**Efeitos do Background Familiar sobre os Rendimentos via Mediação da Educação**

**RESUMO**

O objetivo do estudo é mensurar o efeito indireto da renda dos pais sobre a renda dos filhos, via mediação da educação. Os resultados apontam que o efeito mediação da renda dos pais via educação dos filhos é positivo, sendo os maiores impactos para as filhas nos estratos superiores de renda. O efeito mediação da educação aumenta com os níveis renda dos pais, sendo os maiores efeitos para as filhas oriundos de 40% devidos ao tratamento da renda do pai e 29% à da mãe. Tais resultados corroboram com a premissa de que o Brasil apresenta um baixo nível de mobilidade intergeracional de renda. Dessa forma, o *background* familiar afeta diretamente na educação dos filhos, proporcionando-lhes níveis mais elevados de renda.

**Palavras-Chaves**: Renda dos Filhos, Background Familiar, Mediação Contrafactual, Mobilidade Intergeracional.

**Effects of the Family Background on Offspring's Income through the Educational Mediation**

**ABSTRACT**

This paper focuses on the indirect effect of parents' income on their offspring's income through the mediation of their education. It is verified that the effect of parents' income through their offspring's education is positive, with the highest impacts for the daughters in the upper income strata. The mediation effect of education increases with parental income levels, with the greatest effects for daughters from 40% due to the treatment of the father's income and 29% from that of the mother. These results corroborate the premise that Brazil presents a low level of intergenerational income mobility. Therefore, the family background affects directly the offspring’s education, providing them with higher levels of income.

**Keywords:** Offspring’s Earnings, Family Background, Counterfactual Mediation, Intergenerational Mobility

**JEL:** I24, I26, C31, J62,

## 1 INTRODUÇÃO

Apesar do declínio observado nos níveis de desigualdade de renda no Brasil em anos recentes, esta permanece elevada. Nesse sentido, Barros et al. (2007) afirmam que, caso fosse mantida essa taxa de desaceleração da desigualdade no futuro, seriam necessários mais de 20 anos para o país atingir níveis similares aos da média dos países com maior grau de desenvolvimento. De acordo com o Relatório Territorial Brasil (2013), publicado pela OCDE, mesmo com o forte investimento do governo em programas de redução da pobreza nos últimos anos, o Brasil ainda é um dos países com maior desigualdade social do mundo apresentando a segunda pior distribuição de renda em *ranking* da OCDE.

Pero e Szerman (2008) argumentam que uma fonte potencial de manutenção da desigualdade é a transmissão intergeracional de renda, pois, se filhos de pais com maiores/menores níveis de renda tendem a possuir níveis equivalentes de renda, então, a desigualdade seria transmitida através das gerações. Os autores argumentam ainda que a transmissão intergeracional de *status* econômico, além de estar relacionada com a desigualdade de resultados, é identificada como a parte da desigualdade relativa às oportunidades, na qual se concentram, aproximadamente, 2/3 da desigualdade observada no Brasil, sendo, portanto, pior, sob a perspectiva da justiça social, do que a de resultados. Assim, políticas redistributivas apropriadas são justificadas por evidências de baixa mobilidade intergeracional.

A influência gerada pela transmissão de salários sobre a desigualdade ao longo do tempo pode afetar significativamente o impacto das políticas públicas destinadas a reduzir a desigualdade de renda entre indivíduos. Uma vez que o nível de transmissão intergeracional de salários também tem implicações para a manutenção da pobreza e redução do desenvolvimento econômico, Dunn (2007) observa que a continuidade da transmissão de *status* econômico entre gerações é diretamente relacionada com o grau de persistência temporal da desigualdade. Não obstante a importância desempenhada pelos efeitos da mobilidade intergeracional de renda para a determinação dos diferentes componentes de aferição da desigualdade, ainda há escassez de estudos dedicados a analisar o tema no Brasil.

A melhoria da desigualdade de renda depende, entre outros fatores, do conhecimento, ou seja, variações nos rendimentos dos indivíduos ocorrem, em parte, devido às diferenças do nível educacional. Dessa forma, a educação é a váriavel que mais impacta na desigualdade de renda. Além disso, o nível educacional tem impacto sobre a transmissão intergeracional de salários, bem como possui sua própria trasmissão intergeracional, principalmente devido à assimetria causada pela persistência do efeito dos pais sobre o nível de renda dos filhos. Medolia e Siminsk (2016) identificam muitos estudos aplicados em diversos países que objetivaram compreender os mecanismos de transmissão, através dos quais, o contexto familiar afeta a renda, sendo a educação um dos principais determinantes do salário.

 O papel da educação na mobilidade intergeracional mostrou avanços na literatura empírica, principalmente a partir dos artigos de Dustmann, 2004, Meghir e Palme, 2005; Holmlund, 2008; Pekkarinen et al., 2009; Corak, 2006; 2013; Blanden 2013, Chetty et al, 2014. Entretanto, com os estudos de Bowles e Gintes, 2002, Blanden et al., 2007, a literatura visou quantificar o papel da educação como um “mediador”, isto é, o papel da educação como um caminho através do qual o contexto familiar afeta os resultados econômicos da próxima geração.

Não obstante os estudos sobre mobilidade de salários terem uma vasta quantidade de distintos países, poucos foram realizados para países em desenvolvimento (DUNN, 2007). De acordo com Pero e Szerman (2008) é surpreendente o número reduzido de estudos que têm se dedicado a analisar o tema no Brasil, embora realcem que parte da literatura que estuda as fontes de desigualdade no Brasil se divide em diferentes focos centrais, como o papel do *background* familiar na determinação de salários (Lam; Schoeni, 1993), a mobilidade intergeracional de educação (Ferreira; Veloso, 2003b; Barros et al. 2001) e de ocupação (do Valle e Silva; Pastore (2000).

Vale destacar que, dentre os trabalhos que se propuseram a estudar a transmissão e os determinantes dos salários em âmbito nacional, como os de Ferreira e Veloso (2006), Dunn (2007) e Pero e Szerman (2008) dentre outros. Entretanto, não houve uma preocupação em compreender o papel de “mediador” que a educação pode exercer neste processo, uma vez que os trabalhos presentes na literatura, até o momento, preocuparam-se apenas em verificar como a renda dos pais impacta, diretamente, a renda dos filhos.

Diante do exposto, nosso principal objetivo é mensurar a medida em que, a renda dos país tem impacto na transmissão intergeracional de renda dos filhos, com uma abordagem metodológica que minimiza o viés desses impactos. Para tal, utiliza-se o efeito mediação, que irá captar a magnitude desse impacto através de uma análise contrafactual. Convém mencionar que, diferentemente dos demais trabalhos realizados para o Brasil, este artigo contribui com a literatura, uma vez que não existem trabalhos, no âmbito nacional, que tenham feito uso da metodologia aqui utilizada, a qual busca detalhar o efeito da renda dos pais sobre a renda dos filhos em dois: um efeito direto e um indireto (também chamado de efeito mediação) por meio da análise de contrafactual.

Além desta introdução, este artigo está organizado em mais quatro seções, iniciando-se com uma exposição dos trabalhos julgados mais relevantes que tratam sobre diferenciais de rendimento entre indivíduos. Em seguida estão descritos os dados e os procedimentos metodológicos aplicados. As duas seções finais são compostas de descrições dos resultados que permitirão extrair as principais conclusões sobre os objetivos e hipóteses propostos.

**2 REVISÃO DA LITERATURA**

Historicamente, as ciências humanas, notadamente Economia e Sociologia, têm contribuído com investigações acerca da interpretação sobre a mobilidade dos indivíduos na sociedade. A análise sociológica de mobilidade dá-se por meio do movimento entre classes sociais ou *status* socioeconômico dos indivíduos, enquanto a econômica trata a mobilidade de renda e alocação nos estratos ocupacionais pelos indivíduos. Antigo (2010) indica que a mobilidade de rendimentos não decorre de um problema de escolha individual, mas sim, de decisões tomadas *ex-ante* pelos indivíduos por meio do investimento educacional. Além disso, fatores independentes como condições macroeconômicas, fatores do mercado de trabalho e de cunho institucional podem contribuir para a trajetória desse fenômeno.

### 2.1 Teorias sobre Mobilidade Intergeracional

A literatura teórica que trata da mobilidade intergeracional tem se desenvolvida em duas abordagens principais (PETERS, 1992). A primeira, proposta por Blau e Duncan (1967), aborda a questão diretamente no sentido de avaliar o grau pelo qual o *status* socioeconômico dos pais afeta o do filho. Portanto, os níveis de mobilidade social são medidos por correlações intergeracionais de *status* socioeconômico[[1]](#footnote-1), e variáveis como educação e renda são utilizadas como *proxy* para o *background* familiar. Além da análise por *status* socioeconômico, Antigo (2010) aponta que autores de formação sociológica também buscam responder à questão da mobilidade através do movimento entre classes sociais. Nessa abordagem, a mobilidade intergeracional é analisada por meio de classificações *cross-section* de ocupações de pais e filhos. A segunda abordagem, desenvolvida por Jenks et al. (1979), Becker (1981) e Becker e Tomes (1986), é intimamente relacionada à literatura de capital humano e foca nos determinantes dos níveis de renda. Esses autores foram os primeiros a discutir a questão da mobilidade de renda entre gerações e a considerar o papel da educação sugerindo, assim, um modelo teórico de transmissão intergeracional de *status* familiar.

Em uma versão simplificada do modelo, Becker e Tomes (1979, *apud* Antigo, 2010) consideram a família composta por um único indivíduo em cada geração, e assumem que o capital humano do filho é escolhido pelo pai, como decisão da alocação ótima de sua renda permanente. Dessa forma, quando os rendimentos do pai aumentam, maior será o investimento em capital humano do filho, levando-o, portanto, a maiores rendimentos. Assim, a renda permanente do pai tem uma influência positiva nos rendimentos do filho. A partir da abordagem desenvolvida por Becker e Tomes (1979), os estudos de mobilidade têm início na teoria econômica. No entanto, os estudos sobre mobilidade só vieram a se desenvolver, dentro da literatura econômica, nos anos de 1990, a partir da disponibilidade de dados em painéis internacionais. Autores como Peters (1992), Fields e Ok (1996), Fortin e Lefebvre (1998), Solon (1999), Björklund e Jäntti (2000), Behrman et al (2001), Erikson e Goldthorpe (2002), Corak (2004), Ermisch e Nicoletti (2005) e Aydemir et al (2005) são alguns exemplos que abordam essa questão.

Devido à limitação de dados organizados em painel, alguns autores, por exemplo Ermisch e Francesconi (2004), estimaram a elasticidade intergeracional por meio de um escore de prestígio ocupacional (*Hope-Goldthorpe score*)[[2]](#footnote-2) de pais e filhos, partindo da constatação de que estes são fortemente relacionados aos rendimentos dos indivíduos, já Arellano e Meghir (1992) e Angrist e Krueger (1992) propuseram um método denominado *Two-Sample Instrumental Variables* (TSIV). No primeiro estágio utilizam-se informações de uma amostra de pais para estimar uma equação do tipo *minceriana*, cujos coeficientes dos regressores obtidos são aplicados, no segundo estágio, em outra amostra de filhos para se obter a renda predita dos pais. Finalmente, estima-se por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), uma equação tendo a renda do filho como função da renda do pai. O único requerimento[[3]](#footnote-3) para consistência é que a relação entre salário e educação dos pais no primeiro estágio, seja a mesma para os pais dos filhos observados na amostra do segundo estágio.

Baseados no método TSIV, Dearden, Machin, e Reed (1997), Björklund e Jäntti (1997), e Grawe (2001, 2004), dentre outros, aplicaram uma estrutura similar em estudos sobre mobilidade intergeracional denominada *Two-Sample Two-Stage Least Squares* (TS2SLS). De acordo com Inoue e Solon (2006), esse método é uma técnica computacionalmente mais conveniente e produz estimadores assintoticamente mais eficientes que os de TSIV[[4]](#footnote-4).

Além das metodologias econométricas supracitadas, trabalhos como os de Ferreira e Veloso (2006), Figueiredo, Netto Junior e Porto Junior (2007), Figueiredo (2010) e Antigo (2011) também utilizam as matrizes de transição markoviana nos estudos sobre mobilidade. Tais matrizes apresentam as probabilidades de mobilidade intergeracional nas frações de distribuição de renda (quantis, decis, dentre outros).

**2.2 Estudos Empíricos sobre Mobilidade Intergeracional**

As evidências sugeridas pelos estudos realizados, abrangendo essa literatura, podem diferir entre classes sociais, grupos de renda, grau de desenvolvimento de um país ou região e pelas inúmeras características dos indivíduos e de seus pais. Uma hipótese sugere que a mobilidade pode ser maior entre as famílias pertencentes às classes inferiores e intermediárias da distribuição de renda, onde os salários são o componente mais importante do nível de renda e os gastos com capital humano são maiores quando comparados com famílias mais ricas. Também tem surgido certa preocupação de que o sistema de bem-estar cria uma classe de bem-estar permanente que persiste ao longo de gerações e que resulta em pouca mobilidade ascendente para os indivíduos pertencentes às famílias mais pobres.

Utilizando dados do *National Longitudinal Surveys of Labor Market Experience* (NLS), Peters (1992) estima empiricamente a importância de características de *background* familiar em influenciar a relação sistemática entre a renda de um filho na idade adulta e a renda dos seus pais. Os resultados indicam que existe uma diferença no padrão de mobilidade entre filhos e filhas e entre renda e salário. A autora ainda verifica que a característica de *background* familiar mais importante no processo de transmissão de renda entre gerações é a renda.

Fortin e Lefebvre (1998) utilizam dados do Censo Decenal Canadense para o período de 1951 a 1991 e informações do *General Social Survey* (GSS) de 1986 e 1994 para estimar um modelo log-linear padrão com o uso de variáveis instrumentais. Os autores verificam que existe um maior grau de transmissão de *status* entre pais e filhas do que entre pais e filhos.

Lee e Solon (2006) utilizam informações do *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) para os anos de 1977 a 2000. Os resultados indicam que a mobilidade de renda entre gerações nos Estados Unidos não mudou drasticamente ao longo das décadas de 1980 e 1990.

Utilizando dados do *Swedish Military Enlistment*, Hirvonen (2010) investiga os fatores que contribuem para a mobilidade de renda entre gerações na Suécia. A autora constata que: o impacto do nível educacional, no processo de transmissão de renda, decresce para os filhos com 12 ou mais anos de estudo; o nível educacional e as habilidades cognitivas e não-cognitivas apresentam impactos mais acentuados nos quantis superiores de distribuição de renda dos pais; o salário da filha é menos dependente do salário do pai, ao passo que a educação tem impacto mais pronunciado para as filhas.

Com base em um painel de famílias chilenas, Celhay, Sanhueza e Zubizarreta (2009) analisam a mobilidade de renda intergeracional no período 1996 – 2006 através de matrizes de mobilidade, de onde verificam que a mobilidade é maior nos decis intermediários de renda, porém, decresce com o aumento dos estratos de renda e que a elasticidade renda é maior para os homens. Para resolver o problema da ausência de uma base de dados apropriada[[5]](#footnote-5), Mocetti (2007) utiliza a metodologia de TS2SLS, citada anteriormente, para analisar a mobilidade de renda intergeracional na Itália. Os resultados mostram que a mobilidade intergeracional de renda é menor na Itália que em outros países desenvolvidos. Além disso, o autor encontra evidências de uma forte persistência entre os quantis superiores de renda dos filhos.

Os diversos trabalhos realizados para analisar a questão da mobilidade de renda no Brasil utilizam dados da PNAD[[6]](#footnote-6). No entanto, conforme argumentam Pero e Szerman (2008), apenas as PNADs de 1973, 1976, 1982, 1988 e 1996 podem ser utilizadas em estudos sobre mobilidade, visto que, estas pesquisas contêm suplementos sobre mobilidade social, ou seja, carregam informações sobre o nível de escolaridade do pai do chefe de família. Diante de todos esses problemas, a conclusão desses trabalhos é que, de uma maneira geral, há significativa transmissão de *status* entre as gerações, o que contribui para a persistência das desigualdades.

Mesmo com todos os problemas supracitados, diversos autores utilizaram dados da PNAD aplicados no procedimento de TSIV para mensurar a mobilidade intergeracional de renda no Brasil. Ferreira e Veloso (2006) verificam que o grau de mobilidade intergeracional de salários no Brasil é menor do que os observados em países desenvolvidos, porém, internamente, sua ocorrência é maior para indivíduos residentes em regiões mais desenvolvidas (Sudeste), bem como para os de cor branca. Os autores também verificam evidências de não-linearidade no padrão de mobilidade, visto que, o grau de persistência cai, em média, com o salário do pai.

Dunn (2007) utiliza dados das PNADs de 1982, 1988 e 1996. Os resultados apontam uma elasticidade de salário intertemporal na ordem de 0.688. Já Pero e Szerman (2008) utilizam dados da PNAD de 1977 e 1996 e verificam que, as estimativas da persistência intergeracional de renda para o Brasil variam entre 0.67 e 0.80. O autor ainda utiliza informações de pais e filhos morando na mesma residência, em 1996, para estimar uma medida de elasticidade utilizando as metodologias de MQO e VI. O autor verifica que, independentemente do método utilizado, o Brasil apresenta um dos maiores níveis de transmissão de ganhos, quando comparado com estudos realizados para outros países, e que a educação pode ser o caminho mais significativo pelo qual os ganhos são transmitidos entre as gerações.

Já Pero e Szerman (2008) aplicam as metodologias propostas por Atkinson (1983) para avaliação da mobilidade segundo seus efeitos sobre o bem-estar social; de Benabou e Ok (2001), para avaliar a progressividade da estrutura de mobilidade no Brasil; e de Bigard, Guillotin e Lucifora (1998), para a identificação das barreiras à mobilidade de renda, e constatam que, a estrutura de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 pontos percentuais, o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 67% da desigualdade observada. Portanto, os índices de mobilidade reforçaram as evidências das estimações por regressões, apontando o Brasil como o país com menor mobilidade intergeracional de renda, quando comparado com países desenvolvidos.

Visando identificar os fatores inerentes às mobilidades de renda e de educação no período de 1987 a 2003, Figueiredo, Netto Junior e Porto Junior (2007) fazem uso da medida de polarização de renda proposta por Duclos et al. (2004), do cálculo das matrizes de transição de probabilidade proposto por Aebi et al. (2001), das funções de densidade kernel, índices de desigualdade, modelo de pseudo painel e as matrizes de transição markoviana. Os autores constatam que, do ponto de vista da mobilidade de renda, observa-se um esvaziamento das classes intermediárias.

Com o intuito de mensurar o grau de mobilidade intrageracional de renda no Brasil no período de 1995 a 2005, Figueiredo (2010) utiliza os dados da PNAD juntamente com a abordagem axiomática da mobilidade e da construção da matriz de transição markoviana por meio do método de entropias relativas. Após a captação da dinâmica de renda, via matrizes de transição, o autor calcula os índices de mobilidade contidos em Prais (1955) e Shorrocs (1978). Os resultados indicam que o Brasil apresenta uma baixa mobilidade de renda intrageracional, indicando que, a sua estrutura social é relativamente rígida. O autor ainda verifica que quanto maior o nível educacional, maior é a mobilidade de renda.

Netto Junior, Ramalho e Aragon (2010) utilizam informações dos Censos Demográficos de 1991 e 2000. Os autores estimam um modelo *logit* ordenado[[7]](#footnote-7) e um *probit*[[8]](#footnote-8), onde concluem que os indivíduos brancos, do sexo masculino, filhos de pais letrados, em lares biparentais e residentes no Sudeste apresentam uma maior probabilidade de atingirem níveis de renda mais elevados. No caso de famílias monoparentais, os filhos de pessoas de referência do sexo feminino apresentam uma maior probabilidade de se mover para estratos de renda superiores se comparado a lares monoparentais chefiados por homens.

Buscando analisar a mobilidade de rendimentos no Brasil, Antigo (2010) estima um pseudo-painel dinâmico e um modelo de idade-período-coorte, que capta os efeitos de idade, período e coorte sobre a mobilidade, utilizando dados da PNAD entre 1993 e 2007 e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) abrangendo os períodos de 1992 a 2001 e 2002 a 2009. Os resultados mostram que a queda da desigualdade foi acompanhada por uma maior mobilidade ascendente de rendimentos na base da distribuição, sobretudo do trabalho principal, a partir de 2001. As variáveis de educação e de salário mínimo têm um papel chave para explicar a mobilidade dos mais pobres.

Portanto, pode-se concluir, de uma maneira geral, que existe uma significativa transmissão de *status* entre as gerações no Brasil, ou seja, pelas evidências verificadas nos trabalhos supracitados, o Brasil, comparado com países desenvolvidos, apresenta um baixo nível de mobilidade intergeracional de renda. Além disso, verifica-se que a educação pode ser o caminho mais significativo pelo qual os ganhos são transmitidos entre as gerações. Diante do exposto, este trabalho fará uso do método contrafactual de mediação desenvolvido por Imai, Keele e Tingley (2010) com vistas a verificar se o grau de transmissão de renda dos pais para os seus filhos se dá, via educação dos filhos.

**3 METODOLOGIA**

**3.1 Base de Dados**

As variáveis selecionadas se baseiam na teoria do capital humano para explicar os retornos salariais, as quais foram retiradas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o ano de 2014. A amostra é composta por indivíduos brasileiros residentes em áreas urbanas, com idade entre 16 e 35 anos, e que estavam empregados na semana de referência. Ressalta-se que os dados foram ponderados pelos pesos da PNAD, com a intenção de gerar estimativas mais próximas dos valores populacionais.

As variáveis utilizadas neste estudo estão apresentadas no quadro abaixo.

|  |  |
| --- | --- |
| **Variáveis** | **Descrição** |
| **Tratamentos(1):** |  |
|  | Renda da mãe |
|  | Renda do pai |
| **Mediação:** |  |
|  | Anos de estudo do filho |
| **Resultado:** |  |
|   | logaritmo natural do salário do filho (Rendimento do trabalho principal[[9]](#footnote-9)) |
| **Covariadas:** |  |
|  | Anos de estudo da mãe, quando o tratamento for renda da mãe |
|  | Anos de estudo do pai, quando o tratamento for renda do pai |
|  | Idade – Idade que o indivíduo começou a trabalhar |
|  | Experiência ao quadrado |

Quadro 1 – Variáveis utilizadas no modelo

Notas: (1) As variáveis de tratamento, renda do pai e da mãe[[10]](#footnote-10), foram definidas nos seguintes intervalos: ; , ; , .

(2) Geralmente, como *proxy* da variável experiência, a literatura adota a medida de “idade - anos de estudo – 6 anos”, entretanto, esse trabalho segue Resende e Wyllie (2006), o qual é uma forma mais precisa de mensurar esta variável e de minimizar a endogeneidade no modelo.

**3.2 Estimação de Efeitos Causais**

O estudo estatístico de causalidade em experimentos aleatórios foi, primeiramente, estudado por Neyman (1923) e Fisher (1935), sendo que, posteriormente, esta literatura foi expandida por uma série de estudos, como os de Rubin (1974, 1977, 1978), surgindo o *Rubin Causal Model* (RCM), o qual analisa contrafactuais. Rosenbaum e Rubin (1983a) e Rubin (1986) mostraram que uma condição necessária para a identificação de um contrafactual é a suposição SUTVA (*Stable Unit Treatment Value Assumption*), denominada como condição de ignorabilidade[[11]](#footnote-11). Desse modo, o resultado de um indivíduo, quando exposto ao tratamento, será o mesmo, não importando o mecanismo de seleção e o tratamento recebido pelos demais indivíduos.

De acordo com Holland (1986), a ignorabilidade deriva de uma série de suposições suficientes, mais fortes, onde uma delas é a independência condicional do tratamento[[12]](#footnote-12). Além disso, outra condição necessária da identificação de um contrafactual é que exista um grupo de comparação ou de controle. Entretanto, uma análise contrafactual, muitas vezes, é conduzida sobre um conjunto informacional incompleto, onde cada indivíduo somente é observado com um possível tratamento, dessa forma, seu contrafactual é *missing*. Existe também o viés de seleção, que ocorre quando somente uma parcela dos indivíduos é observada no tratamento. Diante disso, o resultado pós-tratamento é observado somente para aqueles que receberam o tratamento, como consequência, o resultado de um grupo tratado não convergirá com o resultado representativo da população.

O modelo causal de Rubin possui robustez na obtenção de resultados causais válidos. Dessa forma, mesmo quando não é possível realizar a aleatorização, outros métodos que buscam imitar o RCM, dentre eles o *propensity score matchi*ng, têm sido utilizados para construir grupos de tratamento e controle, utilizando modelagens com dados não experimentais[[13]](#footnote-13). Entretanto, muitas vezes os métodos de quase-experimento não conseguem resolver o problema da ignorabilidade, podendo comprometer o efeito do tratamento.

Nesses tipos de modelagem a hipótese da ignorabilidade pode não ser atendida, principalmente porque os indivíduos podem se auto selecionar para o tratamento, ou seja, dada a informação adicional pode não haver independência no tratamento, dado as covariadas. Entretanto, Imbens (2004) argumenta que esse pressuposto pode ser muito forte, pois o comportamento de otimização dos agentes impede que suas escolhas sejam independentes dos resultados potenciais, independentemente das covariadas. Em particular, pode ser que o objetivo do tomador de decisão seja distinto do resultado que seja interessante para a avaliação.

Devido à dificuldade de satisfazer a ignorabilidade forte, muitos pesquisadores buscaram alternativas para a identificação. Para Manski (1990, 2003), sob determinadas condições, é possível utilizar hipóteses mais fracas. Outros pesquisadores como Imbens e Angrist (1994) contornam o problema com o uso de variáveis instrumentais, já Hann et al (2000) utilizam subpopulações a partir do método de Regressão Descontínua.

Outra alternativa seria realizar um teste, tipo placebo. Os testes *placebo* foram incialmente utilizados por Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie et al (2010) ao desenvolverem o método de controle sintético[[14]](#footnote-14). Em nosso estudo, foi realizado um teste de placebo por meio da estimação do efeito direto e indireto do tratamento, utilizando um *outcome* pré-determinado, gênero, para o modelo com ambos os sexos.

**3.3 Efeito Mediação**

Identificar os mecanismos em que um tratamento (***T***) afeta uma determinada variável de resultado (***Y***), não é trivial, esta tarefa é conhecida como efeito mediação. Esse método é bastante utilizado nas literaturas da análise estatística e da psicologia, tendo sido estudado primeiramente por Baron e Kenny (1986). O objetivo da análise de mediação é o de estimar o tamanho do efeito total de ***T*** em ***Y*** que é causado através de uma variável mediadora (***M***). Em outras palavras, quanto do efeito de ***T*** em ***Y*** pode ser explicado pelo seu efeito em ***M*** (o chamado efeito "indireto" de ***T***), e a parte do efeito total que é causado através de outros mecanismos (o chamado efeito "direto” de ***T***).

Tradicionalmente nas ciências sociais, a análise de mediação causal foi formulada, estudada e executada dentro da estrutura de modelos de equações estruturais lineares. Entretanto, Imai, Keele e Tingley (2010) demonstraram que estimar tal efeito através de equações estruturais é problemático, principalmente pela falta de uma definição geral de efeitos de mediação causais, independentes de um modelo estatístico particular, além da dificuldade de ampliar a estrutura para modelos não lineares. Dessa forma, será apresentada a abordagem da mediação através do contrafactual proposto por esses autores.

**3.4 Abordagem Contrafactual da Renda dos Pais sobre a Renda dos filhos**

Em nosso estudo, no âmbito contrafactual de inferência causal, o efeito da renda dos pais sobre a renda dos filhos é definido como a diferença entre dois resultados possíveis da variável de tratamento: um que seria realizado dado determinado nível de renda, e o outro caso contrário. Então, tem-se um tratamento relacionado ao nível de renda dos pais.

Dessa forma, representa a potencial situação de renda do filho que resultaria do *status* de tratamento *t*. Assim, utilizando para denotar o valor observado da renda do filho, tem-se que , para todo *i*. Dada essa configuração, o efeito causal dos tratamentos aqui analisados pode ser definido como , então o efeito médio causal é dado por . Se o tratamento é randomizado, então é estatisticamente independente dos resultados potenciais, formalmente indicado como . Dessa forma, o efeito causal médio pode ser identificado pela diferença média observada entre os grupos de tratamento e de controle, isto é:

 (1)

**3.4.1 Definindo Efeitos Causais de Mediação**

Nosso interesse está em obter o efeito mediação da renda dos pais sobre a renda dos filhos, onde a variável mediadora, neste caso, é a educação dos filhos, pois pais com níveis elevados de renda possuem grande alcance sobre a educação dos filhos. Dessa forma, para o nível observado de educação dos filhos , existem dois valores possíveis, e .

Na definição do contrafactual, os resultados potenciais são apenas função do tratamento, mas numa análise de mediação causal os resultados potenciais dependem do mediador, bem como da variável de tratamento. Seja, , a variável que expresse o resultado potencial que resultaria se o tratamento e as variáveis mediadoras fossem, respectivamente, *t* e *m*. Portanto, o resultado observado da variável de resultado é igual a .

Então, os efeitos de mediação causais ou efeitos indiretos para cada unidade *i* são dados como segue:

 (2)

Para . Assim, é o efeito de mediação causal indireto do tratamento sobre o resultado através da variável de mediação. representa a diferença entre os dois níveis potenciais de renda dos filhos, quando os pais tem o tratamento (renda, definida anteriormente). Dessa forma, representa o nível de renda dos filhos que resultaria se os pais fossem tido como tratados, enquanto representa o nível de renda dos filhos que resultaria se os pais não pertencessem ao grupo dos tratados. Do mesmo modo, representa o impacto no filho *i* devido a mudança na variável mediadora (educação dos filhos) induzido pelo tratamento, enquanto suprime o efeito direto da educação e da renda dos pais.

Similarmente, o efeito direto do tratamento para cada unidade pode ser definido da seguinte forma:

 (3)

Para . Onde, é o efeito direto das variáveis de tratamento, renda do pai e da mãe, sobre a variável de resultado, renda dos filhos. O efeito total do tratamento pode ser decomposto em mediação causal e efeito direto:

 (4)

Partindo do princípio de que a mediação de causalidade e os efeitos diretos não variam em função do estado de tratamento (isto é: e , chamados de nenhum efeito de mediação, então o efeito total é a soma da mediação e do efeito direto:

Finalmente, na análise de mediação causal, tem-se interesse, normalmente, no seguinte efeito médio, a mediação causal:

 (5)

Para . Nesse caso, representaria o efeito médio de mediação causal das variáveis de tratamento em uma amostra considerada como representativa. Note-se que o efeito total médio pode ser próximo de zero em alguns casos, mas isso não implica necessariamente que os efeitos médios de mediação causais também são pequenos. É possível que a mediação causal média e os efeitos diretos médios tenham sinais opostos e, assim, um compensa o outro, dando origem a um efeito médio total pequeno.

**3.4.2 Hipótese de Ignorabilidade Sequencial**

A principal premissa é a que permite fazer inferências válidas sobre os efeitos de mediação causais acima definidos. Seja *Xi* um vetor de covariadas observadas de pré-tratamento para a unidade *i* em que indica o suporte da distribuição de *Xi*. Para o atual problema de pesquisa, *Xi* inclui características, como a experiência, experiência ao quadrado e educação dos pais. Dadas essas covariadas de pré-tratamento, a hipótese de Ignorabilidade se sustenta por outras duas de independência condicional:

,

, (6)

Onde, e para t = 0,1, e para todo .

Imai, Keele e Yamamoto (2010) discutiram como esta suposição difere da literatura de efeitos de mediação com equações estruturais. A principal vantagem desta hipótese em relação às outras alternativas é a sua facilidade de interpretação. A hipótese é chamada de ignorabilidade sequencial, pois os dois pressupostos são sequenciais.

Na primeira premissa, dadas as covariadas observadas de pré-tratamento, a atribuição do tratamento é considerada ignorável, isto é, estatisticamente independente dos resultados potenciais e dos possíveis mediadores. Nesse estudo, a renda dos pais não foi distribuída aleatoriamente nos grupos de tratamento e controle. Ou seja, podem existir fatores não observados que motivaram, de certa forma, o nível de renda desses pais na amostra, podendo, tais indivíduos terem se “auto selecionado” para o grupo de tratamento.

Segundo Imai (2010) *et al* (2010), uma solução empírica para minimizar a questão dos não observáveis, é utilizar uma amostra suficientemente grande, a fim de encontrar o máximo possível de confrontos de pré-tratamento, de modo que, as diferenças dos fatores não observáveis entre os grupos de tratamento e controle sejam adequadamente ajustadas. Dessa forma, esse estudo buscou se ajustar a essa primeira premissa adotando a estratégia proposta por Imai *et al* (2010).

Na segunda premissa, o mediador é ignorável, dados o tratamento e as covariadas observadas de pré-tratamento. Ou seja, está subordinada ao valor observado do tratamento ignorável e das covariadas observadas de pré-tratamento. Diferente da ignorabilidade da atribuição de tratamento, a ignorabilidade do mediador pode não ocorrer mesmo em experimentos aleatórios. Para esse estudo, a aleatorização da atribuição do tratamento não justifica esta segunda premissa de ignorabilidade, pois podem existir fatores não observáveis que motivem o nível de escolaridade dos filhos (variável mediadora).

Como ocorrido com a ignorabilidade da atribuição de tratamento, em estudos observacionais é difícil ter certeza se a ignorabilidade do mediador se mantém mesmo com uma amostra suficientemente grande. De acordo com Manski (2007) essa suposição pode não ser confiável, já que não pode ser testada diretamente a partir dos dados observados. Para tentar contornar esse problema Imai *et al* (2010) desenvolveram um conjunto de análises de sensibilidade, dentre elas, a identificação não paramétrica sob ignorabilidade sequencial, que permite resultados empíricos robustos para uma possível violação do pressuposto de ignorância sequencial.

**3.4.3 Identificação não paramétrica sob Ignorabilidade Sequencial**

A identificação não paramétrica mostra que, sem quaisquer distribuições adicionais ou hipóteses sobre a forma funcional, os efeitos médios de mediação causais podem ser consistentemente estimados.

Este resultado é importante por três razões. Em primeiro lugar, sugere-se a possibilidade da construção de um método geral que estima o efeito de tratamento médio para a variável de resultado utilizando variáveis mediadoras ​​de qualquer tipo, empregando modelos paramétricos ou não paramétricos. Segundo, isso implica que tais efeitos podem ser estimados impondo hipóteses mais fracas sobre a forma funcional correta, ou com relação a distribuição dos dados observados. Terceiro, a análise de identificação não paramétrica revela o papel fundamental do pressuposto de ignorabilidade sequencial, independentemente dos modelos estatísticos utilizados pelos pesquisadores.

***Teorema 1. Identificação Não Paramétrica***

 (7)

Para todo e

 Dessa forma, o teorema 1 mostra que sob a hipótese de ignorabilidade sequencial, a distribuição do resultado potencial pretendido pode ser expressa como uma função das distribuições dos dados observados, isto é, a distribuição condicional de *Mi* dado *(Ti, Xi)* e de *Yi* dado *(Mi, Ti, Xi)*.

**4 Análise dos Resultados**

**4.1 Estatísticas Descritivas**

Antes de se aferir os impactos do nível de renda dos pais na renda dos seus filhos se faz pertinente realizar uma análise descritiva dos dados para se ter, inicialmente, algumas evidências sobre tais impactos. Portanto, se busca verificar o comportamento da renda dos filhos e filhas ao se analisar os intervalos de renda dos pais.

Em todos os níveis de renda dos pais utilizados neste artigo, verifica-se que, em média, as rendas dos filhos aumentam com a renda dos pais. Além disso, se observa que a magnitude das variações não é linear, uma vez que no último estrato de renda (renda maior que R$4000,00) as rendas dos filhos, em média, são significativamente maiores, chegando, em alguns casos, a apresentar uma variação de quase 100%. Tais resultados podem ser um indicativo de que o Brasil apresente um baixo nível de mobilidade de renda, ou seja, filhos de pais mais ricos tendem a receber maiores salários, quando comparados a filhos cujos pais apresentam menores níveis de renda e esta transmissão de *status* é ainda mais acentuada nos maiores estratos de renda dos pais.

Além disso, a tabela 1 parece indicar algum nível de disparidade nos níveis de transmissão quando se considera o gênero dos filhos e dos pais. No tocante aos tratamentos, há alguns indícios de que o nível de renda da mãe apresenta um impacto mais acentuado sobre a renda dos filhos, quando comparado ao nível de renda do pai.

Em média, os filhos apresentam rendas maiores que as filhas, mesmo estas apresentando maiores níveis de escolaridade. No entanto, o nível de escolaridade dos filhos acompanha o crescimento das suas rendas, portanto, pais mais podem gerar incentivos para que os seus filhos alcancem maiores níveis de educação, o que, consequentemente, irá refletir em suas rendas.

Tabela 1. Estatísticas Descritivas por Nível de Renda dos Pais.

|  |  |
| --- | --- |
| Variáveis | Tratamento: Renda do Pai |
|  |  |  |  |
|   | Filhas |
| Renda (R$) | 679.9 | 913.47 | 1192.95 | 1933.95 |
| Escolaridade | 10.6 | 11.2 | 11.94 | 13.21 |
|   | Filhos |
| Renda (R$)  | 780.51 | 1046.68 | 1295.14 | 2521.58 |
| Escolaridade | 8.68 | 9.88 | 10.8 | 12.59 |
| Variáveis | Tratamento: Renda da Mãe |
|  |  |  |  |
|   | Filhas |
| Renda (R$) | 823.65 | 1063.32 | 1445.58 | 2292.98 |
| Escolaridade | 10.98 | 11.52 | 12.6 | 13.7 |
|   | Filhos |
| Renda (R$)  | 922.86 | 1212.79 | 1577.79 | 3028.54 |
| Escolaridade | 9.24 | 10.48 | 11.6 | 13.32 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2014.

Dessa forma, apesar de haver indicativos de um relacionamento positivo entre renda dos pais sobre a renda dos filhos, não se pode, apenas por meio destas estatísticas, mensurar tais impactos. Não obstante, este artigo fará uso da metodologia de mediação, exposta anteriormente, com vistas a identificar quatro efeitos que o nível de renda dos pais pode gerar sobre a renda dos filhos: direto, indireto (mediação) total e médio causal.

**4.2 Análise do Efeito Direto e Efeito Mediação**

Inicialmente, a partir da tabela 2, verifica-se que todos os efeitos são positivos e estatisticamente significantes em cada estrato de renda ao nível de significância de 5%, denotando que as rendas dos filhos e pais são positivamente correlacionadas.

Considerando os filhos de ambos os sexos, observa-se que o efeito indireto da renda do pai ou da mãe, através da educação dos filhos, sobre a renda destes – efeito mediação – é mais forte nos estratos renda nível 1 e nível 2, sendo o maior efeito de aproximadamente 41% para o filho do sexo feminino, quando se verifica a renda do pai no extrato nível 3 (acima de R$4.000,00). Quando se verifica o efeito via renda da mãe, esse é cerca de 30% também para o filho do sexo feminino no nível 3 de renda (acima de R$4.00,00). Portanto, pais com maiores rendas apresentam maior influência sobre a renda dos filhos.

Quando se trata de filhos do sexo masculino, os resultados dos coeficientes são maiores do que aqueles encontrados na análise anterior com relação ao efeito direto da renda do pai. Entretanto, o efeito mediação no primeiro nível de renda teve o mesmo coeficiente obtido no resultado referente à análise para ambos os sexos (9,89%), e sendo inferior para o caso dos pais com renda acima de R$4.000,00. Isso indica que o efeito mediação quando o filho é do sexo masculino perde força.

Os resultados para filhos do sexo feminino têm um comportamento diferente dos encontrados para filhos do sexo masculino. O efeito direto da renda do pai é inferior em todos os níveis de renda, quando comparados aos encontrados para filhos homens. Por outro lado, o efeito mediação, via educação dos filhos, é superior, chegando a aproximadamente 41% no último estrato de renda. Uma possível causa desse resultado é que as mulheres, em média, têm mais anos de estudos que os homens, então quando se analisa o efeito indireto (que leva em conta a educação dos filhos) este provoca um aumento no coeficiente do impacto indireto da renda do pai na renda dos filhos.

Com relação ao efeito médio causal da renda do pai na variável mediação (educação dos filhos) sobre a renda dos filhos, verifica-se que este efeito aumenta a medida que o nível de renda do pai aumenta, sendo o maior impacto de aproximadamente 10% para filhos do sexo feminino no último estrato de renda. Além disso, o maior efeito causal médio é para filhos do sexo feminino. Este resultado segue os encontrados no efeito mediação, isso aponta que, filhos do sexo feminino têm uma maior resposta a aumentos de renda do pai.

O impacto na renda dos filhos quando o tratamento é a renda das mães é similar ao encontrado quando o tratamento se dá pela renda dos pais. Entretanto, existem algumas diferenças por gênero. Os coeficientes do efeito direto da renda da mãe são marginalmente menores quando comparados aos coeficientes obtidos quando o tratamento é dado pela renda do pai, para todos os estratos de renda e em ambos os sexos, excetuando-se o último nível de renda, onde esse efeito é maior (28%).

O efeito mediação desse tratamento para mães com renda entre R$900,00 e R$1500,00 é de 12% quando se analisa o total de filhos. Entretanto, quando se distingue por gênero esse efeito é maior para os filhos (14,39%). Porém, ao se elevar as rendas das mães para os níveis superiores, o efeito se reverte mais fortemente para as filhas, em torno de 29%. Isso denota que quanto maior for o nível de renda das mães, maior será o impacto desta renda, via educação das filhas, sobre a renda das filhas.

Os resultados aqui apresentados são corroborados com os demais estudos presentes na literatura brasileira, como os de Dunn (2007) e Pero Szerman (2008), por exemplo, no tocante à existência de transmissão de *status* entre as gerações no Brasil. Desse modo, corrobora-se a premissa de que o Brasil apresenta um baixo nível de mobilidade intergeracional de renda, uma vez que filhos de pais mais ricos tendem a ser mais ricos.

No entanto, a metodologia aqui empregada, não é utilizada em outros trabalhos sobre mobilidade no Brasil, permitindo verificar que uma considerável parcela dessa transmissão de renda se dá via educação dos filhos (efeito mediação), principalmente, nos casos onde os pais apresentam maiores níveis de renda. Portanto, os percentuais de transmissão, estimados em trabalhos anteriores, podem estar superestimados, uma vez que tais estudos não levaram em consideração que, parte desta transmissão de renda, dos pais para os filhos, é explicada pela obtenção de maiores níveis de escolaridade por parte dos filhos.

Para dar robustez à significância dos coeficientes, principalmente referente às questões relacionadas à ignorabilidade sequencial, foi estimado o efeito direto e indireto das rendas do pai e da mãe (tratamento) sobre uma variável pré-determinada, sexo dos filhos. Como pode ser verificado em apêndice, tabela 3, esses efeitos são maiores no modelo proposto neste estudo do que na estimação via placebo, já que todos os efeitos, diretos e indiretos, foram superiores em termos de magnitude, seja o tratamento via renda do pai ou a renda da mãe. Isso denota, portanto, que a estimação possui robustez nas estimativas obtidas.

**Tabela 2. Efeito Mediação: Renda do pai e da mãe como Tratamento**

|  |
| --- |
| Família Tradicional |
| Efeitos | Tratamento: Renda do Pai | Tratamento: Renda da Mãe |
| Nível 1 | Nível 2 | Nível 3 | Nível 1 | Nível 2 | Nível 3 |
| **Ambos os sexos**  |
| Efeito Total | 0,3383[0,336; 0,339] | 0,2392[0,237; 0,240] | 0,3184[0,316; 0,320] | 0,2042 [ 0,202; 0,205] | 0,2054[0,203;0,207] | 0,4552[0,452; 0,458] |
| Efeito Direto | 0,3048[0,303; 0,306] | 0,1980[0,196; 0,199] | 0,2529[0,250; 0,254] | 0,1781[0,176; 0,179] | 0,1601[0,158; 0,161] | 0,3674[0,364; 0,370] |
| Efeito mediação  | 0,0989[0,098; 0,099] | 0,1722[0,171; 0,173] | 0,2059[0,204; 0,207] | 0,1278[0,126; 0,128] | 0,2207[0,218; 0,222] | 0,1928[0,191; 0,194] |
| EMVTR | 0,0335[0,032; 0,033] | 0,0412[0,040; 0,041] | 0,0655[0,064; 0,066] | 0,0261[0,025; 0,026] | 0,0453[0,044; 0,045] | 0,0878[0,086; 0,088] |
| **Masculino** |
| Efeito Total | 0,3576[0,355; 0,359] | 0,2549[0,253; 0,256] | 0,3741[0,371; 0,376] | 0,2281[0,226; 0,229] | 0,1878[0,185; 0,189] | 0,4959[0,491; 0,499] |
| Efeito Direto | 0,3222[0,320; 0,324] | 0,2108[0,209; 0,212] | 0,3044[0,301; 0,307] | 0,1953[0,193; 0,196] | 0,1430[0,140; 0,145] | 0,3922[0,388; 0,395] |
| Efeito mediação | 0,0989[0,098; 0,099] | 0,1732[0,172; 0,174] | 0,1864[0,184; 0,187] | 0,1439[0,142; 0,144] | 0,2383[0,235; 0,241] | 0,2091[0,207; 0,210] |
| EMVTR | 0,0354[0,034; 0,035] | 0,0442[0,043; 0,044] | 0,0697[0,068; 0,070] | 0,0328[0,032; 0,033] | 0,0447[0,043; 0,045] | 0,1037[0,102; 0,105] |
| **Feminino** |
| Efeito Total | 0,3129[0,310; 0,315] | 0,2180[0,216; 0,219] | 0,2523[0,249; 0,255] | 0,1800[0,177; 0,182] | 0,2325[0,229; 0,234] | 0,3953[0,390; 0,399] |
| Efeito Direto | 0,2803[0,277; 0,282] | 0,1692[0,167; 0,171] | 0,1499[0,147; 0,152] | 0,1687[0,166; 0,170] | 0,1637[0,161; 0,166] | 0,2780[0,273; 0,282] |
| Efeito mediação | 0,1042[0,103; 0,105] | 0,2240[0,221; 0,225] | 0,4059[0,400; 0,410] | 0,0628[0,062; 0,063] | 0,2960[0,292; 0,299] | 0,2968[0,293; 0,300] |
| EMVTR | 0,0326[ 0,031; 0,033] | 0,0488[0,047; 0,049] | 0,1024[0,100; 0,103] | 0,0113[0,010; 0,012] | 0,0688[0,067; 0,069] | 0,1173[0,115; 0,119] |

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD/2014.

Nota: (1) Cada célula mostra uma estimativa pontual e seus correspondentes intervalos de confiança a 95%. (2) O efeito direto é o efeito da Renda dos pais sobre a Renda dos filhos. (3) o efeito mediação é o percentual do efeito total (Renda dos pais) via educação dos filhos sobre a renda dos filhos. (4) EMVTR é o efeito médio da variável de tratamento (Renda dos pais) sobre o resultado (Renda dos filhos). (5) O efeito total é a soma do efeito direto mais o EMVTR.

**Considerações Finais**

Este artigo analisa o efeito do *background* familiar sobre os rendimentos através da metodologia de mediação, com aplicação dos dados da PNAD (2014). A análise de mediação permite particionar o impacto devido à renda dos pais sobre a renda dos filhos, através de uma variável mediadora, que neste caso considerou-se a educação dos filhos. Ao contrário de outras abordagens aplicadas em estudos brasileiros, que desconsideram o efeito mediação, essa metodologia permite que sejam distinguidos e mensurados quatro efeitos no processo de transmissão intergeracional: direto, indireto (mediação), total e médio causal.

Nas duas análises realizadas, renda do pai e da mãe, verifica-se que há uma relação positiva entre a renda dos filhos e cada uma destas duas variáveis de tratamento. Além disso, verifica-se que o impacto da renda dos pais, sobre a renda dos filhos, é maior nos maiores estratos de renda dos pais. Diante disso, conclui-se que o Brasil apresenta uma forte transmissão de renda dos pais sobre a renda dos filhos.

No entanto, e esta é a principal contribuição deste estudo, parte dessa transmissão ocorre via educação dos filhos, ou seja, uma parcela considerável do aumento da renda destes filhos ocorre em virtude da obtenção de maiores níveis de escolaridade por parte destes. Dessa forma, assim como já foi verificado em outros trabalhos desenvolvidos em âmbito nacional, filhos de pais mais ricos tendem a obter maiores salários, no entanto, uma parcela considerável destes ganhos ocorre por meio da educação dos filhos, onde este fato ainda não havia sido abordado na literatura brasileira, uma vez que os trabalhos existentes fizeram uso de metodologias que não permitiam a obtenção de tal resultado.

Portanto, este estudo corrobora com a literatura que analisa a transmissão de *status* no Brasil, visto que apresenta uma nova metodologia que permite captar tal efeito de maneira mais precisa, uma vez que, se fosse analisado somente o efeito direto, como feito em análises tradicionais, se teria superestimado o impacto da renda dos pais sobre a renda dos filhos.

Além do mais, metodologia aqui utilizada, pode contribuir ainda mais com a literatura em questão, uma vez que ela seria de utilidade para captar a transmissão intergeracional de outras variáveis socioeconômicas, como, por exemplo, a educação dos pais. Para Medolia e Siminsk (2016), a educação tem sua própria transmissão intergeracional, onde tal fato já foi verificado por outros trabalhos empíricos, os quais já demonstraram o papel da educação na mobilidade intergeracional, tais como: Dustmann, 2004, Meghir e Palme, 2005; Holmlund, 2008; Pekkarinen et al., 2009; Corak, 2006; 2013; Blanden 2013 e Chetty et al, 2014. Portanto, como sugestões para futuros trabalhos, testou-se essa hipótese utilizando a mesma metodologia para identificar os quatro efeitos direto, indireto (mediação), total e médio causal quando se utiliza o nível de educação dos pais como tratamento, os quais se encontram na tabela 4, em apêndice.

## REFERÊNCIAS

ABADIE, A; GARDEAZABAL, J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. **American Economic Review**, 93 (1), 112–132. 493,494,496,497,501, 2003.

ABADIE, A; DIAMOND, A; HAINMUELLER, J. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program. **American Statistical Association Journal of the American Statistical Association** (JASA), Vol. 105, No. 490, Applications and Case Studies, 2010.

AEBI, R.; NEUSSER, K.; STEINER, P. **Improving models of income dynamics using cross-section information.** University of Berne: Working paper, 2001.

ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples. **Journal of the American Statistical Association**, v.87, p.328-336, June 1992.

ANTIGO, M. F. **Mobilidade de Rendimentos no Brasil: Uma Análise a Partir de Dados *Cross-Section* e Longitudinais.** Disponível em:

https://www.cedeplar.ufmg.br/v1/index.php?view=article&catid=196%3Ateses-2010&id=755%3Amobilidade-de-rendimentos-no-brasil-uma-analise-a-partir-dos-dados-cross-section-e-longitudinais&format=pdf&option=com\_content&Itemid=100572. Acesso em: 30 ago. 2015.

ARELLANO, M.; MEGHIR, C. Female labor supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data set. **Review of Economic Studies,** v. 59, p. 537-559, July 1992.

AYDEMIR, A.; CHEN, Wen-Hao; CORAK, M. Intergenerational Earnings Mobility Among the Children of Canadian Immigrants. Ottawa: Statistics Canada; **Analytical Studies Branch.** 2005. (Analytical Studies Branch Research Paper Series, 2005267).

BARROS, R. P. et al. **A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil.** Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td\_1258.pdf. Acesso em: 22 ago. 2015.

BARROS, R. P. 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. **A Treatise on the Family.** Cambridge: Harvard University Press, 1981.

BECKER, G. S.; TOMES, N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergeneration Mobility. **Journal of Political Economy,** v. 87, p. 1153-1189, 1979.

BECKER, G. S.; TOMES, N. Human capital and the rise and fall of families, **Journal of Labor Economics**, Chicago, v.4, p.1–39, Jul. 1986.

BEHRMAN, J. R.; GAVIERIA, A. U.; SZEKELY, M. S. **Intergenerational Mobility in Latin America.** Washington: Inter-American Development Bank; Research Department (Working Papers Series, 452), 2001.

BENABOU, R.; OK, E. A. Mobility as progressivity: ranking income processes according to equality of opportunity. **National Bureau of Economic Research**, (Working Paper, 8.431), 2001.

BIGARD, A.; GUILLOTIN, Y.; LUCIFORA, C. Earnings mobility: an international comparison of Italy and France. **Review of Income and Wealth**, v. 44, n. 4, p. 535-554, 1998.

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. **American Economic Review**, v.87, n.5, p.1009-18, 1997.

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational Mobility of Socio-Economic Status in Comparative Perspective. **Nordic Journal of Political Economy**, v. 26, p. 3–32. 2000.

BLAU, P. M.; DUNCAN, O. D. The American Occupational Structure. New York: John Wiley and Sons, 1967.

CELHAY, P.; SANHUEZA, C.; ZUBIZARRETA, J. R. **Intergeneration Mobility of Income:** The Case of Chile. Disponível em: http://fen.uahurtado.cl/wp-content/uploads/2010/07/inv237.pdf. Acesso em: 5 ago. 2015.

CORAK, M. **Do Poor Children Become Poor Adults?** Lessons for Public Policy from a Cross-Country Comparison of Generational Earnings Mobility. Disponível em: <http://www.iza.org/en/papers/Corak280904.pdf>. Acesso em: 10 jun. 2015.

DEARDEN, L.; MACHIN, M.; REED, H. Intergenerational Mobility in Britain. **The Economic Journal**, v.107, n.440, p.47-66, 1997.

DUCLOS, Jean-Yves; ESTEBAN, J.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, v. 72, 2004.

DUNN, C. The intergenerational transmission of earnings: evidence from Brazil. The B.E. **Journal of Economic Analysis & Policy,** v.7, Ed. 2. 2007.

ERIKSON, R.; GOLDTHORPE, J.H. Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective. **Journal of Economic Perspective**, Pittsburgh, v. 16, n. 3, p. 31-44, Aug. 2002.

ERMISCH J.; NICOLETTI, C. **Intergenerational Earnings Mobility:** Changes Across Cohorts in Britain, Colchester: University of Essex (ISER Working Paper, 2005-19), 2005.

ERMISCH, J.; FRANCESCONI, J. Intergenerational mobility in Britain: new evidence from the British household panel study. In: CORAK, M. (Ed.) **Generational income mobility in North America and Europe.** New York: Cambridge University Press, 2004.

FERREIRA, E. A.; VELOSO. F. A. Intergeneration Mobility of Wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, p. 181-211, 2006.

FIELDS, G.; OK, E. The meaning and measurement of income mobility. **Journal of Economic Theory**, San Diego, v. 71, n.2, p. 349-377, Nov. 1996.

FIGUEIREDO, E. A. Mobilidade Intrageracional de Renda no Brasil. **Nova Economia,** Belo Horizonte, v. 20 (3), p. 427-455, 2010.

FIGUEIREDO, E. A; NETTO JUNIOR, J. L. S.; PORTO JUNIOR, S. S. Distribuição, Mobilidade e Polarização deRenda no Brasil: 1987 A 2003. **Revista Brasileira de Economia,** Rio de Janeiro, v. 61 (1), p. 7-32, 2007.

FISHER, R. A. **The Design of Experiments**. Oliver and Boyd, London, 1st ed, (1935).

FORTIN, N. M.; LEFEBVRE, S. **Intergeneration Income Mobility in Canada.** Disponível em: <http://faculty.arts.ubc.ca/nfortin/chapt4a.pdf>. Acesso em: 9 ago. 2015.

GRAWE, N. Intergenerational Mobility for Whom? The Experience of High- and Low-Earnings Sons in International Perspective. In: Miles Corak, ed. **Generational Income Mobility in North America and Europe.** Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

GRAWE, N. **Intergenerational Mobility in the US and Abroad:** Quantile and Mean Regression Measures. PhD Dissertation, (University of Chicago), 2001.

HAHN, J., TODD, P., VAN DER KLAUUW, W. [**Evaluating the Effect of na Antidiscrimination Law Using a Regression-Discontinuity Design**](http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7131.html). [NBER Working Papers](http://ideas.repec.org/s/nbr/nberwo.html) 7131, 1999

HIRVONEN, L. **Accounting for Intergeneration Earnings Persistence:** Can We Distinguish Between Education, Skills, and Health?. Disponível em: https://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:302676/FULLTEXT01.pdf. Acesso em: 5 ago. 2015.

HOLLAND, P.W. Statistics and Causal Inference. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 81, p. 945-960, 1986.

IMBENS, G.W. Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity: A Review. Review of Economics and Statistics. **Cambridge**, v. 86, p. 4-29, 2004.

IMBENS, G. W; J. D. A. Identification and estimation of local average treatment effects. **Econometrica** 62(2), 467—475, (1994, March).

INOUE, A.; SOLON, G. Two-Sample Instrumental Variables Estimators. **The Review of Economic and Statistic**, v. 92, n. 3, p. 557 – 561, aug. 2010.

JENCKS, C. What is the true rate of social mobility? In: BREIGER, R.L. (Eds.) **Social mobility and social structure.** Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

JENKS, C. ET AL. **Who Gets Ahead?** The Determinants of Economic Success in America. New York: Basic Books, Inc., 1979.

LAM, D.; SCHOENI, R. Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v.101, n.4, p.710-739, aug., 1993.

LEE, C; SOLOW, G. **Trends in Intergeneration Income Mobility.** Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w12007.pdf>. Acesso em: 8 ago. 2015.

MANSKI, C. F. Nonparametric Bounds on Treatment Effects. **American Economic Review Papers and Proceedings** 80 (1990), 319-323.

MANSKI, C. F. **Identification for prediction and decision**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2007.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_**Partial Identification of Probability Distributions**. New York: Springer-Verlag (2003).

MEDOLIA, S; SIMINSKI, P. **New Estimates of Intergenerational Mobility in Australia**. v.92, n.298, p.361–373, set 2016.

MOCETTI, S. **Intergeneration Income Mobility in Italy**. Disponível em: http://www.siepweb.it/siep/oldDoc/wp/200703.pdf. Acesso em: 9 ago. 2015.

NETTO JUNIOR, J. L. da S.; RAMALHO, Hilton Martins de Brito; ARAGON, E. K. B. Transmissão Intergeracional de Educação e Mobilidade de Renda no Brasil. In: XXXVIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2010, Salvador, BA. **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia** - ANPEC, 2010.

NEYMAN, J. Statistical Problems in Agricultural Experiments. **Journal of the Royal Statistical Society** Series B (suppl.) (2):107–80, 1923.

PASTORE, J. & VALLE SILVA, N. **Mobilidade social no Brasil**. São Paulo: Makron, 2000.

PERO, V.; SZERMAN, D. Mobilidade Intergeracional de Renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico,** Rio de Janeiro, v. 38, p. 20-40, 2008.

PETERS, H. E. Patterns of Intergenaration Mobility in Income and Earnings. **The Review of Economic and Statistics,** v. 74, p. 456-466, 1992.

PRAIS, S. Measuring social mobility. **Journal of Royal Statistical Society**, serie A, p. 56-66, 1955.

ROSENBAUNM, P. R; RUBIN, D. B. (1983, a). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika** 70(1), 41—55.

SOLON, G. Intergenerational Mobility in the Labor Market. In Orley Ashenfelter and David Card (eds.), **Handbook of Labor Economics,** v. 3A, p. 1761-1800, Amsterdam: North-Holland, 1999.

**Apêndice**

**Tabela 3. Teste de Placebo: Sexo como variável de interesse**

|  |
| --- |
| Família Tradicional |
| Efeitos | Tratamento: Renda do Pai | Tratamento: Renda da Mãe |
| Nível 1 | Nível 2 | Nível 3 | Nível 1 | Nível 2 | Nível 3 |
| **Ambos os sexos**  |
| Efeito Total | -0,0857[-0,0870; -0844] | -0,0431[-0,0442; -0,0421] | -0,0617 [-0,0634; -0,0600] | -0,0701 [-0,0713; -0,0690] | -0,0402[-0,0416; -0,0388] | -0,0332[-0,0356; -0,0308] |
| Efeito Direto | -0,0533 [-0,0545; 0,0522] | -0,0053[-0,0063; -0,0043] | -0,0076[-0,0092; -0,0061] | -0,0476 [-0,0487; -0,0465] | -0,0033[-0,0046; -0,0020] | 0,0392 [0,0369; 0,0414] |
| Efeito mediação  | 0,3777[0,098; 0,099] | 0,8774[0,8564; 0,8996] | 0,8762 [0,8527; 0,9012] | 0,3203 [0,3151; 0,3257] | 0,9157 [0,8856; 0,9488] | 2,1798[2,0328; 2,3519] |
| EMVTR | -0,0323 [-0,0328; -0,0319] | -0,0378[-0,382; -0,0375] | -0,0541[-0,0546; -0,0535] | -0,0224 [-0,0228; -0,0221] | -0,0368[-0,0372; -0,0364] | -0,0725[-0,0733; -0,0717] |
|  |  |  |  |  |  |  |

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD/2014.

Nota: (1) Cada célula mostra uma estimativa pontual e seus correspondentes intervalos de confiança a 95%. (2) O efeito direto é o efeito da Renda dos pais sobre a Renda dos filhos. (3) o efeito mediação é o percentual do efeito total (Renda dos pais) via educação dos filhos sobre o sexo. (4) EMVTR é o efeito médio da variável de tratamento (Renda dos pais) sobre o resultado (Renda dos filhos). (5) O efeito total é a soma do efeito direto mais o EMVTR.

**Tabela 4. Efeito Mediação: Educação do pai e da mãe como Tratamento**

|  |
| --- |
| Família Tradicional |
| Efeitos | Tratamento: Educação do Pai | Tratamento: Educação da Mãe |
| Nível 1 | Nível 2 | Nível 3 | Nível 1 | Nível 2 | Nível 3 |
| **Ambos os sexos**  |
| Efeito Total | 0,1360[0,134; 0,137] | 0,1608[0,159; 0,162] | 0,1839[0,181; 0,186] | 0,0928[0,091; 0,094] | 0,1215[0,120; 0,122] | 0,1789[0,177; 0,180] |
| Efeito Direto | 0,0863[0,084; 0,087] | 0,0697[0,068; 0,070] | 0,0822[0,080; 0,084] | 0, 0421[0,040; 0,043] | 0,0153[0,014; 0,016] | 0,0551[0,053; 0,056] |
| Efeito mediação  | 0,3652[0,360; 0,369] | 0,5668[0,562; 0,571] | 0,5531[0,546; 0,559] | 0,5471[0,537; 0,557] | 0,8740[0,865; 0,882] | 0,6923[0,685; 0,699] |
| EMVTR | 0,0496[0,049; 0,050] | 0,0911[0,090; 0,091] | 0,1017[0,100; 0,102] | 0,0508[0,050; 0,051] | 0,1062[0,105; 0,106] | 0,1239[0,123; 0,124] |
| **Masculino** |
| Efeito Total | 0,1156[0,113; 0,117] | 0,1612[0,159; 0,162] | 0,1719[0,168; 0,174] | 0,1137[0,111; 0,115] | 0,1259[0,124; 0,127] | 0,1706[0,168; 0,172] |
| Efeito Direto | 0,0615[0,059; 0,063] | 0,0535[0,051; 0,055] | 0,0636[0,060; 0,066] | 0,0559[0,053; 0,057] | 0,0056[0,004; 0,007] | 0,0353[0,033; 0,0375] |
| Efeito mediação | 0,4684[0,460; 0,476] | 0,6682[0,661; 0,675] | 0,6304[0,620; 0,641] | 0,5084[0,499; 0 ,517] | 0,9557[0,943; 0,967] | 0,7935[0,782; 0,804] |
| EMVTR | 0,0541[0,053; 0,054] | 0,1077[0,106; 0,108] | 0,1083[0,107; 0,109] | 0,0578[0,056; 0,058] | 0,1203[0,119; 0,121] | 0,1354[0,134; 0,136] |
| **Feminino** |
| Efeito Total | 0,1674[0,164; 0,169] | 0,1634[0,161; 0,165] | 0,1947[0,191; 0,198] | 0,0655[0,062; 0,068] | 0,1158[0,113; 0,117] | 0,1920[0,189; 0,194] |
| Efeito Direto | 0,0995[0,097; 0,101] | 0,0801[0,078; 0,082] | 0,0582[0,055; 0,061] | 0,0124[0,009; 0,014] | 0,0062[0,004; 0,008] | 0,0376[0,035; 0,040] |
| Efeito mediação | 0,4057[0,399; 0,412] | 0,5100[0,503; 0,516] | 0,7012[0,689; 0,713] | 0,8116[0,778; 0,848] | 0,9468[0,930; 0,963] | 0,8042[0,792; 0,816] |
| EMVTR | 0,0679[0,066; 0,069] | 0,0833[0,082; 0,084] | 0,1365[0,134; 0,138] | 0,0532[0,051; 0,054] | 0,1096[0,108; 0,110] | 0,1544[0,153; 0,155] |

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD/2014.

Nota: (1) Cada célula mostra uma estimativa pontual e seus correspondentes intervalos de confiança a 95%. (2) O efeito direto é o efeito da Educação dos pais sobre a Renda dos filhos. (3) o efeito mediação é o percentual do efeito total (Educação dos pais) via Educação dos filhos sobre a Renda dos filhos. (4) EMVTR é o efeito médio da variável de tratamento (Educação dos pais) sobre o resultado (Renda dos filhos). (5) O efeito total é a soma do efeito direto mais o EMVTR.

1. Para maiores detalhes ver Jencks (1990). [↑](#footnote-ref-1)
2. Este índice foi desenvolvido por Goldthorpe e Hope (1974). Para maiores detalhes sobre essa metodologia, ver Ermisch e Francesconi (2002). [↑](#footnote-ref-2)
3. Embora este requerimento não possa ser testado, ele é indicado para selecionar pais na primeira amostra com características observáveis similares às dos pais dos filhos observados na segunda amostra. [↑](#footnote-ref-3)
4. Para um melhor entendimento das diferenças entre os estimadores de TSIV e TS2SLS, ver Inuoe e Solon (2006). [↑](#footnote-ref-4)
5. O SHIW é um modelo representativo da população italiana conduzindo pelo Banco da Itália e que contém informações de renda e características demográficas e socioeconômicas dos indivíduos. [↑](#footnote-ref-5)
6. Ferreira e Veloso (2006) indicam que a PNAD é um conjunto de dados adequado para o estudo de mobilidade intergeracional por duas razões. Primeiramente, ela permite um estudo da persistência de *status* econômico entre gerações de um grande país em desenvolvimento que apresenta um persistente e elevado grau de desigualdade de renda nas últimas décadas. E também pelo elevado número de observações, permitindo assim, estimativas de não-linearidade no padrão de mobilidade intergeracional. [↑](#footnote-ref-6)
7. Como o modelo *logit* ordenado requer uma variável dependente discreta e ordenada, os autores realizaram um ranqueamento a partir da distribuição de renda condicionada às diferenças de remuneração por ocupação/profissão, ou seja, utilizaram-se as médias de remuneração do trabalho principal de cada categoria profissional e fez-se uma ordenação da distribuição de renda por cinco intervalos de percentis: Estrato I - renda menor ou igual ao percentil 20% (R$ 331,08); Estrato II - remuneração entre os percentis 20% e 40% (R$ 485,34) da distribuição; Estrato III – renda entre os percentis 40% e 60% (R$ 681,88); Estrato IV – remuneração entre os percentis 60% e 80% (R$ 1.187,13) e Estrato V – renda superior ao percentil 80% da distribuição. [↑](#footnote-ref-7)
8. Também foram criados estratos ordenados de educação para filhos, chefes e cônjuges dos domicílios: Estrato I - indivíduos com menos de 1 ano de estudo completo; Estrato II – pessoas com histórico de 1 a 4 anos de estudo; Estrato III – de 5 a 8 anos; Estrato IV – de 9 a 11 anos e Estrato V – pessoas com mais de 11 anos de escolaridade. [↑](#footnote-ref-8)
9. Foram excluídos os indivíduos que não declararam os rendimentos e que tiveram rendimentos iguais a zero. [↑](#footnote-ref-9)
10. O corte para os três níveis de tratamento foi dado de acordo com a distribuição da renda dos pais em cada um terço da amostra. [↑](#footnote-ref-10)
11. Lechner (1999, 2002) refere-se como “suposição de independência condicional”. Barnow, et al. (1980) chamam de "seleção em observáveis". [↑](#footnote-ref-11)
12. A independência condicional assume que os resultados potenciais são independentes do tratamento, dado as covariadas. [↑](#footnote-ref-12)
13. Onde é necessário realizar a escolha de indivíduos tratados e não tratados, mas que apresentem semelhanças em relação a suas covariadas, de modo a serem o mais homogêneo possível. [↑](#footnote-ref-13)
14. O método de controle sintético é desenvolvido na construção de um grupo de comparação muito próximo ao grupo tratado, pré-intervenção – dando origem ao grupo sintético – de modo que, se esse grupo mantiver as mesmas características do grupo tratado até o período em que o evento aconteça, os resultados potenciais obtidos entre os grupos pós intervenção podem retratar o efeito esperado [↑](#footnote-ref-14)