

# MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA EVOLUÇÃO NOS ÚLTIMOS VINTE ANOS<sup>1</sup>

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

Valéria Pero<sup>3</sup>

Este artigo investiga a evolução da mobilidade intergeracional de renda no Brasil ao longo dos anos 2000, quando foi observada a redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho, e o papel da educação nesse processo. Foram estimadas regressões a partir do método de variáveis instrumentais em duas amostras para mensurar a relação entre as rendas de pais e filhos (homens). A elasticidade intergeracional da renda (IGE) caiu de algo em torno de 0,65 a 0,77 em 1996 para algo em torno de 0,42 a 0,53 em 2014. Os indicadores que eliminam os efeitos da distribuição de renda, porém, permaneceram quase constantes. Sobre o papel da escolaridade, a relação entre rendimento dos pais e rendimento dos filhos quando se controlam os anos de estudo permanece estável nas regressões que relacionam os níveis de renda, mas chega a aumentar naquelas que relacionam suas posições na distribuição.

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

## INTERGENERATIONAL INCOME MOBILITY IN BRAZIL: AN ANALYSIS ON ITS EVOLUTION OVER THE PAST 20 YEARS

This paper investigates trends in intergenerational income mobility in Brazil over the 2000s, when we observed a fall on labor income inequality; and the role of education in this process. Regressions were estimated using two sample instrumental variable to measure the relationship between fathers' and sons' income. Intergenerational elasticity of labor income has dropped from around 0.65 to 0.77 in 1996 to around 0.42 to 0.53 in 2014. The indicators that eliminate income distribution effects, however, remained almost constant. Regarding the role of schooling, the relationship between parents' income and children's income when the years of study are controlled is stable in regressions that relate income levels, but it even increases in those that relate their positions in distribution.

**Keywords:** intergenerational income mobility; inequality; education; Brazil.

**JEL:** J62.

## 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>4</sup> com teorias econômicas que seguem tratando a determinação

---

1. DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppe54n1art5>

2. Tecnologista em informações geográficas e estatísticas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *E-mail:* gabi.freitasdacruz@gmail.com.

3. Professora associada do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE-UFRJ). *E-mail:* vpero@ie.ufrj.br.

4. O aumento da desigualdade de renda e patrimônio nos países desenvolvidos desde o fim dos anos 1970 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 (Souza, 2016).

de renda mais no âmbito individual do que a partir das relações entre indivíduos e estruturas sociais. Nesse sentido, a desigualdade associada às origens dos indivíduos seria a única intrinsecamente injusta, de modo que seria importante entendê-la para assim 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, às relações sociais, ao capital cultural e a outros.<sup>5</sup>

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.<sup>6</sup> A ampliação do acesso à educação nas últimas décadas na maior parte dos países, embora importante sob muitos aspectos, parece não ter sido suficiente para a construção de sociedades mais coesas e fluidas, nas quais as gerações de famílias se movimentam ao longo da distribuição de renda e as pessoas têm seus esforços e suas habilidades remunerados conforme prevê o argumento meritocrático e o *mainstream* da teoria econômica. 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, as alterações na estrutura econômica, as melhoras salariais, as mudanças em termos de impostos e as transferências governamentais e outras.<sup>7</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 (Corak, 2013),<sup>8</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>9</sup> Em segundo lugar, eliminando os efeitos do formato da distribuição de renda e focando na

---

5. Sobre os modelos de mobilidade intergeracional desenvolvidos com base na teoria do capital humano, ver Becker e Tomes (1979; 1986) e Becker *et al.* (2015; 2018).

6. Sobre tendências temporais nos países desenvolvidos, ver Mayer e Loppo (2004), 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; Lefranc e Trannoy (2005) para a França; e Pekkala e Lucas (2007), Brattberg, Nilsen e Vaage (2005) e Pekkarinen, Salvanes e Sarvimäki (2017) sobre os países nórdicos.

7. Pekkarinen, Salvanes e Sarvimäki (2017), por exemplo, mencionam uma série de mudanças ocorridas na Noruega na segunda metade do século XX, mas não as exploram como fatores explicativos das tendências observadas em termos de mobilidade intergeracional.

8. Tal relação é chamada, na literatura, de *The great Gatsby curve*.

9. O arcabouço teórico sobre mercado de trabalho explorado na tese a partir da qual este artigo foi produzido se baseia, entre outros autores, em Marx (2010); Gleicher e Stevans (1991); Piore (1979); Souza (1999); e Bowles e Gintis (1975).

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 que pode enfrentar bastante resistência, o que talvez explique a relativa estabilidade desses indicadores ao longo do tempo. Conforme destacam trabalhos como os de Ichino, Karabarbounis e Moretti (2011) e Alesina, Statcheva 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.

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 e 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.<sup>10</sup> Permaneceram, contudo, barreiras que separam os trabalhadores menos qualificados dos mais qualificados. Por sua vez, a transmissão intergeracional de renda no Brasil, calculada por diversos trabalhos a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1996,<sup>11</sup> era muito alta se comparada aos países desenvolvidos. Estudo da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) revela que, entre os países considerados,<sup>12</sup> o Brasil só apresentava mobilidade superior à África do Sul e à Colômbia (OECD, 2018).

O suplemento de mobilidade social da PNAD que permite esse tipo de estudo só voltou a ser aplicado em 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 textos, como os de Pochman (2012) e Carvalho (2018). Além disso, foi neste intervalo de tempo que a geração que se beneficiou da ampliação do acesso aos ensinos fundamental e médio, durante os anos 1990, iniciou sua vida profissional; e que se observou uma intensa criação de empregos formais no Brasil, ainda que não acompanhada de mudanças significativas na estrutura econômica que possibilitassem o aumento da produtividade (Carvalho *et al.*, 2014; Squeff e Nogueira, 2013). Ocorreram, portanto, processos importantes ao longo dos anos 2000 que poderiam ter agido

10. Ver Pastore e Silva (2000), Ribeiro e Scalón (2001), Pero (2002) e Ribeiro (2017).

11. Ver Dunn (2003), Ferreira e Veloso (2006), Pero e Szerman (2008) e Osório (2009).

12. Vinte e seis países da OCDE, Argentina, Índia, China, Brasil, África do Sul e Colômbia. No caso do Brasil, os dados utilizados são os da PNAD 1996.

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 a evolução da mobilidade intergeracional de renda no Brasil 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. Esse método permite estimar apenas os rendimentos do trabalho dos pais no passado, pois utiliza as variáveis de sua escolaridade e ocupação nos cálculos, restringindo o estudo às pessoas ocupadas. Pelo mesmo motivo, este artigo considera apenas os homens, pais e filhos, pois os dados de mobilidade intergeracional de 1996 não trazem a ocupação das mães no passado.

A comparação entre os resultados de 1996 e 2014, considerando apenas os pais e os filhos homens, revela que a elasticidade intergeracional da renda (IGE) caiu consideravelmente no período, de algo em torno de 0,65 a 0,77 em 1996<sup>13</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 de rendimentos: 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>14</sup> contudo, permaneceu relativamente estável no período. As regressões que controlam pelo nível de escolaridade dos filhos sugerem que, de fato, a educação cumpre um papel importante, mas parece

---

13. Os valores calculados para 1996 são compatíveis com os de trabalhos citados que utilizam os mesmos dados.

14. 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. Por sua vez, 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.

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 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 seção 2, apresenta-se a metodologia utilizada. Em seguida, nas seções 3 e 4, constam as análises descritivas e os resultados, respectivamente. Na seção 5, 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 mediante 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:

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

Na equação (1),  $y_i$  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 IGE, é dado por:

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

Na equação (2),  $\rho_{X,Y} = Corr(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{dp(X) \times dp(Y)}$ , e  $\sigma_Y$  e  $\sigma_X$  são os desvios-padrão do logaritmo da renda permanente de filhos e pais, respectivamente.

A princípio, não existe limite superior ou inferior para a 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  $\varepsilon_i$ ), independentemente 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 da 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:

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

Na equação (3),  $ry_i$  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>15</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:

- IGE, igual ao coeficiente  $\beta_1$  calculado a partir da regressão (1);
- correlação simples entre os logaritmos das rendas permanentes de pais e filhos ( $\rho_{X,Y}$ ); e
- 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 os de 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 PNAD do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (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 dados 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).

15.  $rY_i = \frac{\text{Posição de } Y_i \text{ no ranking} - 1}{\text{Posição máxima no ranking} - 1}$

$$\text{rendadopai}_i = \alpha_0 + \text{escolaridadedopai}_i \times \alpha_1 + \text{ocupaçãodopai}_i \times \alpha_2 + e_i \quad (4)$$

Na equação (4), *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 correspondam aos adultos do nosso ano de referência.

O procedimento pode ser descrito conforme a seguir.

- Primeira amostra: pais no passado (1977 e 1995):

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

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

$$\hat{x}_i = \hat{\alpha}_0 + \text{escolaridade}_i \times \hat{\alpha}_1 + \text{ocupação}_i \times \hat{\alpha}_2 \quad (6)$$

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 a 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.

Pero e Szerman (2008) e Cruz (2019) derivam as fórmulas que descrevem esses vieses. No entanto, sem o estabelecimento de hipóteses adicionais sobre a variância e covariância entre as variáveis observadas, preditas e instrumentais, não é possível determinar sua direção. Trabalhos como de Björklund e Jäntti (1997) e Jerrim, Choi e Rodriguez (2016), por sua vez, estimam a transmissão intergeracional da renda das duas formas: usando a renda observada dos pais em um modelo e a sua renda predita pelo método de variáveis instrumentais em duas amostras em outro. De modo geral, os resultados convergem para a conclusão de que o viés causado pelo uso da renda estimada dos pais é positivo no caso da IGE.

No caso da correlação, as conclusões sobre a direção variam, mas a magnitude do viés parece ser proporcionalmente menor. Para a estimação *rank-rank*, ele seria ainda menor, próximo a zero. Em todos os casos, o uso de grupos ocupacionais mais desagregados para a estimação da renda dos pais reduz a magnitude dos vieses. Por esse motivo, neste artigo, optou-se pelo uso de uma classificação mais desagregada do que em outros trabalhos realizados a partir dos dados brasileiros.

### 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 nos dois anos. Como a PNAD 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 utilizadas 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 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 (2010), 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, independentemente 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, vinte 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 trinta horas por

semana e cuja condição no domicílio era responsável ou cônjuge.<sup>16</sup> Os indivíduos que estavam no centro desse intervalo (34 e 35 anos) em 2014, tinham 15 anos em 1994 e 1995, respectivamente. Como a PNAD não foi realizada em 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 trinta 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 1970, outra para os anos 1980 e outra para os anos 1990, empregada pela primeira vez no Censo Demográfico 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, tanto para estimar a renda predita dos pais a partir das variáveis sobre sua escolaridade e ocupação reportadas pelos filhos e filhas quanto para assegurar que os resultados estimados com base nos suplementos de mobilidade de 1996 e 2014 são comparáveis. 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. A tabela 1 apresenta a estrutura da CBO Domiciliar.

TABELA 1  
Estrutura da CBO Domiciliar

Estrutura	Número de grupos de ocupações
Grandes grupos (um dígito)	10
Subgrupos principais (dois dígitos)	48
Subgrupos (três dígitos)	189
Grupos de base (quatro dígitos)	507

Fonte: IBGE. Disponível em: <https://concla.ibge.gov.br/estrutura/ocupacao-estrutura>. Acesso em: 4 ago. 2024.

As tábuas de conversão dos códigos das ocupações disponibilizadas pelo IBGE para o público não permitem fazer essa conversão. As pesquisas domiciliares captam uma descrição das ocupações dos indivíduos, a qual, posteriormente, é codificada

16. 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 neste artigo.

de acordo com a classificação empregada. Em geral, as tábuas de conversão associam a descrição de uma ocupação, que é a informação efetivamente captada na pesquisa, a uma codificação de cada classificação. No entanto, esse procedimento não produz uma associação de um para um, já que a descrição é mais detalhada do que a codificação: um mesmo código de ocupação do Censo 1991, por exemplo, pode corresponder a mais de um código de ocupação da CBO Domiciliar, e vice-versa.<sup>17</sup> Assim sendo, foi necessária a construção de tábuas de conversão que permitissem associar os códigos das ocupações utilizados nos anos 1970, 1980 e 1990 à CBO Domiciliar.

A codificação utilizada no Censo 1991 e nas PNADs dos anos 1990 e a classificação da CBO Domiciliar são bem diferentes. Sua compatibilização foi feita a partir dos microdados do Censo Demográfico 2000. Nesta base de dados, o IBGE traz a codificação das ocupações nas duas versões. A partir dela e da compatibilização disponível em Pero (2002), geramos uma nova tábua de conversão, na qual cada código do Censo 1991 está associado a um único código da CBO Domiciliar, seguindo o procedimento a seguir.

Como descrito anteriormente, a princípio, existe mais de um código da CBO Domiciliar associado a um mesmo código do Censo 1991 para algumas ocupações. Nesses casos, escolhemos o código da CBO Domiciliar ao qual correspondia o maior número de ocupados classificados no código do Censo 1991 em questão.<sup>18</sup> Esse procedimento foi feito para permitir a compatibilização das ocupações da CBO Domiciliar aos níveis de um, dois, três ou quatro dígitos. Quanto mais desagregada a classificação, maior a proporção de ocupados que terão sua ocupação classificada de forma equivocada na conversão. A partir dos dados do Censo 2000, é possível verificar a proporção de erros nesse sentido. Acredita-se que essa proporção, apresentada na tabela 2, se mantenha nas PNADs 1995 e 1996, que serão utilizadas aqui.

---

17. A ocupação 862 – *Praças das Forças Armadas* da classificação do Censo 1991, por exemplo, é associada a três 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.

18. No Censo 2000, trabalhadores na ocupação 1 – *Agricultores* na classificação do Censo 1991 aparecem com duas codificações diferentes na classificação da CBO Domiciliar (dois dígitos): 61 – *Produtores na exploração agropecuária* e 63 – *Pescadores, caçadores e extrativistas florestais*. A primeira associação ocorre para 79.271 ocupados, e a segunda, para 40. Portanto, ficou definido que o código 1 – *Agricultores* na classificação do Censo 1991 corresponde ao código 61 – *Produtores na exploração agropecuária* na CBO Domiciliar.

TABELA 2

**Proporção de ocupados do Censo 2000 cuja conversão da ocupação da estrutura do Censo 1991 para a da CBO Domiciliar seria feita de forma equivocada, segundo a tábua de conversão construída**

Nível de desagregação da CBO Domiciliar	Ocupados classificados equivocadamente (%)
Quatro dígitos	15,7
Três dígitos	10,2
Dois dígitos	5,4
Um dígito	3,4

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE, 2000a).  
Elaboração das autoras.

A proporção de ocupados que acabam sendo classificados com erro é reduzida, em especial quando se utiliza a classificação mais agregada. Optamos por utilizar a CBO Domiciliar ao nível de dois dígitos, tendo em vista a proporção do erro (próxima de 5%) e o tamanho da amostra, que também não permite utilizar um grande número de grupos ocupacionais. Ademais, para facilitar a conversão dos anos 1970 e 1980 e resolver alguns problemas, foram feitas quatro adaptações da CBO Domiciliar, conforme descrito a seguir.

- 1) Os subgrupos 12 – *Dirigentes de empresas e organizações (exceto de interesse público)* e 13 – *Gerentes* foram agregados em um único subgrupo, 12 – *Dirigentes, diretores, administradores e gerentes em empresas privadas*, pois as classificações de 1980 e 1990 agregam administradores e gerentes.
- 2) Todos os *supervisores*, que acabam separados segundo os setores em que trabalham nos subgrupos 41, 42, 51, 52, 62, 63, 71, 72, 72, 74, 75, 76, 77, 78, 81, 82, 83, 84, 86, 91 e 95 foram agregados em uma nova categoria, 13 – *Chefes, encarregados e supervisores*. Na classificação dos anos 1970, *chefes e encarregados* estavam separados não segundo setores de atividade, mas conforme função dentro da empresa (administração, contabilidade, compras e vendas etc.), o que dificultava a compatibilização.
- 3) Todos os professores, independentemente do nível de ensino e de seu nível de escolaridade, foram agregados na nova categoria 23 – *Professores (com qualquer nível de escolaridade)*. Como a escolaridade também será utilizada na estimação da renda, a diferenciação será feita posteriormente.
- 4) As categorias 01, 02, 03 e 04, correspondentes aos militares da Aeronáutica, do Exército, da Marinha e das polícias militares, foram agregadas em uma nova categoria 01 – *Militares (exceto bombeiros)*. Nas classificações anteriores, não havia essa separação, o que dificultava a compatibilização.

Feitas essas adaptações, a porcentagem de ocupados classificados incorretamente na nossa conversão da codificação dos anos 1990 para a CBO Domiciliar caiu para 4,09% no Censo 2000.

A codificação usada nas PNADs da década de 1980 é muito similar à da década de 1990. A compatibilização das duas pode, portanto, ser feita facilmente. A partir dela, é possível compatibilizar as ocupações da década de 1980 com a CBO Domiciliar dois dígitos adaptada, usando a tábua de conversão dos anos 1990 para ela.<sup>19</sup>

Por fim, a codificação usada nas PNADs da década de 1970 difere bastante das demais. Foi necessário fazer uma compatibilização própria com a CBO Domiciliar dois dígitos adaptada. Para isso, a análise das ocupações baseou-se na compatibilização apresentada em Pero (2002), na documentação da CBO e nas características dos trabalhadores de cada ocupação em 1977, como escolaridade, rendimento do trabalho principal e setor de atividade. Cada ocupação foi compatibilizada com um único código da nossa classificação. Apenas duas ocupações se dividem entre dois códigos, segundo a posição na ocupação de seus trabalhadores. Hoteleiros e donos de pensão (205) e Comerciantes (204) são classificados como *Trabalhadores dos serviços* (51) e *Vendedores e prestadores de serviços no comércio* (52), respectivamente, quando sua posição na ocupação era conta própria; e como *Dirigentes, diretores, administradores e gerentes em empresas privadas* (12) nos demais casos – em geral, empregador. Os códigos das ocupações das PNADs dos anos 1970, 1980 e 1990 que compõem cada subgrupo da CBO Domiciliar dois dígitos adaptada estão disponíveis na tabela A.1, no anexo A deste trabalho.

### 3.3 Análises descritivas

Neste artigo, são usadas quatro amostras: duas de pais, extraídas dos dados das PNADs 1977 e 1995; e duas de filhos, extraídas das PNADs 1996 e 2014. A tabela 3 apresenta o tamanho das amostras quando são utilizados critérios de seleção referentes ao trabalho principal e a todos os trabalhos.

TABELA 3  
Tamanho das amostras de pais e filhos

Amostra	Renda do trabalho principal		Renda de todos os trabalhos	
	Sem peso	Com peso	Sem peso	Com peso
Filhos de 30 a 39 anos				
1996	11.537	5.476.147	11.662	5.539.988
2014	2.353	5.168.740	2.388	5.241.157
Pais com filhos de 11 a 20 anos				
1977	31.485	6.934.064	31.617	6.959.474
1995	21.890	10.156.192	22.122	10.268.330

Fontes: IBGE (1977; 1995; 1996; 2014).  
Elaboração das autoras.

19. Três ocupações da década de 1980 não tinham ocupação correspondente na década de 1990. *Massagista* (163), classificada no subgrupo 32 – *Técnicos de nível médio das ciências biológicas, bioquímicas, da saúde e afins*; *Guarda-Fios* (776), classificada no subgrupo 73 – *Trabalhadores da fabricação e instalação eletroeletrônica*; e *Empregados domésticos* (805), que era apenas uma categoria na década de 1980 e foi classificada no subgrupo 51 – *Trabalhadores dos serviços*.

Conforme mostram os dados da tabela 3, a aplicação dos filtros reduz bastante o tamanho das amostras, em especial a de filhos de 2014. Nesse ano, menos pessoas responderam ao suplemento (apenas uma pessoa de cada domicílio, contra todos os responsáveis e cônjuges em 1996). Entre os que responderam 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 15 anos; em 2014, apenas os que moravam com o pai nessa idade. A tabela 4 apresenta os dados referentes à idade, escolaridade e ocupação dos homens que compõem as amostras. Em relação a 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.

**TABELA 4**  
**Estatísticas descritivas das amostras de pais e filhos**

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
Ensino fundamental incompleto	57,0	53,9	45,5	53,1	47,6	23,6
Ensino fundamental completo	3,3	3,5	11,3	7,5	9,4	10,4
Ensino médio incompleto	0,9	0,7	4,4	2,1	1,1	6,0
Ensino médio completo	2,9	3,6	15,4	8,4	11,7	31,8
Ensino superior incompleto	1,0	0,3	3,8	1,8	0,8	8,0
Ensino superior 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 administrativos	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

Fontes: PNADs (IBGE, 1977; 1995; 1996; 2014).

Elaboração das autoras.

Obs.: A composição dos itens produção industrial 1 e 2 em termos de códigos da CBO Domiciliar pode ser verificada na tabela do anexo A.

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, a 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 as rendas predita e 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. Independentemente da amostra (1977 ou 1995), do rendimento (trabalho principal ou 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 5 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 a 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 mil. Todas as rendas estão deflacionadas,<sup>20</sup> tendo o ano de 2015 como referência.

---

20. Deflator elaborado por Corseuil e Foguel (2002) a partir de dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) Restrito do IBGE e do Índice Geral de Preços (IGP) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) – série de 1976 a 2015. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

**TABELA 5**  
**Estatísticas descritivas do logaritmo dos rendimentos de pais e filhos**

Variável de renda	Filhos		Pais		Razão desvios-padrão filhos/pais
	Média	Desvio-padrão do logaritmo	Média	Desvio-padrão do logaritmo	
Painel A: Rendimento do trabalho principal (1977-1996)					
Renda observada	7,26	1,00	7,18	0,99	1,01
Renda predita (regressão)	7,25	0,72	7,14	0,65	1,11
Renda predita (média)	7,25	0,73	7,13	0,66	1,11
Razão dos desvios					1,51
Painel B: Rendimento do trabalho principal (1995-2014)					
Renda observada	7,55	0,82	7,14	1,05	0,78
Renda predita (regressão)	7,49	0,55	7,07	0,79	0,70
Renda predita (média)	7,50	0,56	7,07	0,79	0,71
Razão dos desvios					1,03
Painel C: Rendimento de todos os trabalhos (1977-1996)					
Renda observada	7,29	1,00	7,22	0,99	1,01
Renda predita (regressão)	7,28	0,72	7,18	0,66	1,10
Renda predita (média)	7,28	0,73	7,17	0,67	1,10
Razão dos desvios					1,49
Painel D: Rendimento de todos os trabalhos (1995-2014)					
Renda observada	7,58	0,82	7,17	1,05	0,78
Renda predita (regressão)	7,52	0,56	7,11	0,79	0,71
Renda predita (média)	7,52	0,58	7,11	0,79	0,73
Razão dos desvios					1,03

Fontes: PNADs (IBGE, 1977; 1995; 1996; 2014).  
Elaboração das autoras.

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 5) também são inferiores, pois elas incorporam apenas a variabilidade decorrente dos instrumentos (educação e ocupação). Esta é uma importante fonte de vies de superestimação nos modelos que regridem o logaritmo da renda observada dos filhos sobre o logaritmo da renda predita dos pais. A 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>21</sup> Diferenças

$$21. IGE = \frac{Cov(X,Y)}{Var(X)} = \frac{Corr(X,Y) \times dp(X) \times dp(Y)}{Var(X)} = \rho_{X,Y} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}$$

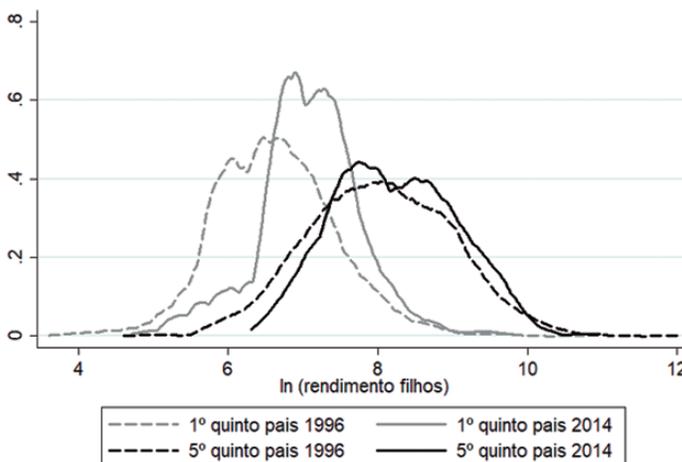
no desvio-padrão das rendas, portanto, afetam a elasticidade. Considerando que o desvio verdadeiro da renda dos pais é igual ao desvio observado na amostra de pais usada para estimar a renda predita, o coeficiente estimado com base na renda predita dos pais seria quase 50% maior do que o estimado com base nas duas rendas observadas em 1996 e quase 30% maior em 2014. 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 na das 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 as amostras de filhos de 1996 e 2014. Por sua vez, o desvio-padrão da renda (observada e predita) dos pais aumenta entre 1977 e 1995. Ambos os movimentos tendem a fazer com que a IGE 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.

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

GRÁFICO 1

**Distribuição do rendimento de todos os trabalhos dos filhos – observado – por quintil do rendimento de todos os trabalhos dos pais – predito, média (1996 e 2014)**



Fontes: PNADs (IBGE, 1977; 1995; 1996; 2014).

Elaboração das autoras.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Há diferenças bastante expressivas na distribuição da renda de 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 pelo gráfico 1. A transmissão intergeracional da renda será analisada a partir de três medidas: a 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 as 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>22</sup> dadas 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 6 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 quatro regressões relacionando: i) o rendimento observado dos filhos e predito (regressão) dos pais; ii) o rendimento observado dos filhos e predito (média) dos pais; iii) os rendimentos preditos (regressão) de filhos e pais; e iv) os rendimentos preditos (média) dos filhos e pais. De acordo com a discussão sobre os vieses feita na metodologia, as elasticidades estimadas pelos modelos que relacionam os rendimentos observados

---

22. 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 duzentas vezes, calculamos os desvios-padrão dos coeficientes estimados.

dos filhos e preditos dos pais podem ser tomadas como um limite superior para o coeficiente real; enquanto as estimadas pelos modelos que relacionam os dois rendimentos preditos podem servir como um limite inferior.

A IGE 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 a 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).

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

**TABELA 6**  
**Coefficientes estimados nos modelos lineares sobre mobilidade intergeracional de rendimentos de pais e filhos**

Tipo de rendimento	IGE			Rank-rank			Correlação	
	1977-1996	1995-2014	1977-1996	1995-2014	1977-1996	1995-2014	1977-1996	1995-2014
Painel A: Rendimento do trabalho principal								
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)***	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)***	0,5006 (0,0069)***	0,5102 (0,0171)***
Predito (regressão) dos filhos x predito (regressão) 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)***	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)***	0,5941 (0,0061)***	0,5962 (0,0142)***
Painel B: Rendimento de todos os trabalhos								
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)***	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)***	0,5060 (0,0069)***	0,5122 (0,0173)***
Predito (regressão) dos filhos x predito (regressão) 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)***	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)***	0,6007 (0,0060)***	0,5954 (0,0141)***

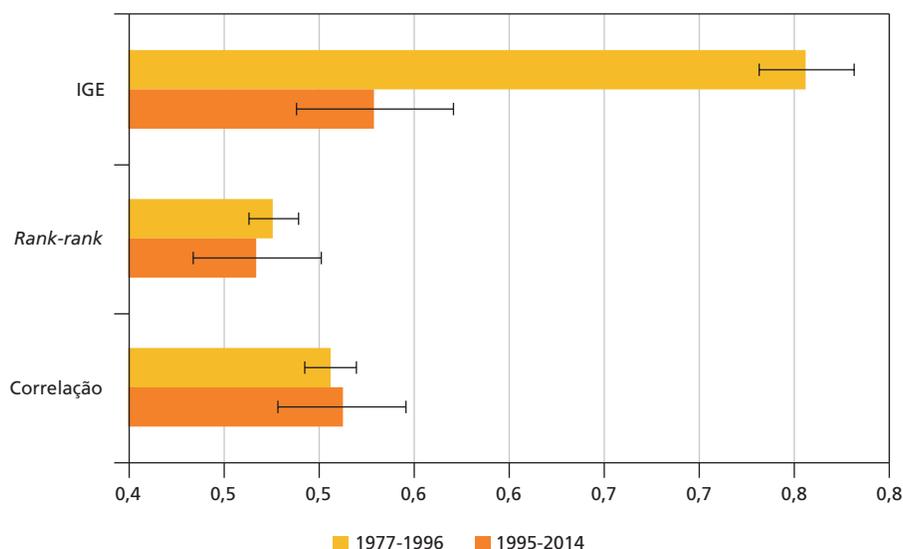
Fontes: PNADs (IBGE, 1977; 1995; 1996; 2014).

Elaboração das autoras.

Obs.: Erros-padrão, estimados por *bootstrap*, entre parênteses: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Não foram observadas diferenças importantes dos resultados em relação ao uso da renda de todos os trabalhos ou apenas do trabalho principal, nem em relação à forma de estimação da renda dos pais. Assim sendo, deste ponto em diante, os resultados apresentados considerarão apenas o rendimento de todos os trabalhos, a estimação da renda dos pais pelo modelo saturado (média) e a renda observada dos filhos. O gráfico 2 permite uma melhor visualização desses resultados. Ele traz os valores pontuais dos três indicadores calculados e os limites de seus respectivos intervalos de confiança de 95%.

**GRÁFICO 2**  
**Valores e intervalos de confiança<sup>1</sup> dos indicadores de mobilidade intergeracional de renda – Brasil**



Fontes: PNADs (IBGE 1977; 1995; 1996; 2014).

Elaboração das autoras.

Nota: <sup>1</sup> De 95%.

Observa-se uma queda estatisticamente significativa da elasticidade intergeracional de renda entre os dois períodos analisados: os limites dos intervalos de confiança não se cruzam para esse indicador. Já no caso do coeficiente *rank-rank* e da correlação, fica clara sua estabilidade ao longo do tempo. O gráfico 2 também evidencia o aumento dos intervalos de confiança dos indicadores no período 1995-2014, o que se deve ao menor tamanho da amostra utilizada, conforme apresentado na tabela 3.

## 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 de pais para filhos em algum grau na maior parte dos países e, nesse sentido, a educação pode cumprir um papel tanto de promotora de mais 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. Ademais, para além desses atributos individuais, é também importante considerar os determinantes políticos e sociais que delimitam 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 em que as pessoas desejam preservar seus *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 7 e 8 apresentam as matrizes de transição de escolaridade entre pais e filhos.

TABELA 7  
Matriz de transição de escolaridade de pais e filhos (1996)

Escolaridade – pais	Escolaridade – filhos					Total
	Sem escolaridade	Ensino fundamental incompleto	Ensino fundamental completo	Ensino médio completo	Ensino superior completo	
Sem escolaridade	8,9	20,3	3,3	2,3	0,3	35,1
Ensino fundamental incompleto	2,1	24,4	11,1	12,4	3,8	53,8
Ensino fundamental completo	0,0	0,5	0,7	1,8	1,1	4,2
Ensino médio completo	0,0	0,2	0,4	1,8	1,5	3,9
Ensino superior 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

Fonte: PNAD (IBGE, 1996).  
Elaboração das autoras.

TABELA 8  
Matriz de transição de escolaridade de pais e filhos (2014)

Escolaridade dos pais	Escolaridade dos filhos					Total
	Sem escolaridade	Ensino fundamental incompleto	Ensino fundamental completo	Ensino médio completo	Ensino superior completo	
Sem escolaridade	2,4	11,0	4,4	4,6	0,7	23,1
Ensino fundamental incompleto	1,2	11,9	9,3	21,0	4,4	47,8
Ensino fundamental completo	0,3	0,3	1,7	6,1	2,1	10,5
Ensino médio completo	0,0	0,3	0,7	6,7	4,6	12,3
Ensino superior 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

Fonte: PNAD (IBGE, 2014).  
Elaboração das autoras.

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*, visto que poucos filhos reportavam esses níveis sobre os pais.

Observa-se uma maior (e crescente) persistência no nível de ensino superior: em 1996, 65,0% dos filhos de pais com ensino superior tinham também esse nível de instrução; em 2014, 73,4%. Tal resultado se deve ao aumento da proporção de pessoas com ensino superior, que dobrou no período. Contudo, pouquíssimos filhos de pais sem escolaridade chegavam ao ensino superior, embora a proporção tenha mais que triplicado, de 0,9% para 3,0%. Filhos de pais com ensino superior ou ensino médio completo, por sua vez, raramente têm nível de escolaridade inferior a ensino fundamental completo. A maior mudança estrutural foi o aumento da proporção de filhos com ensino médio e ensino superior e redução daqueles que não chegaram a completar o ensino fundamental.

Chama atenção que, entre os filhos de pais com ensino fundamental completo, caiu a proporção dos que completam o ensino superior. Tal movimento pode indicar que ter o ensino fundamental completo era um privilégio entre os pais dos filhos de 1996, o qual levava seus filhos a terem um nível de escolaridade muito mais alto em um cenário de aumento das vagas em faculdades e universidades. No entanto, ao caminhar no sentido da universalização, o ensino fundamental dos pais deixou de ser um diferencial relevante para se alcançar o grau de escolaridade mais alto. A maior parte dos filhos de pais sem escolaridade ou com ensino fundamental incompleto possuíam ensino fundamental incompleto em 1996, enquanto a maior parte dos filhos de pais com esse nível de ensino ou ensino médio completos possuíam ensino médio completo. Em 2014, os filhos cujos pais tinham ensino

fundamental incompleto também passaram a ter, predominantemente, ensino médio completo.

A tabela 9 apresenta alguns indicadores que sintetizam as informações das matrizes nos dois anos.

TABELA 9  
Indicadores síntese das tabelas de mobilidade intergeracional da educação

	Número de indivíduos		%	
	1996	2014	1996	2014
<b>Total</b>	<b>5.522.079</b>	<b>5.228.183</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
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

Fontes: PNADs (IBGE, 1996; 2014).  
Elaboração das autoras.

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 do 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>23</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 mediante achatamento da distribuição, mas os indivíduos preservam, tanto quanto antes, suas posições relativas. No caso da educação, em 2014, era tão difícil quanto em 1996 que um filho de um pai menos escolarizado alcançasse um nível educacional superior ao de um filho de um pai mais escolarizado.

23. Seguindo a 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.

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 pela 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 o nível de escolaridade dos adultos é conhecido. Embora ele não traduza integralmente o conceito de capital humano, inseri-lo como controle na regressão do rendimento dos filhos sobre o rendimento dos pais pode 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.

As tabelas 10 e 11 apresentam os resultados deste exercício. Os modelos (1) são idênticos aos anteriores, da tabela 6, que consideram apenas o rendimento de todos os trabalhos, a estimação da renda dos pais pelo modelo saturado (média), e a renda observada dos filhos. Nos modelos (2), foram acrescentadas *dummies* que identificam o nível de escolaridade dos filhos, tendo a categoria *sem escolaridade* como referência. São elas: ensino fundamental incompleto; ensino fundamental completo (e médio incompleto); ensino médio completo (e superior incompleto); e ensino superior completo. Finalmente, nos modelos (3), são acrescentadas interações dessas *dummies* com a renda dos pais no passado, a fim de identificar diferenças na transmissão intergeracional de renda por nível de escolaridade alcançado pelos filhos.

Evidentemente, não se tem uma fonte de variação exógena nem dos rendimentos dos pais nem do nível de escolaridade dos filhos. Interpretações a respeito de relações de causalidade, portanto, não podem ser feitas.

Os resultados dos modelos (2) sugerem que parte importante da transmissão intergeracional da renda está correlacionada com a escolaridade: o acréscimo

dessa 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 (tabela 10), 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). A comparação entre os modelos dos dois anos que incluem o nível de escolaridade dos filhos como controle, por sua vez, revela uma queda grande do poder explicativo do modelo em 2014.

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.

**TABELA 10**  
**Modelos lineares sobre elasticidade intergeracional de rendimentos de todos os trabalhos de pais (predito, média) e filhos (observado) considerando o efeito da escolaridade**

Variáveis	1977-1996			1995-2014		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Renda do pai	0,7560 (0,0127)***	0,2803 (0,0134)***	0,3691 (0,0782)***	0,5292 (0,0205)***	0,2468 (0,0224)***	0,3383 (0,1569)**
Ensino fundamental incompleto		0,5910 (0,0235)***	0,8492 (0,5174)*		0,1349 (0,0689)*	-0,1130 -1,0229
Ensino fundamental completo		1,0085 (0,0283)***	1,8929 (0,5955)***		0,4288 (0,0787)***	2,0366 (1,052)*
Ensino médio completo		1,3902 (0,0298)***	2,3171 (0,5641)***		0,5894 (0,0713)***	1,3952 (1,0145)
Ensino superior completo		2,0187 (0,0401)***	2,6010 (0,5794)***		1,3319 (0,0852)***	1,5444 (1,0325)
Rendimento dos pais x ensino fundamental incompleto			-0,0409 (0,0778)			0,0362 (0,1598)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	1977-1996			1995-2014		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Rendimento dos pais x ensino fundamental completo			-0,1292 (0,0879)			-0,2389 (0,1635)
Rendimento dos pais x ensino médio completo			-0,1334 (0,0836)			-0,1212 (0,1587)
Rendimento dos pais x ensino superior completo			-0,0878 (0,0845)			-0,0437 (0,1592)
Constante	1,8710 (0,0906)***	4,4166 (0,0866)***	3,8259 (0,518)***	3,8138 (0,1475)***	5,2689 (0,1569)***	4,6781 (1,0009)***
Observações	11.640	11.599	11.599	2.375	2.369	2.369
R <sup>2</sup>	0,2560	0,4424	0,4429	0,2624	0,4187	0,4227

Fontes: PNADs (IBGE, 1977; 1995; 1996; 2014).

Elaboração das autoras.

Obs.: Erros-padrão, estimados por *bootstrap*, entre parênteses: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

TABELA 11

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

Variáveis	1977-1996			1995-2014		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Renda do pai	0,4763 (0,0068)***	0,1813 (0,0085)***	0,1904 (0,0324)***	0,4676 (0,0165)***	0,2093 (0,021)***	0,2633 (0,1096)**
Ensino fundamental incompleto		16,6330 (0,6158)***	16,2249 (0,8096)***		4,2670 (2,2498)*	3,3554 (2,8866)
Ensino fundamental completo		29,8495 (0,7831)***	30,5790 (1,5813)***		15,0015 (2,6382)***	20,2786 (3,477)***
Ensino médio completo		41,3923 (0,801)***	44,2485 (1,4446)***		22,1600 (2,3442)***	23,5922 (3,1016)***
Ensino superior completo		55,7646 (0,9206)***	54,2177 (2,5893)***		46,5406 (2,6584)***	46,4812 (4,5152)***
Rendimento dos pais x ensino fundamental incompleto			0,0070 (0,0312)			0,0271 (0,1142)
Rendimento dos pais x ensino fundamental completo			-0,0197 (0,041)			-0,1563 (0,1168)
Rendimento dos pais x ensino médio completo			-0,0507 (0,0381)			-0,0587 (0,1124)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	1977-1996			1995-2014		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Rendimento dos pais x ensino superior completo			0,0123 (0,0428)			-0,0375 (0,1184)
Constante	27,7925 (0,3209)***	16,2742 (0,4704)***	16,1181 (0,6862)***	25,8583 (0,7893)***	18,2533 (2,0593)***	17,0767 (2,5731)***
Observações	11.640	11.599	11.599	2.375	2.369	2.369
R <sup>2</sup>	0,2489	0,4340	0,4344	0,2337	0,3938	0,3961

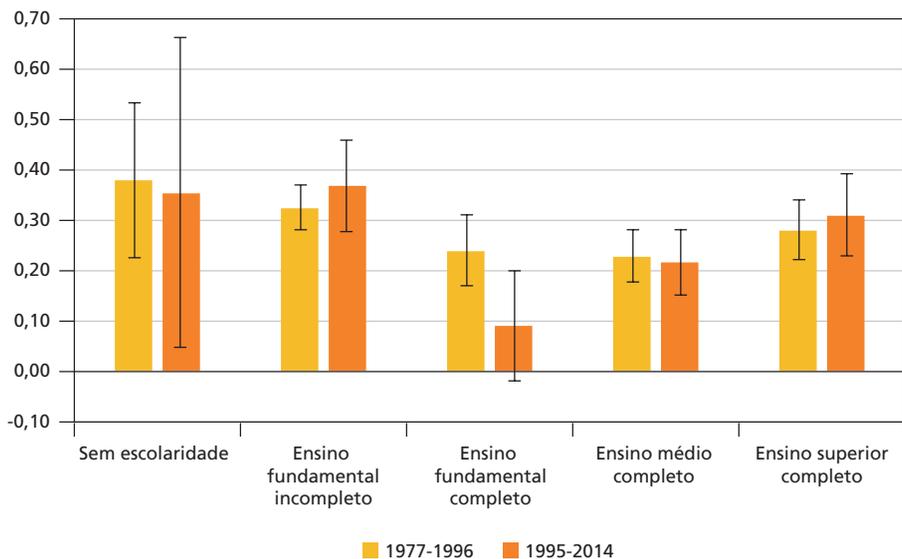
Fontes: PNADs (IBGE, 1977; 1995; 1996; 2014).

Elaboração das autoras.

Obs.: Erros-padrão, estimados por *bootstrap*, entre parênteses: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

No caso do modelo 3, os coeficientes da interação entre as *dummies* que identificam o nível de escolaridade dos filhos e a renda dos pais não são estatisticamente significativos. Isso ocorre porque, de modo geral, os desvios-padrão calculados são grandes, especialmente para os dados de 2014, para os quais a amostra é menor. Os gráficos 3 e 4 permitem melhor visualização desses resultados. Neles se apresentam a elasticidade intergeracional de renda e o coeficiente *rank-rank* para cada nível de escolaridade dos filhos. Isto é, a soma (e seu intervalo de confiança de 95%) dos coeficientes da renda dos pais com o coeficiente da interação correspondente a cada nível de escolaridade.

## GRÁFICO 3

Valores e intervalos de confiança<sup>1</sup> da elasticidade intergeracional de renda – Brasil

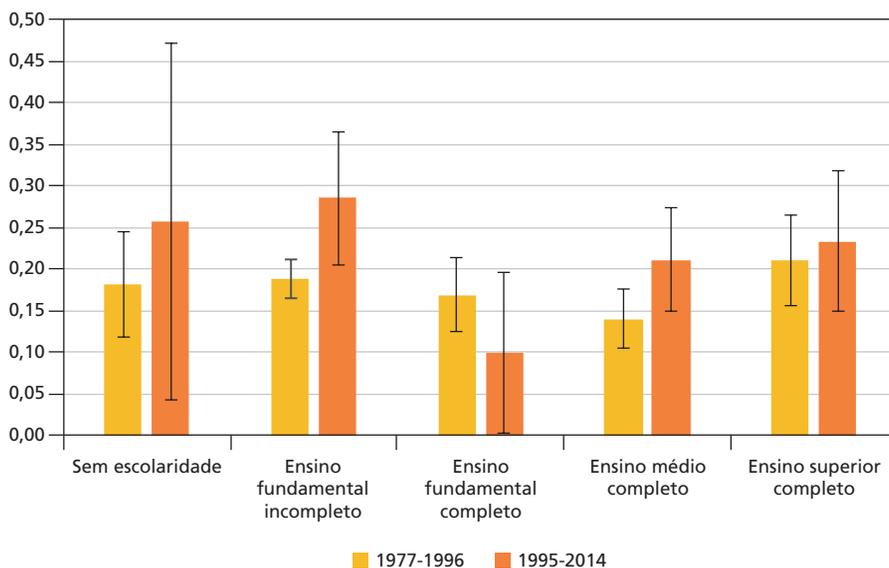
Fontes: PNADs (IBGE, 1977; 1995; 1996; 2014).

Elaboração das autoras.

Nota: <sup>1</sup> De 95%.

GRÁFICO 4

Valores e intervalos de confiança<sup>1</sup> do coeficiente de mobilidade intergeracional (*rank-rank*) de renda – Brasil



Fontes: PNADs (IBGE, 1977; 1995; 1996; 2014).

Elaboração das autoras.

Nota: <sup>1</sup> De 95%.

Avaliando-se os valores pontuais dos coeficientes, o padrão é de menor mobilidade nos níveis de escolaridade extremos (sem escolaridade e ensino superior completo) e maior mobilidade entre aqueles filhos com ensino fundamental completo. Tal padrão é compatível com o que é comumente observado na literatura no que tange às não linearidades em relação à renda, de uma maior mobilidade no meio da distribuição.

Nota-se ainda que, no que diz respeito à evolução entre os dois períodos, a redução da transmissão intergeracional da renda tanto em termos de elasticidade quanto em termos de coeficiente *rank-rank* – este último bem mais estável ao longo do tempo – se deu marcadamente entre os filhos com ensino fundamental completo. Tal padrão vai ao encontro do reconhecido fato de que a redução da desigualdade de renda observada no Brasil ao longo dos anos 2000 se deu principalmente na base da distribuição. Entre os filhos de 30 a 39 anos com ensino superior, não se pode afirmar que, até 2014, já havia ocorrido um aumento da mobilidade. Importante ressaltar que esta geração ainda não era a principal beneficiada pela expansão do acesso às universidades ocorrida ao longo dos anos 2000. Por sua vez, a menor mobilidade dos filhos menos escolarizados mostra que, diante do aumento estrutural do nível de escolaridade da população em geral, aqueles que não puderam concluir nem o ensino fundamental tenderam a reproduzir mais a condição de pobreza de seus pais.

As conclusões sobre os coeficientes dos modelos estimados segundo nível de escolaridade, contudo, devem ser analisadas com muito cuidado. Os altos desvios-padrão, principalmente em 2014 e entre aqueles sem escolaridade, que são minoria, dificultam afirmações categóricas sobre as diferenças sugeridas pelos valores pontuais.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo, foram apresentados os resultados referentes à evolução da transmissão intergeracional de renda entre 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 longo da distribuição de renda (*rank-rank*). Os resultados revelam uma IGE em 2014 entre 0,4 e 0,55, valores comparáveis ou ligeiramente superiores aos observados nos países desenvolvidos de menor mobilidade, como os Estados Unidos. No entanto, os outros dois indicadores se mantiveram praticamente constantes nesse período. A análise da evolução dos três indicadores calculados ao longo do tempo, portanto, 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. A mobilidade circular, por sua vez, manteve-se 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 alguns casos, a correlação parcial entre a renda de pais e filhos, controlada pela educação dos filhos, aumenta no período. Isso sugere que a importância da educação na determinação da renda pode ter sido substituída por outros fatores, também correlacionados às origens dos indivíduos, garantindo, assim, a manutenção de uma estrutura social rígida e pouco fluida em termos de posição das gerações na distribuição de renda.

Observou-se, ainda, maior mobilidade entre os filhos com ensino fundamental completo e menor mobilidade entre aqueles sem escolaridade e com ensino

superior completo, com possibilidade de aumento da transmissão intergeracional de renda nesses dois extremos. Tais resultados, porém, precisam ser aprofundados, tendo em vista as dificuldades da análise ocasionadas pelo alto desvio-padrão dos coeficientes calculados.

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 fim do período analisado, com aumento do emprego formal e valorização do salário mínimo, foi importante 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, colocando questões sobre as políticas públicas para maior igualdade de oportunidades.

A melhoria e a equalização de alguns atributos individuais, como a educação, são condições necessárias, mas não parecem ser suficientes para a construção de uma sociedade mais fluida. O desafio abrange mudanças estruturais mais profundas, em termos de composição das ocupações e de redução das desigualdades de renda e riqueza.

## REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; STANTCHEVA, S.; TESO, E. Intergenerational mobility and preferences for redistribution. **American Economic Review**, v. 108, n. 2, p. 521-554, 2017.
- BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. **The Journal of Political Economy**, v. 87, n. 6, p. 1153-1189, dez. 1979.
- BECKER, G. S.; TOMES, N. Human capital and the rise and fall of families. **Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 3, part 2, p. 1-39, jul. 1986.
- BECKER, G. S. *et al.* **A theory of intergenerational mobility**. Chicago: University of Chicago, ago. 2015.
- BECKER, G. S. *et al.* A theory of intergenerational mobility. **Journal of Political Economy**, v. 126, n. S1, p. 7-25, out. 2018.

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

BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J. **Recent developments in intergenerational mobility**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, 2010. (Working Paper Series, n. 15.889).

BLANDEN, J. *et al.* Changes in intergenerational mobility in Britain. *In*: CORAK, M. (Ed.). **Generational income mobility in North America and Europe**. Nova York: Cambridge University Press, 2004.

BOWLES, S.; GINTIS, H. The problem with human capital theory: a Marxian critique. **American Economic Review (Papers and Proceedings)**, v. 65, p. 74-82, 1975.

BOWLES, S.; GINTIS, H. The inheritance of inequality. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 16, n. 3, p. 3-30, 2002.

BRATBERG, E.; NILSEN, Ø. A.; VAAGE, K. Intergenerational earnings mobility in Norway: levels and trends. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 107, n. 3, p. 419- 435, 2005.

CARVALHAES, F. A. O. *et al.* Os impactos da geração de empregos sobre as desigualdades de renda: uma análise da década de 2000. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 29, n. 85, jun. 2014.

CARVALHO, L. **Valsa brasileira: do boom ao caos econômico**. São Paulo: Todavia, 2018. 192 p.

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, nov. 2014a.

CHETTY, R. *et al.* Is the United States still a land of opportunity? Recent trends in intergenerational mobility. **American Economic Review Papers and Proceedings**, v. 104, n. 5, p. 141-147, 2014b.

CLARK, G.; CUMMINS, N. **Intergenerational mobility in England, 1858-2012: wealth, surnames, and social mobility**. Londres: LSE, Nov. 2013. (Economic History Working Papers, n. 180).

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

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897).

CRUZ, G. F. **Mobilidade intergeracional de renda no Brasil**: tendências temporais e diferenciais de gênero. Rio de Janeiro, 2019. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2019.

DUNN, C. **Intergenerational earnings mobility in Brazil and its determinants**. Ann Arbor: University of Michigan, set. 2003. (Working Paper).

FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 181-211, nov. 2006.

FOX, L.; TORCHE, F.; WALDFOGEL, J. Intergenerational mobility. *In*: BRADY, D.; BURTON, L. M. (Ed.). **The Oxford handbook of the social science of poverty**. Oxford: Oxford University Press, maio 2016.

GLEICHER, D.; STEVANS, L. **A classical approach to occupational wage rates**. Nova York: Praeger Publishers, 1991.

HAIDER, S.; SOLON, G. Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings. **American Economic Review**, v. 96, n. 4, p. 1308-1320, 2006.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1977**. Rio de Janeiro: IBGE, 1977.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1978**. Rio de Janeiro: IBGE, 1978.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1979**. Rio de Janeiro: IBGE, 1979.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1980**. Rio de Janeiro: IBGE, 1980.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1981**. Rio de Janeiro: IBGE, 1981.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1982**. Rio de Janeiro: IBGE, 1982.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1983**. Rio de Janeiro: IBGE, 1983.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1984**. Rio de Janeiro: IBGE, 1984.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1985**. Rio de Janeiro: IBGE, 1985.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1986**. Rio de Janeiro: IBGE, 1986.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1987**. Rio de Janeiro: IBGE, 1987.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1988**. Rio de Janeiro: IBGE, 1988.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1989**. Rio de Janeiro: IBGE, 1989.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1990**. Rio de Janeiro: IBGE, 1990.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1991**. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1992**. Rio de Janeiro: IBGE, 1992.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1993**. Rio de Janeiro: IBGE, 1993.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1994**. Rio de Janeiro: IBGE, 1994.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1995**. Rio de Janeiro: IBGE, 1995.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1996**. Rio de Janeiro: IBGE, 1996.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1997**. Rio de Janeiro: IBGE, 1997.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1998**. Rio de Janeiro: IBGE, 1998.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1999**. Rio de Janeiro: IBGE, 1999.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000a. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/administracao-publica-e-participacao-politica/9663-censo-demografico-2000.html?=&t=microdados>. Acesso em: 4 ago. 2024.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000b.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2001**. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2002**. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2003**. Rio de Janeiro: IBGE, 2003.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2005**. Rio de Janeiro: IBGE, 2005.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2006**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2007**. Rio de Janeiro: IBGE, 2007.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2008**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2011**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2012**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2013**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2014**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.

ICHINO, A.; KARABARBOUNIS, L.; MORETTI, E. The political economy of intergenerational income mobility. **Economic Inquiry**, v. 49, n. 1, p. 47-69, jan. 2011.

JERRIM, J.; CHOI, A.; RODRIGUEZ, R. S. Two-sample two-stage least squares (TSTLS) estimates of earnings mobility: how consistent are they? **Survey Research Methods**, v. 10, n. 2, p. 85-102, 2016.

LEE, C.; SOLON, G. Trends in intergenerational income mobility. **Review of Economics and Statistics**, v. 91, n. 4, p. 766-772, nov. 2009.

LEFRANC, A.; TRANNOY, A. Intergenerational earnings mobility in France: is France more mobile than the US? **Annales d'Économie et de Statistique**, n. 78, p. 57-77, abr.-jun. 2005.

MARX, K. **O capital**: crítica da economia política. 27. ed. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2010. Livro I.

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**. Nova York: Cambridge University Press, 2004.

NYBOM, M.; STUHLER, J. Biases in standard measures of intergenerational mobility. **Journal of Human Resources**, v. 52, n. 3, p. 800-825, jan. 2017.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **A broken social elevator?** How to promote social mobility. Paris: OECD Publishing, 2018.

OSÓRIO, R. G. **A desigualdade racial de renda no Brasil: 1976-2006**. 2009. 362 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Ciências Sociais da Universidade de Brasília, 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**, v. 119, n. 1, p. 5-33, 2017.

PERO, V. **Tendências da mobilidade social no Rio de Janeiro**. 2002. 200 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, 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**. 1. ed. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.

PIORE, M. J. Wage determination in low-wage labor markets and the role of minimum-wage legislation. *In*: PIORE, M. J. (Ed.). **Unemployment and inflation**: institutionalist and structuralist views. Nova York: M. E. Sharpe, Inc., 1979.

POCHMANN, M. **Nova classe média?** O trabalho na base da pirâmide social brasileira. São Paulo: Ed. Boitempo, 2012. 128 p.

RIBEIRO, C. A. C. **Tendências da desigualdade de oportunidades no Brasil: mobilidade social e estratificação educacional.** Brasília: Ipea, abr. 2017. (Nota Técnica, n. 62).

RIBEIRO, C. A. C.; SCALON, M. C. Class mobility in Brazil from a comparative perspective. **Dados**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 1, 2001.

SOUZA, P. H. G. F. **A desigualdade vista do topo: a concentração de renda entre os ricos no Brasil, 1926-2013.** 2016. 378 f. Tese (Doutorado) – Departamento de Sociologia da Universidade de Brasília, Brasília, 2016.

SOUZA, P. R. C. **Salário e emprego em economias atrasadas.** Campinas: Unicamp, 1999. (Coleção Teses).

SQUEFF, G. C.; NOGUEIRA, M. O. **A heterogeneidade estrutural no Brasil de 1950 a 2009.** Brasília: Cepal; Ipea, dez. 2013. (Texto para Discussão, n. 51).

## ANEXO A

TABELA A.1  
**Tábua de conversão dos códigos das ocupações das PNADs dos anos 1970, 1980 e 1990 para a CBO Domiciliar dois dígitos adaptada**

Código CBO domiciliar dois dígitos adaptada	Códigos das PNADs dos anos 1990	Códigos das PNADs dos anos 1980	Códigos das PNADs dos anos 1970
1	861, 862	851, 852	900
5	863	853	901
11	20, 21	20, 21	211, 212, 213, 214
12	7, 8, 9, 10, 11, 12, 15, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 39	7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 39	203, 204 (exceto conta própria), 205 (exceto conta própria), 206, 207, 221, 222, 223, 224, 225, 226, 227, 228, 229
13	40, 403, 404, 817, 818	40, 403, 404	231, 232, 233, 234, 235
21	101, 102, 103, 104, 121, 123, 124, 125, 171, 172, 173, 721	101, 102, 103, 104, 121, 123, 124, 125, 171, 172, 173, 721	11, 12, 13, 21, 22, 23, 25, 26, 61, 62, 63, 710
22	122, 141, 142, 143, 144, 151, 152, 154, 163	122, 141, 142, 143, 144, 151, 152, 154	31, 32, 33, 34, 41, 42, 43, 44, 45, 47
23	211, 212, 213, 214, 215, 216, 217, 218, 219, 221, 222, 834	211, 212, 213, 214, 215, 216, 217, 218, 219, 221, 222, 834	101, 102, 103, 104, 821
24	231, 232, 233, 864	231, 232, 233, 854	81, 82, 83, 902
25	181, 182, 183, 201, 202, 203, 204, 205, 293	181, 182, 183, 201, 202, 203, 204, 205, 293	71, 72, 73, 122, 161, 162, 164
26	251, 252, 261, 271, 272, 273, 275, 276, 278, 279, 291, 292	251, 261, 271, 272, 273, 275, 276, 278, 279, 291, 292	121, 131, 132, 141, 142, 143, 144, 145, 151, 163
31	111, 112, 113, 131, 133, 194, 401, 402, 405, 503, 504, 505, 507	111, 112, 113, 131, 133, 193, 401, 402, 405, 493, 494, 495, 497	27, 482, 484
32	132, 153, 161, 164, 165, 167, 168, 302	132, 153, 161, 163, 164, 165, 167, 168, 302	46, 52, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 302
34	711, 722, 741, 742	711, 722, 741, 742	700, 711, 730, 731
35	50, 51, 191, 241, 242, 243, 244, 588, 631, 632, 633, 641, 642, 643, 644, 645, 646, 868, 917, 918	50, 51, 191, 241, 242, 243, 244, 588, 631, 632, 633, 641, 642, 643, 644, 645, 646, 858, 917, 918	74, 84, 91, 92, 93, 241, 242, 610, 611, 612, 620, 621, 622, 623, 904, 907, 953, 954
37	274, 277, 280, 281, 282, 283, 773, 831, 832, 833	274, 277, 280, 281, 282, 283, 773, 831, 832, 833	133, 146, 762, 820
39	571	571	
41	52, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60, 61, 62, 64, 771, 772, 775, 845, 914	52, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60, 61, 62, 64, 65, 771, 772, 775, 845, 914	243, 245, 246, 247, 560, 760, 761, 764, 950
42	53, 63, 192, 193, 603, 774, 912	53, 63, 192, 603, 774, 912	244, 740, 744, 750, 763

(Continua)

(Continuação)

Código CBO domiciliar dois dígitos adaptada	Códigos das PNADs dos anos 1990	Códigos das PNADs dos anos 1980	Códigos das PNADs dos anos 1970
51	162, 166, 712, 752, 761, 801, 802, 803, 804, 805, 806, 807, 808, 811, 812, 813, 814, 815, 816, 821, 822, 823, 824, 825, 826, 841, 842, 843, 844, 865, 866, 867, 869, 913, 915, 916, 919, 920, 926	162, 166, 712, 752, 761, 805, 811, 812, 813, 814, 815, 821, 822, 823, 824, 825, 826, 841, 842, 843, 844, 855, 856, 857, 859, 913, 915, 916, 919, 920	51, 59, 205 (apenas conta própria), 701, 742, 746, 751, 800, 801, 802, 810, 811, 812, 813, 903, 905, 906, 908, 951, 952, 955, 956, 958
52	13, 14, 601, 602, 604, 605, 611, 612, 613, 614, 615, 616, 617, 621, 852	601, 602, 604, 605, 611, 612, 613, 614, 615, 616, 617, 621, 801	204 (apenas conta própria), 601, 602, 603
61	1, 2, 3, 4, 5, 301	1, 2, 3, 4, 5, 301	201, 202, 301
62	304	304	311, 312, 313, 314
63	6, 305, 321, 322, 331, 332, 333, 334, 335, 336	6, 321, 322, 331, 332, 333, 334, 335, 336	321, 322, 331, 332, 333, 334, 335
64	303	303	303
71	341, 345, 351, 361, 371, 381, 391, 482, 506, 511, 512, 513, 514, 515, 516, 518, 519, 520, 521, 578	341, 345, 351, 361, 371, 381, 391, 482, 496, 511, 512, 513, 514, 515, 516, 518, 519, 520, 521, 578	341, 351, 361, 371, 432, 530, 531, 532, 533, 534, 535, 536, 538, 539, 540, 542, 558
72	411, 413, 414, 415, 416, 417, 418, 420, 421, 422, 423, 426, 427, 428, 429, 430, 517	411, 413, 414, 415, 416, 417, 418, 420, 421, 422, 423, 426, 427, 428, 429, 430, 517	401, 403, 404, 405, 406, 407, 408, 410, 411, 412, 413, 414, 418, 419, 421, 422, 537, 541, 559
73	501, 502, 508	491, 492, 498, 776	480, 481, 483, 485, 765
74			415, 552
75	562, 563, 572, 573	562, 563, 572, 573	491, 492, 493, 554, 555
76	441, 442, 443, 444, 445, 446, 447, 448, 449, 450, 451, 452, 461, 462, 470, 471, 472, 473, 474, 475, 476, 477, 478, 479, 487, 488, 551, 552, 553, 554, 555, 556, 557	441, 442, 443, 444, 445, 446, 447, 448, 449, 450, 451, 452, 461, 462, 470, 471, 472, 473, 474, 475, 476, 477, 478, 479, 487, 488, 551, 552, 553, 554, 555, 556, 557	435, 436, 441, 442, 443, 444, 445, 446, 447, 448, 451, 452, 472, 473, 474, 475, 476, 477, 478, 479, 520, 521, 522, 523, 524, 525, 526, 550
77	481, 483, 484, 485, 486, 489, 490, 577	481, 483, 484, 485, 486, 489, 490, 577	431, 433, 434, 553, 557
78	582, 584, 725, 726, 727, 731, 732, 743, 745, 746, 751, 753, 924	582, 584, 725, 726, 727, 731, 732, 743, 745, 746, 751, 753, 924	563, 714, 715, 716, 720, 721, 732, 734, 735, 741, 743, 745, 747, 957
81	575, 576, 586, 589, 827	575, 576, 586, 589	500, 502, 556, 564
82	412, 419, 561, 564, 587	412, 419, 561, 564, 587	402, 490, 494
83	585	585	437, 510
84	531, 532, 533, 534, 535, 536, 537, 538, 539, 540, 541, 542, 543, 544, 545, 579, 580	531, 532, 533, 534, 535, 536, 537, 538, 539, 540, 541, 542, 543, 544, 545, 579, 580	461, 462, 463, 464, 465, 466, 467, 468, 469, 470, 471, 600
86	509, 583, 723, 724, 744, 922, 923	499, 583, 723, 724, 744, 922, 923	562, 712, 713, 733
91	424, 425, 911, 921	424, 425, 911, 921	416, 417, 551
99	431, 574, 581, 762, 925	431, 574, 581, 762, 925	420, 501, 561, 752, 753
.	406, 851, 927, 928	406, 926, 927	959, 960

Elaboração das autoras.

Obs.: CBO – Classificação Brasileira de Ocupações; e PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.

Originais submetidos em: fev. 2021.

Última versão recebida em: mar. 2023.

Aprovada em: mar. 2023.

