013143 0.014046
Países Asiáticos	0.021931 0.095099	0.021905 0.099773	0.013826 0.041630	0.002749 0.001243	0.099789 0.175045	-0.006460 0.099658
Singapura	0.004782 0.112488	0.004448 0.116527	0.015869 0.039765	0.037399 -0.020264	0.058787 0.100485	- -
Shangai	0.021960 0.085086	0.022025 0.087289	0.007872 0.014803	0.023597 0.046244	0.089232 0.199583	- -
Chinês Taipei	0.022646 0.100599	0.021297 0.099438	0.023363 0.059754	-0.014602 -0.104437	0.026113 0.090202	0.010898 0.104399
Hong Kong	0.008349 0.074560	0.009217 0.077834	0.011071 0.024750	-0.013261 -0.056790	0.013131 0.090307	- -
Países Nórdicos	0.032741 0.085580	0.026820 0.072986	0.010518 0.037608	0.001404 0.024242	0.053805 0.080825	0.001146 0.040688
Suécia	0.025901 0.060257	0.018805 0.054815	0.026544 0.050230	0.013286 0.035795	0.061552 0.100419	-0.005258 0.049242
Dinamarca	0.038928 0.100514	0.029816 0.084131	0.023696 0.045692	0.014031 0.047543	0.063090 0.101739	-0.017105 0.007524
Finlândia	0.036946 0.079705	0.025590 0.059861	0.013247 0.037939	-0.007247 0.011107	0.071405 0.084542	-0.002194 0.012848

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do PISA 2012.