

MOBILIDADE INTERGERACIONAL QUALIFICADA: UMA ABORDAGEM DE MENSURAÇÃO UTILIZANDO REGRESSÕES QUANTÍLICAS

ANA CLÁUDIA ANNEGUES *
ERIK FIGUEIREDO †

Resumo

Este artigo analisa a mobilidade intergeracional segundo a igualdade de oportunidades qualificada proposta por Anderson et al. (2009). Realizam-se dois testes empíricos com dados de educação de pais e filhos do Canadá e do Brasil. Estima-se a relação entre a escolaridade dos filhos e dos pais e em seguida a relação entre o erro da regressão e a educação dos pais. Foi utilizado o método de regressões quantílicas para dados discretos de Machado & Santos Silva (2005), como solução do problema de identificação de equações não lineares apontado por Figueiredo et al. (2014). Em ambos os países a mobilidade intergeracional apresenta características não condizentes com a igualdade de oportunidades qualificada, especialmente no Brasil.

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

Abstract

This article analyzes the intergenerational mobility according qualified equal opportunities presented by Anderson et al. (2009). We conduct two empirical tests with parents and children education data in Canada and Brazil. We estimate the relationship between the education of the children and parents and then we analyze the relationship between the error of the regression and the socioeconomic status of the parents. The method of quantile regressions for discrete data of Machado & Santos Silva (2005) was used as a solution to the problem in the identification of nonlinear equations pointed out by Figueiredo et al. (2014). In both countries the intergenerational mobility has no consistent characteristics with equal qualified opportunities, especially in Brazil.

Keywords: Family Background; Qualified Mobility; Quantile Regression.

JEL classification: C20, D63

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea138044>

* Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: annegues.ana@gmail.com

† Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba. Bolsista de produtividade em pesquisa do CNPq, Brasil. E-mail: eafigueiredo@gmail.com

1 Introdução

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

Winston S. Churchill

Quando se fala em desigualdade de recursos, as análises tradicionais presentes na literatura utilizam como parâmetro de justiça a igualdade de resultados, na qual os indivíduos possuem igual acesso aos benefícios. Como contraponto a essa visão igualitária (Arneson 1989, Dworkin 1981), surge o conceito de igualdade de oportunidades, introduzido a partir de outras discussões filosóficas (Rawls 1971, Roemer 1998). 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. A importância dessa variável revela, portanto, que a mobilidade intergeracional consiste em um dos pontos chave para entender a dinâmica da desigualdade de oportunidades em diferentes períodos.

O interesse na relação entre o sucesso econômico dos indivíduos e sua origem familiar tem início a partir de abordagens teóricas, tais como o trabalho de Becker & Tomes (1979)². Do ponto de vista empírico, a mobilidade intergeracional é mensurada por meio de diferentes metodologias. Uma das mais utilizadas é a abordagem das matrizes de transição, que consiste em matrizes cujos elementos representam as probabilidades de transição entre diferentes estados; no caso da mobilidade intergeracional, os estados são um número limitado de gerações, o que relaciona as probabilidades de transição com os Processos de Markov. Boa parte dos trabalhos também mensura o grau de mobilidade intergeracional baseando-se em correlações intergeracionais de características de pais e filhos que representem medidas de resultado, como os estudos de Solon (2001), Mulligan (1997); em geral, considera-se a transmissão de características como renda e escolaridade.

Dentre as evidências empíricas internacionais, pode-se citar trabalhos como o de Blanden et al. (2005), com dados da Europa e América do Norte, que atestam a importância do *background* familiar na determinação do status socioeconômico individual. Behrman et al. (2000) mostram que os países da América Latina tendem a apresentar um menor grau de mobilidade intergeracional de educação, 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 Lam (1993), Barros et al. (2001) e Ferreira & Veloso (2003, 2006), que utiliza a abordagem

¹A relação entre mobilidade e desigualdade de oportunidades pode ser encontrada no artigo teórico de Corak (2013).

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

³Mais evidências internacionais podem ser encontradas em Jantti (2006), para os países Nórdicos, Reino Unido e Estados Unidos.

das matrizes de transição, mostram resultados para a mobilidade intergeracional de educação, evidenciando a grande importância do background familiar na determinação dos ganhos individuais. Pero & Szerman (2008) comparam os índices de mobilidade intergeracional do Brasil com os verificados em nações desenvolvidas e mostram que o país exibe um forte padrão de persistência das condições socioeconômicas entre as gerações, relativamente aos demais países analisados.

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 implicaria 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 um crescimento (redução) na mobilidade. Sob esse ponto de vista, quanto mais próxima à perfeita mobilidade intergeracional está uma sociedade, maior o seu índice de igualdade de oportunidade.

O trabalho de Anderson et al. (2009), entretanto, questiona a desejabilidade de uma política pública cujo objetivo é a total igualdade de oportunidades. No que diz respeito à mobilidade intergeracional, essas políticas agem no sentido de reduzir a dependência dos resultados econômicos dos agentes com relação ao seu *background* familiar. Os autores argumentam que quando não há elevação da renda média dos indivíduos e se estas, por sua vez, estão positivamente correlacionadas com o status socioeconômico dos pais, essas políticas implicam inevitavelmente na eliminação de todas as dependências intergeracionais, sejam elas benéficas ou não. Por benéfica, entende-se a transmissão do *background* familiar positivo, como por exemplo, pais com nível educacional mais elevado gerando filhos com alto grau de escolaridade.

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* ao status dos pais ou *qualificada*, pode ser caracterizada como uma política focada em quebrar apenas as conexões ruins. Essa abordagem é o que Anderson et al. (2009) denominam de igualdade de oportunidades *qualificada* ou *condicionada*. Nas palavras dos autores, esse perfil de mobilidade almeja uma equalização de oportunidades que incorpore 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”.

A investigação empírica feita pelos autores se baseia em um procedimento metodológico, o qual consiste em observar o comportamento do resíduo da equação intergeracional, condicionado ao status econômico dos pais. Estima-se um modelo de regressão, no qual uma característica de resultado dos filhos é explicada por essa 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. 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.

A associação entre mobilidade e incerteza e seus efeitos sobre o bem-estar já vem sendo tratada pela literatura, inclusive com aplicações para o Brasil, como em Figueiredo (2009) e Figueiredo & Ziegelmann (2009). Porém, o arcabouço teórico e empírico da mensuração do impacto da mobilidade considera apenas a desigualdade total de resultados e não a desigualdade de oportunidades nos moldes de Roemer (1998). E essa constitui umas das maiores limitações do conceito de igualdade de oportunidades qualificada apresentada por Anderson et al. (2009), a carência de fundamentação teórica que ofereça suporte a uma investigação mais precisa desse fenômeno. Questões como possíveis funções de bem-estar social associadas à igualdade de oportunidades qualificada e reversibilidade, presentes nas análises de mobilidade e desigualdade não são tratadas pelos autores.

Sendo assim, tendo em mente as limitações teóricas e empíricas da ideia de mobilidade qualificada, o presente estudo se propõe a fornecer uma contribuição a essa nova abordagem, apresentando novas evidências, com base na estratégia empírica utilizada no trabalho de Anderson et al. (2009), porém com algumas modificações. Enquanto os autores estimam um efeito médio, este artigo sugere testar o comportamento da heterocedasticidade do modelo entre os quantis da distribuição de resultados dos filhos, estimando-se o modelo econométrico intergeracional pelo método de regressões quantílicas. O uso dessa metodologia permite uma observação mais ampla da mobilidade intergeracional, uma vez que o formato da distribuição pode afetar a mobilidade em diferentes estratos.

Em cada quantil, o resíduo do modelo intergeracional será regredido contra a variável de resultado dos pais; como os quantis são definidos na variável dependente, nos maiores quantis estarão localizados os indivíduos mais educados e nos menores os menos educados. Para os quantis abaixo da mediana, a heterocedasticidade positivamente relacionada com o status socioeconômico dos pais significa que o resultado dos menos favorecidos depende menos do seu *background* familiar e mais de fatores aleatórios, de modo que diminuem as chances de uma herança ruim persistir entre as gerações. Já para os quantis acima da mediana, uma relação negativa entre resíduos e nível social dos pais, indica que há maior perpetuação de um bom *background* ao longo das gerações.

A utilização da regressão por quantis também fornecerá estimativas mais robustas do coeficiente de mobilidade. 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 & Tenreyro (2006) mostram que esse procedimento conduz a estimativas viesadas da média condicional. Isso ocorre devido a uma das implicações da Desigualdade de Jensen ($E(\ln y) \neq \ln(E(y))$) a qual diz que 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 et al. (2014) propõem que o modelo log-linear seja estimado pelo método de regressões quantílicas, mostrando que a propriedade de equivariância dos quantis soluciona o problema de identificação dos parâmetros.

São utilizados dados de anos de estudo dos indivíduos e dos seus pais do Brasil e do Canadá, a fim de analisar as diferenças de mobilidade existente em ambientes distintos. Além dos anos de estudo, o modelo econométrico inclui

algumas coortes de nascimento como forma de captar as diferenças existentes entre as gerações. 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 escolaridade e ocupação dos pais. Tendo em vista que as variáveis utilizadas são categóricas, utilizou-se um método de regressão quantílica para dados de contagem desenvolvido por Machado & Santos Silva (2005).

O trabalho conta com mais três seções, além desta introdução. A próxima seção será apresentada a estratégia empírica, contendo uma subseção mostrando os aspectos teóricos e empíricos da literatura de mobilidade, o modelo teórico apresentado por Anderson et al. (2009) e os passos da metodologia: a estimação da equação intergeracional por regressões quantílicas e o comportamento da heterocedasticidade. A seção 3 é destinada aos resultados das aplicações empíricas com dados do Brasil e do Canadá. 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 et al. (2009). Em seguida, mostrar-se-á 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 Modelo Teórico de Anderson et al. (2009)

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 dessa 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 $P = dg(p)$, 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, $t_{i,k} = Prob(y = y_i | x = x_k) = j_{i,k}/p_k$. Aplicando algumas substituições, o vetor C das probabilidades de status para os filhos é gerado por meio 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 et al. (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:

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

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. Esse 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 em uma perda do grau de explicação do *background* familiar no resultado econômico individual. Assim, o componente de incerteza sobre a dinâmica

⁴Anderson et al. (2009) pontuam que a renda dos filhos é positivamente correlacionada com a renda dos pais em uma relação monotônica.

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 em $\lambda = 1$, $E(y) = \mu$ 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,

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

No estado de igualdade de oportunidades qualificada tem-se que

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

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

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 possui algumas limitações teóricas e empíricas que serão explanadas na próxima subseção.

3 Mobilidade Qualificada: Aspectos Teóricos e Empíricos

O conceito de mobilidade está ligado à ideia de movimentos, seja de indivíduos ou de grupos, entre as posições da distribuição de resultados (renda, educação) em cada ponto no tempo. A mobilidade intrageracional se refere à ocorrência das mudanças de posição dos indivíduos no período dentro de uma geração, enquanto que a mobilidade intergeracional diz respeito à dinâmica da distribuição entre diferentes gerações, o que consiste no foco do presente estudo.

Esses movimentos na distribuição podem ser absolutos – também chamados de movimentos totais –, ou relativos. Os movimentos absolutos ocorrem quando todos os indivíduos apresentam perdas e ganhos, de modo que as posições relativas de cada indivíduo dentro da distribuição não se alteram. Por exemplo, se todos os grupos, independente do seu nível inicial de renda, obtêm um mesmo acréscimo em suas rendas, há um deslocamento da distribuição, porém a localização de cada indivíduo permanece inalterada. Já os movimentos relativos se dão com as mudanças individuais de posições, não necessariamente acompanhadas por alterações na própria distribuição ou no seu nível total.

No contexto de mobilidade intergeracional, o trabalho de Checci & Dardadoni (2002) define as mobilidades absoluta e relativa da seguinte forma: a mobilidade absoluta está ligada à distância entre as distribuições marginais de pais e filhos da sua variável socioeconômica; já os movimentos relativos dizem respeito à ligação existente entre as posições que cada geração ocupa em sua respectiva distribuição de resultados.

A observação dos movimentos relativos é importante, na medida em que a troca de posições relativas está relacionada à sensação de justiça, onde os indivíduos mais habilidosos terão suas habilidades reconhecidas e irão alcançar posições melhores que seus pais na distribuição (Paschoal 2005). Esse processo, no entanto, dependerá de uma série de fatores, principalmente da transferência de características e recursos de pais para filhos. Assim, os estudos empíricos sobre mobilidade intergeracional dedicam-se a investigar até que ponto é possível inferir sobre o sucesso econômico dos filhos a partir das posições que seus pais ocupam em sua respectiva distribuição.

O *background* familiar desempenha um papel importante na determinação do status econômico dos indivíduos. Ele faz parte do rol de variáveis sobre as quais não pesa a responsabilidade dos agentes, sendo, portanto, um fator preponderante no alcance da igualdade de oportunidades.

Uma vez que o conceito de mobilidade está intrinsecamente ligado à desigualdade e, por conseguinte, envolve parâmetros de justiça, surge uma discussão na literatura que procura questionar o quão socialmente desejável seria uma maior mobilidade. Em outras palavras, qual seria o impacto da mobilidade de resultados sobre o bem-estar?

Diferentes abordagens teóricas oferecem respostas a essa pergunta. Gottschalk & Spolaore (2002) e Abatemarco (2004) indicam que esse impacto dependerá de dois efeitos. O primeiro consiste no seu efeito positivo, *ex-post*, decorrente da redução da desigualdade de resultados. Segundo o modelo de Atkinson (1981), uma redução da desigualdade leva a uma elevação dos índices de bem-estar. Desse modo, considerando que a mobilidade reduz a desigualdade de resultados entre os períodos, ela terá um impacto positivo sobre o bem-estar. No contexto da igualdade de oportunidades, a mobilidade intergeracional será benéfica na medida em que ela reduz a desigualdade injusta, isto é, o componente da desigualdade total resultante das diferenças de circunstância (raça, sexo, região de nascimento e etc.). Conforme já foi afirmado anteriormente, tem-se, então, que a perfeita mobilidade intergeracional será o padrão consistente com um ambiente econômico de oportunidades iguais, uma vez que todas as diferenças sociais produzidas pelo *background* familiar serão eliminadas.

Contudo, a literatura ainda sugere um efeito negativo da mobilidade, ex-ante, que ocorre em decorrência da inclusão de mais incerteza na economia. Esse segundo efeito é considerado pelo trabalho de Anderson et al. (2009) para a investigação empírica da igualdade de oportunidades qualificada.

De acordo com os autores, o perfil da política de fomento à mobilidade está diretamente ligado ao objetivo de redistribuição da sociedade, o que origina duas situações distintas: um perfil de mobilidade condicionado ao status atual do indivíduo e outro não condicionado. Quando uma política de mobilidade intergeracional independe do status do indivíduo, há um movimento em direção à igualdade de oportunidades pura, uma vez que 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).

Em um ambiente de igualdade de oportunidades qualificada, segundo os autores, as conexões entre os status econômicos de pais e filhos não são totalmente eliminadas; as chamadas “boas conexões” precisam ser mantidas, ou seja, a persistência intergeracional só deve ser quebrada para aqueles indivíduos situados na parte mais desfavorecida da distribuição de resultados, como, por exemplo, pais de baixa escolaridade cujos filhos também alcançarão um baixo nível de escolaridade. O padrão de mobilidade consistente com esse panorama é denominado de mobilidade qualificada.

Para verificar empiricamente a mobilidade qualificada, Anderson et al. (2009) sugerem a estimação de um modelo econométrico, no qual a educação dos filhos é uma função da educação dos pais, como as equações intergeracionais normalmente utilizadas pelos trabalhos empíricos da literatura, e desta mesma variável elevada ao quadrado, como forma de captar possíveis relações não lineares. Em seguida, o resíduo é regredido contra a educação dos pais; se o coeficiente deste segundo estimado for negativo, a parte da educação do indivíduo explicada pelo nível de educação dos pais é maior quanto melhor for o *background* familiar.

Entretanto, tanto a abordagem da mobilidade qualificada quanto a sua mensuração sugerida pelos autores apresentam alguns pontos em aberto. O primeiro deles é a ausência de um arcabouço teórico que ofereça suporte a uma investigação empírica mais precisa da mobilidade qualificada. No âmbito da desigualdade de resultados, a mensuração da mobilidade conta com uma estrutura teórica que inclui funções de bem-estar social que englobam

um componente de aversão à desigualdade, de forma a captar a sensibilidade do bem-estar com relação às variantes da distribuição de renda.

Tomando por base o conceito de mobilidade qualificada de Anderson et al. (2009), uma estrutura de análise semelhante à descrita anteriormente aplicada à investigação da mobilidade qualificada necessária, além do componente de aversão à desigualdade, também de um parâmetro de aversão ao risco. Contudo, a aplicação empírica dessa estrutura carece de 1) um resultado teórico semelhante ao encontrado por Abatemarco (2004), considerando algum índice de desigualdade injusta e 2) do cálculo dos componentes de aversão ao risco e à desigualdade injusta, pois embora seja possível atribuir valores discricionários a esses parâmetros, o conhecimento da sua magnitude é necessária para uma medida mais precisa da mobilidade qualificada, bem como do seu impacto sobre o bem-estar. O trabalho dos autores, porém, não fornece respostas a esses questionamentos⁴.

Diante dessas limitações, este estudo propõe analisar o comportamento da heterocedasticidade da regressão intergeracional *across quantiles*⁶. Para tanto, estimamos o seguinte modelo por regressões quantílicas e verificamos a relação entre os resíduos e os anos de estudo dos pais em cada quantil:

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \sum \beta_i C_i + \ln \epsilon_i \quad (13)$$

em que o logaritmo dos anos de estudo dos indivíduos é uma função da educação dos pais, desta variável ao quadrado e de coortes de nascimento. A inclusão do quadrado da educação dos pais procura captar a existência de não linearidade na relação intergeracional, e as coortes representam o efeito de diferentes gerações no sucesso do indivíduo. Assume-se, ainda, que $E(\epsilon_i) = 0$. A variância do resíduo da regressão é modelada como sendo uma função linear do nível educacional dos pais:

$$E(\ln \epsilon_i^2) = \gamma + \phi x_i \quad (14)$$

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. Ou seja, 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*. Diferente do modelo intergeracional, aqui optamos pela estimação tradicional de mínimos quadrados. A utilização do logaritmo permite que a variável dependente assumira valores negativos.

Dado que os quantis são definidos nos anos de estudo dos filhos, os quantis mais altos representarão os indivíduos mais educados, enquanto que os quantis mais baixos representarão os menos educados. Verifica-se a ocorrência de mobilidade qualificada se o resíduo da regressão for cada vez mais negativamente relacionado com o nível de educação dos pais, em especial nos quantis

⁴O modelo teórico de Anderson et al. (2009) não leva em conta a influência do bem-estar de um grupo no bem-estar dos demais. Esse tipo de abordagem pode ser encontrada em modelos com alocação livre de inveja (*envy free*). O modelo considerado pelo presente artigo, entretanto, não é robusto a este comportamento.

⁶O cálculo da regressão quantílica representa uma aproximação das matrizes de transição, porém sem a necessidade de discretizações *ad hoc*. Para mais detalhes, ver Paschoal (2005).

mais altos, indicando que o grau de persistência intergeracional aumenta entre os mais educados. Caso o coeficiente da regressão venha a ser positivo para os quantis mais baixos, isso implica que os fatores aleatórios definem em maior grau o resultado dos menos educados, o que pode aumentar as chances de ascensão social desses grupos. A abordagem por regressões quantílicas já foi tratada por Trede (1998) e Morillo (2000), para análise da mobilidade intrageracional.

3.1 Mensuração da Mobilidade Qualificada

Identificação: Conforme mencionado anteriormente, o grau de mobilidade intergeracional é comumente avaliado na literatura empírica por meio 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 exponencial.

$$y_i = \exp[\beta x_i + \epsilon_i] \quad (15)$$

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 & 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).

A principal hipótese de identificação desse estimador é que o valor esperado do erro aleatório é igual a um, $E(\epsilon_i|x) = 1$. 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, $E(\epsilon_i|x) \neq 1$. 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 & Tenreiro (2006)

$$y_i = \exp(x_i\beta)\epsilon_i \quad (16)$$

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

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

$$\ln y_i = x_i \beta + \ln \epsilon_i \quad (17)$$

Seja $\epsilon_i = \exp[(x_i \gamma) \eta_i]$, 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 , $\sigma_i^2 = f(x_i)$. O modelo linear em (17) pode ser reescrito como

$$\ln y_i = x_i \beta + (x_i \gamma) \eta_i \quad (18)$$

Sob a hipótese de identificação $E(\epsilon_i|x) = 1$ e as propriedades da distribuição log-normal, tem-se que $E(\ln(\epsilon_i)|x_i)$. 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 et al. (2014) apresentam esse mesmo problema, supondo um caso não examinado por Santos Silva & Tenreiro (2006), onde $E(\eta_i) = 0$. Nesse caso, o modelo log-linear é identificado, já que $x_i \beta + x_i \gamma E(\eta_i|x) = x_i \beta \gamma E(\eta_i) = x_i \beta$. No entanto, em razão das propriedades da distribuição log normal, isso implica que $E(\epsilon_i|x) \neq 1$. 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 et al. (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 , $Q_\tau(h_\tau(Y)) = h_\tau(Q_\tau(Y))$, 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:

$$y_i = \exp(x_i \beta) \epsilon_i \quad (19)$$

$$\epsilon_i = \exp[(x_i \gamma) \eta_i] \quad (20)$$

onde $\eta_i \sim i.i.d F_\tau(\mu, \sigma^2)$

$F_\tau(\cdot)$ é uma função distribuição contínua desconhecida de η , onde $F_\tau^{-1}(\tau) = Q_\tau(\eta_i)$ representa o τ -ésimo quantil de η_i , com $\tau \in (0, 1)$. Seja $Q_\tau(y_i \vee x_i)$ o τ -ésimo quantil de y_i Aplicando (19) aos quantis:

$$Q_\tau(y_i|x_i) = \exp(x_i \beta) Q_\tau(\epsilon_i|x_i) \quad (21)$$

$$= \exp(x_i \beta) \cdot \exp[(x_i \gamma) Q_\tau(\eta_i)] \quad (22)$$

$$= \exp[x_i(\beta + \gamma Q_\tau(\eta_i))] \quad (23)$$

$$= \exp(x_i \beta(\tau)) \quad (24)$$

onde $\beta(\tau) = \beta + \gamma Q_\tau(\eta_i)$. Assumindo a mediana condicional de ϵ_i como sendo igual a um, isto é, $Q_{0,5}(\epsilon_i|x_i) = 1$, então a mediana condicional da variável dependente será $Q_{0,5}(y_i|x_i) = \exp(x_i \beta(0,5))$. Isso implica que $Q_{0,05}(\eta_i) = 0$, 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 (19):

$$\begin{aligned} \ln y_i &= x_i\beta + \ln \epsilon_i \\ &= x_i\beta + (x_i\gamma)\eta_i \end{aligned} \tag{25}$$

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 $Q_{0,5}(\epsilon_i|x_i) = 1$ leva a $Q_{0,5}(\epsilon_i)$, 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 et al. (2014) abrange um maior número de hipóteses que o estimador PPML de Santos Silva & Tenreiro (2006).

Regressão quantílica para dados de contagem: o uso de regressões quantílicas em modelos com variáveis contínuas é algo já estabelecido pela literatura. No contexto das variáveis discretas, o problema que surge com a aplicação da regressão quantílica tradicional é que a função de distribuição da variável discreta não é contínua. Assim, as funções quantílicas também não são contínuas, de modo que não podem ser modeladas como funções contínuas dos regressores. Machado & Santos Silva (2005) sugerem um método de regressão quantílica específico para dados discretos que consegue resolver este problema.

Seja o quantil τ definido como:

$$Q_y(\tau) = \min(\eta | P(y \leq \eta) \geq \tau) \tag{26}$$

Os autores sugerem uma nova variável z , obtida pela adição de uma variável aleatória uniforme à variável discreta:

$$z = y + u, \quad u \sim \text{uniforme } [0, 1) \tag{27}$$

Onde y e u são independentes. A densidade de z será:

$$f(z) = \begin{cases} p_0, & \text{para } 0 \leq z < 1, \\ p_1, & \text{para } 1 \leq z < 2. \\ \vdots & \end{cases}$$

As funções de densidade de z ainda podem ser escritas como:

$$f(z) = \begin{cases} p_0z, & \text{para } 0 \leq z < 1, \\ p_0 + p_1(z - 1), & \text{para } 1 \leq z < 2. \\ \vdots & \end{cases}$$

Os quantis de z são contínuos:

$$Q_z(\tau) = \frac{\tau}{p_0}, \quad \text{para } \tau < p_0 \tag{28}$$

Agora os quantis podem ser estimados, sem a necessidade de impor distribuições a priori de forma discricionária. Seja

$$Q_z(\tau|x) = \tau + \exp(x'y_\tau), \quad \tau \in (0, 1) \quad (29)$$

Adiciona-se τ no lado direito da equação como forma de impor um limite inferior para $Q_z(\tau|x)$. O segundo passo é transformar z de tal forma que a função quantílica seja linear nos parâmetros:

$$Q_{T(z;\tau)}(\tau|x) = x'y_\tau \quad (30)$$

Onde:

$$T(z;\tau) = \begin{cases} \log(z - \tau), & \text{para } z < \tau, \\ \log(\zeta), & \text{para } z \leq \tau. \text{ e } 0 < \zeta < \tau \end{cases}$$

As estimativas são finalmente obtidas como soluções do problema de minimização:

$$\min \sum_{i=1}^n p_\tau(T(z_i; \tau) - x'_i \gamma_\tau) \quad (31)$$

Onde $p_\tau(v) = v(\tau - I(v < 0))$

4 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 et al. (2009), modificando o modelo estimado e o método de regressão. 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 alguns indicadores sociais mais favoráveis, como um IDH em 0,911 e índices de desigualdade em torno de 35, além de uma expectativa de vida de 81,1 anos⁶.

4.1 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:

No caso do Brasil, a variável utilizada como medida do 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 recente a conter o suplemento de mobilidade social com informações referentes ao *background* familiar⁷. Foram considerados os

⁶Dados do *United Nations Development Programme* (UNPD)

⁷As únicas PNADs que possuem esse suplemento são as dos anos de 1976, 1988 e 1996.

Tabela 1: Níveis de escolaridade – Canadá

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 et al. (2009)

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 corte 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 corte contendo indivíduos de 56 a 64 anos (variável C4). A introdução dessas variáveis tem por objetivo captar possíveis impactos de diferentes gerações nos níveis de educação dos indivíduos, dado que as coortes analisadas possuem algumas particularidades que provavelmente influenciaram o sucesso educacional dos indivíduos.

Tomando por base os dados canadenses, os filhos com idade entre 56 e 64 anos em 2005 nasceram entre as décadas de 1940 e 1950 e cresceram durante o período pós- II Guerra Mundial. Já as pessoas de 35 a 44 anos em 2005, nasceram e cresceram entre os anos de 1960 e 1970, período de alto crescimento populacional no país. Já os indivíduos na última coorte nasceram por volta dos anos 1970 e 1980, período de baixa atividade econômica e inflação crescente.

No Brasil, a coorte de 56 a 64 anos em 1996 nasceu e cresceu entre as décadas de 1930 e 1940, com uma população concentrada em sua maior parte nas áreas rurais, e o início do processo de industrialização do país. A coorte mais jovem, 25 a 34 anos, viviam ainda os resquícios da recessão da economia brasileira e da piora dos indicadores sociais ocorridos nos anos 1980.

Embora haja uma defasagem de quase vinte anos dos dados do Brasil e de dez para os dados do Canadá, e seja necessário ter em mente que hoje esses indivíduos estão inseridos em uma faixa de idade entre 45 e 85 anos, os resultados encontrados não são de todo ultrapassados. Dado o fato de que há um repasse intergeracional de circunstâncias, estas, por sua vez, se tornam imutáveis por um período considerável.

As tabelas 2 e 3 contêm as estatísticas descritivas das variáveis para Canadá e Brasil respectivamente.

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.

Note que a média de anos de estudo dos filhos é quase três vezes superior

Tabela 2: Estatísticas Descritivas – Canadá 2005

Escolaridade	Média	
	Pais	Filhos
Secundário	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%

Tabela 3: Estatísticas Descritivas – Brasil PNAD (1996)

Variáveis	Média	
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%

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.

4.2 Resultados

Os resultados da aplicação do método de regressões quantílicas, bem como a análise da heterocedasticidade do modelo em cada quantil da distribuição de educação dos indivíduos estão reportados nas tabelas 4 e 5, aos dados do Canadá e do Brasil, respectivamente. Foram considerados os quantis 0,15, 0,25, a mediana 0,5, 0,75 e 0,95.

No Canadá, nota-se que o grau de persistência intergeracional apresenta uma tendência crescente entre os quantis, ou seja, a influência da escolaridade dos pais é pequena na parte inferior da distribuição de escolaridade dos filhos e vai aumentando continuamente atingindo o máximo no último quantil. Isso indica que o grau de persistência intergeracional é maior para os indivíduos mais educados. Deste resultado, podemos concluir que a mobilidade intergeracional de educação ocorre com mais facilidade para os indivíduos localizados na parte superior da distribuição, uma vez que o impacto marginal nos quantis acima da mediana de uma alteração marginal na escolaridade dos pais é maior.

Os coeficientes do quadrado da educação dos pais mostram que existe um grau de concavidade na transferência de capital humano entre as duas gerações, exceto na calda inferior da distribuição de escolaridade. Além disso, a relação se torna cada vez mais côncava conforme se elevam os quantis, eviden-

ciando a existência de retornos marginais decrescentes a educação dos pais dentro dos quantis.

A heterocedasticidade do modelo mostrou ter uma relação negativa e significativa com o nível de escolaridade dos pais em todos os quantis, com exceção da mediana, cujo coeficiente foi positivo, e do quantil 0,75, onde o efeito não foi estatisticamente significativo. Tal resultado indica que dentro de cada quantil o componente aleatório do modelo de regressão intergeracional decresce à medida que se eleva o status de origem dos indivíduos. Essa relação vai se tornando cada vez mais negativa de um quantil a outro até a mediana, onde ocorre uma reversão do sinal do coeficiente. Tal resultado indica que nos quantis abaixo da mediana, a heterocedasticidade do modelo perde cada vez mais influência sobre o sucesso dos filhos quando se passa de um quantil a outro; uma vez que os fatores aleatórios afetam em maior grau os indivíduos menos escolarizados dentro da cauda inferior, existe uma maior chance de estes não persistirem em sua condição atual e, assim, ascenderem dentro da distribuição.

Já na mediana da distribuição, a heterocedasticidade do modelo cresce com a educação dos pais dentro do quantil, contrariamente ao resultado previsto para o padrão de mobilidade intergeracional compatível com a igualdade de oportunidades qualificada. Ou seja, para os indivíduos do meio da distribuição, a incerteza é maior quanto maior o nível educacional dos pais.

No quantil 0,95, o coeficiente da heterocedasticidade volta a ser negativo, porém o seu valor em módulo é menor do que o coeficiente verificado na cauda inferior da distribuição. Isso indica que a relação entre a incerteza do modelo e o nível de escolaridade dos pais é mais fortemente negativa no segundo grupo do que no primeiro, de modo que o componente aleatório diminui menos com o aumento marginal da escolaridade dos pais para os indivíduos mais educados na distribuição de escolaridade dos filhos.

Tabela 4: Regressão Intergeracional – Canadá

	RQ_15	RQ_25	RQ_50	RQ_75	RQ_95
Intercepto	-0,2847** (0,0103)	-0,1311** (0,0444)	-0,0464 (0,0391)	0,0043 (0,0289)	0,0703*** (0,0193)
Educação do Pai	0,0264*** (0,0022)	0,1248*** (0,0332)	0,1759*** (0,0289)	0,2002*** (0,0237)	0,2558*** (0,0111)
(Educação do Pai) ²	0,0208*** (0,0001)	-0,0053 (0,0053)	-0,0193*** (0,0046)	-0,0257*** (0,0039)	-0,0378*** (0,0016)
<i>Dummies de Coorte (Ref. C4)</i>					
C1	0,0135*** (0,0084)	0,0113 (0,0284)	-0,0117 (0,0257)	0,0149 (0,0199)	0,0235** (0,0108)
C2	0,0124*** (0,0084)	0,0305 (0,0283)	0,0354** (0,0252)	0,0392** (0,0187)	0,0461*** (0,0107)
C3	-0,0739*** (0,0108)	-0,0179 (0,0301)	0,0131 (0,0267)	0,0287 (0,0192)	0,0469*** (0,0115)
<i>Heterocedasticidade</i>					
Intercepto	-0,3209*** (0,0187)	-2,3497*** (0,0687)	-2,8103*** (0,0675)	-0,4358*** (0,0262)	0,4325*** (0,0187)
Educação do Pai	-0,1499*** (0,0032)	-0,3596*** (0,0256)	0,3092*** (0,0251)	-0,0037 (0,0098)	-0,0446*** (0,0069)

Fonte: Elaboração própria com base nas estimações.

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$

As estimativas para os dados do Brasil mostram que, assim como no Ca-

nadá, o impacto da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos cresce quando se passa de um quantil a outro, ou seja, o grau de persistência dos níveis educacionais entre as gerações é maior na cauda superior da distribuição de escolaridade. Em comparação com o resultado encontrado para a economia canadense, a amplitude dos valores do coeficiente intergeracional é menor no Brasil. Além disso, considerando o quantil 0,15, no Brasil o impacto da escolaridade dos pais foi maior, de modo que aqui a transmissão intergeracional de educação na parte inferior da distribuição é mais forte em comparação com o Canadá. Já quando analisamos os valores dos coeficientes no topo da distribuição, no Canadá a influência da educação dos pais sobre o sucesso dos indivíduos mais educados é maior. Os coeficientes negativos e estatisticamente significantes do quadrado da educação dos pais mostram que existe um grau de concavidade na transmissão intergeracional de educação no Brasil, o qual aumenta entre os quantis.

Tabela 5: Regressão Intergeracional – Brasil

	RQ_15	RQ_25	RQ_50	RQ_75	RQ_95
Intercepto	0,1082*** (0,0097)	0,1190*** (0,0096)	0,1294*** (0,0074)	0,1365*** (0,0071)	0,1612*** (0,0073)
Educação do Pai	0,0905*** (0,0022)	0,1107*** (0,0021)	0,1307*** (0,0016)	0,1457*** (0,0015)	0,1920*** (0,0016)
(Educação do Pai) ²	-0,0024*** (0,0001)	-0,0036*** (0,0001)	-0,0049*** (0,0000)	-0,0057*** (0,0000)	-0,0082*** (0,0000)
<i>Dummies para Coortes (Ref. C3)</i>					
C1	0,0917*** (0,0084)	0,0942*** (0,0066)	0,0963*** (0,0053)	0,0979*** (0,0199)	0,1043*** (0,0051)
C2	0,0740*** (0,0084)	0,0774*** (0,0068)	0,0802*** (0,0054)	0,0820*** (0,0049)	0,8897*** (0,0048)
C4	-0,0885*** (0,0108)	-0,0865*** (0,0097)	-0,0845*** (0,0081)	-0,0830*** (0,0081)	0,0785*** (0,0074)
<i>Heterocedasticidade</i>					
Intercepto	-1,6731*** (0,0187)	-1,9868*** (0,0180)	-1,8515*** (0,0181)	-0,9404*** (0,0132)	0,0997*** (0,0094)
Educação do Pai	-0,1499*** (0,0032)	-0,0958*** (0,0031)	0,0042 (0,0031)	0,0427*** (0,0022)	0,0789*** (0,0016)

Fonte: Elaboração própria com base nas estimações.

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$

Com respeito ao comportamento da heterocedasticidade, as estimativas indicam que nos quantis inferiores a relação entre os resíduos da regressão intergeracional e a escolaridade dos pais é negativa e significativa. Diferentemente do caso canadense, essa relação se torna cada vez menos negativa conforme se avança na distribuição de educação dos filhos e, a partir da mediana, a relação se torna positiva, mostrando que para os indivíduos mais educados o componente de incerteza do modelo se torna crescente com a escolaridade dos pais. Para os filhos localizados na cauda inferior da distribuição cujos pais possuem alguns anos de estudo a mais, o seu sucesso socioeconômico estará menos ligado ao fator aleatório da regressão. Embora haja a redução da incerteza, o aumento da escolaridade dos pais, especificamente para os filhos nos menores quantis da variável “anos de estudo”, isso pode implicar em uma redução das suas chances de ascensão social, e esse grupo tenderá a perpetuar o nível de educação alcançado pela geração anterior.

Grosso modo, todos esses resultados evidenciam que ao estender a análise

para diferentes quantis o padrão de transmissão de educação entre as gerações, tanto no Canadá quanto no Brasil, apresentam características que tendem a distanciar ambas as economias do objetivo de igualdade de oportunidades qualificada, tal qual o postulado por Anderson et al. (2009), contrariando até os resultados encontrados por esses mesmos autores para a economia canadense. No Canadá, porém, essa tendência ocorre de forma muito mais branda em comparação com o mostrado pelas estimativas para o Brasil. O coeficiente da heterocedasticidade se torna mais negativo de um quantil a outro, ainda que ocorra uma leve mudança nessa tendência para os quantis acima da mediana. Enquanto isso, no Brasil o coeficiente se torna cada vez menos negativo, chegando a ser positivo nos quantis superiores da distribuição.

4.3 Discussão dos Resultados

Este artigo se limita a verificar se os padrões de mobilidade intergeracional do Brasil correspondem a um ambiente de igualdade de oportunidades qualificada, comparando-o com o padrão existente em países como o Canadá. Investigações acerca das origens desse resultado não foram realizadas empiricamente, sendo, portanto, objeto de estudo para pesquisas futuras. Dito isso, é importante ter em mente que as considerações desta seção consistem apenas em possíveis interpretações sugeridas pelos resultados encontrados, as quais carecem de um rigor metodológico que validem de fato a sua ocorrência. Com respeito especificamente à mobilidade qualificada, as limitações já discutidas, como a ausência de uma literatura teórica e empírica, muito em razão desse conceito ser extremamente recente, restringem ainda mais a discussão dos resultados encontrados.

Segundo Ferreira & Veloso (2003), existem várias teorias econômicas que podem ajudar a entender as diferenças de mobilidade social, como discriminação racial, diferenças entre políticas educacionais, restrições ao crédito, ou até mesmo fatores não observados. Estes e outros fatores podem ajudar a entender os resultados encontrados, em especial as diferenças observadas entre o Canadá e o Brasil.

A existência de não linearidade na regressão intergeracional, comprovada pelas nossas estimativas, podem ser explicadas pela existência de restrições de crédito (Becker & Tomes 1979). Os pais com níveis socioeconômicos mais baixos enfrentam restrições ao financiamento da educação dos seus filhos, de tal forma que seus rendimentos caem abaixo do de outros filhos cujos pais não enfrentam a mesma restrição, gerando algum grau de concavidade do modelo intergeracional. Grawe (2004) argumenta que as restrições de crédito geram maior persistência intergeracional entre as famílias localizadas nos quantis mais altos da distribuição. Isso porque é nessa parcela onde se localizam os indivíduos com maior habilidade, de modo que estes são os que enfrentam as maiores perdas com as restrições. Dado que no Canadá a educação é financiada pelo setor público, são poucas as famílias que se deparam com restrições de crédito ao financiamento da educação dos seus filhos.

No Brasil, assim como no Canadá, a educação é fornecida pelo setor público. Na década de 1990 (uma vez que nossa base de dados é de 1996), o mercado de crédito educativo ainda era incipiente, de modo que seu impacto sobre o alcance educacional ainda não era totalmente perceptível. Nessa época as políticas educacionais no Brasil começaram a sofrer algumas mudanças no

sentido da universalização do ensino, enquanto que no Canadá esse processo já ocorria em estágio bem mais avançado.

Algo que também pode ajudar a compreender as diferenças entre os dois países são questões ligadas ao funcionamento das suas instituições. Na metade da década de 90, o Brasil vinha de um processo de estabilização monetária e de um processo de mudanças políticas e institucionais, iniciadas com a constituição de 1988. Ali são definidas as relações econômicas e em especial o papel do estado, como participante e regulador. Vários estudos procuram mensurar o efeito do ambiente institucional sobre a mobilidade social. Cardoso (2005), analisa essa relação no mercado de trabalho e parte do pressuposto de que a regulação excessiva pode constituir uma barreira à mobilidade salarial. Comparando os dois países em termos de regulação, tanto o mercado de trabalho quanto à economia do Canadá apresentam um grau de liberalização muito superior ao do Brasil, a despeito do processo de liberalização da economia brasileira e de redução da intervenção estatal ocorrido à época da base de dados utilizada no presente estudo.

5 Considerações Finais

A transmissão intergeracional do status socioeconômico é identificada como um dos fatores mais determinantes da 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 et al. (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. 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, onde a incerteza gerada por um aumento de mobilidade se reduz para as conexões benéficas entre pais e filhos. A identificação do parâmetro de transferência intergeracional e a análise da heterocedasticidade foram feitas em cada quantil, pois assim é possível identificar como o padrão de mobilidade se comporta em diferentes pontos da distribuição. Ademais, o método de regressões quantílicas surge como solução aos problemas de identificação existentes em modelos não lineares.

Em resumo, os resultados mostram que: no Canadá a incerteza do modelo se torna cada vez mais negativamente relacionada com a escolaridade dos pais entre a cauda inferior e a mediana da distribuição de escolaridade dos filhos. No maior quantil, essa relação é menos negativa do que no resto da distribuição, indicando que na cauda superior a transmissão intergeracional de educação tende a se distanciar da igualdade de oportunidades qualificada. Essa distância se mostrou ainda mais forte nos resultados para o Brasil, onde o coeficiente de heterocedasticidade é cada vez menos negativo de um quantil

a outro, chegando a ser positivo nos quantis superiores da distribuição. Em outras palavras, para os mais educados o seu alcance educacional esteve mais sujeito à incerteza do ambiente econômico e menos dependente do nível de educação dos seus pais. A influência de fatores como políticas educacionais, ambientes institucional e econômico nesses resultados, consiste nos próximos passos de investigações empíricas futuras.

Referências Bibliográficas

- Abatemarco, A. (2004), Is income mobility socially desirable?, Working paper, University of Napoli.
- Anderson, G., Leo, T. W. & Muelhaupt, R. (2009), Qualified equal opportunity and conditional mobility: Gender equity and educational attainment in Canada, Working papers tecipa-368, University of Toronto, Department of Economics.
- Arneson, R. (1989), 'Equality and equality of opportunity for welfare', *Philosophical Studies* 56(1), 77–93.
- Atkinson, A. (1981), The measurement of income mobility, in A. B. Atkinson, ed., 'Essays in Honor of Jan Pen', Brighton: Wheatsheaf.
- Barros, R. P. et al. (2001), 'Determinantes do desempenho educacional no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 31(1), 1–42.
- Becker, G. S. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Becker, G. S. & Tomes, N. (1979), 'An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility', *Journal of Political Economy* 87(6), 1153–89.
- Behrman, J., Birdsall, N. & Skézely, M. (2000), Intergenerational mobility in Latin America: deeper markets and better schools make a difference, in 'New markets, new opportunities? Economic and social mobility in a changing world', Brookings Institution Press and the Carnegie Endowment for International Peace, Washington.
- Blanden, J., Gregg, P. & Machin, S. (2005), 'Intergenerational mobility in Europe and North America', A report supported by the Sutton Trust. Alguma nota que queira.
- Checci, D. & Dardadoni, V. (2002), Mobility comparisons: does using different measures matter?, (working paper, 12.2002), Università degli Studi di Milano, Milano.
- Conlisk, J. (1974), 'Can equalization of opportunity reduce social mobility?', *American Economic Review* 64(1), 80–90.
- Corak, M. (2013), 'Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility', *Journal of Economic Perspectives* 27(3), 79–102.
- Dworkin, R. (1981), 'What is equality? part 1: Equality of welfare', *Philosophy and Public Affairs* 10(3), 185–246.
- Ferreira, S. & Veloso, R. (2003), 'Mobilidade intergeracional de educação no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 33(3), 481–513.
- Ferreira, S. & Veloso, R. (2006), 'Intergenerational mobility of wages in Brazil', *Brazilian Review of Econometrics* 26(2), 181–211.
- Figueiredo, E. (2009), 'O impacto da mobilidade de renda sobre o bem-estar econômico no Brasil', *Economia Aplicada* 13(2), 475–486.

- Figueiredo, E., Lima, L. & Schaur, G. (2014), 'Robust estimation of gravity equations and the WTO impact on trade inequality'.
- Figueiredo, E. & Ziegelmann, F. (2009), 'Algumas simulações de efeitos de mobilidade de renda sobre o nível de bem-estar.', *Revista Brasileira de Economia* **63**(2), 183–194.
- Goldberger, A. (1989), 'Economic and mechanical models of intergenerational transmission', *American Economic Review* **79**(3), 504–513.
- Gottschalk, P. & Spolaore, E. (2002), 'On the evaluation of economic mobility', *Review of Economic Studies* **69**, 191–208.
- Grawe, N. (2004), 'Reconsidering the use of nonlinearities in intergenerational earnings mobility as a test of credit constraints', *Journal of Human Resources* **34**(3), 813–827.
- Jantti, M. e. a. (2006), '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. Alguma nota que queira.
- Machado, J. A. F. & Santos Silva, J. M. C. (2005), 'Quantiles for counts', *Journal of the American Statistical Association* **100**, 1226–37.
- Morillo, D. (2000), Income mobility with nonparametric quantiles: a comparison of the U.S. and Germany.
- Mulligan, C. (1997), 'Parental priorities and economic inequality', Chicago: University of Chicago Press.
- Paschoal, I. P. (2005), Mobilidade intergeracional de educação no Brasil, PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Pastore, J. (1979), *Desigualdade e mobilidade Opportunity Brasil*, 1 edn, Editora da Universidade de São Paulo.
- Pastore, J. (1986), *Desigualdade e mobilidade social no Brasil: dez anos depois*, 1 edn, Editora da Universidade de São Paulo.
- Pero, V. & Szerman, D. (2008), 'Mobilidade intergeracional de renda no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **38**(1), 2–35.
- Rawls, J. (1971), *A Theory of justice*, 1 edn, Harvard University Press.
- Reville, R. (1995), 'Intertemporal and life cycle variation in measured intergenerational earnings mobility', unpublished.
- Roemer, J. (1998), *Equality of opportunity*, 1 edn, Harvard University Press.
- Santos Silva, J. & Tenreyro, S. (2006), 'The log gravity', *The Review of Economics and Statistics* **88**(1), 641–658.
- Solon, G. (2001), Mobility within and between generations, in A. Atkinson & F. Bourguignon, eds, 'The Causes and Consequences of Increasing Inequality', Vol. volume 1, University of Chicago Press.
- Trede, M. (1998), 'Making mobility visible: a graphical device', *Economics Letters* **59**(79-82).