

# Mobilidade intergeracional de renda no Brasil: uma análise da evolução nos últimos 20 anos<sup>1</sup>

Gabriela Freitas da Cruz<sup>2</sup>

**Resumo:** Os últimos dados sobre a relação entre as rendas de pais e filhos (homens) no Brasil, de 1996, revelavam um quadro de baixa mobilidade intergeracional se comparado a outros países. No entanto, pouco se sabe sobre o comportamento dos indicadores de transmissão intergeracional da renda ao longo dos anos 2000. Os dados do suplemento sobre mobilidade social da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2014 permitem investigar esse período, em que se verificou redução das desigualdades salariais e melhorias das condições do mercado de trabalho. Os resultados mostram que houve redução da elasticidade intergeracional de renda para os homens entre 1996 e 2014, que caiu de 0.7560 para 0.5292. No entanto, tal queda se deve apenas à queda da desigualdade nos rendimentos do trabalho, em especial à redistribuição de renda que se deu entre os trabalhadores de menores salários. Em termos de correlação entre os rendimentos e posições de pais e filhos na distribuição, nada mudou. Sobre o papel da educação no processo de mobilidade intergeracional, o que se viu no período foi um forte aumento no nível de escolaridade da população brasileira. No entanto, os anos de estudo parecem explicar apenas parte dos padrões observados. A comparação entre os resultados de 1996 e 2014 demonstra que a democratização dos diversos níveis de ensino não é suficiente para promover uma sociedade mais fluida. A ampliação do acesso à educação acaba fazendo com que a escolaridade seja substituída por outras variáveis, também relacionadas às origens familiares dos indivíduos, na determinação das desigualdades de renda.

**Palavras-chave:** mobilidade intergeracional de renda; desigualdade de oportunidades; educação.

**Área Temática:** Economia do Trabalho

**Códigos JEL:** J62 - Job, Occupational, and Intergenerational Mobility

**Abstract:** The last data about the relation between fathers' and sons' incomes in Brazil, from 1996, shows low intergenerational mobility comparing to other countries. However, we have little information about the performance of intergenerational income mobility indicators during the 2000s. Data from the mobility supplement of Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios 2014 [National Household Survey] allow us to investigate this period, when we verified reduction of inequalities and improvements in labor market conditions. The results show a reduction in intergenerational income elasticity for men between 1996 and 2014, which fell from 0.7560 to 0.5292. However, this decline is due only to the fall in inequality in labor income, especially to the redistribution of income among workers with lower wages. In terms of correlation between incomes and of positions of parents and children in the distribution, nothing has changed. Regarding the role of education in intergenerational mobility process, there was a sharp increase in the Brazilians' level of education during these years. However, years of study seem to explain only part of the patterns observed in intergenerational mobility. The comparison between the results of 1996 and 2014 shows that the democratization of different levels of education is not enough to promote a more fluid society. The expansion of access to education ends up making the schooling to be replaced by other variables, also related to the family origins of the individuals, in determining the income inequalities.

**Key-words:** intergenerational income mobility; inequality of opportunities; education.

---

<sup>1</sup> Este artigo está baseado na tese de doutorado defendida pela autora pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/IE) da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), orientada pela Professora Valéria Pero. O trabalho foi realizado com apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ).

<sup>2</sup> Diretoria de Pesquisas, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE): gabriela.cruz@ibge.gov.br.

IBGE está isento de qualquer responsabilidade relacionada com as opiniões, informações, dados e conceitos expressos neste artigo que são de responsabilidade exclusiva dos autores.

## 1. INTRODUÇÃO

A mobilidade intergeracional de renda é frequentemente tomada como um indicador de igualdade de oportunidades. O tema vem sendo amplamente estudado pelos economistas que, em parte, tentam conciliar a crescente desigualdade observada no mundo nas últimas décadas<sup>3</sup> com teorias econômicas que seguem tratando a renda como resultado da remuneração dos esforços e habilidades individuais. Nesse sentido, a desigualdade que é associada às origens dos indivíduos seria a única intrinsecamente injusta, de modo que seria importante entendê-la e promover políticas capazes de eliminá-la. Frequentemente, os fatores apontados como promotores da mobilidade intergeracional se relacionam à educação ou a um conceito mais abstrato de “capital humano”, que pode incluir também aspectos relacionados à saúde, relações sociais, capital cultural e outros [sobre os modelos de mobilidade intergeracional desenvolvidos com base na Teoria do Capital Humano, ver BECKER e TOMES (1979); BECKER e TOMES (1986); BECKER *et al.* (2015) e BECKER *et al.* (2018)].

A despeito dessas considerações, o que a maioria dos resultados da literatura internacional da área evidenciam é uma marcada estabilidade dos indicadores de mobilidade intergeracional de renda, sendo os países nórdicos a única possível exceção [sobre tendências temporais nos países desenvolvidos, ver MAYER e LOPPO (2008), LEE e SOLON (2009) e CHETTY *et al.* (2014b) para os Estados Unidos; BLANDEN *et al.* (2004) e CLARK e CUMMINS (2013) para a Grã-Bretanha; LEFRANK e TRANNOY (2005) para a França; e PEKKALA e LUCAS (2007), BRATBERG, NILSEN e VAAGE (2005) e PEKKARINEN, SALVANES e SARVIMÄKI (2017) sobre os países nórdicos]. A ampliação do acesso à educação nas últimas décadas na maior parte dos países, embora importante sob vários aspectos, parece não ter sido suficiente para a construção de sociedades mais coesas e fluidas, onde as gerações de famílias se movimentam ao longo da distribuição de renda e as pessoas têm seus esforços e habilidades remunerados conforme prevê o argumento meritocrático e o *mainstream* econômico. Mesmo a exceção não corrobora esse argumento: para além das reformas educacionais que ampliaram a provisão do ensino público gratuito nos países nórdicos, muitas outras mudanças ocorreram simultaneamente no pós-guerra, como o fortalecimento dos sindicatos, alterações na estrutura econômica, melhoras salariais, mudanças em termos de impostos e transferências governamentais e outras<sup>4</sup>.

Os mecanismos de transmissão intergeracional de renda parecem muito mais diversos do que prevê a teoria tradicional. Em primeiro lugar, ela parece estar positivamente relacionada aos níveis de desigualdade de renda<sup>5</sup>, embora este não seja um consenso na literatura. Tomando como referência teorias sobre mercado de trabalho e distribuição de renda que incorporam fatores relativos à estrutura econômica, ao poder de barganha dos trabalhadores, à função das instituições e ao conflito entre as classes, a desigualdade não está simplesmente associada à distribuição de atributos individuais como a educação<sup>6</sup>. Em segundo lugar, eliminando os efeitos do formato da distribuição de renda e focando na posição dos indivíduos ao longo desta distribuição, a questão torna-se ainda mais complexa. Nesse tipo de abordagem, a promoção da mobilidade exige que um indivíduo de origem mais rica dê lugar a outro, de origem mais pobre, um tipo de transformação bastante sensível, o que talvez explique a relativa estabilidade desses indicadores ao longo do tempo. Conforme destacam trabalhos como ICHINO, KARABARBOUNIS e MORETTI (2011) e ALESINA, STACHEVA e TESO (2017), a desigualdade e, mais ainda, a mobilidade intergeracional em termos de posições na distribuição dependem também de fatores políticos associados às preferências de uma sociedade, à distribuição do poder entre seus diversos grupos e à possibilidade de promover reformas estruturais profundas e diversas, como foi o caso das que ocorreram nos países escandinavos.

<sup>3</sup> O aumento da desigualdade de renda e patrimônio nos países desenvolvidos desde o final dos anos 70 foi amplamente documentado por PIKETTY (2014). Já em países em desenvolvimento, há cenários distintos. No Brasil, por exemplo, observou-se na primeira década do século XXI uma forte redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho auferidos pelas pesquisas domiciliares, mas relativa estabilidade na desigualdade da renda de todas as fontes, mais bem captada com a incorporação dos dados sobre imposto de renda.

<sup>4</sup> PEKKARINEN, SALVANES e SARVIMÄKI (2017), por exemplo, mencionam uma série de mudanças ocorridas na Noruega na segunda metade do século XX, mas não exploram como fatores explicativos das tendências observadas em termos de mobilidade intergeracional.

<sup>5</sup> Tal relação é chamada, na literatura, de “*The Great Gatsby Curve*”.

<sup>6</sup> O arcabouço teórico sobre mercado de trabalho explorado na tese a partir da qual este artigo foi produzido se baseia, dentre outros autores, em MARX (2010); GLEICHER e STEVANS (1991); PIORE (1979); SOUZA (1999); e BOWLES e GINTIS (1975).

Tais questões são especialmente importantes em países como o Brasil, com altos níveis de desigualdade e fatores que reforçam a segregação social, como a herança escravocrata a democracia recente e instável. No passado, houve intensa mobilidade intergeracional em termos de ocupações no país, devido às mudanças estruturais geradas pelos processos de urbanização e industrialização [ver PASTORE e SILVA (2000); RIBEIRO e SCALON (2001); PERO (2002); e RIBEIRO (2017b)]. Permaneceram, contudo, barreiras que separam os trabalhadores menos qualificados dos mais qualificados. Por outro lado, a transmissão intergeracional de renda no Brasil, calculada por diversos trabalhos a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1996 [ver DUNN (2003), FERREIRA e VELOSO (2006), PERO e SZERMAN (2008) e OSÓRIO (2009)], era muito alta se comparada aos países desenvolvidos. Estudo da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (2018) revela que, dentre os países considerados<sup>7</sup>, o Brasil só apresentava mobilidade superior à África do Sul e Colômbia.

O suplemento de mobilidade social da PNAD que permite esse tipo de estudo só voltou a ser aplicado no ano de 2014. O período que transcorreu entre os dois suplementos é de especial importância para investigações sobre mobilidade, pois foi marcado por uma melhoria nas condições do mercado de trabalho e redução da desigualdade em termos de rendimentos do trabalho, em especial na base da distribuição, conforme apontado por muitos trabalhos como POCHMAN (2012) e CARVALHO (2018). Além disso, foi nesta época que a geração que se beneficiou da ampliação do acesso aos Ensinos Fundamental e Médio durante os anos 90 iniciou sua vida profissional. Ocorreram, portanto, processos importantes ao longo dos anos 2000, que poderiam ter agido no sentido de aumentar a mobilidade intergeracional, tanto segundo a Teoria do Capital Humano, na qual a maior parte da literatura se apoia; quanto segundo as teorias heterodoxas sobre mudanças estruturais no mercado de trabalho.

O objetivo deste artigo é investigar essa evolução e verificar o quanto ela está relacionada a mudanças no nível educacional da população ocupada, que seria o principal canal de transmissão intergeracional da renda para a teoria tradicional. Como os dados brasileiros não trazem informações sobre a renda dos pais no passado, as estimações são feitas com base no método de variáveis instrumentais em duas amostras (TSIV), amplamente difundido na literatura que trata de países cujos dados apresentam limitações semelhantes.

A comparação entre os resultados de 1996 e 2014, considerando apenas os pais e os filhos homens, revela que a elasticidade intergeracional da renda caiu consideravelmente no período, de algo em torno de 0.65 a 0.77 em 1996<sup>8</sup> para algo em torno de 0.42 a 0.53 em 2014. Ainda assim, a elasticidade verificada em 2014 deixa o Brasil atrás dos países desenvolvidos, mesmo aqueles de menor mobilidade, como os Estados Unidos. Concomitantemente, porém, os indicadores de correlação entre as rendas e os coeficientes estimados com base na regressão que considera a posição dos indivíduos na distribuição de renda (e não sua renda absoluta) – isto é, os indicadores que eliminam os efeitos do formato da distribuição de renda – permaneceram mais ou menos constantes. O aumento da mobilidade no Brasil no período, portanto, pode ser inteiramente creditado à redução das desigualdades salariais: em termos de posição da distribuição, os trabalhadores continuam preservando o status relativo de seus pais tanto quanto antes.

Em relação ao papel da escolaridade na transmissão intergeracional da renda, as matrizes de transmissão intergeracional da educação apontam para uma forte mudança estrutural, com aumento expressivo da escolaridade média da população nos últimos anos. A mobilidade circular<sup>9</sup>, contudo, permaneceu relativamente estável no período. As regressões que controlam pelos anos de estudo dos filhos sugerem que, de fato, a educação cumpre um papel importante, mas parece não explicar parte significativa do processo. O papel do rendimento dos pais no rendimento dos filhos quando se faz esse controle permanece estável nas regressões que relacionam os níveis de renda, mas chega a aumentar naquelas que relacionam a posição dos indivíduos na distribuição. Essa análise sugere que a escolaridade, ainda desigualmente

<sup>7</sup> 26 países da OCDE, Argentina, Índia, China, Brasil, África do Sul e Colômbia. No caso do Brasil, os dados utilizados são os da PNAD de 1996.

<sup>8</sup> Os valores calculados para 1996 são compatíveis com os de trabalhos anteriores que utilizam os mesmos dados [ver DUNN (2003), FERREIRA e VELOSO (2006), PERO e SZERMAN (2008) e OSÓRIO (2009)].

<sup>9</sup> A mobilidade estrutural ocorre em decorrência das mudanças das marginais de uma matriz de transição. A maior concentração da população em níveis de escolaridade mais elevados, por exemplo, configura uma mudança estrutural. Já a mobilidade circular consiste na troca de posições de indivíduos na distribuição. Ocorre quando, por exemplo, um filho de pai com Ensino Superior só completa o Ensino Médio e um filho de pai com Ensino Médio completa o Ensino Superior.

distribuída entre a população, cumpre um papel importante na alocação dos indivíduos entre postos de trabalho de diferentes remunerações. Tal função, porém, pode ser cumprida por outros fatores, também relacionados com a origem familiar, especialmente quando há um movimento de democratização do acesso a escolas e universidades.

Este artigo se soma à ainda escassa literatura nacional sobre mobilidade intergeracional de renda, contribuindo com a análise de sua evolução no período recente. Para a literatura internacional, traz evidências sobre o tema em um país em desenvolvimento, campo que é menos explorado devido às limitações dos dados. Em relação aos estudos sobre os países desenvolvidos, os resultados encontrados corroboram conclusões sobre a relativa estabilidade da posição dos indivíduos na distribuição de renda ao longo das gerações, a despeito da ampliação do acesso à educação que se verificou na maioria desses países na segunda metade do século XX. Nesse sentido, evidencia a importância de tratar a questão a partir de outros arcabouços teóricos, que permitam investigar o papel de outros fatores que não o “capital humano” na mobilidade intergeracional, como as instituições, a estrutura econômica, a relação entre as classes sociais e as preferências políticas de uma sociedade. Assim como em BOWLES e GINTIS (2002), a influência da escolaridade nos padrões de mobilidade encontrados fica clara, porém evidencia-se que boa parte da transmissão observada se deve a fatores ainda pouco esclarecidos.

O artigo está dividido em cinco seções, sendo a primeira esta introdução. Na segunda seção, apresentamos a metodologia utilizada. Em seguida, as seções 3 e 4 trazem as análises descritivas e os resultados, respectivamente. Finalmente, na quinta seção, são feitas algumas considerações finais.

## 2. METODOLOGIA

### 2.1. Medidas de mobilidade intergeracional de renda

A transmissão intergeracional de renda é definida como a relação entre a renda de pais e filhos quando adultos. Pode ser estimada a partir da simples correlação entre ambas, ou através de modelos de regressão que as relacionam. Em geral, quando existem dados disponíveis, as estimações são feitas a partir de bases de dados de painéis de longa duração, que acompanham os indivíduos e seus pais da infância até a vida adulta; ou a partir de registros administrativos, que permitem conectar pessoas de uma mesma família ao longo das gerações.

A medida de mobilidade intergeracional de renda mais utilizada pela literatura se baseia nos parâmetros estimados pela seguinte regressão:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde  $y_i$  é o logaritmo da renda permanente do indivíduo  $i$  no período de referência e  $x_i$  é o logaritmo da renda permanente dos pais do indivíduo  $i$  no passado. A utilização da renda permanente é importante porque o padrão de rendimentos muda bastante ao longo do ciclo de vida. A mobilidade intergeracional da renda, neste caso, está relacionada ao coeficiente  $\beta_1$ , que nos dá o grau de persistência da renda entre pais e filhos.

Regressões estimadas em logaritmo devem ter seus coeficientes interpretados em termos de elasticidade. Assim sendo, um coeficiente igual a 0.4, por exemplo, indica que um aumento de 100% da renda dos pais está associado a um aumento de 40% da renda dos filhos. Como em qualquer regressão simples, o coeficiente  $\beta_1$ , no caso a elasticidade intergeracional da renda (IGE), é dado por:

$$IGE = \frac{Cov(X, Y)}{Var(X)} = \frac{Corr(X, Y) \times dp(X) \times dp(Y)}{Var(X)} = \rho_{X, Y} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} \quad (2)$$

onde  $\rho_{X, Y} = Corr(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{dp(X) \times dp(Y)}$ , e  $\sigma_Y$  e  $\sigma_X$  são os desvios-padrão do logaritmo da renda permanente de filhos e pais, respectivamente.

A princípio, não existem limites superior ou inferior para a elasticidade intergeracional da renda (IGE), mas, em geral, os valores estimados para  $\beta_1$  variam entre 0 e 1. Um valor nulo indicaria que a renda dos filhos varia em torno de uma média ( $\beta_0$ ) de forma aleatória (de acordo com  $\varepsilon_i$ ), independente da renda dos pais no passado ( $\log(x_i)$ ). Já valores próximos a 1 indicam uma forte associação entre a renda de pais e filhos.

O fato de essa medida de elasticidade ser influenciada pela distribuição da renda nas duas gerações configura uma desvantagem do uso deste indicador. Conforme destacado por FOX, TORCHE e

WALDFOGEL (2016), se o padrão dessa distribuição muda muito entre as gerações de pais e filhos, a elasticidade estimada pode sofrer uma grande alteração, sem que, de fato, a posição dos indivíduos na distribuição esteja mudando. Esse problema pode ser especialmente importante no caso da estimação em variáveis instrumentais em duas amostras, que, como se verá mais adiante, tende a subestimar o desvio-padrão da renda dos pais. Uma alternativa simples é analisar apenas o coeficiente de correlação entre as rendas de pais e filhos, o qual não é influenciado pela dispersão nas distribuições e está limitado ao intervalo de -1 a 1.

Outra alternativa é a estimação da regressão em termos posição relativa de pais e filhos na distribuição de renda, no lugar do logaritmo da renda, como feito em CHETTY *et al.* (2014a). Nesse caso, temos:

$$ry_i = \delta_0 + \delta_1 rx_i + o_i \quad (3)$$

onde  $ry_i$  e  $rx_i$  são as posições relativas de pais e filhos em suas respectivas distribuições de renda, padronizadas para uma escala de 0 a 1<sup>10</sup>; e  $\delta_1$  nos dá o grau de persistência da posição relativa entre pais e filhos, podendo variar de -1 a 1.

Temos, portanto, três medidas da transmissão intergeracional da renda entre pais e filhos:

- elasticidade intergeracional da renda (IGE), igual ao coeficiente  $\beta_1$  calculado a partir da regressão (1);
- correlação simples entre os logaritmos das rendas permanentes de pais e filhos ( $\rho_{X,Y}$ );
- relação entre a posição de pais e filhos em suas respectivas distribuições de renda, igual ao coeficiente  $\delta_1$  da regressão (3) (*rank-rank*).

Mesmo quando existem informações sobre pais e filhos ao longo do tempo, essas três medidas estão sujeitas a fontes de viés na estimação. As duas principais causas de viés apontadas na literatura nesses casos são os erros de medida na renda permanente e o viés de ciclo de vida. Trabalhos como HAIDER e SOLON (2006) e NYBOM e STUHLER (2017) derivam esses vieses, suas magnitudes e direções.

## 2.2. A estimação por meio do método de variáveis instrumentais em duas amostras

No caso do Brasil e de boa parte dos países em desenvolvimento, não existem pesquisas domiciliares de grande cobertura com painéis de longa duração e o acesso aos dados identificados do imposto de renda não é permitido. Os estudos sobre mobilidade intergeracional de abrangência nacional utilizam os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE), nos anos em que ela traz um suplemento a respeito do tema (1973, 1976, 1982, 1988, 1996 e 2014). Nessas edições, alguns informantes são perguntados sobre a escolaridade e ocupação de seus pais quando tinham 15 anos, além de outras características. Por explorarem uma informação retrospectiva, os suplementos sobre mobilidade social das PNADs não trazem informações sobre a renda dos pais. Uma alternativa para estudar a mobilidade intergeracional de renda é utilizar as informações sobre ocupação e escolaridade dos pais para estimar sua renda pelo método de variáveis instrumentais em duas amostras (TSIV), como em BJÖRKLUND e JÄNTTI (1997).

Considere dados sobre os filhos no ano de referência (PNADs 1996 e 2014). Nessa amostra, temos informações sobre a renda dos filhos e sobre a escolaridade e ocupação dos pais no passado. Podemos escrever a renda dos pais (variável independente a ser instrumentalizada) como função de sua escolaridade e ocupação (instrumentos).

$$rendadopai_i = \alpha_0 + escolaridadedopai_i \times \alpha_1 + ocupaçãodopai_i \times \alpha_2 + e_i \quad (4)$$

onde *escolaridadedopai<sub>i</sub>* e *ocupaçãodopai<sub>i</sub>* são vetores de *dummies* que identificam, respectivamente, a escolaridade e a ocupação dos pais; e  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são vetores de coeficientes associados a cada nível de escolaridade e ocupação. Precisamos conhecer os coeficientes  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  para estimar uma renda predita dos pais. A estimação desses coeficientes pode ser obtida por meio de uma amostra de pais no passado: basta usar uma PNAD mais antiga (no caso, PNADs 1977 e 1995) e selecionar os adultos com filhos de determinada idade, que corresponda aos adultos do nosso ano de referência.

O procedimento pode ser descrito da seguinte forma:

1ª amostra - pais no passado (1977 e 1995):

<sup>10</sup> $rY_i = \frac{\text{Posição de } Y_i \text{ no ranking} - 1}{\text{Posição máxima no ranking} - 1}$

$$x_j = \alpha_0 + escolaridade_j \times \alpha_1 + ocupação_j \times \alpha_2 + e_j \rightarrow \hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1 \text{ e } \hat{\alpha}_2 \quad (5)$$

2ª amostra - informações sobre os pais dadas pelos filhos (1996 e 2014):

$$\hat{x}_i = \hat{\alpha}_0 + escolaridade_i \times \hat{\alpha}_1 + ocupação_i \times \hat{\alpha}_2 \quad (6)$$

A renda dos pais estimada pode, então, ser utilizada para estimar as equações descritas na subseção 2.1.

$$y_i = \beta_{0IV} + \beta_{1IV}\hat{x}_i + v_i \quad (7)$$

A regressão 6 também pode ser estimada a partir de um conjunto de *dummies* que identificam cada combinação de escolaridade e ocupação possível, o que significa atribuir à cada pai, a renda média das pessoas que tinham mesma ocupação e mesma escolaridade no passado. É o que chamamos de modelo saturado.

A utilização da renda estimada dos pais no lugar da renda observada traz uma fonte adicional de viés para o nosso modelo. Tal viés é ainda pouco explorado na literatura, seja devido ao fato de existirem dados para estimar a mobilidade intergeracional de renda pela forma convencional em muitos países desenvolvidos, seja pela dificuldade em definir a direção do viés a partir dos vários fatores que o determinam. De fato, sem o estabelecimento de hipóteses adicionais sobre a variância e covariância entre as variáveis observadas, preditas e instrumentais, não é possível determiná-la. Nesta subseção, nos limitaremos a apresentar as formas dos vieses, discutindo, a partir delas e de alguns trabalhos empíricos, sua provável direção e magnitude.

Podemos escrever as rendas observada e predita dos pais como:

$$X = Z\hat{\alpha} + \hat{E} \quad (8)$$

$$\hat{X} = Z\hat{\alpha} \quad (9)$$

onde  $Z$  é a matriz dos instrumentos, isto é, do conjunto de variáveis que identificam a escolaridade e a ocupação dos pais;  $\hat{\alpha}$  é o vetor de coeficientes estimados e  $\hat{E}$  é o vetor de resíduos estimados.

Da mesma forma, as rendas observada e predita dos filhos podem ser escritas como:

$$Y = W\hat{\gamma} + \hat{U} \quad (10)$$

$$\hat{Y} = W\hat{\gamma} \quad (11)$$

onde  $W$  é a matriz dos instrumentos;  $\hat{\gamma}$  é o vetor de coeficientes estimados e  $\hat{U}$  é o vetor de resíduos estimados.

O Quadro 1, a seguir, apresenta o viés da elasticidade e da correlação intergeracional da renda nas estimações em que se usa a renda observada dos filhos e a predita dos pais; e nas que se usa a renda predita de ambas as gerações.

Medida	Renda observada dos filhos x renda predita dos pais	Renda predita dos filhos x renda predita dos pais
Elasticidade ( $\hat{\beta}$ )	$\beta \times \frac{Var(\hat{X}) + Var(\hat{E})}{Var(\hat{X})}$ $- \frac{Cov(\hat{Y}, \hat{E}) + Cov(\hat{E}, \hat{U})}{Var(\hat{X})}$	$\beta \times \frac{Var(\hat{X}) + Var(\hat{E})}{Var(\hat{X})}$ $- \frac{Cov(\hat{Y}, \hat{E}) + Cov(\hat{X}, \hat{U}) + Cov(\hat{E}, \hat{U})}{Var(\hat{X})}$
Correlação ( $\hat{\rho}$ )	$\rho \times \frac{dp(\hat{X} + \hat{E})}{dp(\hat{X})}$ $- \frac{Cov(\hat{Y}, \hat{E}) + Cov(\hat{E}, \hat{U})}{dp(\hat{Y} + \hat{U}) \times dp(\hat{X})}$	$\rho \times \frac{dp(\hat{Y} + \hat{U}) \times dp(\hat{X} + \hat{E})}{dp(\hat{Y}) \times dp(\hat{X})}$ $- \frac{Cov(\hat{Y}, \hat{E}) + Cov(\hat{X}, \hat{U}) + Cov(\hat{E}, \hat{U})}{dp(\hat{Y}) \times dp(\hat{X})}$

**Quadro 1 – Cálculo dos coeficientes estimados com base na renda predita dos pais em função dos coeficientes verdadeiros**

Fonte: Elaboração própria.

As fórmulas do Quadro 1 deixam claro o porquê de a direção do viés causado pela estimação por variáveis instrumentais em duas amostras ser incerta. Por um lado, o fato de variância da renda estimada ser inferior à variância da renda observada dos pais age o sentido de superestimar o estimador de variáveis instrumentais em duas amostras. Por outro, o fato de excluirmos a parte da variabilidade da renda dos pais

(e dos filhos, quando também usamos sua renda predita) que não é explicada pelos instrumentos (educação e ocupação) tende a produzir um viés na direção oposta, de subestimação, considerando que a correlação entre a renda dos filhos e esta parte da renda dos pais não considerada também é positiva<sup>11</sup>.

No trabalho de BJÖRKLAND e JÄNTTI (1997), no qual os dados dos Estados Unidos permitem calcular a elasticidade intergeracional da renda a partir da renda observada e predita dos pais, o coeficiente estimado pelo método de variáveis instrumentais em duas amostras a partir da renda observada dos filhos é maior do que o estimado por MQO. Isto é, o viés é de superestimação e varia de 25 a 32%, tanto para a elasticidade quanto para a correlação. Por outro lado, quando usamos também a renda predita dos filhos, o coeficiente é subestimado em 12 a 20%.

Resultados semelhantes são encontrados por JERRIM, CHOI e RODRIGUEZ (2014) em relação à elasticidade intergeracional da renda usando a renda predita dos pais e a renda observada dos filhos. Usando dados dos Estados Unidos, eles estimam um viés positivo que fica em torno de 30% quando os instrumentos são raça, educação e classificações menos desagregadas das ocupações e atividades. Tal viés cai para algo em torno de 15% quando os autores utilizam a classificação mais desagregada de ocupações. No caso da correlação, os resultados diferem dos de BJÖRKLAND e JÄNTTI (1997). JERRIM, CHOI e RODRIGUEZ (2014) encontram um viés de subestimação quando usam a renda predita dos pais, da ordem de 18% quando os instrumentos são apenas raça e educação; 12% quando são incluídos os grupos ocupacionais e de atividades menos desagregados; e quase inexistente quando são usadas as classificações mais desagregadas.

Analisar a direção do viés das estimações do tipo *rank-rank*, por sua vez, é mais complicado, tendo em vista que o fato de construirmos uma variável padronizada do *ranking* das rendas estimadas faz com que as variáveis observadas não possam mais ser facilmente decompostas em uma parte predita e um resíduo estimado. Em termos empíricos, JERRIM, CHOI e RODRIGUEZ (2014) comparam os resultados de matrizes de transição construídas com base nas rendas observada e predita dos pais, o que se aproxima da nossa estimação da regressão que relaciona a posição de pais e filhos na distribuição de renda. A conclusão é de que, neste caso, o viés causado pelo uso do método de variáveis instrumentais em duas amostras é muito menor, quase inexistente.

Em síntese, é difícil determinar com clareza a direção do viés quando usamos mais de um instrumento para prever a renda dos pais. No geral, o viés tende a ser positivo para a elasticidade intergeracional da renda. No caso da correlação, há conclusões distintas na literatura, mas o viés parece ser, em termos percentuais, inferior ao observado no caso da elasticidade. Em ambos os casos, o uso de classificações ocupacionais mais desagregadas reduz significativamente esses vieses. Já o viés na estimação *rank-rank* parece ainda menor, podendo ser próximo a zero. Como veremos mais adiante, neste trabalho, optamos por trabalhar com um nível de desagregação ocupacional um pouco maior do que em outros trabalhos que usam os dados brasileiros, o que pode contribuir para estimações mais próximas da realidade.

### 3. DADOS

#### 3.1. Fonte de dados e seleção da amostra

Neste artigo, usaremos os dois últimos suplementos disponíveis, de 1996 e 2014, bem como as PNADs de anos anteriores para compor a amostra de pais. A definição de pai e mãe se manteve entre as duas edições. Outros aspectos metodológicos, porém, sofreram alteração. Foi o caso do critério para seleção da amostra que responde ao suplemento e do formato das perguntas feitas para os filhos. Na medida do possível, os dados foram trabalhados no sentido de padronizar as informações utilizadas dos dois anos. Como a PNAD de 1996 não traz informações sobre a ocupação das mães, optou-se, neste artigo, por excluir as mulheres, mães e filhas, da amostra, a despeito das limitações inerentes a essa escolha metodológica em termos de generalização dos resultados.

A escolha dos anos das PNADs utilizados para compor a amostra dos pais no passado foi feita considerando a literatura da área e as limitações dos dados. A renda dos indivíduos varia bastante ao longo

---

<sup>11</sup> De forma análoga, podemos considerar que a covariância entre a parte da renda dos filhos não explicada por sua educação e ocupação ( $Cov(\hat{X}, \hat{U})$ ) e a renda dos pais é positiva, bem como a covariância entre as partes das rendas de pais e filhos não explicada pelos instrumentos ( $Cov(\hat{E}, \hat{U})$ ).

da vida, assumindo, em geral, um padrão crescente e côncavo: os salários tendem a crescer mais rapidamente no início da carreira, para mais tarde se estabilizarem ou mesmo decrescerem quando os indivíduos já estão mais próximos da aposentadoria. Como não temos dados sobre a renda permanente de pais e filhos, isso torna especialmente importante a escolha do intervalo de idade da amostra. Segundo BLACK e DEVEREUX (2011), que fazem uma ampla revisão da literatura recente sobre o tema, a renda permanente dos indivíduos seria mais bem captada pela renda auferida dos 30 aos 40 e tantos anos.

Sobre os pais, há ainda outra limitação: os filhos respondem sobre as características dos pais quando aqueles tinham 15 anos, independente da idade dos pais na época. Na base de dados dos filhos, não há nenhuma informação sobre a idade de seus pais. Ademais, a escolha do ponto a se voltar no tempo deve levar em consideração o fato de que o primeiro ano para o qual os microdados da PNAD estão disponíveis é 1976, 20 anos antes de nosso primeiro ano de referência, 1996.

Uma vez analisadas essas questões, optou-se por limitar a amostra de filhos aos homens de 30 a 39 anos, ocupados, que trabalhavam ao menos 30 horas por semana e cuja condição no domicílio era responsável ou cônjuge<sup>12</sup>. Em 2014, os indivíduos no centro desse intervalo, de 34 e 35 anos, tinham 15 anos em 1994 e 1995, respectivamente. Como a PNAD não foi realizada no ano de 1994, o ano de 1995 foi escolhido para compor a nossa amostra de pais dos filhos de 2014. Analogamente, o ano de 1977 será utilizado para compor a amostra de pais dos filhos de 1996. Nas amostras dos pais de 1977 e 1995, foram selecionados responsáveis e cônjuges, ocupados, com filhos de 11 a 20 anos, idade compatível com os indivíduos de 30 a 39 anos em 1996 e 2014, que trabalhavam ao menos 30 horas semanais.

### **3.2. Compatibilização das ocupações das PNADs ao longo do tempo**

Ao longo dos anos das PNADs utilizadas neste trabalho, ocorreram várias mudanças nas classificações das ocupações adotadas pelo IBGE. Existe uma classificação própria do IBGE para os anos 70, outra para os anos 80 e outra para os anos 90, empregada pela primeira vez no Censo Demográfico de 1991. A partir dos anos 2000, o órgão passa a utilizar uma adaptação da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) para as pesquisas domiciliares, a CBO domiciliar. É necessário, portanto, compatibilizar essas classificações.

O mais adequado seria classificar as ocupações de todas as PNADs de acordo com a CBO Domiciliar, que é a mais atual e possui uma estrutura que permite agregar e desagregar grupos facilmente, de acordo como o número de dígitos da codificação (quatro, três, dois ou um). No entanto, as tábuas de conversão dos códigos das ocupações disponibilizadas pelo IBGE para o público não permitem fazer esta conversão<sup>13</sup>. Assim sendo, foi necessária a construção de uma tábua de conversão própria para este trabalho.

A partir das informações do Censo 2000, que traz as ocupações codificadas segundo a classificação do Censo 91 e a CBO domiciliar; e da compatibilização disponível em PERO (2002) foi construída uma tábua de conversão para a CBO 2 dígitos, com algumas adaptações. A partir dela, podemos utilizar 39 grupos ocupacionais, número superior ao comumente utilizado na descrição da ocupação dos pais nos trabalhos sobre mobilidade intergeracional de renda para o Brasil. Essa maior desagregação possivelmente produz estimativas menos viesadas, conforme apontado em JERRIM, CHOI e RODRIGUEZ (2014).

### **3.3. Análises descritivas**

Neste artigo, são usadas quatro amostras: duas de pais, extraídas dos dados das PNADs de 1977 e 1995; e duas de filhos, extraídas das PNADs de 1996 e 2014. A Tabela 1 apresenta o tamanho das amostras quando são utilizados critérios de seleção referentes ao trabalho principal e a todos os trabalhos.

<sup>12</sup> Em 1996, o suplemento de mobilidade sócio-ocupacional foi aplicado apenas a responsáveis e cônjuges. A fim de padronizar a amostra, adotou-se o mesmo procedimento em 2014 no capítulo 4. No capítulo 5, que utiliza apenas os dados de 2014, esse critério pôde ser flexibilizado.

<sup>13</sup> A ocupação “862 - Praças das forças armadas” da classificação do Censo 91, por exemplo, é associada a 3 códigos da CBO Domiciliar: “0100 - Militares da Aeronáutica”, “0200 - Militares do Exército” e “0300 - Militares da Marinha”. Estes três códigos da CBO Domiciliar, por sua vez, estão associados não só ao código 862 da classificação do Censo 1991, mas também ao código “861 - Oficiais das forças armadas”. Assim sendo, é impossível organizar, a partir dessa tábua de conversão, uma correspondência adequada aos nossos objetivos.



Amostra	Renda do trabalho principal		Renda de todos os trabalhos	
	Sem peso	Com peso	Sem peso	Com peso
<i>Painel A: Filhos de 30 a 39 anos</i>				
1996	11,537	5,476,147	11,662	5,539,988
2014	2,353	5,168,740	2,388	5,241,157
<i>Painel B: Pais com filhos de 11 a 20 anos</i>				
1977	31,485	6,934,064	31,617	6,959,474
1995	21,890	22,122	10,156,192	10,268,330

**Tabela 1 – Tamanho das amostras de pais e filhos**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1977, 1995, 1996 e 2014.

Conforme mostram os dados da Tabela 1, a aplicação dos filtros reduz bastante o tamanho das amostras, em especial a de filhos de 2014. Em 2014, menos pessoas respondem ao suplemento (apenas uma pessoa de cada domicílio, contra todos os responsáveis e cônjuges em 1996). Dentre os que respondem em 2014, foi necessário selecionar apenas os responsáveis e cônjuges, a fim de manter a comparabilidade com os dados de 1996. Há diferenças também no critério para se obter as informações sobre os pais: em 1996, respondiam todos aqueles que tinham pai vivo aos quinze anos; em 2014, apenas os que moravam com o pai.

A Tabela 2 apresenta os dados referentes à idade, escolaridade e ocupação dos homens que compõem as amostras. Em relação à escolaridade e ocupação, as diferenças entre as amostras dos pais observados (homens com filhos de 11 a 20 anos em 1977 e 1995) e pais reportados (características dos pais reportadas pelos filhos homens em 1996 e 2014) são pequenas.

Variável	1977 – 1996			1995 – 2014		
	Pais observados	Pais reportados	Filhos	Pais observados	Pais reportados	Filhos
Idade média	46.1	-	34.5	44.8		34.6
Escolaridade						
Sem escolaridade	32.7	35.1	11.0	21.1	22.5	3.8
EF incompleto	57.0	53.9	45.5	53.1	47.6	23.6
EF completo	3.3	3.5	11.3	7.5	9.4	10.4
EM incompleto	0.9	0.7	4.4	2.1	1.1	6.0
EM completo	2.9	3.6	15.4	8.4	11.7	31.8
ES incompleto	1.0	0.3	3.8	1.8	0.8	8.0
ES completo	2.3	3.0	8.6	6.0	6.9	16.4
Grande grupo ocupacional						
0 – Militares	2.9	1.9	2.0	1.1	1.5	1.7
1 – Superiores	7.0	5.7	11.2	10.5	9.2	11.2
2 – Ciências e artes	2.1	2.4	4.8	3.2	4.5	9.5
3 – Técnicos de nível médio	3.1	3.2	5.9	4.7	4.1	8.0
4 – Serviços adm.	2.8	1.9	4.8	3.1	3.1	4.6
5 – Serviços e comércio	13.0	11.4	17.0	17.2	11.2	16.7
6 – Agropecuária	40.5	49.5	19.6	25.2	33.7	10.9
7 – Produção Industrial 1*	25.0	20.3	27.8	29.1	27.4	31.2
8 – Produção industrial 2*	1.7	1.8	3.3	2.2	2.2	2.3
9 – Reparação e manutenção	1.9	1.8	3.7	3.8	3.0	3.9

**Tabela 2 – Estatísticas descritivas das amostras de pais e filhos**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1977, 1995, 1996 e 2014.

Notas: Amostras selecionadas segundo critérios de todos os trabalhos.

Seguindo a metodologia explicada na seção anterior, os dados de 1977 e 1995 foram usados para estimar uma renda predita para cada ocupação e nível de escolaridade dos pais, à qual foi associada aos filhos das amostras de 1996 e 2014 segundo as informações que estes deram sobre os seus pais. A renda dos pais é estimada de duas formas. A primeira (regressão), a partir de uma regressão de um conjunto de *dummies* que identifica, separadamente, a ocupação (grupo ocupacional da CBO domiciliar de dois dígitos adaptada) e a escolaridade (sem escolaridade, Ensino Fundamental incompleto, Ensino Fundamental completo, Ensino Médio incompleto, Ensino Médio completo, Ensino Superior incompleto e Ensino Superior completo). A segunda (média) consiste no rendimento médio de cada grupo construído a partir da combinação da ocupação e escolaridade. Equivale a um modelo de regressão de *dummies* saturado, com interações entre aquelas que identificam a ocupação e as que identificam a escolaridade dos pais.

A precisão e consistência das estimativas baseadas no método de variáveis instrumentais em duas amostras dependem do quanto os instrumentos são capazes de prever a variável a ser instrumentalizada. É desejável, portanto, que a correlação entre a renda predita e a renda observada seja alta. Como não se sabe qual era a verdadeira renda dos pais dos filhos das amostras de 1996 e 2014, considerou-se que a correlação entre esta e a renda predita é próxima da correlação entre o logaritmo das rendas observada e predita nas amostras de pais. Independente da amostra (1977 ou 1995), do rendimento (do trabalho principal ou de todos os trabalhos) ou do método de estimação da renda predita (pela regressão ou pela média/modelo saturado), a correlação entre os logaritmos do rendimento observado e predito é sempre superior a 0.6.

Por fim, a Tabela 3 apresenta a média e o desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos. As rendas observadas dos filhos se referem às amostras de 1996 e 2014 e as rendas observadas dos pais se referem às amostras de 1977 e 1995. As rendas preditas dos filhos também se referem aos anos de 1996 e 2014,

enquanto as dos pais foram calculadas com base nas informações deles reportadas pelos filhos nestes dois anos. Em todos os cálculos, foram excluídas as rendas iguais a zero e superiores a R\$ 100.000. Todas as rendas estão deflacionadas, tendo o ano de 2015 como referência.

Variável de renda	Filhos		Pais		Razão entre os desvios-padrão dos filhos e dos pais
	Média	Desvio-padrão do logaritmo	Média	Desvio-padrão do logaritmo	
<i>Painel A: Rendimento do trabalho principal - 1977-1996</i>					
Renda observada	7.26	1.00	7.18	0.99	1.01
Renda predita (reg)	7.25	0.72	7.14	0.65	1.11
Renda predita (média)	7.25	0.73	7.13	0.66	1.11
dp renda observada filho/ dp renda predita (média) pai					1.51
<i>Painel B: Rendimento do trabalho principal - 1995-2014</i>					
Renda observada	7.55	0.82	7.14	1.05	0.78
Renda predita (reg)	7.49	0.55	7.07	0.79	0.70
Renda predita (média)	7.50	0.56	7.07	0.79	0.71
dp renda observada filho/ dp renda predita (média) pai					1.03
<i>Painel C: Rendimento de todos os trabalhos- 1977-1996</i>					
Renda observada	7.29	1.00	7.22	0.99	1.01
Renda predita (reg)	7.28	0.72	7.18	0.66	1.10
Renda predita (média)	7.28	0.73	7.17	0.67	1.10
dp renda observada filho/ dp renda predita (média) pai					1.49
<i>Painel B: Rendimento de todos os trabalhos- 1995-2014</i>					
Renda observada	7.58	0.82	7.17	1.05	0.78
Renda predita (reg)	7.52	0.56	7.11	0.79	0.71
Renda predita (média)	7.52	0.58	7.11	0.79	0.73
dp renda observada filho/ dp renda predita (média) pai					1.03

**Tabela 3 – Estatísticas descritivas do logaritmo dos rendimentos de pais e filhos**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1977, 1995, 1996 e 2014.

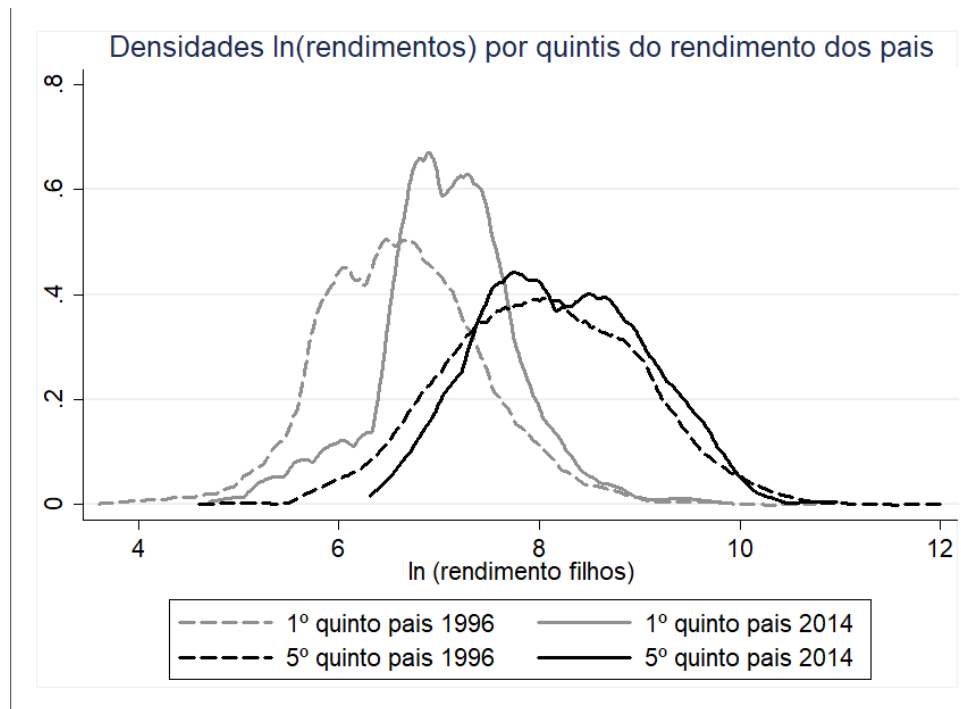
As médias das rendas preditas são sempre inferiores às das rendas observadas, pois são menos influenciadas por valores extremos. Naturalmente, seus desvios-padrão (ou os desvios de seus logaritmos, que são apresentados na tabela) também são inferiores, pois elas incorporam apenas a variabilidade decorrente dos instrumentos (educação e ocupação). Esta é uma importante fonte de viés de superestimação nos modelos que regridem o logaritmo da renda observada dos filhos sobre o logaritmo da renda predita dos pais. A elasticidade intergeracional da renda (IGE) é igual à correlação entre as rendas de pais e filhos multiplicada pela razão entre os desvios-padrão da renda de filhos e pais<sup>14</sup>. Diferenças no desvio-padrão das rendas, portanto, afetam a elasticidade. Considerando que o desvio verdadeiro da renda dos pais é igual ao desvio observado na amostra de pais usada para estimar a renda predita, o coeficiente estimado com base na renda predita dos pais seria quase 50% e 30% maior do que o estimado com base nas duas rendas observadas, em 1996 e 2014, respectivamente. No entanto, conforme mostrado na seção 2, a própria correlação tende a ser subestimada, compensando parte desse viés positivo.

Além disso, nota-se uma tendência temporal, seja na evolução dos desvios das rendas observadas ou preditas, que pode afetar significativamente o valor da elasticidade. Acompanhando o comportamento da desigualdade de renda, geralmente mensurada pelo índice de Gini, o desvio-padrão da renda cai muito entre

<sup>14</sup> $IGE = \frac{Cov(X,Y)}{Var(X)} = \frac{Corr(X,Y) \times dp(X) \times dp(Y)}{Var(X)} = \rho_{X,Y} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}$

as amostras de filhos de 1996 e 2014. Por outro lado, o desvio-padrão da renda (observada e predita) dos pais aumenta entre 1977 e 1995. Ambos os movimentos tendem a fazer com que a elasticidade intergeracional da renda caia entre os dois períodos analisados (1977-1996 e 1995-2014), ainda que a correlação entre as rendas de pais e filhos se mantenha constante.

A Figura 1 nos permite visualizar a relação positiva entre os rendimentos das duas gerações. Ela faz a comparação entre filhos de pais que estavam entre os 20% mais ricos (5º quintil) e os 20% mais pobres (1º quintil) na distribuição de renda. Foram utilizados o rendimento de todos os trabalhos observado dos filhos e o rendimento de todos os trabalhos predito (média) dos pais.



**Figura 1 - Distribuição do rendimento de todos os trabalhos dos filhos (observado) por quintil do rendimento de todos os trabalhos dos pais (predito, média) segundo ano**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1977, 1995, 1996 e 2014.

Há diferenças bastante expressivas na distribuição de renda dos filhos dos pais que estavam entre os 20% mais pobres e dos filhos dos pais que estavam entre os 20% mais ricos em ambos os anos. Os filhos de pais mais ricos têm grande probabilidade de auferirem rendimentos maiores quando adultos. Em relação às mudanças ocorridas entre 1996 e 2014, elas são pequenas para os filhos de origem mais rica. Uma mudança bem mais expressiva parece ocorrer entre aqueles de origem mais pobre. Para estes, houve um claro deslocamento da distribuição para a direita (aumento da renda) e redução de sua dispersão. Esse quadro vai ao encontro do padrão de redistribuição de renda verificado no Brasil ao longo dos anos 2000, quando ocorreu uma redistribuição na base, com a elevação maior dos salários dos trabalhadores mais pobres.

#### 4. RESULTADOS

Nesta seção, investigaremos a relação positiva entre os rendimentos de pais e filhos sugerida pela Figura 1. A transmissão intergeracional da renda será analisada a partir de três medidas: a elasticidade intergeracional da renda (IGE); a relação entre a posição de pais e filhos na distribuição (*rank-rank*); e a correlação entre o logaritmo das rendas. Primeiramente, serão apresentados os resultados e conclusões gerais a respeito da evolução desses indicadores ao longo do tempo. Em seguida, será investigado o papel do nível de escolaridade dos trabalhadores nessa relação.

Todos os modelos foram estimados considerando-se os pesos amostrais da pesquisa. Todos os erros-

padrão dos modelos foram estimados através de um *bootstrap*<sup>15</sup>, dada as especificidades da estimação em dois estágios discutidas na metodologia. Este é um procedimento bastante comum na literatura que utiliza modelos de TSIV.

#### 4.1. Transmissão intergeracional dos rendimentos do trabalho: resultados gerais

A Tabela 4, a seguir apresenta os resultados gerais das estimações. Para cada medida (IGE, *rank-rank* e correlação); período (1977 – 1996 e 1995 – 2014); e tipo de rendimento (trabalho principal e todos os trabalhos)), foram estimadas 4 regressões, relacionando o rendimento observado dos filhos e predito (regressão) dos pais (i); o rendimento observado dos filhos e predito (média) dos pais (ii); os rendimentos preditos (regressão) de filhos e pais (iii); e os rendimentos preditos (média) dos filhos e pais (iv). De acordo com a discussão sobre os vieses feita na metodologia, as elasticidades estimadas pelos modelos que relacionam os rendimentos observados dos filhos e preditos dos pais podem ser tomados como um limite superior para o coeficiente real; enquanto os estimados pelos modelos que relacionam os dois rendimentos preditos podem servir como um limite inferior.

A elasticidade intergeracional da renda de pais e filhos é bastante alta no Brasil, nos dois períodos considerados e em todas as estimações feitas. Os valores são sempre superiores a 0.4, valor observado nas estimações mais atuais para países desenvolvidos de menor mobilidade, como os Estados Unidos. Isso significa que uma diferença de 10% na renda dos pais está associada a uma diferença de mais de 4% na renda de seus respectivos filhos. Os valores encontrados para o período de 1977-1996, que ficam em torno de 0.7, são compatíveis com os apresentados em trabalhos anteriores, como DUNN (2003), FERREIRA e VELOSO (2006) e PERO e SZERMAN (2008). Não há diferenças significativas entre as estimações que consideram a renda do trabalho principal e a renda de todos os trabalhos, nem em relação à utilização das duas formas de renda predita dos pais.

A queda verificada na elasticidade intergeracional de renda no período é de cerca de 30%. A princípio, esse resultado parece revelar um grande avanço em termos de equalização das oportunidades e construção de um padrão social mais justo e dinâmico. No entanto, a análise da correlação simples entre as rendas de pais e filhos nos dois períodos revela uma marcada estabilidade, ficando entre 0.50 e 0.60. O grande ganho de mobilidade social se deu devido a mudanças na distribuição da renda: o desvio-padrão da renda dos pais de 1995 é superior ao da renda dos pais de 1977; enquanto a dispersão da renda dos filhos caiu muito entre 1996 e 2014. Aparentemente, porém, os indivíduos continuam preservando a posição de seus pais na distribuição de renda tanto quanto antes. Essa constatação é corroborada pelos resultados dos modelos *rank-rank*, que relacionam a posição de pais e filhos na distribuição. Novamente, o padrão de mobilidade intergeracional muda menos do que quando se analisam as elasticidades, de modo que não podemos dizer que os coeficientes calculados para os dois períodos são estatisticamente diferentes. As estimativas pontuais dos coeficientes desses modelos, em ambos os anos, variam entre 0.46 e 0.57, valor bem superior ao calculado por CHETTY *et al.* (2014a) para os Estados Unidos, de 0.34.

---

<sup>15</sup> Primeiro, expandimos a amostra de pais pelo peso amostral e selecionamos uma nova amostra, com reposição, com o mesmo número de observações da original (sem o peso). A partir dela, são estimadas as rendas preditas dos pais. Em seguida, expandimos a amostra de filhos pelo peso amostral e selecionamos uma nova amostra, com reposição, com o mesmo número de observações da original (sem o peso). A partir dela e dos rendimentos preditos dos pais estimados no primeiro estágio, estimamos o modelo desejado. Após repetir esse procedimento 200 vezes, calculamos os desvios-padrão dos coeficientes estimados.

Tipo de rendimento	IGM		Rank-rank		Correlação	
	1977 - 1996	1995 - 2014	1977 - 1996	1995 - 2014	1977 - 1996	1995 - 2014
<i>Painel A: Rendimento do trabalho principal</i>						
Observado dos filhos x predito (regressão) dos pais	0.7674 (0.0126)***	0.5232 (0.0212)***	0.4700 (0.0068)***	0.4606 (0.0171)***	0.4985 (0.0067)***	0.507 (0.0170)***
Observado dos filhos x predito (média) dos pais	0.7557 (0.0129)***	0.5239 (0.0210)***	0.4727 (0.0068)***	0.4634 (0.0172)***	0.5006 (0.0069)***	0.5102 (0.0171)***
Predito (reg) dos filhos x predito (reg) dos pais	0.6655 (0.0098)***	0.4188 (0.0134)***	0.5748 (0.0068)***	0.5676 (0.014)***	0.5997 (0.0058)***	0.6005 (0.0142)***
Predito (média) dos filhos x predito (média) dos pais	0.6560 (0.0104)***	0.4220 (0.0134)***	0.5655 (0.0061)***	0.5647 (0.0163)***	0.5941 (0.0061)***	0.5962 (0.0142)***
<i>Painel B: Rendimento de todos os trabalhos</i>						
Observado dos filhos x predito (regressão) dos pais	0.7671 (0.0124)***	0.5296 (0.021)***	0.4732 (0.0067)***	0.4696 (0.0173)***	0.5039 (0.0068)***	0.5107 (0.0172)***
Observado dos filhos x predito (média) dos pais	0.7560 (0.0128)***	0.5292 (0.021)***	0.4763 (0.0067)***	0.4676 (0.0171)***	0.5060 (0.0069)***	0.5122 (0.0173)***
Predito (reg) dos filhos x predito (reg) dos pais	0.6664 (0.0096)***	0.4282 (0.0136)***	0.5792 (0.0060)***	0.5858 (0.0151)***	0.6051 (0.0058)***	0.6007 (0.0141)***
Predito (média) dos filhos x predito (média) dos pais	0.6578 (0.0103)***	0.4322 (0.0136)***	0.5698 (0.0060)***	0.5637 (0.0153)***	0.6007 (0.0060)***	0.5954 (0.0141)***

**Tabela 4 – Coeficientes estimados nos modelos lineares sobre mobilidade intergeracional de rendimentos de pais e filhos**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1977, 1995, 1996 e 2014.

Notas: Erros-padrão, estimados por bootstrap, entre parênteses.

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

#### 4.2. Transmissão intergeracional da renda e educação

A escolaridade é tida pelos modelos convencionais baseados na teoria do capital humano como um dos principais fatores que explicam as variações da mobilidade intergeracional de renda. É certo que o status educacional é transmitido dos pais para os filhos em algum grau na maior parte dos países e, nesse sentido, a educação pode cumprir um papel tanto de promotora de maior igualdade de oportunidades quanto de reprodutora das desigualdades ao longo das gerações. No entanto, aspectos como o capital social e cultural das famílias e características pessoais como a cor da pele, que são fatores de discriminação no mercado de trabalho, também são importantes fontes de transmissão intergeracional dos rendimentos. E, para além desses atributos individuais, é também importante considerar os determinantes políticos e sociais que determinam a estrutura de salários de uma sociedade. O conflito entre as classes e o poder de barganha dos trabalhadores, bem como a estrutura produtiva de uma economia, influenciam significativamente a distribuição dos rendimentos de trabalho. Em um mundo onde as pessoas desejam preservar seu status sociais, a mobilidade é possivelmente mais aceita pelos privilegiados quando a sociedade é menos desigual e o custo de “perder posições” na distribuição é menor.

Nesse sentido, o aumento da escolaridade média da população pode não ser suficiente para a promoção de uma maior mobilidade intergeracional de renda. Nesta subseção, pretendemos investigar o papel que a educação teve na evolução da transmissão intergeracional dos rendimentos descrita até aqui. As Tabelas 5 e 6, a seguir, apresentam as matrizes de transição de escolaridade entre pais e filhos.

Escolaridade – pais	Escolaridade – filhos					Total
	Sem escolaridade	EF incompleto	EF completo	EM completo	ES completo	
Sem escolaridade	8.9	20.3	3.3	2.3	0.3	35.1
EF incompleto	2.1	24.4	11.1	12.4	3.8	53.8
EF completo	0.0	0.5	0.7	1.8	1.1	4.2
EM completo	0.0	0.2	0.4	1.8	1.5	3.9
ES completo	0.0	0.1	0.1	0.8	1.9	3.0
Total	11.0	45.5	15.6	19.2	8.6	100.0

**Tabela 5 – Matriz de transição de escolaridade de pais e filhos - 1996**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE de 1996.

Escolaridade – pais	Escolaridade – filhos					Total
	Sem escolaridade	EF incompleto	EF completo	EM completo	ES completo	
Sem escolaridade	2.4	11.0	4.4	4.6	0.7	23.1
EF incompleto	1.2	11.9	9.3	21.0	4.4	47.8
EF completo	0.3	0.3	1.7	6.1	2.1	10.5
EM completo	0.0	0.3	0.7	6.7	4.6	12.3
ES completo	0.0	0.0	0.3	1.4	4.6	6.3
Total	3.8	23.6	16.4	39.8	16.4	100.0

**Tabela 6 – Matriz de transição de escolaridade de pais e filhos - 1996**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE de 2014.

Cada célula  $a_{ij}$  representa a porcentagem de homens com nível de escolaridade  $j$ , cujos pais tinham nível de escolaridade  $i$ . Os níveis de escolaridade “Ensino Médio incompleto” e “Ensino Superior incompleto” foram agrupados, respectivamente, com os níveis “Ensino Fundamental completo” e “Ensino

Médio completo”, já que poucos filhos reportavam esses níveis sobre os pais. A Tabela 7 apresenta alguns indicadores que sintetizam as informações das matrizes nos dois anos.

	Número de indivíduos		%	
	1996	2014	1996	2014
Total	5,522,079	5,228,183	100	100
Imobilidade	2,084,014	1,430,106	37.7	27.4
Mobilidade	3,438,065	3,798,077	62.3	72.6
Ascendente	3,199,313	3,566,976	57.9	68.2
Descendente	238,752	231,101	4.3	4.4
Estrutural	-	-	32.4	43.5
Circular	-	-	29.9	29.1
Mobilidade de curta distância	2,129,953	1,810,319	38.6	34.6

**Tabela 7 – Indicadores síntese das tabelas de mobilidade intergeracional da educação**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE de 1996 e 2014.

Houve um forte aumento da mobilidade educacional ascendente: em 1996, 57.9% dos trabalhadores do sexo masculino de 30 a 39 anos haviam alcançado um nível de escolaridade superior ao de seus respectivos pais; enquanto essa proporção era de 68.2% em 2014. Ademais, os movimentos ascendentes e descendentes passaram a ter distâncias maiores: em 1996, 38.6% dos homens da amostra apresentaram mobilidade de curta distância em relação aos seus pais, isto é, alcançaram uma escolaridade um nível acima ou um nível abaixo da de seus pais. Em 2014, essa proporção era de 34.6%. A evolução positiva, porém, se deu basicamente em termos estruturais e não relativos (mobilidade circular)<sup>16</sup>. Isso significa que o nível educacional da população como um todo aumentou, mas as pessoas preservaram suas posições relativas tanto quanto antes. Esse padrão condiz com o observado para a transmissão intergeracional da renda: houve aumento dos rendimentos médios e redução das desigualdades através do achatamento da distribuição, mas os indivíduos preservam, tanto quanto antes, suas posições relativas. No caso da educação, em 2014, era tão difícil quando em 1996 que um filho de um pai menos escolarizado alcançasse um nível educacional superior ao de um filho de um pai mais escolarizado.

Uma vez constatado que houve um aumento da escolaridade dos filhos analisados entre 1996 e 2014, embora eles ainda preservem suas posições relativas em termos de educação tanto quanto antes, interessa saber, também, como essa escolaridade herdada dos pais está associada a seus próprios rendimentos. De acordo com a teoria do capital humano, a transmissão intergeracional dos rendimentos se daria apenas através da transmissão intergeracional do próprio capital humano e das características genéticas. Ela se daria por meio da influência do estoque de capital humano dos pais na facilidade com que os filhos acumulariam o próprio capital humano; e do nível de investimento dos pais no capital humano dos filhos, influenciado pelo seu nível de renda em cenários de restrição de crédito. Para um dado nível de capital humano e aptidões individuais dos filhos, porém, a relação entre os rendimentos das duas gerações seria nula.

Embora o conceito de capital humano possa ser, em termos abstratos, ampliado para uma série de atributos individuais dos filhos nos quais os pais poderiam investir, em termos empíricos, ele é basicamente associado a fatores relacionados à educação. Frequentemente, a medida de educação à qual os estudos sobre mercado de trabalho e rendimentos têm acesso são os anos de estudo, embora a literatura da área reconheça que seria importante considerar fatores relativos à qualidade da educação também. Neste trabalho, apenas os anos de estudo dos adultos são conhecidos. Embora eles não traduzam integralmente o conceito de capital humano, inseri-los como controle na regressão do rendimento dos filhos sobre o rendimento dos pais pode

<sup>16</sup> Seguindo metodologia exposta em PASTORE e SILVA (2000), para calcular a mobilidade estrutural e circular, construímos uma matriz de transição hipotética, que preservasse as distribuições marginais (estrutura educacional de cada geração), mas apresentasse o mínimo de mobilidade possível. A mobilidade obtida a partir desta matriz hipotética é a mobilidade estrutural. A diferença entre a mobilidade total e a mobilidade estrutural é a mobilidade circular.



ser uma boa forma de investigar se a maior parte da correlação entre os rendimentos de duas gerações pode ser explicada pelos investimentos em educação ou não. A Tabela 8 apresenta os resultados deste exercício. Evidentemente, não se tem uma fonte de variação exógena nem dos rendimentos dos pais nem dos anos de estudo dos filhos. Interpretações a respeito de relações de causalidade, portanto, não podem ser feitas.

Os resultados sugerem que parte importante da transmissão intergeracional da renda está correlacionada com os anos de estudo: o acréscimo desta variável na regressão reduz o coeficiente da renda dos pais em dois terços em 1996 e pela metade em 2014, além de aumentar o poder explicativo dos modelos. A escolaridade, portanto, parece ser um fator importante na explicação da variação dos rendimentos, embora tenha perdido relevância em um período de aumento no nível educacional da população.

No caso da elasticidade (painel A), esse fato ainda pode ser atribuído à queda dos retornos à educação: uma vez que o prêmio por mais um ano de estudo diminui, cai também o poder explicativo da educação sobre as variações dos rendimentos. De fato, observa-se que o coeficiente de ajuste ( $R^2$ ) varia pouco entre os dois anos quando apenas o rendimento dos pais é inserido no modelo (modelo (1)). Já a comparação entre os modelos dos dois anos que incluem os anos de estudo dos filhos como controle revela uma queda grande do poder explicativo do modelo em 2014.

Já no caso da regressão *rank-rank*, parece que a maior equidade no acesso à educação fez com que ela reduzisse seu efeito na posição dos indivíduos na distribuição de renda, abrindo espaço para um maior efeito da própria renda dos pais. Nesse sentido, parece que a educação, que se tornou mais bem distribuída, foi substituída por alguma outra variável, também correlacionada à origem dos indivíduos, na determinação de sua posição na distribuição. No caso do modelo 3, o efeito da interação entre anos de estudo e renda dos pais é negativo, mas muito pequeno em 1996. Em 2014, é positivo, indicando que o efeito da escolaridade sobre os rendimentos é maior para os que tinham pais mais ricos.

Variáveis	1996			2014		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Painel A: IGE</i>						
Rendimento dos pais	0.7560 (0.0136)***	0.2437 (0.0133)***	0.1858 (0.0264)***	0.5292 (0.0185)***	0.2638 (0.0205)***	-0.0396 (0.0526)
Anos de estudo		0.1256 (0.002)***	0.0832 (0.0164)***		0.0900 (0.0045)***	-0.0893 (0.0298)***
Rendimento dos pais x anos de estudo			0.0060 (0.0023)***			0.0264 (0.0043)***
Observações	11,640	11,599	11,599	2,375	2,369	2,369
$R^2$	0.2560	0.4559	0.4563	0.2624	0.3981	0.4074
<i>Painel B: Rank-rank</i>						
Rendimento dos pais	0.4763 (0.0070)***	0.1437 (0.0090)***	0.1487 (0.0136)***	0.4676 (0.0158)***	0.2049 (0.0193)***	-0.0108 (0.0458)
Anos de estudo		3.6973 (0.0521)***	3.7345 (0.0876)***		3.3570 (0.1498)***	2.5412 (0.2012)***
Rendimento dos pais x anos de estudo			-0.0007 (0.0014)			0.0210 (0.0037)***
Observações	11,640	11,599	11,599	2,375	2,369	2,369
$R^2$	0.2489	0.4518	0.4518	0.2337	0.3838	0.3908

**Tabela 8 – Modelos lineares sobre mobilidade intergeracional de rendimentos de todos os trabalhos de pais (predito, média) e filhos (observado) considerando o efeito da escolaridade**

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1977, 1995, 1996 e 2014.

Notas: Erros-padrão, estimados por bootstrap, entre parênteses.

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo, foram apresentados os resultados referentes à evolução da transmissão intergeracional de renda entre os anos de 1996 e 2014, considerando apenas os homens, para os quais se tinham as informações necessárias nos dois anos da pesquisa. Foram calculadas três medidas da mobilidade intergeracional de renda: a elasticidade de renda intergeracional; a correlação entre as rendas de pais e filhos; e o coeficiente que relaciona suas respectivas posições ao logo da distribuição de renda (*rank-rank*). Os resultados revelam uma elasticidade intergeracional da renda em 2014 entre 0.4 e 0.55, valores comparáveis ou ligeiramente superiores aos observados nos países desenvolvidos de menor mobilidade, como os EUA. A análise da evolução dos três indicadores calculados ao longo do tempo, por sua vez, corrobora a já conhecida queda da desigualdade dos rendimentos do trabalho no período, mas sugere que não houve grandes alterações na transmissão da posição dos pais para os filhos na distribuição de renda. Esta tornou-se menos dispersa, em especial na base, mas os filhos preservam a posição relativa dos pais tanto quanto antes.

No que diz respeito à transmissão intergeracional da educação, houve um aumento expressivo da mobilidade estrutural no período analisado, com aumento da mobilidade ascendente de longa distância: a sociedade brasileira como um todo ficou muito mais escolarizada no período recente. Já a mobilidade circular se manteve estável. Como no caso da renda, as posições relativas são preservadas tanto quanto antes. A educação, contudo, não explica por completo a evolução observada na elasticidade intergeracional de renda: mesmo controlando pela educação dos filhos, a renda dos pais permanece como uma variável importante para explicar a variabilidade da renda dos filhos, especialmente em 2014.

Em síntese, embora a desigualdade dos rendimentos do trabalho tenha caído bastante durante os anos 2000, houve poucas mudanças no que diz respeito à preservação da posição relativa dos indivíduos em termos de renda e educação. O desempenho do mercado de trabalho entre o início do novo século e o final do período analisado, com aumento do emprego formal e variação do salário mínimo, foram importantes para assegurar um patamar mínimo de renda maior, redistribuindo renda da base e reduzindo a magnitude dos diferenciais salariais relacionados à origem dos indivíduos. Alterar posições na distribuição de renda, porém, parece ser uma transformação mais difícil, não impactada pelo aumento geral da escolaridade da população. No Brasil, como na maioria dos países investigados na literatura internacional, há grande estabilidade do nível de transmissão intergeracional da renda quando se eliminam os efeitos das mudanças nas distribuições salariais (estimação *rank-rank* ou correlação).

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALESINA, A.; STANTCHEVA, S.; TESO, E. Intergenerational mobility and preferences for redistribution. *American Economic Review*, 108(2). 2017. p. 521–554.
- BECKER, G. S. *et al.* A Theory of Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, v. 126, n. S1. Oct. 2018. p. 7-25.
- BECKER, G. S. *et al.* A Theory of Intergenerational Mobility. *Working Paper*. Aug. 2015.
- BECKER, G. S. e TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *The Journal of Political Economy*, v. 87, n. 6. Dez. 1979. p. 1153-1189.
- BECKER, G. S. e TOMES, N. Human Capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, v. 4, n. 3, part 2: The Family and the Distribution of Economic Rewards. Jul. 1986. p. 1-39.
- BJORKLUND, A.; e JÄNTTI, M. “Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States”. *American Economic Review*, 87. 1997. p. 1009–1018.
- BLACK, S. E. e DEVEREUX, P. J. Recent developments in intergenerational mobility. *NBER Working Paper Series*, n. 15.889. Cambridge: 2010.
- BLANDEN, J.; GOODMAN, A.; GREGG, P.; MACHIN, S. Changes in intergenerational mobility in Britain. In: CORAK, M. (ed.) *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press. New York: 2004.

- BOWLES, S. e GINTIS, H. The problem with human capital theory: a Marxian critique. *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, 65. 1975. p. 74–82.
- BOWLES, S.; GINTIS, H. The Inheritance of Inequality. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 3. 2002. p. 3-30.
- BRATBERG, E.; NILSEN, Ø. A.; VAAGE, K. Intergenerational Earnings Mobility in Norway: Levels and Trends. *Scandinavian Journal of Economics*, 107 (3). 2005. p. 419 – 435.
- CARVALHO, L. *Valsa brasileira: Do boom ao caos econômico*. Ed. Todavia. 2018. 192 p.
- CHETTY, R.; HENDREN, N.; KLINE, P.; SAEZ, E. Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 129, issue 4. Nov. 2014a.
- CHETTY, R.; Hendren, N.; KLINE, P.; SAEZ, E.; TURNER, N. Is the United States Still a Land of Opportunity? Recent Trends in Intergenerational Mobility. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 104, n. 5. 2014b. p. 141–147.
- CLARK, G.; CUMMINS, N. Intergenerational Mobility in England, 1858-2012: Wealth, Surnames, and Social Mobility. LSE, *Economic History Working Papers*, n. 180. Nov. 2013.
- DUNN, C. *Intergenerational earnings mobility in Brazil and its determinants*. Sep. 2003.
- FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 26, n. 2. Nov. 2006. p. 181–211.
- FOX, L.; TORCHE, F.; e WALDFOGEL, J. Intergenerational Mobility. In: BRADY, D. e BURTON, L. M. (ed.) *The Oxford Handbook of the Social Science of Poverty*. May, 2016.
- GLEICHER, D. e STEVANS, L. *A classical approach to occupational wage rates*. New York: Praeger Publishers, 1991.
- HAIDER, S. e SOLON, G. “Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings”. *American Economic Review*, 96 (4). 2006. p. 1308–20.
- ICHINO, A.; KARABARBOUNIS, L.; e MORETTI, E. The political economy of intergenerational income mobility. *Economic Inquiry*, v. 49, n. 1. Jan. 2011. p. 47-69.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 1977 a 2014*.
- LEE, C.; SOLON, G. Trends in intergenerational income mobility. *Review of Economics and Statistics*, v. 91, issue 4. Nov. 2009. p. 766-772.
- LEFRANC, A.; TRANNOY, A. Intergenerational Earnings Mobility in France: Is France More Mobile than the US? *Annales d'Économie et de Statistique*, n. 78. Apr. - Jun., 2005. p. 57-77.
- MARX, K. (1867) *O capital: crítica da economia política*. Livro I. 27ª edição. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2010.
- MAYER, S. E.; LOPPO, L. M. What trends in the intergenerational economic mobility of sons and daughters in the United States mean? In: CORAK, M. (ed.) *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press. New York: 2004.
- NYBON, M. e STUHLER, J. “Biases in standard measures of intergenerational mobility”. *Journal of Human Resources*, vol. 52, n. 3. Jan. 2017. p. 800-825.
- OCDE. *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*. OECD Publishing. Paris: 2018a.
- OSÓRIO, R. G. *A desigualdade racial de renda no Brasil: 1976 – 2006*. 362f. Tese (Doutorado em Sociologia). Universidade de Brasília – Instituto de Ciências Sociais. Brasília, 2009.
- PASTORE, J. SILVA, N, V. *Mobilidade Social no Brasil*. São Paulo. Ed. Makron Books, 2000.
- PEKKALA S.; LUCAS, R. E. B. Differences across Cohorts in Finnish Intergenerational Income Mobility. *Industrial Relations*, v. 46, n. 1. Jan. 2007.
- PEKKARINEN, T.; SALVANES, K. G.; SARVIMÄKI, M. The Evolution of Social Mobility: Norway during the Twentieth Century. *The Scandinavian Journal of Economics*, 119 (1). 2017. p. 5–33.
- PERO, V. *Tendências da mobilidade social no Rio de Janeiro*. 200 f. Tese (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Rio de Janeiro – Instituto de Economia. Rio de Janeiro, 2002.
- PERO, V.; SZERMAN, D. Mobilidade intergeracional de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 38, n. 1. Abr. 2008.

- PIKETTY, T. *O Capital no século XXI*. 1ª ed. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.
- PIORE, M. J. Wage determination in low-wage labor markets and the role of minimum-wage legislation. In: \_\_\_\_\_ (ed.) *Unemployment and inflation: institutionalist and structuralist views*. M. E. sharpe, inc. New York: 1979b.
- POCHMANN, M. *Nova classe média? O trabalho na base da pirâmide social brasileira*. Ed. Boitempo. 2012, 128 p.
- RIBEIRO, C. A. C. Tendências da desigualdade de oportunidades no Brasil: mobilidade social e estratificação educacional. *Nota técnica IPEA*, mercado de trabalho, n. 62. Abr. 2017b.
- RIBEIRO, C. A. C.; SCALON, M. C. Class mobility in Brazil from a comparative perspective. *Dados*, v. 44, n. 1. Rio de Janeiro: 2001.
- SOUZA, P. R. C. *Salário e emprego em economias atrasadas*. Coleção Teses. Campinas, 1999.