



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA**

ANA CLÁUDIA ANNEGUES DA SILVA

**MOBILIDADE INTERGERACIONAL QUALIFICADA: UMA ABORDAGEM
DE MENSURAÇÃO UTILIZANDO REGRESSÕES QUANTÍLICAS**

JOÃO PESSOA - PB

2014

ANA CLÁUDIA ANNEGUES DA SILVA

**MOBILIDADE INTERGERACIONAL QUALIFICADA: UMA ABORDAGEM
DE MENSURAÇÃO UTILIZANDO REGRESSÕES QUANTÍLICAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB, em cumprimento às exigências de conclusão do Curso de Mestrado em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Erik Figueiredo

JOÃO PESSOA - PB

2014

S586m Silva, Ana Cláudia Annegues da.

Mobilidade intergeracional qualificada: uma abordagem de mensuração utilizando regressões quantílicas / Ana Cláudia Annegues da Silva.-- João Pessoa, 2014.

32f.

Orientador: Erik Figueiredo

Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA

**MOBILIDADE INTERGERACIONAL QUALIFICADA: UMA ABORDAGEM
DE MENSURAÇÃO UTILIZANDO REGRESSÕES QUANTÍLICAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB, como requisito para conclusão do curso de Mestrado em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo aprovada em: __/__/__.

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo

Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

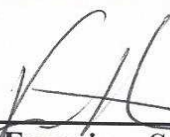
Orientador



Prof. Dr. José Luis da Silva Netto Júnior

Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

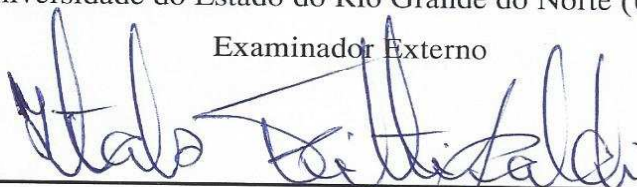
Examinador Interno



Prof. Dr. Francisco Soares de Lima

Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

Examinador Externo



Prof. Dr. Italo Fittipaldi

Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

Examinador Interno

“A ciência é o grande antídoto do veneno do entusiasmo e da superstição.”

Adam Smith

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço a Deus pelas graças alcançadas e constante presença em minha vida, abençoando meus passos e me dando força e ânimo nessa longa caminhada da vida.

A minha mãe, Márcia Alves Anegues, pela formação, carinho e amor incondicionais, pelo apoio e incentivo ao caminho do conhecimento durante todos os momentos da minha vida escolar.

A minha avó, Maria Alves Anegues, e minhas tias Mércia Alves Anegues e Marizete Anegues Pereira, por serem partes importantes na minha criação e sempre acreditarem no meu potencial em cada etapa da vida.

A toda minha família, tio, tias e primos, e os amigos, pela fé e pelo carinho.

Ao meu pai, José Alfredo da Silva, e minhas irmãs, Érika Amorim e Danielle Sandriny, pelo carinho e pelos momentos de alegria.

Ao meu orientador prof. Dr. Erik Figueiredo, por todas as oportunidades concedidas e todo o aprendizado durante o mestrado.

Ao meu namorado e companheiro de todas as horas, Wallace Patrick Santos de Farias Souza, pela parceria de grandes vitórias e pelo amor e carinho em todos os momentos juntos.

A minha família de João Pessoa, Etevaldo, Herbert, Vinícius, Wallace, Fernanda, Patrícia, Paola, pelos maravilhosos momentos juntos e pela união nos momentos difíceis.

Aos membros da banca Prof. Dr. Francisco Soares de Lima, Prof. Dr. Italo Fittipaldi e ao Prof. Dr. José Luis da Silva Netto Junior, pela participação e contribuições a este trabalho.

Ao PPGE/UFPB e todos os professores pelos ensinamentos durante o curso de mestrado.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior- CAPES pelo apoio financeiro.

Aos funcionários da secretaria do PPGE/UFPB, Risomar, Carol e Ricardo, pela dedicação e apoio no decorrer do curso.

Aos membros do Núcleo de Estudos em Economia Social, pelo trabalho sério e comprometido com a boa pesquisa, com as atividades de ensino e extensão, sempre procurando construir pontes entre a produção científica e a sociedade.

A todos que contribuíram de alguma forma durante esses dois anos de mestrado, permitindo o alcance de mais essa etapa importante de minha vida.

RESUMO

O presente trabalho se propõe a analisar empiricamente a mobilidade intergeracional de resultado à luz do conceito de Igualdade de Oportunidades Qualificada. 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 por quantil, dado o problema de identificação do modelo, apontado por Figueiredo, Lima e Schaur (2014), presente nas estimações por mínimos quadrados. 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 study aims to empirically analyze the intergenerational income mobility in the light of this concept. For this, two empirical tests are performed with education of parents and children data in Canada and Brazil. The methodological procedure consists of: 1) estimate the relationship between the schooling of children and parents and 2) analyze the behavior of the error of the regression through the socioeconomic status of the parents; is expected to reduce the error variance for parents with more education. We opted also by the method of quantile regression, given the problem of identification of model, pointed out by Figueiredo, Lima e Schaur (2014), present in the estimations by least squares. 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 show increasing variance with the level of parental education, so that the intergenerational mobility did not correspond the characteristics of a qualified mobility.

Keywords: Family Background; Qualified Mobility; Quantile Regression

JEL Classification: C20, D63

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Níveis de Escolaridade	24
Tabela 2 – Estatísticas Descritivas – Canadá 2005.....	25
Tabela 3 – Estatísticas Descritivas – Brasil PNAD 1996	26
Tabela 4 – Regressão Intergeracional – Canadá (MQO)	27
Tabela 5 – Regressão Intergeracional - Canadá (Mediana)	28
Tabela 6 – Regressão Intergeracional – Brasil (MQO)	29
Tabela 7 – Regressão Intergeracional – Brasil (Mediana)	29

SUMÁRIO

1. Introdução	12
2. Aspectos Teóricos e Metodológicos da Mobilidade Qualificada.....	15
2.1 Mobilidade Qualificada: Modelo Teórico.....	15
2.2 Mensuração da Mobilidade Qualificada	19
2.3 O Problema da Identificação e Estimação por Quantil	21
3. Aplicações Empíricas para Canadá e Brasil.....	24
3.1 Base de Dados	24
3.2 Resultados	26
4. Considerações Finais	31
5. Referências.....	32

1 Introdução

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

Winston S. Churchill

Com raízes em discussões filosóficas recentes (Rawls, 1971; Arneson, 1989; Dworkin, 1981a; Roemer, 1998) o conceito de Igualdade de Oportunidades 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 dos pais dos indivíduos (ocupação, escolaridade), que são repassadas e exercem influência na sua capacidade de auferir ganhos econômicos¹. Portanto, em razão da importância desta variável, políticas de redistribuição direcionadas seriam justificadas, dadas as evidências de baixa mobilidade social entre as gerações.

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). Solon (1992, 2001) apresenta um modelo para mensuração da mobilidade intergeracional, baseado em correlações intergeracionais de características de pais e filhos, que representem medidas de resultado; em geral, a literatura empírica considera a transmissão de características como renda e escolaridade. Trabalhos como o de Blanden Gregg e Machin (2005), com dados da Europa e América do Norte, 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 desenvolvidos.

No Brasil, os estudos de Ferreira e Veloso (2003, 2006) mostram resultados semelhantes ao identificar uma persistência intergeracional dos níveis educacionais. O estudo de Figueiredo e Ziegelmann (2010) corrobora esses resultados ao estimar um conjunto de oportunidades, mostrando as barreiras à mobilidade impostas aos indivíduos com menor *background*.² Os resultados se referem às probabilidades estimadas de um indivíduo ter uma renda igual ou inferior a uma dada renda relativa, dado que seus pais pertencem a um determinado quantil da distribuição de resultados.

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

² Outras evidências internacionais podem ser encontradas em Jäntti et al (2006), para os países Nórdicos, Reino Unido e Estados Unidos. Sobre os efeitos dos *background* familiar no contexto brasileiro, pode-se ainda citar Barros e Lam (1993) e Barros et al (2001).

Diante desses resultados, os esforços para equalização das oportunidades implicariam na quebra da dependência entre as probabilidades de ascensão e a origem familiar, de modo que, como 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”.

A análise feita por Anderson, Leo e Muelhaupt (2009) fornece um modelo simples, no qual são discutidas as implicações de um ambiente de mobilidade *não qualificada* ou *não condicionada*, pontuando as diferenças para um ambiente marcado por um padrão de mobilidade *qualificada*. Do ponto de vista metodológico, os autores mostram que 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 empiricamente a 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 Tenreiro (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 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 Quantílicas³. 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, com o objetivo 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.

O trabalho conta com mais três capítulos, além desta introdução. O capítulo 2 caracteriza o conceito de mobilidade qualificada através do modelo teórico mostrado em Anderson, Leo e Muelhaupt (2009). Além disso, o capítulo traz uma seção com o problema de identificação da estimação pela média condicional e a solução por regressão quantílica. O capítulo 3 é destinado às duas aplicações empíricas da mensuração da hipótese de mobilidade qualificada, com uma descrição das variáveis utilizadas e os resultados encontrados. O quarto, e último capítulo, contém as considerações finais.

³ Koenker e Basset (1978)

2 Aspectos Teóricos e Metodológicos da Mobilidade Qualificada

Neste capítulo serão apresentados alguns aspectos metodológicos da mensuração da mobilidade de renda qualificada. Em primeiro lugar será apresentada a formalização do conceito de igualdade de oportunidade qualificada proposto por Anderson, Leo e Muelhaupt (2009), mostrando as implicações de uma política de mobilidade intergeracional não qualificada e caracterizando um modelo de escolha de uma política de mobilidade. A segunda seção mostra como a mobilidade de renda qualificada é tradicionalmente mensurada. Por último é apresentado o problema de identificação dos parâmetros, presente nas metodologias comumente empregadas, bem como a correção através do método de regressões quantílicas.

2.1 Mobilidade Qualificada: Modelo Teórico

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.

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

$$\text{onde } p_k = \sum_{i=1}^4 j_{i,k} \quad e \quad c_i = \sum_{k=1}^4 j_{i,k}$$

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, $t_{i,k} = \text{Prob}(y = y_i \mid x = x_k) = j_{i,k}/p_k$. 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

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

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

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, só que de forma negativa, ao reduzir a probabilidade de permanência desses indivíduos em um status socioeconômico superior. Este fenômeno, conforme observa Figueiredo (2009) induz a um aumento da incerteza na economia frente à dinâmica da mobilidade social aos indivíduos no topo da distribuição, uma vez que o *background* familiar mais elevado se torna menos relevante para assegurar este grupo em sua posição atual.

Diante disso, uma política de promoção da igualdade de oportunidades qualificada se difere da política de igualdade tradicional ao reduzir a dependência dos indivíduos mais pobres com relação a sua origem sem, no entanto, quebrar a conexão boa entre os indivíduos de status superior e seu *background* positivo. Para visualizar esse conceito, suponha que um planejador social decida por uma política de mobilidade ótima ao se confrontar com o modelo de escolha abaixo:

$$\min_{j_{i,k}^* \in J^*} \sum_{i=1}^4 \sum_{k=1}^4 (j_{i,k}^* - c_i^l p_k)^2 \quad (5)$$

sujeito a:

$$\sum_{i=1}^l (j_{i,k}^* - j_{i,k}) \leq 0, \forall l = \{1, 2, 3\} \quad (6)$$

$$\sum_{i=1}^4 y_i \left(\sum_{k=1}^4 j_{i,k}^* - c_i \right) \leq g \quad (7)$$

Onde $j_{i,k}^*$ é um elemento da matriz de densidade conjunta que o planejador está escolhendo, $c_i^l p_k$ equivale a um elemento da matriz de densidade sob perfeita independência e l representa o indexador dos níveis socioeconômicos. O objetivo do planejador social consiste em encontrar a matriz de probabilidade conjunta que menos se distancia da matriz de probabilidades com perfeita independência. Ao mesmo tempo, o planejador está implicitamente escolhendo o nível ótimo de crescimento das rendas dos filhos (vetor C). Na ausência de restrições, a matriz de probabilidade ótima é dada pela matriz de probabilidades com perfeita independência.

Contudo, o planejador social enfrenta duas restrições. Primeiramente, ele almeja encontrar a taxa de crescimento das rendas dos filhos, g , tal que $g \geq 0$. Seja J^* correspondente à matriz de transição T^* que gera uma renda cujo valor máximo é $c'y+g$. A restrição da taxa de crescimento pode ser escrita na forma $(T^* p)' y = (J^* 1)' y \leq c' y + g$ e rearranjando os termos tem-se como resultado a equação (5). Como dito anteriormente, caso não haja mudança no vetor de renda dos filhos ($g=0$), uma mudança em direção à perfeita igualdade de oportunidades gera uma perda

aos indivíduos de maior status socioeconômico. A segunda restrição sugere que a promoção da igualdade de oportunidades seja feita sem prejuízo a nenhum grupo socioeconômico. Nos termos da matriz de probabilidades, as linhas de J^* devem apresentar dominância estocástica de primeira ordem sobre as linhas de J , isto é, a política de igualdade de oportunidade não deve deixar os filhos em pior situação.

Após algumas modificações, o lagrangeando do problema de minimização será

$$L = \left\{ \sum_{i=1}^3 \sum_{k=1}^4 2(j_{i,k}^* - c_i^l p_k)^2 + \sum_{k=1}^4 \left[2 \sum_{i=1}^3 \left[(j_{i,k}^* - c_i^l p_k) \sum_{l=1, l \neq i}^3 (j_{i,k}^* - c_i^l p_k) \right] \right] \right\} + \left\{ \sum_{l=1}^3 \sum_{k=1}^4 \lambda_{l,k} \sum_{i=1}^l (j_{i,k}^* - c_i^l p_k) + \gamma \left[\sum_{i=1}^l (4 - y_i) \left(c_i - \sum_{k=1}^4 j_{i,k}^* \right) - g \right] \right\} \quad (8)$$

As condições de primeira ordem do problema serão:

$$\frac{\partial L}{\partial j_{r,l}^*} = 4(j_{r,l}^* - c_r^l p_l) + 2 \sum_{q=1, q \neq l}^4 (j_{q,l}^* - c_q^l p_l) + \sum_{i=1}^r \lambda_{i,l} - \gamma(4 - y_r) = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_{r,l}} = \sum_{q=1}^r (j_{q,l}^* - j_{q,l}) \leq 0 \quad \lambda_{r,l} \geq 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \gamma} = \sum_{i=1}^3 (4 - y_i) \left(c_i - \sum_{k=1}^4 j_{i,k}^* - g \right) \leq 0 \quad \gamma \geq 0 \quad (11)$$

Conforme as restrições se tornam ativas, a solução do programa descrito acima se aproxima de uma combinação entre os resultados econômicos do *status quo* e a situação de perfeita igualdade de oportunidades. Note que a solução geral representada pela expressão (9) contém o somatório dos multiplicadores da restrição de dominância estocástica de cada grupo (λ), de modo que a ausência dessa restrição implica em perdas a todos os níveis socioeconômicos. Em um estado de completa imobilidade e $g > 0$, o planejador social realoca os elementos de J de forma que as expressões (9) e (10) não restrinjam os resultados econômicos para $l = 1$ e, assim, melhore as condições de mobilidade para os mais pobres, o que deixa os mais ricos em situação pior. Caso haja espaço para as mudanças, os elementos de J serão realocados até que a restrição sobre a taxa de crescimento seja exaurida e a completa igualdade de oportunidades é alcançada.

Em suma, a escolha de uma política de mobilidade qualificada envolve um *trade-off* onde um ganho de mobilidade para os indivíduos mais pobres leva os indivíduos do grupo socioeconômico mais elevado a uma situação pior. Ao sair da completa imobilidade (perfeita dependência) em direção a um cenário de maior igualdade a relação entre os resultados de pais e filhos se torna menos determinística e 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.

Assim, um ambiente de mobilidade qualificada reúne as seguintes características: 1) a melhora da situação de um grupo socioeconômico não deteriora a situação dos demais e 2) a variância condicional dessa relação se torna cada vez mais negativamente relacionada ao resultado dos pais (o componente de incerteza diminui com o aumento do *background* familiar). A mensuração da mobilidade qualificada passa pela verificação dessas condições, o que será mais bem explanado na subseção seguinte.

2.2 Mensuração da Mobilidade Qualificada

Conforme o modelo descrito por Solon (2001), a verificação da mobilidade intergeracional se dá pela análise do coeficiente de regressão (β) de uma característica dos filhos em função desta mesma característica nos pais. Para o caso do Canadá a variável utilizada foi o nível de escolaridade de pais e filhos, seguindo a aplicação empírica de Anderson, Leo e Muehlaupt (2009), enquanto que para o Brasil optou-se pelos anos de estudos como medida de resultado. A equação do modelo será a seguinte, onde y é o logaritmo dos resultados dos filhos:

$$y = \alpha + \beta x + \gamma x^2 + \varepsilon \quad (12)$$

O parâmetro β a ser estimado fornece um índice de mensuração do grau de mobilidade existente entre as gerações, onde a perfeita mobilidade é verificada quando $\beta \rightarrow 0$ e a imobilidade quando $\beta \rightarrow 1$. O quadrado da característica dos pais procura capturar a não linearidade da elasticidade intergeracional de renda, onde se verifica uma concavidade na relação entre os resultados de pais e filhos ($\gamma < 0$), refletindo a discussão da seção anterior. Teorias sobre os retornos decrescentes da transferência de capital humano também ajudam a explicar essa concavidade. Uma política de mobilidade qualificada sugere, então, que essa relação se torne cada vez menos côncava, ou seja, o valor de γ em módulo diminui através das gerações. Além disso, numa política 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 reduziria para indivíduos de melhor *background*. Para verificar isso, foi realizada uma segunda regressão, com o resíduo de (8) em função do resultado dos pais.

Essas duas características podem ser ilustradas a partir do modelo descrito a seguir. Suponha 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 $E(x)=\mu$, $V(x)=\sigma^2$ e a renda dos filhos como sendo

$$y = (1 - \lambda)x + \lambda e \quad (13)$$

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

$$f(y | x) \sim N((1 - \lambda)x + \lambda\mu, \lambda^2\sigma^2) \quad (14)$$

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

$$\frac{\partial E(y | x)}{\partial x} = 1 - \lambda \quad (15)$$

$$\frac{\partial V(y | x)}{\partial x} = 0 \quad (16)$$

Em outras palavras, a relação intergeracional dos resultados é linear e constante entre os diferentes grupos socioeconômicos e 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,

$$f^q(y | x) \sim N((1 - \lambda(x))x + \lambda(x)\mu, \lambda(x)^2\sigma^2) \quad (17)$$

No estado de igualdade de oportunidades qualificada tem-se que

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x} = 1 - \lambda(x) + \lambda'(x)(\mu - x) \quad (18)$$

$$\frac{\partial^2 E(y|x)}{\partial x^2} = -2\lambda'(x) + \lambda''(x)(\mu - x) = -2\lambda'(x) > 0 \quad (19)$$

O valor esperado dos resultados dos filhos condicionado aos resultados dos pais não é mais constante entre os grupos e se torna convexa em x . Além disso,

$$\frac{\partial V(y|x)}{\partial x} = 2\lambda(x)\lambda'(x)\sigma^2 < 0 \quad (20)$$

sugerindo que a heterocedasticidade da relação de y e x diminui para os status socioeconômicos mais altos.

2.3 O Problema da Identificação e Estimação por Quantil

Em geral, conforme o modelo de mobilidade intergeracional descrito por Solon (1999), a relação entre os resultados econômicos de pais e filhos é formalizada em um modelo multiplicativo exponencial. Porém, 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 é diferente 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)⁵. A principal hipótese de identificação desse estimador é que o valor esperado do erro aleatório é igual a um, isto é, $E(\varepsilon_i | x) = 1$. 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)

⁵ Do inglês Pseudo Poisson Maximum Likelihood.

$$y_i = \exp(x_i\beta)\varepsilon_i \quad (21)$$

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

$$\ln y_i = x_i\beta + \ln \varepsilon_i \quad (22)$$

Seja $\varepsilon_i = \exp[(x_i\gamma)\eta_i]$, onde $\eta_i \sim i.i.d. Normal(\mu, \sigma^2)$. Assim, η_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 (22) pode ser reescrito como

$$\ln y_i = x_i\beta + (x_i\gamma)\eta_i \quad (23)$$

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

$$E(\ln y_i | x_i) = x_i \left(\beta - \frac{\sigma_{\eta_i}^2}{2} \right) \neq x_i\beta. \text{ A heterocedasticidade gera inconsistência no modelo}$$

log-linear e o modelo multiplicativo é 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 para 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:

$$\begin{aligned}
y_i &= \exp(x_i\beta)\varepsilon_i \\
\varepsilon_i &= \exp[(x_i\gamma)\eta_i] \\
\eta_i &\sim i.i.d.F_\varepsilon(\mu, \sigma^2)
\end{aligned} \tag{24}$$

$F_\varepsilon(\cdot)$ 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 (20) aos quantis:

$$\begin{aligned}
Q_\tau(y_i | x_i) &= \exp(x_i\beta)Q_\tau(\varepsilon_i | x_i) \\
&= \exp(x_i\beta) \cdot \exp[(x_i\gamma)Q_\tau(\eta_i)] \\
&= \exp[x_i(\beta + \gamma Q_\tau(\eta_i))] \\
&= \exp(x_i\beta(\tau))
\end{aligned} \tag{25}$$

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 (22):

$$\begin{aligned}
\ln y_i &= x_i\beta + \ln \varepsilon_i \\
&= x_i\beta + (x_i\gamma)\eta_i
\end{aligned} \tag{26}$$

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 $Q_{0,5}(\eta_i) = 0$, 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).

A estimação por quantis apresenta uma série de vantagens. Com esta metodologia é possível verificar o grau de persistência intergeracional de renda em diferentes pontos da distribuição, identificando quais grupos de indivíduos apresentam maior dependência

com relação a sua origem. Além disso, essa estratégia fornece estimativas mais robustas em comparação ao procedimento de linearização dos modelos exponenciais e a posterior aplicação do MQO.

O presente trabalho emprega o método de regressões quantílicas para mensurar o grau de dependência existente entre os status econômicos de pais e filhos para os dados do Canadá e do Brasil. Já a análise da heterocedasticidade da relação intergeracional será realizada pelo método de regressão usual de mínimos quadrados ordinários.

3. Aplicações Empíricas para Canadá e Brasil

Este capítulo traz duas aplicações empíricas da mensuração da mobilidade qualificada, discutida no capítulo anterior: a primeira para os dados de escolaridade do Canadá e a segunda para os dados do Brasil. O objetivo do presente trabalho consiste em realizar a análise em dois ambientes distintos, investigando como se caracteriza o padrão de mobilidade e o papel da origem socioeconômica no *status* quo dos indivíduos, à luz do conceito de igualdade de oportunidades qualificada. No que diz respeito ao Canadá, em particular, a análise consistiu em produzir um teste empírico semelhante ao feito por Anderson, Leo e Muelhaupt (2009), empregando a estratégia de identificação via regressão quantílica. Assim, o capítulo se encontra dividido da seguinte forma: a primeira seção mostra um panorama geral dos bancos de dados utilizados; e a segunda seção traz os resultados das estimações para cada país

3.1 Base de Dados

Os dados sobre escolaridade dos indivíduos e dos seus pais do 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 recente a conter o suplemento de mobilidade social com informações referentes ao *background* familiar.⁶

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 de 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. Cerca de 30% possuem 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% possui o nível educacional mais básico

⁶ As únicas PNADs que possuem esse suplemento são dos anos de 1976, 1988 e 1996.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas – Brasil PNAD1996

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%

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

A análise da hipótese de mobilidade qualificada requer, como passo inicial, a estimação do modelo abaixo, onde a educação dos filhos é uma função da educação dos pais. Em relação ao modelo padrão de Anderson, Leo e Muelhaupt (2009), são incluídas dummies de coorte por idade como variáveis de controle em uma regressão geral:

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \sum \beta_i C_i + \ln \varepsilon \quad (24)$$

Onde $E(\varepsilon_i) = 0$. A variância do resíduo da regressão é modelada como sendo uma função linear do status socioeconômico dos pais, isto é, $E(\ln \varepsilon_i^2) = \gamma + \phi x_i$. Segundo o modelo teórico apresentado no capítulo 2, espera-se que $\phi < 0$, implicando que a heterocedasticidade do resíduo diminui quanto maior o *background* familiar.

Conforme já explanado, segundo o princípio da desigualdade de Jensen, a identificação dos coeficientes no modelo log-linear através da regressão pela média condicional de y produz resultados pouco robustos. Assim, os β 's da equação (24) são estimados pela mediana da variável da dependente (quantil 0,50), dado que a propriedade de equivarância dos quantis permite uma identificação mais adequada aos parâmetros.

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 de dependência expressivo 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	Coeficientes	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 chegam 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. Dadas essas características, essa medida seria eficaz aos objetivos de uma igualdade de oportunidades qualificada? 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 5ª posição, enquanto que o Brasil está na 49ª posição. Esse resultado leva a crer que o país tem priorizado políticas mais voltadas a investimentos em educação. Diante disso, surge o questionamento se as políticas afirmativas seriam, de fato, adequadas, em comparação com esforços no sentido de promover reformas para melhorias na qualidade da educação⁷.

⁷ Carneiro e Heckman (2003) e Pekkarinen, Pekkala e Uusitalo (2006) apresentam outras discussões sobre políticas educacionais.

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. A análise de regressão pela média condicional da variável dependente gera um problema de identificação ao modelo em razão das implicações da Desigualdade da Jensen, a qual postula que a média é invariante a transformações monotônicas. A propriedade de equivariância dos quantis soluciona o problema, permitindo a identificação dos parâmetros do modelo log-linear. 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.

Os resultados mostram 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 o crescimento da mobilidade melhora a situação dos indivíduos de status econômico inferior, sem prejuízos a transmissão do *background* familiar em estratos superiores.

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 implica uma perda de bem-estar aos indivíduos localizados no topo da distribuição, uma vez que as chances de ganhos econômicos para este grupo dependem cada vez mais de fatores aleatórios e menos da transferência intergeracional de capital humano.

Para fins de política de igualdade na educação, uma sugestão ao caso brasileiro reside em um maior foco às políticas de reforma na educação, uma vez que esta se mostraria mais alinhada ao conceito de igualdade de oportunidades qualificada, em comparação com as ações afirmativas presentes no país. É importante ressaltar que tais discussões sobre as políticas adotadas consistem apenas em hipóteses, tornando algumas conclusões frágeis e carentes 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.

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.

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. When Elephants Mate Do Ants Get Crushed? Robust Gravity Estimation of the WTO impact on Trade, 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.

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. et al. *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: journal of the Econometric Society*, p. 33-50, 1978.

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.