

MOBILIDADE INTERGERACIONAL QUALIFICADA: UMA ABORDAGEM DE MENSURAÇÃO UTILIZANDO REGRESSÕES QUANTÍLICAS

Ana Cláudia Annegues (UFRGS)
Erik Figueiredo (PPGE/UFPA)

Resumo: O presente artigo analisa a mobilidade intergeracional à luz do conceito de Igualdade de Oportunidades Qualificada apresentado por Anderson, Leo e Muelhaupt (2009). Para isso, são realizados dois testes empíricos com dados de educação de pais e filhos do Canadá e do Brasil. O procedimento metodológico consiste em: 1) estimar a relação entre a escolaridade dos filhos e dos pais e 2) analisar o comportamento do erro da regressão através do status socioeconômico dos pais; espera-se que a variância do erro reduza para os pais com maior nível de instrução. Optou-se, ainda, pelo método de regressão quantílica, dado o problema presente na identificação de equações não-lineares apontado por Figueiredo, Lima e Schaur (2014). Os resultados mostraram que no Canadá a educação dos pais tem influência significativa sobre a educação dos filhos. Além disso, constatou-se que a mobilidade qualificada é verificada, uma vez que a variância do erro é negativamente relacionada com a escolaridade dos pais. Os resultados para o Brasil mostraram uma variância crescente com o nível de instrução dos pais, de forma que a mobilidade intergeracional não correspondeu às características de uma mobilidade qualificada.

Palavras-chave: Background Familiar; Mobilidade Qualificada; Regressões Quantílicas

Classificação-JEL: C20, D63

Abstract: This article analyzes the intergenerational mobility in the light of the concept of Qualified Equal Opportunities presented by Anderson, Leo and Muelhaupt (2009). For this, two empirical tests are performed with data of the education of fathers and children in Canada and Brazil. The methodological procedure is to: 1) estimate the relationship between the schooling of children and fathers, and 2) to analyze the behavior of the error of the regression through the socioeconomic status of fathers ; is expected to reduce the error variance for fathers with more education . It was chosen also the method of quantile regression, given the present identification problem of nonlinear equations reported by Figueiredo, Schaur and Lima (2014). The results showed that in Canada the education of parents has significant influence on the education of children. Furthermore, it was found that the qualified mobility is verified, since the error variance is negatively related to parents' education. The results for Brazil showed an increasing variance with the level of parental education, so that the intergenerational mobility did not match the characteristics of a qualified mobility.

Keywords: Family Background; Qualified Mobility; Quantile Regression

JEL Classification: C20, D63

1 Introdução

“*You do not make the poor richer by making the rich poorer.*”

Winston S. Churchill

O conceito de Igualdade de Oportunidades, introduzido a partir de discussões filosóficas recentes (Rawls, 1971; Arneson, 1989; Dworkin, 1981a; Roemer, 1998), surge como uma visão de justiça social alternativa à Igualdade de Resultados, tradicionalmente presente na literatura. De acordo com esse enfoque, o resultado econômico individual é produto da combinação de fatores de responsabilidade do indivíduo, como seu nível de esforço, e fatores de não responsabilidade, ou seja, as circunstâncias sobre as quais ele não possui controle, de tal forma que apenas a desigualdade originada pelos últimos é considerada socialmente inaceitável. Uma das principais fontes potenciais dessa desigualdade consiste no *background* familiar, isto é, o conjunto de características do ambiente familiar dos indivíduos (ocupação e escolaridade dos pais, por exemplo), que são repassadas e exercem influência na sua capacidade de auferir ganhos econômicos¹. Em razão da importância desta variável, juntamente às evidências de baixa mobilidade social entre as gerações, políticas de compensação direcionadas a reduzir a desigualdade de oportunidades seriam justificadas.

Alguns estudos na literatura têm se dedicado a investigar a dependência existente entre os resultados dos indivíduos e sua origem, cujo interesse é introduzido a partir de abordagens teóricas, como a de Becker e Tomes (1979)². Do ponto de vista empírico, boa parte dos trabalhos mensuram o grau de mobilidade intergeracional baseando-se em correlações intergeracionais de características de pais e filhos que representem medidas de resultado, tal qual os trabalhos de Mulligan (1997) e Solon (1992); em geral, a literatura empírica considera a transmissão de características como renda e escolaridade.

Dentre as evidências empíricas internacionais, pode-se citar trabalhos como o de Blanden Gregg e Machin(2005), com dados da Europa e América do Norte, que atestam a importância do *background* familiar na determinação do status socioeconômico individual. Behrman, Gaviria e Székely (2001) mostram que os países da América Latina tendem a apresentar um menor grau de mobilidade intergeracional educacional, em comparação com os países desenvolvidos³.

No Brasil, Pastore (1979, 1986) constitui algumas das investigações iniciais sobre mobilidade no contexto brasileiro. Mais tarde, os estudos de Barros e Lam (1993), Barros et al (2001) e Ferreira e Veloso (2003, 2006) mostram resultados para a

¹ A relação entre mobilidade e desigualdade de oportunidades pode ser encontrada em Corak (2013).

² Outras discussões teóricas estão presentes em Conlisk (1974), Becker (1981) e Goldberger (1989)

³ Outras evidências internacionais podem ser encontradas em Jäntti et al (2006), para os países Nórdicos, Reino Unido e Estados Unidos.

mobilidade intergeracional de educação, evidenciando a importância do *background* familiar na determinação dos ganhos individuais.

Dada a identificação de padrões de persistência dos níveis socioeconômicos entre as gerações, os esforços para equalização das oportunidades têm como foco principal a correção das circunstâncias desiguais, o que implica na quebra da dependência entre as probabilidades de ascensão do indivíduo e a sua origem familiar. Assim, conforme argumentado por Reville (1995), a queda (elevação) da desigualdade estaria diretamente ligada a uma redução (crescimento) na mobilidade. Sob esse ponto de vista, uma maior mobilidade seria socialmente desejável. Tal constatação, entretanto, desperta alguns questionamentos.

Um aspecto relevante a se levar em conta é que a implementação de uma política de igualdade de oportunidades, assim como qualquer decisão de políticas, envolve alguns *trade-offs*. Piketty (2000) pontua que se em uma sociedade os custos de eficiência inerentes ao processo de redistribuição são elevados, uma baixa mobilidade – e, portanto, uma menor igualdade de oportunidades – seria considerada tolerável. Outro conflito diz respeito aos efeitos de uma política de oportunidades.

O perfil da política de fomento à mobilidade está diretamente ligado ao objetivo de redistribuição da sociedade. De acordo com Anderson, Leo e Muelhaupt (2009), existem duas situações distintas: um perfil de mobilidade condicionado ao status atual do indivíduo e outro não condicionado. Quando uma política de mobilidade independe do status do indivíduo, há um movimento em direção à igualdade de oportunidades pura, ou seja, as diferenças resultantes do *background* familiar são eliminadas. A política proporciona a quebra de todas as conexões existentes, sejam elas boas (pais produtivos gerando filhos produtivos) ou ruins (pais pouco produtivos gerando filhos também pouco produtivos). Tal situação exhibe um aspecto importante, apontado pelo trabalho de Figueiredo (2009): a mobilidade introduz um grau de incerteza na economia. Com a redução da dependência em relação à origem social, o resultado do indivíduo se torna mais sujeito a fatores aleatórios, de modo que a sua permanência em determinado status se torna mais incerta. Por outro lado, uma política de mobilidade *condicionada* ou *qualificada*, pode ser caracterizada como uma política focada em quebrar apenas as conexões ruins. Esse perfil de mobilidade incorpora em seu objetivo a preocupação de promover a melhoria dos indivíduos com “herança pobre”, sem, no entanto, reduzir as chances de vida daqueles de “herança rica”.

Essa abordagem, mostrada por Anderson, Leo e Muelhaupt (2009), é o que os autores denominam de um padrão de mobilidade *qualificada* ou *condicionada*. Do ponto de vista metodológico, esse conceito tem implicações importantes sobre o comportamento dos resíduos nas técnicas de regressão empregadas para mensuração da mobilidade intergeracional. O resíduo da regressão dos resultados econômicos dos filhos em função dos resultados dos pais reflete justamente a aleatoriedade do modelo de determinação dos ganhos econômicos individuais. Se uma política de mobilidade é dita condicionada, a melhoria dos mais pobres não implica em uma piora na situação dos mais ricos, logo a incerteza relacionada a essa aleatoriedade tenderia a diminuir para os estratos sociais mais altos.

O objetivo do presente trabalho consiste em verificar a validade da hipótese de mobilidade qualificada. Para isso, o procedimento metodológico adotado segue as estratégias empíricas normalmente empregadas na literatura sobre mobilidade intergeracional. Estima-se um modelo de regressão, onde uma característica de resultado dos filhos é explicada por esta mesma característica nos pais. Em seguida, procede-se à análise da heterocedasticidade dos resíduos dessa regressão como função da característica dos pais, a fim de verificar se o componente de incerteza do modelo diminui à medida que se eleva a origem socioeconômica.

Tradicionalmente, as técnicas de estimação da regressão intergeracional se baseiam na aplicação do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) a um modelo log-linearizado. Santos Silva e Tenreyro (2006) mostram que este procedimento conduz a estimativas viesadas da média condicional. Isso ocorre devido a uma das implicações da Desigualdade de Jensen ($E(\ln y) \neq \ln E(y)$), onde a função média não é invariante a transformações monotônicas. Esse resultado afeta a identificação do modelo log-linear e conseqüentemente a interpretação dos parâmetros enquanto elasticidades. Desse modo, Figueiredo, Lima e Schaur (2014) propõem uma abordagem de estimação por Regressões Quantílicas. Os autores mostram que a propriedade de equivariância dos quantis soluciona o problema de identificação do modelo de regressão.

Sendo assim, a mensuração da mobilidade intergeracional será feita com base na estimação quantílica, utilizando dados de educação dos indivíduos e dos seus pais do Brasil e do Canadá, a fim de analisar as diferenças de mobilidade existente em ambientes distintos. Os bancos de dados são a *General Social Survey Cycle 19* (2005) e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1996, onde se encontram sumarizadas as informações sobre educação, escolaridade e ocupação dos pais. Além da educação dos pais, foram incluídos no rol de variáveis explicativas do modelo alguns coortes de idade como controles e a educação do pai ao quadrado, para testar a existência de não linearidade na regressão intergeracional.

O trabalho conta com mais três seções, além desta introdução. A seção 2 mostra os procedimentos metodológicos adotados no estudo, caracterizado o conceito de mobilidade qualificada através do modelo teórico de Anderson, Leo e Muehlaupt (2009) e detalhando o problema de identificação e a estimação por regressão quantílica. A seção 3 é destinada às duas aplicações empíricas da mensuração da hipótese de mobilidade qualificada. A quarta, e última seção, contém as considerações finais.

2. Procedimentos Metodológicos

Nesta seção serão apresentados os procedimentos metodológicos envolvidos na realização do estudo. Em primeiro lugar, será explanado o modelo teórico de mobilidade intergeracional qualificada desenvolvido por Anderson, Leo e Muehlaupt (2009). Em seguida, mostra-se o problema de identificação presente nos modelos de

regressão tradicionais e a estratégia de estimação do modelo intergeracional via regressões quantílicas para correção do problema.

2.1 Mobilidade Qualificada

Uma política de mobilidade de renda baseada no critério da pura igualdade de oportunidades visa eliminar a dependência existente entre os status socioeconômicos de pais e filhos. A formalização desse conceito parte de uma estrutura de transição de status, onde um vetor de características dos pais $x = [1, 2, 3, 4]'$ se converte em um vetor desta mesma característica dos filhos $y = [1, 2, 3, 4]'$, sendo cada elemento denotado por x_k e y_i , $i, k \in \{1, 2, 3, 4\}$, respectivamente. Seja P o vetor de probabilidades dos pais, cujos elementos p_k representam a probabilidade de um pai estar localizado no status x_k . A mesma definição se aplica ao vetor de probabilidades dos filhos C , no qual os elementos c_i denotam a probabilidade de um filho estar localizado no status y_i .

$$P = \begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{bmatrix} \quad (1)$$

A matriz J corresponde à densidade de probabilidade conjunta, onde os elementos $j_{i,k}$ representam a probabilidade de pais e filhos estarem localizados nos status x_i e y_k , respectivamente.

$$J = \begin{bmatrix} j_{1,1} & j_{1,2} & j_{1,3} & j_{1,4} \\ j_{2,1} & j_{2,2} & j_{2,3} & j_{2,4} \\ j_{3,1} & j_{3,2} & j_{3,3} & j_{3,4} \\ j_{4,1} & j_{4,2} & j_{4,3} & j_{4,4} \end{bmatrix} \quad (2)$$

onde $p_k = \sum_{i=1}^4 j_{i,k}$ e $c_i = \sum_{k=1}^4 j_{i,k}$. Dado $P = \text{dg}(p)$, onde dg consiste em um operador diagonal, tem-se que a matriz de transição de renda convencional pode ser escrita como $T = JP^{-1}$. Os elementos $t_{i,k}$ representam as probabilidades de transição dos indivíduos de um status a outro, dado o seu status de origem (status do pai), ou seja, $t_{i,k} = \text{Prob}(y = y_i | x = x_k) = j_{i,k}/p_k$. Aplicando algumas substituições, o vetor C das probabilidades de

status para os filhos é gerado através da expressão $C = Tp$. A independência entre pais e filhos gera uma matriz de probabilidade conjunta que assume a forma $J^I = Cp'$. Assim, a matriz de transição T terá colunas comuns entre si e equivalentes ao vetor C de probabilidades dos filhos. Intuitivamente, isso implica que as chances de mobilidade dos filhos serão as mesmas para todas as classes de renda dos pais.

Segundo Anderson, Leo e Muelhaupt (2009), caso não haja alterações na estrutura do status socioeconômico dos filhos (o vetor C é preservado), a quebra da dependência com relação à renda dos pais deixará alguns filhos em melhor situação, em detrimento de filhos pertencentes a outros status. Para visualizar isso, os autores consideram uma população cujo padrão de mobilidade é caracterizado pela total dependência entre o indivíduo e sua origem – uma matriz de probabilidade conjunta J . Essa dependência se dá de tal forma que $j_{1,1} = \max\{j_{1,1}, j_{2,1}, j_{3,1}, j_{4,1}\}$ onde $j_{1,1} \geq j_{2,1} \geq j_{3,1} \geq j_{4,1}$ ⁴; ou seja, a probabilidade de o indivíduo permanecer no mesmo status socioeconômico dos pais é maior que sua probabilidade de ascensão a status superiores. Supondo que uma maior mobilidade promova um crescimento nos resultados econômicos das crianças, tem-se que $j_{1,1} > j_{1,1}^I = c_1 p_1$. Para o status 1 teremos a seguinte situação:

$$\sum_{i=1}^m j_{i,1}^I \leq \sum_{i=1}^m j_{i,1} \Rightarrow \sum_{i=1}^m (j_{i,1}^I - j_{i,1}) \leq 0 \quad (3)$$

onde $m \in \{1, 2, 3, 4\}$ implicando que um movimento em direção à independência entre pais e filhos leva a uma dominância estocástica de primeira ordem para o grupo socioeconômico 1. Porém, dado que o vetor C se mantém inalterado, tem-se $j_{1,q} < j_{1,q}^I = c_1 p_q$, para $q \in \{2, 3, 4\}$ que por sua vez significa

$$\sum_{i=1}^m J_{1,q}^I \geq \sum_{i=1}^m j_{i,q} \Rightarrow \sum_{i=1}^m (J_{1,q}^I - j_{i,q}) \quad (4)$$

As desigualdades acima mostram que, embora a independência seja benéfica para os indivíduos de menor nível socioeconômico, ao diminuir a probabilidade de permanência no seu *status quo*, ela também afeta o bem-estar dos mais ricos, mas de forma negativa, reduzindo também a probabilidade de permanência desses indivíduos em um status socioeconômico superior. Este fenômeno induz a um aumento da incerteza frente à dinâmica da mobilidade social para os indivíduos no topo da distribuição, uma vez que o *background* familiar mais elevado se torna menos determinante na sua posição socioeconômica. Considerando um modelo de regressão intergeracional, isso se traduz

⁴ Anderson, Leo e Muelhaupt (2009) pontuam que a renda dos filhos é positivamente correlacionada com a renda dos pais em uma relação monotônica.

em uma perda do grau de explicação do *background* familiar no resultado econômico individual. Assim, o componente de incerteza sobre a dinâmica da mobilidade, na forma da variância do termo aleatório da relação entre os resultados de pais e filhos, se torna maior.

Diante disso, uma política de promoção da igualdade de oportunidades qualificada se difere da política de igualdade de oportunidades tradicional ao reduzir a dependência dos indivíduos mais pobres com relação a sua origem sem, no entanto, quebrar a conexão benéfica entre os indivíduos de maior status e seu *background* positivo. No modelo de regressão intergeracional essa característica é observada, segundo os autores, no comportamento do termo aleatório, cuja variância se mostra negativamente relacionada ao resultado econômico dos pais, ou seja, a incerteza diminui com a elevação da origem familiar.

Seja um estado inicial, onde o resultado dos pais $x \in X$ possui densidade de probabilidade $f(x)$ e uma função distribuição acumulada $F(x)$, com $E(x) = \mu$, $V(x) = \sigma^2$. O resultado econômico individual, tal como já visto, é uma função do resultado dos pais:

$$y = (1 - \lambda)x + \lambda e \quad (5)$$

onde $0 \leq \lambda \leq 1$ e e é distribuído com $g(e)$, onde $g(x) = f(x)$, para todo x e $h(x, e) = f(x)g(e)$, isto é, x e e são i.i.d. Suponha ainda, por conveniência, que $f(\cdot)$ seja uma normal. A completa imobilidade ocorre com $\lambda = 0$ enquanto que a igualdade de oportunidades pura (completa mobilidade) implica $\lambda = 1$, $E(y) = \mu$ e $V(y) = (1 + 2\lambda(\lambda - 1))\sigma^2$ para todo λ e

$$f(y | x) \sim N((1 - \lambda)x + \lambda\mu, \lambda^2\sigma^2) \quad (6)$$

para $\lambda > 0$, respeitando a restrição de que os resultados dos filhos não são alterados. Ou seja, sob um estado de imobilidade,

$$\frac{\partial E(y | x)}{\partial x} = 1 - \lambda \quad (7)$$

$$\frac{\partial V(y | x)}{\partial x} = 0 \quad (8)$$

Tem-se que a variância dessa relação é homocedástica, qual seja o grupo de origem dos indivíduos.

Considerando agora uma política de igualdade de oportunidades qualificada, onde λ tende a crescer mais para filhos de status socioeconômico mais baixo e menos para os indivíduos de status mais alto, λ se torna linear e decrescente em x , com $\lambda'(x) < 0, 0 < \lambda(x) \leq 1$ (assuma $\lambda''(x) = 0$). Assim,

$$f^q(y|x) \sim N((1-\lambda(x))x + \lambda(x)\mu, \lambda(x)^2 \sigma^2) \quad (9)$$

No estado de igualdade de oportunidades qualificada tem-se que

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x} = 1 - \lambda(x) + \lambda'(x)(\mu - x) \quad (10)$$

$$\frac{\partial^2 E(y|x)}{\partial x^2} = -2\lambda'(x) + \lambda''(x)(\mu - x) = -2\lambda'(x) > 0 \quad (11)$$

O valor esperado dos resultados dos filhos condicionado aos resultados dos pais é convexa em x . Além disso,

$$\frac{\partial V(y|x)}{\partial x} = 2\lambda(x)\lambda'(x)\sigma^2 < 0 \quad (12)$$

sugerindo que a heterocedasticidade da relação de y e x diminui para os status socioeconômicos mais altos. A verificação empírica dessas condições segue a estratégia de mensuração que será explanada com mais detalhes na subseção seguinte.

2.2 Mensuração da Mobilidade Qualificada

A mensuração da mobilidade qualificada é feita em dois passos. O primeiro consiste na identificação dos parâmetros da equação intergeracional por regressões quantílicas. O segundo diz respeito à regressão dos resíduos da primeira estimação contra a variável de resultado dos pais (heterocedasticidade).

Identificação: Conforme mencionado anteriormente, o grau de mobilidade intergeracional é comumente avaliado na literatura empírica através de correlações intergeracionais de características de pais e filhos. Seguindo a linha metodológica do trabalho de Solon (1999), utilizamos um modelo econométrico no qual a relação entre os resultados econômicos de pais e filhos é formalizada em um modelo multiplicativo exponencial.

$$y_i = \exp[\beta x_i + \varepsilon_i] \quad (13)$$

O parâmetro β fornece um índice de mensuração do grau de mobilidade existente entre as gerações⁵, onde a perfeita mobilidade é verificada quando $\beta \rightarrow 0$ e a imobilidade quando $\beta \rightarrow 1$.

Todavia, tais modelos não são lineares nos parâmetros, o que impossibilita a identificação do coeficiente da relação intergeracional (β) pelo método de estimação tradicional de Mínimos Quadrados Ordinários. Para linearizar o modelo tomam-se os logaritmos de ambos os lados da equação, procedendo-se a estimação por MQO. Essa estratégia de identificação, no entanto, tem sido questionada por alguns trabalhos empíricos recentes, com base nas implicações de um resultado estatístico conhecido da literatura: a Desigualdade de Jensen.

A Desigualdade de Jensen diz que o valor esperado do logaritmo de uma variável aleatória difere do logaritmo de seu valor esperado, isto é, $E(\ln y) \neq \ln E(y)$. Santos Silva e Tenreiro (2006) mostram que uma das implicações da desigualdade é que na presença de heterocedasticidade o estimador de mínimos quadrados da regressão log-linearizada é altamente viesado e propõem um procedimento de estimação utilizando um estimador de Máxima Verossimilhança Pseudo Poisson (PPML)⁶. A principal hipótese de identificação desse estimador é que o valor esperado do erro aleatório é igual a um, $E(\varepsilon_i | x) = 1$. Se isso é válido, o estimador MQO não é identificado. Por outro lado, se o modelo log-linear é identificado, essa hipótese não é verificada, ou seja, $E(\varepsilon_i | x) \neq 1$. Em outras palavras a identificação do modelo multiplicativo não leva, necessariamente, à identificação do modelo linearizado.

Para caracterizar melhor esse problema, considere o modelo multiplicativo abaixo, sugerido por Santos Silva e Tenreiro (2006)

$$y_i = \exp(x_i \beta) \varepsilon_i \quad (14)$$

onde ε_i é uma variável aleatória não negativa, tal que $E(\varepsilon_i | x) = 1$. O modelo linear com o logaritmo natural da variável dependente assume a forma

$$\ln y_i = x_i \beta + \ln \varepsilon_i \quad (15)$$

Seja $\varepsilon_i = \exp[(x_i \gamma) \eta_i]$, onde $\eta_i \sim i.i.d. Normal(\mu, \sigma^2)$. Assim, ε_i segue uma distribuição log-normal, onde a sua variância depende de x_i , $\sigma_{\varepsilon_i}^2 = f(x_i)$. O modelo linear em (15) pode ser reescrito como

$$\ln y_i = x_i \beta + (x_i \gamma) \eta_i \quad (16)$$

⁵ O coeficiente da regressão também pode ser interpretado como o grau de persistência intergeracional.

⁶ Do inglês Pseudo Poisson Maximum Likelihood.

Sob a hipótese de identificação $E(\varepsilon_i | x) = 1$ e as propriedades da distribuição log-normal, tem-se que $E(\ln \varepsilon_i | x_i) = -\frac{1}{2} \sigma_{\varepsilon_i}^2$. Assim, a média condicional de $\ln y_i$ será $E(\ln y_i | x_i) = x_i \left(\beta - \frac{\sigma_{\eta_i}^2}{2} \right) \neq x_i \beta$. A heterocedasticidade gera inconsistência no modelo log-linear e o modelo multiplicativo se torna identificado.

Figueiredo, Lima e Schaur (2014) apresentam esse mesmo problema, supondo um caso não examinado por Santos Silva e Tenreyro (2006), onde $E(\eta_i) = 0$. Nesse caso, o modelo log-linear é identificado, já que $x_i \beta + x_i \gamma E(\eta_i | x) = x_i \beta + x_i \gamma E(\eta_i) = x_i \beta$. No entanto, em razão das propriedades da distribuição log normal, isso implica que $E(\varepsilon_i | x) \neq 1$. Desse modo, a identificação do modelo linear implica na não identificação do modelo multiplicativo. A Desigualdade de Jensen dá origem a esse problema, tendo em vista que a função média não é invariante a transformações monotônicas.

Uma alternativa a utilização da média condicional na identificação dos parâmetros da regressão, proposta por Figueiredo, Lima e Schaur (2014), consiste no método de regressão por quantis, justamente por estes serem invariantes a transformações monotônicas. Ou seja, se $h(\cdot)$ é uma função não decrescente, então para qualquer variável aleatória Y , $Q_\tau(h(Y)) = h_\tau(Q_\tau(Y))$, onde $Q_\tau(\cdot)$ é a τ -ésima função quantílica. Os autores mostram como a estimação por quantis resolve o problema de identificação, tanto do modelo multiplicativo quanto do modelo log-linearizado. O modelo multiplicativo é reescrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_i &= \exp(x_i \beta) \varepsilon_i \\ \varepsilon_i &= \exp[(x_i \gamma) \eta_i] \\ \eta_i &\sim i.i.d. F_\varepsilon(\mu, \sigma^2) \end{aligned} \tag{17}$$

$F_\varepsilon(\cdot)$ é uma função distribuição contínua desconhecida de η_i , onde $F_\varepsilon^{-1}(\tau) = Q_\tau(\eta_i)$ representa o τ -ésimo quantil de η_i , com $\tau \in (0, 1)$. Seja $Q_\tau(y_i | x_i)$ τ -ésimo quantil de y_i . Aplicando (15) aos quantis:

$$\begin{aligned} Q_\tau(y_i | x_i) &= \exp(x_i \beta) Q_\tau(\varepsilon_i | x_i) \\ &= \exp(x_i \beta) \cdot \exp[(x_i \gamma) Q_\tau(\eta_i)] \\ &= \exp[x_i (\beta + \gamma Q_\tau(\eta_i))] \\ &= \exp(x_i \beta(\tau)) \end{aligned} \tag{18}$$

onde $\beta(\tau) = \beta + \gamma Q_\tau(\eta_i)$. Assumindo a mediana condicional de ε_i como sendo igual a um, isto é, $Q_{0,5}(\varepsilon_i | x_i) = 1$, então a mediana condicional da variável dependente será $Q_{0,5}(y_i | x_i) = \exp(x_i \beta(0,5))$. Isso implica que $Q_{0,5}(\eta_i) = 0$, de modo que o modelo exponencial é identificado sob a hipótese da mediana condicional de ε_i .

Dada a propriedade de equivariância dos quantis, a condição de identificação para o coeficiente β no modelo exponencial garante a identificação do parâmetro no modelo log-linear. Para mostrar isso, considere a versão log-linearizada da primeira equação em (17):

$$\begin{aligned} \ln y_i &= x_i \beta + \ln \varepsilon_i \\ &= x_i \beta + (x_i \gamma) \eta_i \end{aligned} \tag{19}$$

Para todo $\tau \in (0,1)$ $Q_\tau(\ln(y_i) | x_i) = \ln[Q_\tau(y_i | x_i)] = \ln[\exp(x_i \beta(\tau))] = x_i \beta(\tau)$, onde $\beta(\tau) = \beta + \gamma Q_\tau(\eta_i)$. Tem-se, então, que a hipótese de identificação $Q_{0,5}(\varepsilon_i | x_i) = 1$ leva a $Q_{0,5}(\varepsilon_i) = 0$, e o parâmetro da mediana será $\beta(0,5) = \beta$. Nesse caso o valor da mediana do logaritmo de y_i será $Q_{0,5}[\ln(y_i) | x_i] = x_i \beta$, e assim o modelo log-linear também está identificado, tornando possível a estimação dos coeficientes com base em um modelo de regressão linear nos parâmetros. Em suma, o procedimento de identificação apresentado por Figueiredo, Lima e Schaur (2014) abrange um maior número de hipóteses que o estimador PPML de Santos Silva e Tenreiro (2006).

O presente estudo utilizará a regressão mediana como estratégia de estimação da equação intergeracional em (13). Além da educação do pai, o modelo conta com a inclusão da educação do pai ao quadrado, com o objetivo de identificar a existência de possíveis padrões de não linearidade na transmissão da escolaridade entre as gerações, tal qual realizado pelo teste empírico de Anderson, Leo e Muelhaupt (2009), e outros estudos da literatura, como Ferreira e Veloso (2003). Ainda no rol de variáveis explicativas, são incluídas dummies de coorte por idade como variáveis de controle.

Heterocedasticidade: em um padrão de mobilidade qualificada a heterocedasticidade do erro condicional da regressão se torna cada vez mais negativamente relacionada ao resultado dos pais, de modo que a incerteza ligada ao aumento da mobilidade reduz para indivíduos de melhor *background*. Para verificar isso, foi realizada uma segunda regressão, com o resíduo de (13) em função da educação do pai:

$$E(\ln \varepsilon_i^2) = \gamma + \phi x_i$$

A heterocedasticidade é modelada em termos do log quadrado dos resíduos. Espera-se que $\phi < 0$, implicando que a heterocedasticidade do resíduo diminui quanto maior o *background* familiar. Diferente do modelo intergeracional, aqui optamos pela estimação

tradicional de mínimos quadrados. A utilização do logaritmo permite que a variável dependente assumira valores negativos.

3. Aplicações Empíricas para Canadá e Brasil

Esta seção traz os resultados empíricos dos procedimentos descritos acima para dados de escolaridade do Canadá e do Brasil. O objetivo da análise para os dois países consiste em investigar e comparar o padrão de mobilidade intergeracional brasileiro com o verificado em um ambiente socioeconômico distinto. No que diz respeito ao Canadá, em particular, a análise consistiu em produzir um teste empírico semelhante ao realizado por Anderson, Leo e Muelhaupt (2009), empregando, porém, o método de regressão quantílica. Segundo dados do Banco Mundial, em 2012 a população deste país era cerca de 34,75 milhões, bem menor que a população brasileira, que está alcançando a marca dos 200 milhões. Além disso, o Canadá apresenta indicadores sociais bastante favoráveis, como um IDH em 0,911 e índices de desigualdade em torno de 35, além de uma expectativa de vida de 81,1 anos⁷.

3.1 Base de Dados

Os dados sobre escolaridade dos indivíduos e dos seus pais no Canadá são originados da *General Social Survey Cycle 19* de 2005, fornecida pelo Statistic Canada. São cinco categorias de escolaridade, cujos índices variam de 1 a 5, conforme mostrado na tabela 1:

Tabela 1: Níveis de escolaridade

Índice/Ano	2005
1	Secundário ou primário ou sem instrução
2	Diploma de segundo grau
3	Graduação incompleta
4	Diploma ou certificado de nível técnico
5	Bacharelado ou Mestrado ou Doutorado

Fonte: Anderson, Leo e Muelhaupt (2009)

No caso do Brasil, a variável utilizada como medida de resultado individual de pais e filhos são os anos de estudos presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 1996. Esse banco de dados é utilizado por ser o mais

⁷ Dados do United Nations Development Programme (UNPD)

recente a conter o suplemento de mobilidade social com informações referentes ao *background* familiar.⁸

Foram considerados os homens chefes de família, com idade entre 25 e 64 anos. Tal seleção foi realizada no intuito de homogeneizar as duas amostras com indivíduos em idade ativa e com status econômico mais definido. Além disso, consideram-se dummies para os coortes, onde o primeiro coorte representa indivíduos com idade entre 25 e 34 anos (variável C₁); o segundo com idade entre 35 e 44 anos (variável C₂), e assim sucessivamente até o último coorte contendo indivíduos de 56 a 64 anos (variável C₄). As tabelas 2 e 3 contêm as estatísticas descritivas das variáveis para Canadá e Brasil respectivamente.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas – Canadá 2005

Escolaridade	Média	
	Pais	Filhos
Secundário ou primário ou sem instrução	49,46%	10,77%
Diploma de segundo grau	23,56%	15,10%
Graduação incompleta	4,41%	13,80%
Diploma ou certificado de ensino técnico	7,17%	32,64%
Bacharelado ou Mestrado ou Doutorado	15,38%	32,09%

Em média, cerca de 49% dos indivíduos possuem pais sem instrução ou com pelo menos algum estágio do ensino básico, enquanto que pouco mais de 15% é filho de pais com ensino superior ou pós-graduação. Ao analisar a escolaridade desses indivíduos, a distribuição entre os níveis educacionais sofre algumas mudanças. Aproximadamente 30% possui nível superior ou pós-graduação. O ensino técnico possui quase a mesma porcentagem de indivíduos, enquanto que a proporção de pais com esse nível de escolaridade é de apenas 7%. Já 15% possuem o nível educacional mais básico.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas – Brasil PNAD1996

Variáveis	Média
-----------	-------

⁸ As únicas PNADs que possuem esse suplemento são dos anos de 1976, 1988 e 1996.

Anos de estudo dos filhos	6.0192	
Anos de estudo dos pais	2.6194	
Níveis de escolaridade	Pais (%)	Filhos (%)
Ensino Fundamental ou sem instrução	87,46%	70,72%
Ensino Médio	9,59%	18,34%
Superior Completo	2,83%	10,35%
Pós-Graduação	0,10%	0,56%

Note que a média de anos de estudo dos filhos é quase três vezes superior à média de anos de estudo dos pais. Essa informação fornece um indicativo de que em média as novas gerações conseguiram superar os status socioeconômicos de origem, ou seja, houve aparentemente uma quebra da persistência nos resultados individuais. A tabela também apresenta o percentual de pais e filhos em cada nível de escolaridade contido na PNAD. De uma geração a outra, percebe-se que a distribuição entre os níveis educacionais se altera, com a diminuição da porcentagem de indivíduos sem instrução ou apenas com ensino fundamental e o crescimento da porcentagem de indivíduos com ensino superior.

3.2 Resultados

Para cada conjunto de dados foram aplicadas tanto a metodologia de identificação por MQO, como a identificação do modelo log-linear através da média condicional de y . A tabela 3 mostra os coeficientes da regressão intergeracional estimados pelo método de mínimos quadrados. Sob esta abordagem, o parâmetro de dependência da educação dos filhos com relação à educação dos pais é positivo e estatisticamente significativo. Já para o componente de não linearidade (quadrado da educação dos pais), embora o parâmetro esteja em desacordo com o esperado segundo o modelo teórico, o resultado foi não significativo. Ao analisar o comportamento da heterocedasticidade, nota-se que o coeficiente estimado é positivo e significativo, indicando que a hipótese de uma variância residual decrescente com o aumento do status socioeconômico dos pais não seria verificada.

Por outro lado, ao aplicar o método de regressão pela mediana condicional, os resultados se alteram. As estimativas contidas na tabela 4 denotam que o coeficiente de mobilidade intergeracional se eleva para cerca de 0,51, mostrando um grau mais elevado de dependência dos resultados dos indivíduos com relação a sua origem socioeconômica. A variância do resíduo da regressão se mostra negativamente relacionada à educação dos pais, confirmando a hipótese de mobilidade qualificada segundo os dados utilizados.

Assim, os resultados indicam que o padrão de transferência intergeracional no Canadá se mostra relativamente estável. Além da forte relação existente entre os status dos indivíduos e sua origem socioeconômica, a incerteza inerente ao processo de

mobilidade é menor para aqueles com melhor *background*. Em termos de políticas de mobilidade, um programa que vise à quebra da persistência de resultados econômicos mais baixos não implicaria em custos de bem-estar aos grupos de indivíduos pertencentes às camadas superiores da distribuição de resultados.

Tabela 4: Regressão Intergeracional – Canadá (MQO)

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão
Intercepto	0.3909***	0.0612
Educação do pai	0.1165***	0.0433
(Educação do pai) ²	0.0012	0.0068
Dummies para coorte (Ref.: C4)		
C1	0.0175	0.0308
C2	-0.0188	0.0287
C3	0.0190	0.0285
R ²	0.0218	
Observações	4353	
Heterocedasticidade		
Educação do pai	0.2357***	0.0145
R ²	0.0564	

Nota: *** denota significância a 1%

Tabela 5: Regressão Intergeracional - Canadá (Mediana)

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão
Intercepto	-0.4620***	0.0000
Educação do pai	0.5198***	0.0000
(Educação do pai) ²	-0.0577***	0.0000
Dummies para coorte (Ref.: C1)		
C2	-6.46e-14***	0.0000
C3	-2.26e-13***	0.0000
C4	-1.93e-13***	0.0000
Pseudo-R ²	0.0538	
Observações	4353	
Heterocedasticidade		
Educação do pai	-0.0423***	0.0056
R ²	0.0128	

Nota: *** denota significância a 1%

Analisando os resultados das estimações, nota-se que tanto o método de regressão linear tradicional quanto à abordagem via regressões quantílicas – tabelas 6 e 7, respectivamente – confere um mesmo perfil à mobilidade intergeracional no Brasil. O

efeito da educação dos pais é positivo e significativo em ambos os casos. Em comparação com a análise baseada nos dados canadenses, a regressão por quantil mostra que o grau de dependência relativo ao status de origem é reduzido. A não linearidade introduzida pelo quadrado da educação dos pais correspondeu à suposição de uma relação côncava entre as variáveis, atestando a hipótese de retornos decrescentes à transferência de capital humano, citada no capítulo 2.

Ao examinar o comportamento da heterocedasticidade, o parâmetro correspondente ao nível de instrução dos pais possui sinal positivo, isto é, existe uma relação positiva entre a variância do erro da primeira regressão e a educação dos pais, o que contraria a hipótese de mobilidade qualificada. Tem-se que o componente de incerteza do modelo intergeracional cresce com o status de origem dos indivíduos.

Tabela 6: Regressão Intergeracional – Brasil (MQO)

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão
Intercepto	1.5824***	0.0075
Educação do pai	0.1283***	0.0015
(Educação do pai) ²	-0.0039***	0.0000
Dummies para coorte (Ref.: C4)		
C1	0.1365***	0.0000
C2	0.1430***	0.0000
C3	0.0899***	0.0000
R ²	0.1010	
Observações	35163	
Heterocedasticidade		
Educação do pai	0.0165***	0.0026
R ²	0.0011	

Nota: *** denota significância a 1%

O teste empírico para o Canadá desenvolvido por Anderson, Leo e Muelhaupt (2009) trata da desigualdade de gênero na educação, avaliando o padrão de mobilidade de homens e mulheres. Os autores chegaram a resultados semelhantes aos nossos no Canadá, ao confirmar a hipótese de mobilidade qualificada em ambos os grupos. O mesmo não se pode constatar para os dados brasileiros, conforme mostram as estimativas.

Tabela 7: Regressão Intergeracional – Brasil (Mediana)

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão
-----------	---------------	-------------

Intercepto	1.4709	0.0000
Educação do pai	0.1713	0.0000
(Educação do pai) ²	-0.0054	0.0000
Dummies para coorte (Ref.: C3)		
C1	0.0104	0.0000
C2	2.71e-10	0.0000
C4	-0.2231	0.0000
Pseudo R ²	0.1980	
Observações	35163	
Heterocedasticidade		
Educação do pai	0.2835	0.0142
R ²	0.0111	

Nota: *** denota significância a 1%

Em suma, os resultados sugerem que a dinâmica da mobilidade intergeracional no Brasil não é caracterizada por um perfil de mobilidade qualificada. O crescimento da mobilidade gera um aumento da incerteza e uma diminuição do *background* familiar na determinação do status socioeconômico individual. Tal situação é benéfica aos indivíduos de menor status ao quebrar as conexões “ruins” e, conseqüentemente, a persistência deste status entre as gerações, mas gera uma perda para aqueles localizados na parte superior da distribuição, uma vez que essa mesma quebra se dá nas conexões “boas”. Com isso, a transmissão de um *background* familiar positivo se torna menos relevante à manutenção dos indivíduos em determinado status socioeconômico.

Algumas considerações acerca de políticas de igualdade, em especial na educação, podem ajudar a explicar os panoramas encontrados. Com relação ao Brasil, o *consenso* sobre a necessidade da democratização do acesso ao ensino superior, por exemplo, reforça a adoção de políticas afirmativas, como programas de cotas nas universidades. As ações afirmativas se baseiam na concessão de vantagens preferenciais, fundamentadas em critérios como raça ou renda, para alocação de oportunidades educacionais. A literatura tem discutido o impacto dessas políticas (Hickman, 2013; Assunção e Ferman, 2013; Pereira, Bittencourt e Silva Jr, 2013), embora os resultados não permitam conclusões categóricas.

Traçando um paralelo com o quadro da educação no Canadá, vê-se que o país, em termos de desempenho escolar, encontra-se à frente do Brasil. O ranking do Programa Internacional de Avaliação de Alunos (PISA) mostra que o Canadá ocupa a 5^a posição, enquanto que o Brasil está na 49^a posição. Esse resultado leva a crer que o primeiro país tem priorizado políticas mais voltadas a investimentos em educação. Diante disso, surgem questionamentos sobre quais políticas de mobilidade educacional seriam adequadas ao fomento da igualdade de oportunidades qualificada⁹. Heckman e Jacobs (2009) enfatizam a importância do investimento em capital humano durante a

⁹ Ver também Carneiro e Heckman (2003). James J. Heckman apresenta várias discussões sobre o impacto da educação na primeira infância.

primeira infância, pois nesta fase o retorno do investimento se mostraria maior do que o topo da pirâmide educacional (ensino superior). Pekkarinen, Pekkala e Uusitalo (2006) mensuram o impacto da reforma educacional ocorrida nos anos 70 na Finlândia, cuja ação se concentrou na educação primária e secundária, e encontram evidências de melhora na mobilidade intergeracional de renda no país.

4 Considerações Finais

A transmissão intergeracional do status econômico é identificada como um dos fatores de maior influência na desigualdade de oportunidades. Uma política de fomento a uma maior mobilidade entre as gerações visa à redução da dependência do resultado econômico dos filhos com relação ao seu *background* familiar. Anderson, Leo e Muelhaupt (2009) mostram que o movimento em direção à independência de resultados tem como consequência a anulação do repasse de uma boa origem socioeconômica. A preservação da transferência de um alto *background* produz o que se chama de uma política de Mobilidade Qualificada.

Diante disso, o presente trabalho procurou mensurar a mobilidade intergeracional qualificada, utilizando informações sobre escolaridade de pais e filhos, do Canadá e do Brasil. Em primeiro lugar, foram estimados modelos de regressão intergeracional log-lineares, nos quais a educação dos filhos foi modelada como uma função da educação dos pais. A identificação do parâmetro de transferência intergeracional foi feita através do método de regressão por quantil, uma vez que a estimação via mínimos quadrados fornece resultados pouco robustos. Além disso, foi feita uma análise da heterocedasticidade dos resíduos da regressão como função da educação dos pais, na qual a existência de uma relação negativa caracteriza um padrão de mobilidade qualificada, no qual a incerteza gerada por um aumento de mobilidade reduz para as conexões benéficas entre pais e filhos.

Os resultados indicam que no Canadá existe uma forte relação entre o nível de instrução dos indivíduos e dos seus pais. O parâmetro da heterocedasticidade apresentou sinal negativo, atestando que o país exibe uma mobilidade intergeracional qualificada. Em outras palavras, nesta estrutura uma melhora na mobilidade melhora a situação dos indivíduos de status econômico inferior, sem prejuízos a transmissão do *background* familiar em estratos superiores. Já para o Brasil, no entanto, a hipótese de igualdade de oportunidade qualificada não foi verificada, tendo em vista que as estimativas revelaram uma relação positiva entre a variância do resíduo e o nível educacional dos pais. Esse resultado mostra que as chances de ganhos econômicos para este grupo dependem cada vez mais de fatores aleatórios e menos da transferência intergeracional de capital humano.

Tais evidências despertam discussões acerca de políticas compatíveis com a abordagem da igualdade de oportunidades qualificada. Algumas sugestões de políticas para o caso brasileiro consistem apenas em hipóteses, e carecem de uma investigação empírica mais robusta. Fica aqui, portanto, uma lacuna a ser preenchida por pesquisas futuras.

5 Referências

ANDERSON, G.; LEO, T. W.; MUELHAUPT, R. Qualified Equal Opportunity and Conditional Mobility: Gender Equity and Educational Attainment in Canada, Working Papers tecipa-368, University of Toronto, Department of Economics, 2009.

ARNESON, R. Equality and equality of opportunity for welfare. *Philosophical Studies* 56, 77-93, 1989.

ASSUNÇÃO, J.; FERMAN, B. Does affirmative action enhance or undercut investment incentives? Evidence from quotas in Brazilian public universities, mimeo, 2013.

BARROS, R. P. de, LAM, D. Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 191-218, 1993.

BARROS, R. P. de et al. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1-42, 2001.

BECKER, G. S.; TOMES, N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility, *Journal of Political Economy*, December, 87. 1153-89, 1979.

BECKER, G. S., A Treatise on the Family (Cambridge, MA: Harvard University Press, 1981).

BEHRMAN, J., BIRDSALL, N., SZÉKELY, M. Intergenerational mobility in Latin America: deeper markets and better schools make a difference. In: BIRDSALL, N., GRAHAM, C. (eds.). *New markets, new opportunities? Economic and social mobility in a changing world*. Washington: Brookings Institution Press and the Carnegie Endowment for International Peace, 2000.

BLANDEN, J.; GREGG, P.; MACHIN, S. Intergenerational Mobility in Europe and North America. A report supported by the Sutton Trust, 2005.

CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. J. Human capital policy, in J. J. Heckman and A. B. Krueger (eds): *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies*, MIT Press, 2003.

CONLISK, J. Can Equalization of Opportunity Reduce Social Mobility? *American Economic Review*, LXIV (March 1974). 80-90, 1974.

CORAK, M. Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3): 79-102, 2013.

DWORKIN, R. *What is equality? part 1: Equality of welfare*. *Philosophy and Public Affairs* 10(3), 185-246, 1981a.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 3, p. 481–513, 2003.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. Intergenerational mobility of wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 26, n. 2, p. 181-211, 2006.

FIGUEIREDO, E. O impacto da mobilidade de renda sobre o bem-estar econômico no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 3, p. 475-486, 2009.

FIGUEIREDO, E.; LIMA, L. R.; SCHAUR, G. Robust Estimation of Gravity Equations and the WTO Impact on Trade Inequality, mimeo, 2014.

FIGUEIREDO, E.; ZIEGELMANN, F. Estimation of opportunity inequality in Brazil using nonparametric local logistic regression. *Journal of Development Studies* 46(9), 1593–1606, 2010.

GOLDBERGER, A., Economic and Mechanical Models of Intergenerational Transmission, *American Economic Review*, LXXIX., 504-13, 1989.

HECKMAN, J.; JACOBS, B. Policies to Create and Destroy Human Capital in Europe. IZA Discussion Papers 4680, Institute for the Study of Labor (IZA), 2009.

HICKMAN, B. R. Pre-college human capital investment and affirmative action: a structural policy analysis of US college admissions, University of Chicago, mimeo, 2013.

JÄNTTI, M.; RØED, NAYLOR, R.; BJÖRKLUND, A.; BRATSBERG, B.; RAAUM, O.; ÖSTERBACKA, E.; ERIKSSON, T. *American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries, the United Kingdom and the United States*, IZA DP 1938, 2006.

KOENKER, R.; BASSETT JR, G. Regression quantiles. *Econometrica*, p. 33-50, 1978.

MULLIGAN, C. *Parental priorities and economic inequality*. Chicago: University of Chicago Press, 1997.

PASTORE, J. *Desigualdade e mobilidade social no Brasil*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1979.

———. Desigualdade e mobilidade social: dez anos depois. In: BACHA, E., KLEIN, H. (eds.). *A transição incompleta: Brasil desde 1945*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1986.

PEKKARINEN, T.; UUSITALO, R.; PEKKALA, S. Education Policy and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School Reform, IZA Discussion Papers 2204, Institute for the Study of Labor (IZA), 2006.

PEREIRA, J.; BITTENCOURT, M. V. L.; JUNIOR, W. Análise do impacto da implantação das cotas na nota do ENADE 2008. In: 41º Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Foz do Iguaçu, 2013.

PIKETTY, T. *Theories of persistent inequality and intergenerational mobility*. In Handbook of Income Distribution, Volume 1, edited by A. Atkinson and F. Bourguignon. North Holland, 2000.

RAWLS, J. *A Theory of justice*. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

REVILLE, R. T. Intertemporal and Life Cycle Variation in Measured Intergenerational Earnings Mobility, unpublished, 1995.

ROEMER, J. *Equality of Opportunity*. New York: Harvard University Press, 1998.

SANTOS SILVA, J.; TENREYRO, S. The log gravity. *The Review of Economics and Statistics*, 88, 641-658, 2006.

SOLON, G. Intergenerational Income Mobility in the United States. *American Economic Review*, June 1992, 82, 393-408, 1992.

SOLON, G. Mobility within and between generations. In Welch, F., editor, *The Causes and Consequences of Increasing Inequality*, pages 153–168. University of Chicago Press, Chicago, 2001.