

EFEITOS DO *BACKGROUND* FAMILIAR SOBRE OS RENDIMENTOS VIA MEDIAÇÃO DA EDUCAÇÃO

Daniel Barbosa Guimarães¹
Ronaldo Albuquerque Arraes²
Edward Martins Costa³

O objetivo do artigo centra-se na mensuração do efeito indireto da transmissão da renda dos pais sobre a renda dos filhos, levando-se em consideração o nível de escolaridade destes (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 de renda dos pais, sendo os maiores efeitos para as filhas. Tais resultados corroboram a premissa de que o Brasil apresenta um baixo nível de mobilidade intergeracional de renda. Dessa forma, o *background* familiar afeta diretamente a educação dos filhos, proporcionando-lhes níveis mais elevados de renda.

Palavras-chave: renda dos filhos; *background* familiar; mediação contrafactual; mobilidade intergeracional.

EFFECTS OF THE FAMILY BACKGROUND ON OFFSPRING'S INCOME THROUGH THE EDUCATIONAL MEDIATION

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. 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.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art4>

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 se mantenha essa taxa de desaceleração da desigualdade no futuro, seriam necessários mais de vinte anos para o país atingir níveis similares aos da média dos países com maior grau de desenvolvimento. De acordo com o *Relatório Territorial*

1. Professor no Departamento de Administração e no Programa de Pós-Graduação em Administração e Controladoria (PPAC) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

2. Professor no Departamento de Economia Aplicada e no Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da UFC.

3. Professor no Departamento de Economia Agrícola e no Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da UFC.

Brasil 2013, publicado pela Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (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 filhos de pais com maiores/menores níveis tendem a possuir níveis equivalentes de renda, então, a desigualdade seria transmitida pelas 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, dois terços da desigualdade observada no Brasil, sendo, portanto, pior, sob a perspectiva da justiça social, 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 a 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 variável que mais impacta a desigualdade de renda. Além disso, o nível educacional tem impacto sobre a transmissão intergeracional de salários, bem como possui sua própria transmissão intergeracional, principalmente em razão da 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, por meio dos quais o contexto familiar afeta a renda, sendo a educação um dos principais determinantes do salário.

Percebe-se, portanto, que houve um avanço na literatura empírica no tocante a entender o papel da educação no processo de mobilidade intergeracional, principalmente a partir dos artigos de Dustmann (2004), Meghir e Palme (2005),

Holmlund, Lindahl e Plug (2008), Pekkarinen, Uusitalo e Kerr (2009), Corak (2006; 2013), Blanden (2013) e Chetty *et al.* (2014). Poucos autores, entretanto, tais como Bowles e Gintis (2002) e Blanden, Gregg e Macmillan (2007), visaram quantificar o papel da educação como um caminho por meio do qual o contexto familiar afeta os resultados econômicos da próxima geração.

Apesar de os estudos sobre mobilidade de salários ter avançado em uma considerável quantidade de distintos países, apenas alguns estudaram países em desenvolvimento (Dunn, 2007). Pero e Szerman (2008) afirmam que o número de estudos que abordam o tema no Brasil é reduzido. Ademais, os autores reiteram 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 e Schoeni, 1993) e a mobilidade intergeracional de educação (Ferreira e Veloso, 2003; Barros *et al.*, 2001) e de ocupação (Pastore e Valle Silva, 2000).

Portanto, entre os poucos 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), não houve uma preocupação em compreender o efeito “mediação” exercido pela educação nesse processo, uma vez que focam apenas o impacto da renda dos pais sobre a dos filhos.

Diante do exposto, propõe-se como principal objetivo mensurar os impactos na transmissão intergeracional da renda dos pais sobre a dos filhos, com uma abordagem metodológica que minimiza o viés desses impactos. Para tanto, utiliza-se o efeito mediação, que captará a magnitude do impacto por meio de uma análise contrafactual. Convém mencionar que, diferentemente dos demais trabalhos realizados para o Brasil, este estudo contribui para 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, um efeito direto e um indireto (também chamado de efeito mediação), por meio da análise 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 os diferenciais de rendimento entre os 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 as hipóteses e os objetivos propostos.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A literatura teórica que trata da mobilidade intergeracional tem se desenvolvido 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,⁴ 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 por meio do movimento entre classes sociais. Nessa abordagem, a mobilidade intergeracional é analisada pelas classificações *cross-section* de ocupações de pais e filhos.

A segunda abordagem, desenvolvida por Jencks *et al.* (1979), Becker (1981) e Becker e Tomes (1986), é intimamente relacionada à literatura de capital humano e foca os 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 um modelo teórico de transmissão intergeracional de *status* familiar. Nesse modelo, 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 de então, estudos sobre mobilidade baseados em premissas teóricas têm merecido espaço na agenda de pesquisadores desde o início dos anos 1990, em decorrência da disponibilidade de dados em painéis internacionais. Entre os autores que abordaram essa questão, cabe mencionar: Peters (1992); Fields e Ok (1996); Fortin e Lefebvre (1998); Solon (1999); Björklund e Jäntti (2000); Behrman, Gaviria e Székely (2001); Erikson e Goldthorpe (2002); Corak (2006); Ermisch e Nicoletti (2005); e Aydemir, Chen e Corak (2009).

Diante disso, diversos procedimentos metodológicos passaram a ser empregados com vistas a obter o impacto da renda dos pais sobre a de seus filhos. Em um desses estudos, Ermisch e Francesconi (2002) estimaram a elasticidade intergeracional por meio de um escore de prestígio ocupacional (*hope-goldthorpe score*)⁵ 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.

4. Mais informações em Jencks (1990).

5. Este índice foi desenvolvido por Goldthorpe e Hope (1974). Para mais detalhes sobre essa metodologia, ver Ermisch e Francesconi (2002).

O único requerimento⁶ para a consistência é que a relação entre o salário e a 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), entre outros, aplicaram uma estrutura similar em estudos sobre mobilidade intergeracional, denominada *two-sample two-stage least squares* (TS2SLS). De acordo com Inoue e Solon (2010), esse método é uma técnica computacionalmente mais conveniente e produz estimadores assintoticamente mais eficientes que os de TSIV.⁷

Além das metodologias econométricas supracitadas, trabalhos como os de Ferreira e Veloso (2006), Figueiredo, Netto Junior e Porto Junior (2007), Figueiredo (2010) e Antigo (2010) 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, entre outros).

A despeito da metodologia empregada, 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. Peters (1992), por exemplo, utilizando dados de National Longitudinal Surveys of Labor Market Experience (NLS), verifica que existe uma diferença no padrão de mobilidade entre filhos e filhas e entre renda e salário. A autora ainda observa que a característica de *background* familiar mais importante no processo de transmissão de renda entre gerações é a renda.

Fortin e Lefebvre (1998), utilizando dados do censo decenal canadense para o período de 1951 a 1991 e informações da General Social Survey (GSS) de 1986 e 1994, verificam que existe um maior grau de transmissão de *status* entre pais e filhas que entre pais e filhos. Hirvonen (2010), por sua vez, utilizando dados do Swedish Military Enlistment, constata que o salário da filha é menos dependente do salário do pai, ao passo que a educação tem impacto mais pronunciado para as filhas.

Além disso, os estudos apontam que a mobilidade pode ser maior entre as famílias pertencentes às classes inferiores e intermediárias da distribuição de renda, em que os salários são o componente mais importante do nível de renda e os gastos com capital humano são maiores quando comparados com os de famílias mais ricas. Celhay, Sanhueza e Zubizarreta (2009) analisam a mobilidade de renda intergeracional no Chile no período 1996-2006. Os autores verificam que essa mobilidade é maior nos decis intermediários de renda. Mocetti (2007) encontra

6. Embora tal 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.

7. Para um melhor entendimento das diferenças entre os estimadores de TSIV e TS2SLS, ver Inoue e Solon (2010).

evidências de uma forte persistência, uma menor mobilidade, entre os quantis superiores de renda dos filhos. Hirvonen (2010), por seu turno, constata que o nível educacional e as habilidades cognitivas e não cognitivas apresentam impactos mais acentuados nos quantis superiores de distribuição de renda dos pais.

No tocante aos trabalhos sobre mobilidade de renda realizados para o Brasil, verifica-se que a grande maioria utiliza dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).⁸ A conclusão desses trabalhos é que, de uma maneira geral, há uma significativa transmissão de *status* entre as gerações, o que contribui para a persistência das desigualdades.

Ferreira e Veloso (2006), utilizando dados da PNAD e o método TSIV, verificam que o grau de mobilidade intergeracional de salários no Brasil é menor que o observado 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 constatarem evidências de não linearidade no padrão de mobilidade, visto que o grau de persistência cai, em média, com o salário do pai.

Corroborando Ferreira e Veloso (2006), Dunn (2007) utiliza as PNADs de 1982, 1988 e 1996 e verifica que, independentemente do método utilizado, o Brasil apresenta um dos maiores níveis de transmissão de ganhos, quando comparado com outros países. Os resultados apontam uma elasticidade de salário intertemporal na ordem de 0,688, e que a educação pode ser o caminho mais significativo pelo qual os ganhos são transmitidos entre as gerações.

Pero e Szerman (2008) constatarem que a estrutura de mobilidade do Brasil reduz o coeficiente de Gini em 20 pontos percentuais (p.p.), o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 67% da desigualdade observada. Os autores também apontam o Brasil como o país com menor mobilidade intergeracional de renda, quando comparado com países desenvolvidos.

Já Figueiredo (2010), a partir de dados da PNAD, realiza uma análise do grau de mobilidade intrageracional de renda no Brasil no período de 1995 a 2005. Os resultados mostram que o país apresenta uma baixa mobilidade de renda intrageracional, indicando que a sua estrutura social é relativamente rígida. No entanto, quanto maior o nível educacional, maior a mobilidade de renda.

8. Ferreira e Veloso (2006) indicam que a PNAD é um conjunto de dados adequado para o estudo de mobilidade intergeracional por duas razões. Primeiramente, a pesquisa possibilita 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. Além disso, pelo elevado número de observações, permite estimativas de não linearidade no padrão de mobilidade intergeracional.

Netto Junior, Ramalho e Aragon (2010) utilizam informações dos censos demográficos de 1991 e 2000 para estimar um modelo *logit* ordenado⁹ e um *probit*.¹⁰ 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 em comparação a lares monoparentais chefiados por homens.

Apesar da baixa mobilidade verificada no Brasil, Antigo (2010) aponta 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.

Diante do exposto, 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 citados, o Brasil, comparado aos 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. Dessa forma, este trabalho fará uso do método contrafactual de mediação desenvolvido por Imai, Tingley e Keele (2010), a fim de verificar o quanto da transmissão de renda dos pais para os seus filhos se dá via educação dos filhos.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de dados

Para mensurar a transmissão intergeracional da renda dos pais sobre a renda dos filhos, os dados utilizados neste trabalho foram obtidos a partir da PNAD, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para 2014.¹¹ A amostra

9. 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); 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).

10. Também foram criados estratos ordenados de educação para filhos, chefes e cônjuges dos domicílios: estrato I (indivíduos com menos de um ano de estudo completo); estrato II (indivíduos com um a quatro anos de estudo); estrato III (indivíduos com cinco a oito anos de estudo); estrato IV (indivíduos com nove a onze anos de estudo); e estrato V (indivíduos com mais de onze anos de estudo).

11. Para este ano, a PNAD disponibilizou uma subamostra a partir do suplemento Mobilidade Sócio-Ocupacional, que indica a mobilidade sócio-ocupacional dos filhos em relação aos pais. Entretanto, neste estudo, os autores optaram por realizar filtros na base, a fim de obter uma amostra com filhos que ainda residem com os pais e, assim, determinar as variáveis de rendimentos dos pais.

foi composta por indivíduos brasileiros residentes em áreas urbanas, com idade entre 16 e 35 anos, que residem com os pais em domicílio biparental¹² e estavam empregados na semana de referência. Desse modo, foi possível obter as variáveis de rendimentos dos pais e, assim, compor os grupos de tratamento.

Conforme os autores citados na revisão de literatura, entre eles Blau e Duncan (1967), Jencks *et al.* (1979), Becker (1981), Becker e Tomes (1986) e Peters (1992), a mobilidade intergeracional de renda deve considerar em sua transmissão o *background* familiar. Assim, para atingir o objetivo deste trabalho, avaliar o impacto da renda dos pais, via educação dos filhos, na renda dos filhos, a amostra utilizada contempla somente os filhos com idade entre 16 e 35 anos que residiam com os pais. A PNAD não apresenta informações referentes aos pais quando não estão mais morando no mesmo domicílio dos seus filhos.

Foram excluídos da base de dados os indivíduos com as seguintes características: não declararam renda; tiveram rendimentos iguais a zero; militares; funcionários públicos; trabalhadores por conta própria; empregadores; trabalhadores não remunerados; e trabalhadores que produzem para consumo próprio. Com isso, verificou-se que 45,89% daqueles com idade entre 16 e 35 anos ainda residem com seus pais, fato que denota a representatividade da amostra aqui utilizada.

Ademais, foram calculadas as médias das rendas dos dois grupos. Entre os indivíduos de 16 a 35 anos que não moram com os pais, a renda média foi de R\$ 1.503,65; já para os que moram com os pais, foi de R\$ 1.165,08, acarretando uma diferença média de R\$ 338,57. Dessa forma, as pessoas que já são responsáveis por seus domicílios auferem, em média, maiores rendimentos quando comparadas às que ainda residem com os pais. No entanto, pode-se verificar que essa diferença é modesta.

Conforme mencionado anteriormente, a amostra utilizada neste estudo foi composta somente pelos filhos que possuem rendimentos de trabalho, com idade entre 16 e 35 anos e que ainda residem com seus pais. Diante de tal fato, convém ressaltar a questão do viés de seleção amostral, uma vez que a amostra não foi selecionada de forma aleatória. De acordo com Heckman (1979), o viés de seleção amostral pode surgir pela autoseleção de indivíduos ou unidades amostrais investigadas e pelas decisões de seleção da amostra pelos analistas.

Por conta do viés de seleção gerado pela forma de escolha da amostra, buscando corrigir uma possível distorção nas estimativas do modelo estimado – o qual gera uma sobrestimação/subestimação do efeito mediação da renda dos pais via educação dos filhos sobre a renda dos filhos –, este trabalho utilizará o procedimento de Heckman (1979) em dois estágios, com o intuito de corrigir tal problema. No primeiro estágio,

12. Família composta por pai, mãe e filho(a).

estimou-se uma equação de seleção por meio de um modelo *probit*, com o uso de uma amostra composta por pessoas com 16 a 35 anos que não residem com os pais e que ainda residem com os pais, a partir da qual se obteve a razão inversa de Mills. E, no segundo estágio, estimou-se a equação de salários com a inclusão da razão inversa de Mills nas covariadas do modelo de mediação para corrigir o viés de seleção amostral.

Ressalta-se, ainda, que os dados foram ponderados pelos pesos da PNAD, com a intenção de gerar estimativas próximas dos valores populacionais. As covariadas selecionadas se baseiam na teoria do capital humano para explicar os retornos salariais dos filhos. Desse modo, as variáveis utilizadas neste estudo estão apresentadas e definidas no quadro 1.

QUADRO 1
Variáveis utilizadas no modelo

Variáveis	Descrição
Tratamento	
<i>Rendamãe</i>	Renda da mãe
<i>Rendapai</i>	Renda do pai
Mediação	
<i>Educfilho</i>	Anos de estudo do filho
Resultado	
$\ln(w_i)$	Logaritmo natural do salário do filho (rendimento do trabalho principal) ¹
Covariadas	
<i>EducMãe</i>	Anos de estudo da mãe, quando o tratamento for renda da mãe
<i>Educpai</i>	Anos de estudo do pai, quando o tratamento for renda do pai
<i>Exper</i>	Idade em que o indivíduo começou a trabalhar
<i>Exper</i> ²	Experiência ao quadrado
<i>imr</i>	Razão inversa de Mills

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Foram excluídos os indivíduos que não declararam os rendimentos e que tiveram rendimentos iguais a zero.

Obs.: 1. As variáveis de tratamento, renda do pai e da mãe (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), foram definidas nos seguintes intervalos: $(0 - 900] \rightarrow T_1 = 0, (900 - 1.500] \rightarrow T_1 = 1; (0 - 1.500] \rightarrow T_1 = 0, (1.500 - 4.000] \rightarrow T_1 = 1; (0 - 4.000] \rightarrow T_1 = 0, (> 4.000) \rightarrow T_1 = 1$

2. Geralmente, como *proxy* da variável experiência (*Exper*), a literatura adota a medida de “idade – anos de estudo – seis anos”. Entretanto, este trabalho segue o estudo de Resende e Wyllie (2006), uma forma mais precisa de mensurar essa variável e de minimizar a endogeneidade no modelo.

3.2 Efeito causal da renda dos pais sobre a renda dos filhos

Identificar os mecanismos em que um tratamento (*T*) afeta determinada variável de resultado (*Y*) não é trivial – essa tarefa é conhecida como efeito mediação. O 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 estimar o tamanho do efeito total de T em Y , que é causado por 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 causada por 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, Tingley e Keele (2010) demonstraram que estimar tal efeito por meio 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, este estudo utiliza a abordagem da mediação pelo contrafactual proposto por esses autores.

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 deles seria realizado em função de determinado nível de renda; e o outro, em caso contrário. Então, tem-se um tratamento relacionado ao nível de renda dos pais.

Dessa forma, $Y_{i(t)}$ representa a potencial situação de renda do filho que resultaria do *status* de tratamento t . Assim, utilizando Y_i para denotar o valor observado da renda do filho, tem-se que $Y_i = Y_{i(t)}$, para todo i . Dada essa configuração, o efeito causal dos tratamentos aqui analisados pode ser definido como $Y_i(1) - Y_i(0)$, então o efeito médio causal é dado por $E[Y_i(1) - Y_i(0)]$. Se o tratamento é randomizado, então T_i é estatisticamente independente dos resultados potenciais, formalmente indicado como $Y_i(1), Y_i(0) \perp T_i$. Assim, o efeito causal médio pode ser identificado pela diferença média observada entre os grupos de tratamento e de controle, isto é:

$$\begin{aligned} E[Y_i(1) - Y_i(0)] &= E[Y_i(1) | T_i = 1] - E[Y_i(1) | T_i = 0] \\ &= E[Y_i | T_i = 1] - E[Y_i | T_i = 0] \end{aligned} \quad (1)$$

3.2.1 Definindo efeitos causais de mediação

Nosso interesse está em obter o efeito mediação da renda dos pais sobre a renda dos filhos, em que a variável mediadora, nesse caso, é a educação dos filhos, uma vez que pais com níveis elevados de renda possuem grande alcance sobre a educação dos filhos. Dessa forma, para o nível observado de educação dos filhos M_i , existem dois valores possíveis: $M_i(1)$ e $M_i(0)$.

Na definição do contrafactual, os resultados potenciais são apenas função do tratamento, mas numa análise de mediação causal esses resultados dependem

do mediador, bem como da variável de tratamento. Seja $Y_{i(t,m)}$ a variável que expresse o resultado potencial que resultaria se o tratamento e as variáveis mediadoras fossem, respectivamente, t e m , o resultado observado da variável de resultado Y_i é igual a $Y_i(T_i, M_i(T_i))$.

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

$$\delta_i \equiv Y_i(t, M_i(1)) - Y_i(t, M_i(0)) \quad (2)$$

Para $t = 0, 1$. Assim, δ_i é o efeito mediação causal indireto do tratamento sobre o resultado por meio da variável de mediação e $\delta_i(1)$ denota a diferença entre os dois níveis potenciais de renda dos filhos, quando os pais têm o tratamento (renda, definida anteriormente). Dessa forma, $Y_i(1, M_i(1))$ representa o nível de renda dos filhos que resultaria se os pais fossem tidos como tratados, enquanto $Y_i(0, M_i(0))$ representa o nível de renda dos filhos que resultaria se os pais não pertencessem ao grupo dos tratados. Do mesmo modo, $\delta_i(0)$ representa o impacto no filho i devido a uma mudança na variável mediadora (educação dos filhos) induzida 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:

$$\zeta_i \equiv Y_i(1, M_i(t)) - Y_i(0, M_i(t)) \quad (3)$$

Onde $t = 0, 1$, em que ζ_i 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:

$$\tau_i \equiv Y_i(1, M_i(1)) - Y_i(0, M_i(0)) = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^1 \{\delta_i(t) + \zeta_i(t)\} \quad (4)$$

Partindo do princípio de que a mediação de causalidade e os efeitos diretos não variam em função do estado de tratamento, isto é, $\delta_i = \delta_i(1) = \delta_i(0)$ e $\zeta_i = \zeta_i(1) = \zeta_i(0)$, não havendo nenhum efeito mediação, então o efeito total é a soma da mediação e do efeito direto: $\tau_i = \delta_i + \zeta_i$.

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

$$\bar{\delta}_i \equiv E[Y_i(t, M_i(1)) - Y_i(t, M_i(0))] \quad (5)$$

Para $t = 0, 1$, nesse caso, $\bar{\delta}_t$ representaria o efeito médio de mediação causal das variáveis de tratamento em uma amostra considerada 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 – assim, um compensa o outro, dando origem a um efeito médio total pequeno.

3.2.2 Hipótese de ignorabilidade sequencial

Segundo Rosenbaum e Rubin (1983) e Rubin (1986), uma condição necessária para a identificação de um contrafactual é a suposição *stable unit treatment value assumption* (SUTVA), denominada condição de ignorabilidade.¹³ Desse modo, o resultado (Y) de um filho, 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, em que uma delas é a independência condicional do tratamento.¹⁴

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. Hahn, Todd e Klaauw (2001), por sua vez, utilizam subpopulações a partir do método de regressão descontínua.

Uma alternativa seria realizar um teste tipo placebo. Esses testes foram inicialmente utilizados por Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2010), ao desenvolverem o método de controle sintético.¹⁵ Em nosso estudo, fez-se um teste placebo por meio da estimação do efeito direto e indireto do tratamento, utilizando um *outcome* predeterminado (gênero) para o modelo com ambos os sexos.

Além disso, segundo Imai, Keele e Yamamoto (2010), a principal premissa que permite realizar inferências válidas sobre os efeitos de mediação causais definidos é a ignorabilidade sequencial. Seja X_i um vetor de covariadas observadas de pré-tratamento para a unidade i , em que X indica o suporte da distribuição de X_i , para

13. Lechner (1999; 2002) refere-se como “suposição de independência condicional”. Barnow, Cain e Goldberger (1980) chamam de “seleção em observáveis”.

14. A independência condicional assume que os resultados potenciais são independentes do tratamento, dadas as covariadas.
15. 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.

o atual problema de pesquisa, X_i inclui características, como a experiência, a experiência ao quadrado e a educação dos pais. Dadas essas covariadas de pré-tratamento, a hipótese de ignorabilidade se sustenta por outras duas de independência condicional:

$$\begin{aligned} \{Y_i(t', m), M_i(t)\} &\perp | X_i = x_i \\ Y_i(t', m) &\perp M_i(t) | T_i = t, X_i = x_i \end{aligned} \quad (6)$$

Em que $0 < Pr(T_i = t | X_i = x)$ e $0 < p(M_i(t) = m | T_i = t | X_i = x)$ para $t = 0, 1$, e para todo $x \in \mathcal{X}$ e $m \in \mathcal{M}$.

Imai, Keele e Yamamoto (2010) discutiram como essa suposição difere da literatura de efeitos de mediação com equações estruturais. A principal vantagem dessa hipótese em relação às outras alternativas é a sua facilidade de interpretação. A hipótese é chamada de ignorabilidade sequencial porque 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. Neste estudo, a renda dos pais não foi distribuída aleatoriamente nos grupos de tratamento e controle. Isso quer dizer que podem existir fatores não observados que motivaram, de certa forma, o nível de renda desses pais na amostra, e assim tais indivíduos podem ter se “autosselecionado” para o grupo de tratamento.

Segundo Imai, Keele e Yamamoto (2010), uma solução empírica para minimizar o problema 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, este estudo buscou se ajustar a essa primeira premissa adotando a estratégia proposta por Imai, Keele e Yamamoto (2010).

Na segunda premissa, o mediador é ignorável, em razão do tratamento e das covariadas observadas de pré-tratamento – ou seja, ela está subordinada ao valor do tratamento ignorável e das covariadas observado de pré-tratamento. Diferentemente da ignorabilidade da atribuição de tratamento, a ignorabilidade do mediador pode não ocorrer mesmo em experimentos aleatórios. Para este estudo, a aleatorização da atribuição do tratamento não justifica essa 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 é possível testá-la diretamente a partir dos dados observados. Para tentar contornar esse problema, Imai, Keele e Yamamoto (2010) desenvolveram um conjunto de análises de sensibilidade, entre as quais a identificação não paramétrica sob ignorabilidade sequencial, que permite resultados empíricos robustos para uma possível violação do pressuposto de ignorância sequencial.

3.2.3 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.

Esse 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 à distribuição dos dados observados. Terceiro, a análise de identificação não paramétrica revela o papel fundamental do pressuposto de ignorabilidade sequencial, independentemente dos modelos estatísticos usados pelos pesquisadores.

Teorema 1 (identificação não paramétrica)

$$f(Y_i(t, M_i(t'))) | X_i = x) = \int_{\mathcal{M}} f(Y_i | M_i = m, T_i = t, X_i = x) dF_{M_i}(T_i = t', X_i = x) \quad (7)$$

Para todo $x \in \mathcal{X}$ e $t, t' = 0, 1$. 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 M_i dado $(T_i; X_i)$ e de Y_i dado $(M_i; T_i; X_i)$.

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, é pertinente realizar uma análise descritiva dos dados para se ter, inicialmente, algumas evidências sobre tais impactos. Portanto, busca-se verificar o comportamento da renda dos filhos e filhas na análise dos 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,

observa-se que a magnitude das variações não é linear, uma vez, que no último estrato de renda (renda maior que R\$ 4.000), 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 apresenta 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 essa 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.

TABELA 1
Estatísticas descritivas por nível de renda dos pais

Variáveis	Tratamento: renda do pai			
	(0 – 900]	(900 – 1.500]	(1.500 – 4.000]	(> 4.000]
	Filhas			
Renda (R\$)	679,9	913,47	1.192,95	1.933,95
Escolaridade	10,6	11,2	11,94	13,21
	Filhos			
Renda (R\$)	780,51	1.046,68	1.295,14	2.521,58
Escolaridade	8,68	9,88	10,8	12,59
Variáveis	Tratamento: renda da mãe			
	(0 – 900]	(900 – 1.500]	(1.500 – 4.000]	(> 4.000]
	Filhas			
Renda (R\$)	823,65	1.063,32	1.445,58	2.292,98
Escolaridade	10,98	11,52	12,6	13,7
	Filhos			
Renda (R\$)	922,86	1.212,79	1.577,79	3.028,54
Escolaridade	9,24	10,48	11,6	13,32

Fonte: IBGE, 2014.
Elaboração dos autores.

Em média, os filhos mostram rendas maiores que as filhas, mesmo que as filhas apresentem maiores níveis de escolaridade. No entanto, o nível de escolaridade dos filhos acompanha o crescimento das suas rendas. Sendo assim, pais mais ricos podem gerar incentivos para que os seus filhos alcancem maiores níveis de educação – o que, conseqüentemente, refletirá em suas rendas.

Dessa forma, apesar de haver indicativos de um relacionamento positivo entre a renda dos pais e a dos filhos, não se pode, apenas por meio dessas 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 do efeito mediação

Inicialmente, a partir da tabela 2, são apresentados os coeficientes do efeito total da renda dos pais sobre a renda dos filhos, do efeito direto e do efeito mediação da renda dos pais sobre a renda dos filhos, por meio das variáveis de tratamento (renda dos pais), via educação dos filhos, obtidas a partir da equação (2), apresentada na subseção 3.2.1; bem como o efeito médio da variável de tratamento. 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 dos pais são positivamente correlacionadas.

Cada célula apresenta uma estimativa pontual e seus correspondentes, intervalos de confiança a 95%. O efeito direto é o efeito da renda dos pais sobre a renda dos filhos. O efeito mediação é o percentual do efeito total (renda dos pais) via educação dos filhos sobre a renda dos filhos. EMVTR é o efeito médio da variável de tratamento (renda dos pais) sobre o resultado (renda dos filhos). Por fim, o efeito total é a soma entre o efeito direto e o EMVTR.

Considerando a análise para filhos de ambos os sexos (análise agregada), observa-se que o efeito indireto da renda do pai ou da mãe, por meio da educação dos filhos, sobre a renda destes – efeito mediação – é mais forte nos estratos de renda de nível 3 (acima de R\$ 4.000) quando se verifica a renda do pai e de nível 2 quando se verifica a da mãe. Desse modo, para maiores níveis de renda, o efeito mediação da renda do pai é mais forte, quando verificados ambos os sexos. Ademais, o efeito direto é superior ao efeito mediação em todos os estratos de rendimentos, quando se verificam os efeitos do pai e da mãe. Isso denota que os coeficientes do efeito direto são superestimados. Com relação ao EMVTR, este aumenta à medida que o nível de renda dos pais aumenta. Esses resultados corroboram Schaefer (2014), que comenta que filhos de pais com maiores rendimentos têm maior probabilidade de obter maiores ganhos, principalmente via educação.

Analisando os efeitos de mediação para filhos e filhas separadamente, temos que o maior impacto é de aproximadamente 38% para o filho do sexo feminino, quando se verifica a renda do pai no estrato nível 3, apontando que as filhas recebem mais quando seus pais têm maiores rendas. Ademais, quando se verifica o efeito mediação via renda da mãe, o maior impacto é novamente sobre filhos do sexo feminino, compreendendo os estratos 2 e 3, enquanto para o filho do sexo masculino esse efeito é maior para o estrato 1 (mães que recebem até R\$ 900).

TABELA 2
Efeito mediação: renda do pai e renda da mãe como tratamento

Efeitos	Família tradicional					
	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	0,3341 [0,333; 0,334]	0,2368 [0,232; 0,238]	0,3139 [0,312; 0,316]	0,1994 [0,198; 0,205]	0,1949 [0,193; 0,197]	0,4459 [0,443; 0,448]
Efeito direto	0,3031 [0,302; 0,305]	0,1979 [0,197; 0,199]	0,2535 [0,251; 0,255]	0,1777 [0,176; 0,179]	0,1555 [0,154; 0,157]	0,3685 [0,365; 0,371]
Efeito mediação	0,0926 [0,092; 0,093]	0,1643 [0,163; 0,165]	0,1926 [0,191; 0,193]	0,1088 [0,108; 0,109]	0,2026 [0,200; 0,204]	0,1735 [0,171; 0,175]
EMVTR	0,0309 [0,030; 0,031]	0,0389 [0,038; 0,039]	0,0605 [0,059; 0,061]	0,0217 [0,021; 0,022]	0,0395 [0,039; 0,040]	0,0774 [0,076; 0,078]
	Masculino					
Efeito total	0,3532 [0,351; 0,355]	0,2556 [0,254; 0,257]	0,3751 [0,372; 0,378]	0,2208 [0,219; 0,222]	0,1808 [0,178; 0,183]	0,4836 [0,480; 0,486]
Efeito direto	0,3195 [0,317; 0,3241]	0,2134 [0,211; 0,215]	0,3087 [0,306; 0,312]	0,1918 [0,190; 0,193]	0,1385 [0,136; 0,141]	0,3886 [0,385; 0,392]
Efeito mediação	0,0953 [0,094; 0,096]	0,1652 [0,164; 0,169]	0,1769 [0,175; 0,178]	0,1315 [0,130; 0,133]	0,2337 [0,231; 0,237]	0,1964 [0,195; 0,198]
EMVTR	0,0337 [0,033; 0,034]	0,0422 [0,042; 0,043]	0,0664 [0,065; 0,067]	0,0290 [0,028; 0,030]	0,0423 [0,042; 0,043]	0,0950 [0,094; 0,096]
	Feminino					
Efeito total	0,3089 [0,306; 0,312]	0,2115 [0,210; 0,214]	0,2415 [0,238; 0,245]	0,1772 [0,175; 0,179]	0,2155 [0,213; 0,218]	0,3829 [0,378; 0,387]
Efeito direto	0,2807 [0,278; 0,283]	0,1667 [0,165; 0,169]	0,1493 [0,146; 0,152]	0,1678 [0,166; 0,170]	0,1577 [0,155; 0,160]	0,2790 [0,275; 0,285]
Efeito mediação	0,0913 [0,091; 0,092]	0,2119 [0,209; 0,214]	0,3818 [0,377; 0,387]	0,0531 [0,052; 0,054]	0,2683 [0,265; 0,272]	0,2712 [0,268; 0,274]
EMVTR	0,0282 [0,027; 0,029]	0,0448 [0,044; 0,046]	0,0922 [0,091; 0,094]	0,0094 [0,009; 0,010]	0,0578 [0,057; 0,059]	0,1038 [0,102; 0,106]

Fonte: IBGE, 2014.
Elaboração dos autores.

Os coeficientes estimados denotam o que já foi verificado nas estatísticas descritivas, em que o nível educacional das mulheres em todos os níveis de renda é superior ao dos homens. Além disso, os resultados obtidos neste estudo corroboram a literatura que estuda rendimentos, na qual encontra-se que as mulheres possuem maiores níveis educacionais que os homens.

Quando se trata de filhos do sexo masculino, os resultados dos coeficientes são maiores 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 (9,26%), e sendo inferior para o caso dos pais com renda acima de R\$ 4.000. 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 os do sexo masculino – o efeito direto da renda do pai é inferior em todos os níveis de renda. Em contrapartida, o efeito mediação, via educação dos filhos, é superior, chegando a aproximadamente 38% no último estrato de renda. Uma possível causa desse resultado é que as mulheres, em média, têm mais anos de estudos que os homens. Por isso, 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 sobre a 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 esse efeito aumenta à medida que o nível de renda do pai aumenta, sendo o maior impacto de aproximadamente 9% para filhos do sexo feminino no último estrato de renda. Além disso, o maior efeito causal médio é para filhos do sexo feminino. Esse resultado segue o que foi encontrado 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 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, em que esse efeito é maior (28%).

O efeito mediação desse tratamento para mães com renda entre R\$ 900 e R\$ 1.500 é de 11,77%, quando se analisa o total de filhos. Quando se distingue por gênero, porém, esse efeito é maior para os filhos (13,15%). No entanto, ao se elevarem as rendas das mães para os níveis superiores, o efeito se reverte mais fortemente para as filhas, em torno de 27,12%. Isso denota que quanto maior for o nível de renda das mães, maior será o impacto dessa renda, via educação das filhas, sobre a renda destas.

Segundo o IBGE (2017), com base no suplemento de mobilidade sócio-ocupacional da PNAD de 2014, filhos de pais com empregos mais bem remunerados – por exemplo, dirigentes em geral e profissionais das ciências e das artes – têm uma probabilidade 13,7 vezes maior de trabalhar em empregos com o mesmo nível de renda dos pais, quando comparados à probabilidade de ascensão daqueles cujos pais trabalhavam em ocupações com menor remuneração – por exemplo, vendedores do comércio. Nesse sentido, este estudo, mesmo não utilizando esse suplemento, chegou a resultados que corroboram os apresentados pelo IBGE.

Além disso, os resultados aqui apresentados são corroborados por outros estudos presentes na literatura brasileira, como os de Dunn (2007) e Pero e Szerman (2008), por exemplo, no tocante à existência de transmissão de *status* entre as gerações no Brasil. Desse modo, confirma-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.

A metodologia aqui empregada, no entanto, 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 em que os pais apresentam maiores níveis de renda. Portanto, as porcentagens de transmissão, estimadas em trabalhos anteriores, podem estar superestimadas, uma vez que tais estudos não levaram em consideração que parte dessa 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, estimaram-se os efeitos direto e indireto das rendas do pai e da mãe (tratamento) sobre uma variável predeterminada: sexo dos filhos. Como pode ser verificado na tabela A.1 do apêndice, esses efeitos são maiores no modelo proposto neste estudo que na estimação via placebo, já que todos os efeitos, diretos e indiretos, foram superiores em termos de magnitude, seja o tratamento feito via renda do pai, seja feito via renda da mãe. Isso denota, portanto, que a estimação possui robustez nas estimativas obtidas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisa o efeito do *background* familiar sobre os rendimentos por meio da metodologia de mediação, com a aplicação dos dados da PNAD de 2014. A análise de mediação permite particionar o impacto da renda dos pais sobre a renda dos filhos, por uma variável mediadora, que nesse caso foi 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 renda da mãe, verifica-se que há uma relação positiva entre a renda dos filhos e cada uma dessas duas variáveis de tratamento. Além disso, vê-se que o impacto da renda dos pais sobre a 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 para 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 desses filhos ocorre em virtude da obtenção de maiores níveis de escolaridade por parte deles. Dessa forma, assim como já foi verificado em outros trabalhos desenvolvidos em âmbito nacional, filhos de pais mais ricos tendem a obter maiores salários – uma parcela considerável desses ganhos, porém, ocorre por meio da educação dos filhos. Esse fato, por sua vez, ainda não havia sido abordado na literatura brasileira, pois os trabalhos existentes fizeram uso de metodologias que não permitiam a obtenção de tal resultado.

Portanto, este estudo corrobora 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 apenas o efeito direto fosse averiguado, como feito em análises tradicionais, o impacto da renda dos pais sobre a renda dos filhos teria sido superestimado.

Além do mais, a metodologia aqui utilizada pode contribuir ainda mais para a literatura em questão, já que ela seria útil para captar a transmissão intergeracional de outras variáveis socioeconômicas, a exemplo da educação dos pais. Para Medolia e Siminsk (2016), a educação tem sua própria transmissão intergeracional, e tal fato já foi verificado por outros trabalhos empíricos, os quais também demonstraram o papel da educação na mobilidade intergeracional, tais como: Dustmann (2004); Meghir e Palme (2005); Holmlund, Lindahl e Plug (2008); Pekkarinen, Uusitalo e Kerr (2009); Corak (2006; 2013); Blanden (2013); e Chetty *et al.* (2014).

REFERÊNCIAS

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program. **Journal of the American Statistical Association**, v. 105, n. 490, p. 493-505, June 2010.

ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. The economic costs of conflict: a case study of the Basque country. **American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 112-132, Mar. 2003.

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, n. 418, p. 328-336, June 1992.

ANTIGO, M. F. **Mobilidade de rendimentos no Brasil**: uma análise a partir de dados *cross-section* e longitudinais. 2010. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/1843/AMSA-8BCK2B>>.

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, n. 3, p. 537-559, July 1992.

AYDEMIR, A.; CHEN, W.-H.; CORAK, M. Intergenerational earnings mobility among the children of Canadian immigrants. **The Review of Economics and Statistics**, v. 91, n. 2, p. 377-397, May 2009.

BARNOW, B. S.; CAIN, G. G.; GOLDBERGER, A. S. **Issues in the analysis of selectivity bias**. Wisconsin: Institute for Research on Poverty, 1980.

BARON, R. M.; KENNY, D. A. The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 51, n. 6, p. 1173, 1986.

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

BARROS, R. P. de *et al.* **A queda recente da desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. (Texto para Discussão, n. 1258). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1258.pdf>. Acesso em: 22 ago. 2015.

BECKER, G. S. **A treatise on the family**. Cambridge, United States: Harvard University Press, 1981.

BECKER, G. S.; TOMES, N. Human capital and the rise and fall of families. **Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 3, p. 1-39, July 1986.

BEHRMAN, J. R.; GAVIRIA, A.; SZÉKELY, M. S. Intergenerational mobility in Latin America. Washington: BID, 2001. (Working Paper, n. 452).

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States. **American Economic Review**, v. 87, n. 5, p. 1009-1018, Dec. 1997.

_____. Intergenerational mobility of socio-economic status in comparative perspective. **Nordic Journal of Political Economy**, v. 26, n. 1, p. 3-32, 2000.

BLANDEN, J. Cross-country rankings in intergenerational mobility: a comparison of approaches from economics and sociology. **Journal of Economic Surveys**, v. 27, n. 1, p. 38-73, 2013.

BLANDEN, J.; GREGG, P.; MACMILLAN, L. Accounting for intergenerational income persistence: noncognitive skills, ability and education. **The Economic Journal**, v. 117, n. 519, p. C43-C60, 2007.

BLAU, P. M.; DUNCAN, O. D. **The American occupational structure**. New York: John Wiley and Sons, 1967.

BOWLES, S.; HERBERT, G. The inheritance of economic status: education, class and genetics. *In*: BALTES, M. F. (Ed.). **International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences**: genetics, behavior and society. New York: Oxford University Press; Elsevier, 2001. v. 6, p. 4132-4141.

CELHAY, P.; SANHUEZA, C.; ZUBIZARRETA, J. R. **Intergeneration mobility of income**: the case of Chile 1996-2006. Santiago: Editora UAH, 2009. (Working Paper). Disponível em: <<http://fen.uahurtado.cl/wp-content/uploads/2010/07/inv237.pdf>>. Acesso em: 5 ago. 2015.

CHETTY, R. *et al.* Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 129, n. 4, p. 1553-1623, 2014.

CORAK, M. **Do poor children become poor adults?** Lessons for public policy from a cross-country comparison of generational earnings mobility. Bonn: IZA, 2006. (Discussion Papers, n. 1993). Disponível em: <<http://ftp.iza.org/dp1993.pdf>>.

_____. Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. **Journal of Economic Perspectives**, v. 27, n. 3, p. 79-102, 2013.

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

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

DUSTMANN, C. Parental background, secondary school track choice, and wages. **Oxford Economic Papers**, v. 56, n. 2, p. 209-230, 2004.

ERIKSON, R.; GOLDTHORPE, J. H. Intergenerational inequality: a sociological perspective. **Journal of Economic Perspective**, v. 16, n. 3, p. 31-44, Aug. 2002.

ERMISCH, J.; FRANCESCONI, M. **Intergenerational mobility in Britain**: new evidence from the BHPS. Torino: Child Centre, 2002. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.199.9951&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 22 jun. 2020.

ERMISCH J.; NICOLETTI, C. **Intergenerational earnings mobility**: changes across cohorts in Britain. Colchester: ISER, 2005. (Working Paper, n. 19).

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

_____. Intergeneration mobility of wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 26, n. 2, p. 181-211, 2006.

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

FIGUEIREDO, E. A. de. Mobilidade intrageracional de renda no Brasil. **Nova Economia**, v. 20, n. 3, p. 427-455, set./dez. 2010.

FIGUEIREDO, E. A. de; NETTO JUNIOR, J. L. da S.; PORTO JUNIOR, S. da S. P. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 1, p. 7-32, jan./mar. 2007.

FORTIN, N. M.; LEFEBVRE, S. Intergeneration income mobility in Canada. *In: CORAK, M. (Ed.). Labour markets, social institutions, and the future of Canada's children*. Ottawa: Statistics Canada, 1998. Disponível em: <<http://faculty.arts.ubc.ca/nfortin/chapt4a.pdf>>. Acesso em: 9 ago. 2015.

GOLDTHORPE, J. H.; HOPE, K. **The social grading of occupations: a new approach and scale**. Oxford: Clarendon Press, 1974.

GRAWE, N. D. **Intergenerational mobility in the US and abroad: quantile and mean regression measures**. 2001. Thesis (PhD) – University of Chicago, Chicago, 2001.

_____. Intergenerational mobility for whom? The experience of high- and low-earnings sons in international perspective. *In: CORAK, M. (Ed.). Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2004.

HAHN, J.; TODD, P.; KLAUW, W. van der. Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. **Econometrica**, v. 69, n. 1, p. 201-209, 2001.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

HIRVONEN, L. **Accounting for intergeneration earnings persistence: can we distinguish between education, skills, and health?** Stockholm: Stockholm University Press, 2010. (Working Paper, n. 2). 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**, v. 81, n. 396, p. 945-960, Dec. 1986.

HOLMLUND, H.; LINDAHL, M.; PLUG, E. **The causal effect of parent's schooling on children's schooling: a comparison of estimation methods.** Bonn: IZA, 2008. (Discussion Papers, n. 3630).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Síntese dos indicadores sociais: um em cada quatro jovens do país não estava ocupado nem estudava em 2016. **Agência IBGE Notícias**, 15 dez. 2017. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/18824-sintese-dos-indicadores-sociais-um-em-cada-quatro-jovens-do-pais-nao-estava-ocupado-nem-estudava-em-2016.html>>. Acesso em: 20 jan. 2018.

IMAI, K.; KEELE, L.; YAMAMOTO, T. Identification, inference and sensitivity analysis for causal mediation effects. **Statistical Science**, p. 51-71, 2010.

IMAI, K.; TINGLEY, D.; KEELE, L. A general approach to causal mediation analysis. **Psychological Methods**, v. 15, n. 4, p. 309-334, 2010.

IMBENS, G. W.; ANGRIST, J. D. Identification and estimation of local average treatment effects. **Econometrica**, v. 62, n. 2, p. 467-475, Mar. 1994.

INOUE, A.; SOLON, G. Two-sample instrumental variables estimators. **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. (Ed.). **Social mobility and social structure.** Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 1990.

JENCKS, C. *et al.* **Who gets ahead?** The determinants of economic success in America. New York: Basic Books, 1979.

LAM, D.; SCHOENI, R. F. 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.

LECHNER, M. Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in east Germany after unification. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 17, n. 1, p. 74-90, 1999.

_____. Program heterogeneity and propensity score matching: an application to the evaluation of active labor market policies. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 2, p. 205-220, 2002.

MANSKI, C. F. Nonparametric bounds on treatment effects. **American Economic Review**, v. 80, n. 2, p. 319-323, May 1990.

_____. **Partial identification of probability distributions.** New York: Springer, 2003.

_____. **Identification for prediction and decision**. Cambridge, United States: Harvard University Press, 2007.

MEDOLIA, S.; SIMINSKI, P. New estimates of intergenerational mobility in Australia. **Economic Record**, v. 92, n. 298, p. 361-373, Sept. 2016.

MEGHIR, C.; PALME, M. Educational reform, ability, and family background. **American Economic Review**, v. 95, n. 1, p. 414-424, 2005.

MOCETTI, S. Intergeneration income mobility in Italy. *In*: CONFERENZA ECONOMIA DEL CAPITALE UMANO, 19., 2007, Pavia, Lombardia. **Anais...** Pavia: Siep, 2007. Disponível em: <<http://www.siepweb.it/siep/oldDoc/wp/200703.pdf>>. Acesso em: 9 ago. 2015.

NETTO JUNIOR, J. L. da S.; RAMALHO, H. M. de B.; ARAGON, E. K. B. Transmissão intergeracional de educação e mobilidade de renda no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2010.

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

PEKKARINEN, T.; UUSITALO, R.; KERR, S. School tracking and intergenerational income mobility: evidence from the Finnish comprehensive school reform. **Journal of Public Economics**, v. 93, n. 7-8, p. 965-973, 2009.

PERO, V.; SZERMAN, D. Mobilidade intergeracional de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, p. 20-40, abr. 2008.

PETERS, H. E. Patterns of intergenerational mobility in income and earnings. **The Review of Economic and Statistics**, v. 74, n. 3, p. 456-466, Aug. 1992.

RESENDE, M.; WYLLIE, M. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 349-365, jul./set., 2006.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, Apr. 1983.

RUBIN, D. B. Statistics and causal inference: comment – which ifs have causal answers. **Journal of the American Statistical Association**, v. 81, n. 396, p. 961-962, 1986.

SCHAEFER, R. T. **Sociologia**. 6. ed. Porto Alegre: McGraw-Hill, 2014. 512 p.

SOLOMON, G. Intergenerational mobility in the labor market. *In*: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: North-Holland, 1999. v. 3A, p. 1761-1800.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

- AEBI, R.; NEUSSER, K.; STEINER, P. Improving models of income dynamics using cross-section information. **Swiss Journal of Economics and Statistics**, v. 144, n. 2, p. 117-151, 2008.
- BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergeneration mobility. **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 6, p. 1.153-1.189, Dec. 1979.
- BENABOU, R.; OK, E. A. **Mobility as progressivity**: ranking income processes according to equality of opportunity. Cambridge, United States: NBER, 2001. (Working Paper, n. 8431).
- 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.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- DUCLOS, J.-Y.; ESTEBAN, J.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, v. 72, n. 6, p. 1737-1772, Nov. 2004.
- FISHER, R. A. **The design of experiments**. 1st. ed. London: Oliver and Boyd, 1935.
- HAHN, J.; TODD, P.; KLAUW, W. van der. **Evaluating the effect of an antidiscrimination law using a regression-discontinuity design**. Cambridge, United States: NBER, 1999. (Working Paper, n. 7131).
- IMBENS, G. W. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: a review. **Review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1, p. 4-29, Feb. 2004.
- LEE, C.-I.; SOLOW, G. **Trends in intergeneration income mobility**. Cambridge, United States: NBER, 2006. (Working Paper, n. 12007). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12007.pdf>>. Acesso em: 8 ago. 2015.
- NEYMAN, J. Statistical problems in agricultural experiments. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 2, p. 107-180, Jan. 1923.
- PRAIS, S. J. Measuring social mobility. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 118, n. 1, p. 56-66, 1955.

APÊNDICE

TABELA A. 1

Teste de placebo: sexo como variável de interesse

Efeitos	Família tradicional					
	Tratamento: renda do pai			Tratamento: renda da mãe		
	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 1	Nível 2	Nível 3
	Ambos os sexos					
Efeito total¹	-0,0857 [-0,0870; -0,0844]	-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 ²	-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 ³	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 ⁴	-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: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2014.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ O efeito total é a soma do efeito direto mais o EMVTR.

² O efeito direto é o efeito da renda dos pais sobre a renda dos filhos.

³ O efeito mediação é a porcentagem 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).

Obs.: Cada célula mostra uma estimativa pontual e seus correspondentes intervalos de confiança a 95%.

