UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE RIBEIRÃO PRETO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ÁREA: ECONOMIA APLICADA

GIOVANNA PAVLOVIC QUINTÃO

Mobilidade intergeracional de renda, raça e educação no Brasil: uma análise a partir de dados de uma coorte de nascimento

Orientador: Prof. Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave

RIBEIRÃO PRETO
2021

Prof. Dr. Vahan Agopyan
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. André Lucirton Costa
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Junior
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Luciano Nakabashi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

GIOVANNA PAVLOVIC QUINTÃO

Mobilidade intergeracional de renda, raça e educação no Brasil: uma análise a partir de dados de uma coorte de nascimento

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientador: Prof. Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave

Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP

RIBEIRÃO PRETO
2021

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Quintão, Giovanna Pavlovic
Mobilidade intergeracional de renda, raça e educação no Brasil: uma análise a partir de dados de uma coorte de nascimento / Giovanna Pavlovic Quintão – Ribeirão Preto, 2021.
57f.: il.; 30 cm

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências. – Universidade de São Paulo
Orientador: Scorzafave, Luiz Guilherme Dácar da Silva

1. Mobilidade Social. 2. Raça. 3. Educação. 4. Desigualdade.

AGRADECIMENTOS

Agradeço às duas universidades públicas e de excelente qualidade em que estudei na graduação e no mestrado. Carrego em mim a consciência do privilégio e a responsabilidade social por ter a oportunidade de estudar nestas instituições. Em especial, obrigada a todos professores e funcionários da Universidade de São Paulo, que me acolheram no mestrado.

Ao meu orientador Luiz Guilherme, que me conduziu pela jornada com paciência e dedicação. Agradeço pelos seus questionamentos, reflexões e correções.

Ao Núcleo de Estudos da Saúde da Criança e do Adolescente (NESCA/FMRP), por ter me fornecido os dados, sem os quais esta pesquisa não seria possível. A coleta de dados realizada pelo NESCA contou com financiamento público do DECIT/MS - CNPq. Em especial, agradeço à Heloisa Bettiol e ao Paulo Ricardo por terem me ajudado de perto e esclarecido minhas dúvidas.

Ao Luiz Miguel pelo auxílio na tabulação de parte dos dados.

Ao Daniel Santos e Fernando Veloso, pelas valiosas contribuições nas bancas de qualificação e pré-defesa, que foram fundamentais para o amadurecimento do trabalho.

Ao Leonardo Rosa e à Ariana Britto, por todos os ensinamentos no LEPES-USP. Também agradeço ao Henrique e à Sarah que completaram esse grande time de pesquisa. Obrigada por todo o trabalho em equipe, conversas e risadas via zoom.

A todos os meus amigos do mestrado e do laboratório, por acompanharem de perto (e de longe) este desafio. À Anna e ao Ian por sempre estarem dispostos a me ajudar; ao Leo, Caíque e Pedro pelas risadas do dia-dia, indispensáveis para tornar esse processo mais leve. Aos amigos dos outros anos: Laura, Marcos, Vitor, Ricardo, Rafael, Henrique e tantos outros: obrigada por me guiarem. Sem vocês seria muito mais difícil.

Aos meus pais, pela compreensão. Ao João, pelo companheirismo.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001

RESUMO

QUINTÃO, Giovanna Pavlovic. *Mobilidade intergeracional de renda, raça e educação no Brasil: uma análise a partir de dados de uma coorte de nascimento*. 2021. 57f. Manual – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2021.

Estimamos a mobilidade intergeracional de renda para brancos e negros, usando dados da renda da família e salários da coorte de nascimento de 1978 de Ribeirão Preto (São Paulo). Além disso, analisamos se algumas características individuais e da família estão relacionadas com a mobilidade de renda. A análise foi conduzida utilizando regressões *rank-rank*. Obtivemos três principais resultados. Primeiro, a mobilidade relativa para negros é maior que para brancos, mas é acompanhada por uma mobilidade absoluta ascendente limitada: enquanto um indivíduo branco que nasce no percentil 30 da distribuição de renda da família (em 1978), sobe, em média, até o percentil 45.6 na distribuição de salários, um indivíduo negro que tem origem no mesmo percentil alcança, em média, a posição 41. Essa desigualdade condicional de salários entre raças é crescente ao longo da distribuição de renda da família. O segundo resultado é que a diferença na mobilidade relativa é mediada pela diferença no prêmio salarial: negros têm um prêmio salarial por anos de estudo 55% menor do que brancos, condicional à renda da família em 1978. O terceiro resultado é que a desigualdade condicional de renda entre negros e brancos é explicada pela diferença de anos de estudo da mãe. Outras características dos indivíduos no nascimento como número de filhos na família e alguns fatores relativos à saúde perinatal são correlacionados com o salário do indivíduo adulto, mas não são capazes de explicar a desigualdade condicional de renda entre raças.

Palavras-chave: Mobilidade Social, Raça, Educação, Desigualdade **JEL:** J62

ABSTRACT

QUINTÃO, Giovanna Pavlovic. Intergenerational mobility of income, race and education in Brazil: an analysis based on data from a birth cohort. 2021. 57f. Manual – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2021.

We estimate intergenerational income mobility for whites and blacks, using family income and wage data from the 1978 birth cohort in Ribeirão Preto (São Paulo). Also, we analyzed whether some individual and family characteristics are related to income mobility. The analysis was conducted using *rank-rank* regressions. We obtained three main results. First, relative mobility for blacks is greater than for whites. Still, it is accompanied by limited absolute upward mobility for blacks: while a white person born in the 30th percentile of the family's income distribution (in 1978), rises, on average, up to the 45.6 percentile in the distribution of wages, a black individual who comes from the same percentile reaches, on average, position 41. This conditional inequality of wages between races is increasing throughout the family's income distribution. The second result is that the wage premium difference mediates the difference in relative mobility: blacks have a wage premium for years of study 55% lower than whites, conditional on family income in 1978. The third result is that inequality conditional income between blacks and whites is explained by the difference in the mother's years of study. Other characteristics of individuals at birth, such as the number of children in the family and some factors related to perinatal health, are correlated with the adult individual's wage. Still, they are not able to explain the conditional income inequality between races.

Keywords: Social Mobility, Race, Education, Inequality **JEL:** J62

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 9

2 MOBILIDADE INTERGERACIONAL NO BRASIL E NO MUNDO . . 12
2.1 Mobilidade Intergeracional Relativa 12
2.2 Mobilidade Intergeracional Absoluta 13

3 MODELO TEÓRICO 15

4 METODOLOGIA 17
4.1 Mobilidade Intergeracional Relativa 17
4.1.1 Anos de estudo e mobilidade relativa 18
4.2 Mobilidade Intergeracional Absoluta 18
4.2.1 Características no nascimento e mobilidade absoluta 19

5 FONTES DE DADOS E VARIÁVEIS 20
5.1 Coorte de Ribeirão Preto 20
5.2 Relações Anuais de Informações Sociais 20
5.3 Variáveis 21
5.3.1 Renda 22
5.3.2 Raça 22
5.3.3 Anos de estudo 22
5.3.4 Características no nascimento 23

6 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS 24
6.1 Renda da família (1978) e Salário (2015) 24
6.2 Anos de estudo como fator mediador da mobilidade relativa 28
6.3 Características no nascimento 29

7 RESULTADOS 33
7.1 Mobilidade Intergeracional Relativa 33
7.1.1 Resultados gerais 33
7.1.2 Resultados para Brancos e Negros 37
7.1.3 Anos de estudo e mobilidade relativa de renda 39
7.2 Mobilidade Intergeracional Absoluta 41
7.2.1 Características no nascimento e mobilidade absoluta 44

8 CONCLUSÃO 47

REFERÊNCIAS 48

APÊNDICE A – ANÁLISE DE ROBUSTEZ: COORTE VERSUS RAIS 52

APÊNDICE B – MOBILIDADE DE RENDA: RENDA DA FAMÍLIA PER CAPITA (1978)- SALÁRIO (2015) 53

APÊNDICE C – ESTIMAÇÕES COM IDADE DA MÃE 55

APÊNDICE D – ESTIMAÇÃO ADICIONAL: RAÇA 57

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é o país em que a raça desempenha o papel mais considerável na explicação da desigualdade de renda, se compararmos com outros países da América Latina, como Colômbia, Equador, Guatemala e Peru (FERREIRA et al., 2008). Alguns estudos analisam a desigualdade de renda entre raças para o país usando dados em *cross-section* (FERREIRA; FIRPO; MESSINA, 2014; BAILEY; LOVEMAN; MUNIZ, 2013). Neste trabalho analisamos a dinâmica dessa desigualdade racial entre gerações: estudamos como os padrões de mobilidade intergeracional se diferem entre brancos e negros.

Os modelos teóricos de mobilidade intergeracional pressupõem que a renda de um indivíduo resulta de um processo de acumulação de capital humano. Por sua vez, entre outros fatores, esse acúmulo decorre do investimento que os pais fazem nos filhos. Como esse investimento está positivamente relacionado à renda dos pais, a renda de um indivíduo estará diretamente relacionada à renda dos pais. A literatura chama essa dependência de *mobilidade intergeracional relativa* (BECKER; TOMES, 1979; SOLON, 1999). Quanto maior a relação da renda do indivíduo com a renda dos seus pais, menor será a mobilidade relativa. De um ponto de vista agregado, uma alta mobilidade relativa é desejável, pois assim os indivíduos teriam oportunidades iguais de se mover na distribuição de renda, independentemente de sua origem familiar.

No entanto, quando estudamos subgrupos, a mobilidade relativa pode ocultar as desigualdades entre os grupos, pois ela não considera o nível de renda do indivíduo, apenas o grau de dependência entre a renda do indivíduo e a renda dos seus pais no passado. Por isso, ao analisar diferenças na mobilidade entre raças, é importante mensurar a renda esperada de um indivíduo condicional à renda dos pais no momento do nascimento. Essa medida é chamada de *mobilidade intergeracional absoluta* (CHETTY et al., 2019). Como o salário da vida adulta depende da renda dos pais, a princípio, esperaríamos que, se um indivíduo negro e um branco tivessem a mesma renda familiar no momento do nascimento, em média, eles conseguiriam salários semelhantes na vida adulta.

Este trabalho investiga essa hipótese utilizando a coorte dos nascidos em 1978/79 em Ribeirão Preto (SP). Comparamos a diferença na mobilidade relativa e absoluta entre negros e brancos, assim como possíveis mecanismos que explicam a diferença entre os dois grupos. A mobilidade estimada é a dependência entre renda da família, medida no nascimento (1978/79), e o salário do indivíduo adulto, medida em 2015. Além disso, analisamos o quanto a mobilidade relativa de brancos e negros é mediada pela educação. Por fim, analisamos se diferenças na mobilidade absoluta de brancos e negros estão associadas a diferenças as características familiares investigados no momento do nascimento. Essas características se dividem em dois grupos: a) fatores familiares: situação conjugal da mãe, anos de estudo da mãe, participação da mãe no mercado de trabalho, e número de filhos; b) saúde perinatal: baixo peso ao nascer, número de pré natais, e tabagismo na gravidez.

Desta forma dois conjuntos de perguntas guiam este trabalho: i) O grau de dependência entre renda da família no nascimento e salário do indivíduo na idade adulta é diferente para

brancos e negros? O quanto dessa dependência da renda familiar e salário é explicada pelos anos de estudo do indivíduo? ii) Indivíduos brancos têm maior renda que negros, condicional a renda da família no nascimento? Se sim, quais fatores presentes no momento do nascimento podem explicar esta diferença?

Estimamos a mobilidade relativa e absoluta por meio de regressões *rank-rank* de renda, em que calculamos a posição de cada indivíduo (e dos seus pais) na distribuição de renda. Estimamos que a relação dos anos de estudo com a mobilidade relativa por meio de uma análise de mediação (utilizada por Bloome e Western (2011)). Por fim, analisamos como os fatores no nascimento podem estar relacionados com a mobilidade absoluta estimando a regressão *rank-rank* controlando por esses fatores (estratégia semelhante a utilizada por Chetty et al. (2014)).

No Brasil, vários estudos calculam a mobilidade intergeracional de renda para o país (FERREIRA; VELOSO, 2006; PERO; SZERMAN, 2005; DUNN, 2007; ANDRADE; VELOSO; MADALOZZO REGINA FERREIRA, 2003). O importante estudo de Ferreira e Veloso (2006) fornece evidências da diferença da mobilidade relativa para brancos e negros no Brasil, encontrando que a mobilidade de negros é menor que a de brancos nas famílias de baixa renda.

Este trabalho se difere dos supracitados por três principais motivos. Primeiro, utilizamos regressões *rank-rank* para estimar diretamente a mobilidade.[1] Segundo, analisamos a diferença de raça em termos da mobilidade absoluta de renda. Por último, analisamos alguns fatores presentes no momento do nascimento que estão relacionados com a mobilidade de renda.

Os resultados gerais mostram uma maior mobilidade intergeracional de renda para a coorte analisada, se comparada a outros resultados para o Brasil. As estimativas segmentadas por raça nos levam a três conclusões. Primeiro, negros têm maior mobilidade relativa que brancos, mas esse resultado é acompanhado por uma mobilidade absoluta ascendente dos negros limitada: enquanto um branco que nasce no percentil 30 da distribuição de renda da família (em 1978), sobe, em média, até o percentil 45.6 na distribuição de salários, um indivíduo negro que tem origem no mesmo percentil alcança, em média, a posição 41.0. Essa desigualdade condicional de salários entre raças é crescente ao longo da distribuição de renda da família. Segundo, a diferença na mobilidade relativa é mediada pela diferença no prêmio salarial: negros têm um prêmio salarial por anos de estudo 55% menor do que brancos, condicional à renda da família em 1978. Por último, temos que a desigualdade condicional de renda entre negros e brancos é explicada pela diferença de anos de estudo da mãe. Outras características dos indivíduos no nascimento como número de filhos na família e alguns fatores relativos à saúde perinatal são correlacionados com o salário do indivíduo adulto, mas não são capazes de explicar a desigualdade condicional de renda entre raças.

Esta dissertação está estruturada em sete capítulos, além desta introdução. O segundo capítulo contempla uma revisão da literatura com os principais trabalhos sobre mobilidade intergeracional de renda. Em seguida, é explorado o modelo teórico subjacente. Os capítulos quatro e cinco apresentam a metodologia e as fontes de dados utilizadas, respectivamente. O capí-

[1] A maioria dos trabalhos no Brasil estimam a mobilidade por meio de regressões log-log e por meio da técnica de variáveis instrumentais em duas amostras

tulo seis apresenta as estatísticas descritivas, e o sete as estimações dos modelos de mobilidade intergeracional. Por fim são apresentados as conclusões da dissertação.

2 MOBILIDADE INTERGERACIONAL NO BRASIL E NO MUNDO

2.1 Mobilidade Intergeracional Relativa

O modelo de mobilidade intergeracional de Becker e Tomes (1979) pode ser simplificado e representado pela equação 2.1, em que a renda do filho y_t é dependente da renda dos pais y_{t-1}, e um vetor E_t de outros determinantes da renda dos filhos (SOLON, 1999).

$$y_t = \beta y_{t-1} + \alpha E_t \tag{2.1}$$

O coeficiente β é chamado de coeficiente de persistência intergeracional - ou seja, quanto a renda do filho varia em relação a renda do pai-; e $1 - \beta$ é a mobilidade intergeracional. Dessa forma, quanto maior o grau de persistência da renda menor é a mobilidade intergeracional de renda.

A mobilidade intergeracional relativa estimada para o Brasil é significativamente menor que em outros países desenvolvidos. A persistência intergeracional estimada para os Estados Unidos é de 0.344[1], enquanto no Canadá é de cerca de 0.40[2] e na Dinamarca cerca de 0.082[3]. No Brasil, esse coeficiente se situa entre 0.6 e 0.7 e é geralmente estimado usando o suplemento de mobilidade da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (FERREIRA; VELOSO, 2006; PERO; SZERMAN, 2005; DUNN, 2007; ANDRADE; VELOSO; MADALOZZO REGINA FERREIRA, 2003). Ferreira e Veloso (2006) estima um coeficiente de 0.66 para a mobilidade de salários para os indivíduos nascidos entre 1932 e 1971 e Dunn (2007) um coeficiente de 0.69 para a mobilidade de renda da coorte de nascidos entre 1971 e 1980.

Além desses estudos, existem alguns que trabalham com mobilidade e utilizam dados das coortes de Pelotas (RS) e de Ribeirão Preto (SP). Tejada et al. (2015) estima a mobilidade intergeracional para o município de de Pelotas , utilizando os nascidos em 1982 e encontra um coeficiente de 0.22. Aitsi-Selmi et al. (2012) e Bernardi et al. (2017) estudam como os padrões de mobilidade estão associados com pré-condições para obesidade em Ribeirão Preto. Apesar destes trabalhos de Ribeirão Preto analisarem os padrões de mobilidade, eles não calculam o coeficiente de mobilidade relativa para a coorte em questão.

Entre os estudos brasileiros, vale destacar o de Ferreira e Veloso (2006) que analisa a diferença de mobilidade de acordo com raça. Evidências são encontradas de que a mobilidade é maior entre negros do que brancos. No entanto, observa-se que negros têm grande persistência no quintil inferior de renda, enquanto no quintil superior de renda há alta mobilidade. Evidências na mesma direção são encontradas nos Estados Unidos. Hertz (2009) verifica que a mobilidade relativa para negros no quartil de renda superior é maior do que para brancos, enquanto esta relação se inverte no quartil inferior. Além disso, ainda nos Estados Unidos, há

[1] Chetty et al. (2014)
[2] Grawe (2004)
[3] Björklund e Chadwick (2003)

evidências de que negros têm baixas taxas de mobilidade ascendente na distribuição de renda, se comparado a brancos, e altas taxas de mobilidade descendentes (MAZUMDER, 2018).

Diante da diferença da mobilidade entre brancos e negros nos Estados Unidos, Bloome e Western (2011) analisam qual é o papel da educação na mudança da mobilidade relativa em duas coortes no país. Como a educação dos filhos está correlacionada com a renda dos pais e a renda dos filhos na idade adulta, os autores argumentam que parte da mobilidade relativa é mediada pela educação. Os resultados de Bloome e Western (2011) indicam que 30% da persistência intergeracional para brancos e negros da coorte de 1979 é explicada pela escolaridade.

Analisar o papel da educação na mobilidade relativa no contexto de raça é especialmente importante no Brasil pois temos evidências de que negros têm maior persistência de baixa escolaridade (MAHLMEISTER et al., 2019) e de baixa renda (FERREIRA; VELOSO, 2006), do que brancos. No entanto, não sabemos exatamente o quanto estas duas evidências estão relacionadas. Além disso, se grande parte da mobilidade é explicada pela educação, políticas para promover mobilidade devem ser focadas na melhora da educação de uma geração, fazendo com que o nível de escolaridade atingido pelos indivíduos seja menos dependente de fatores contextuais, como a renda dos pais.

Dessa forma, este trabalho tem duas contribuições principais na literatura de mobilidade relativa: i) oferecer evidência do coeficiente de mobilidade relativa para brancos e negros no Brasil utilizando uma base de dados distinta; ii) analisar como a educação está associada a diferenças na mobilidade relativa de renda para brancos e negros.

2.2 Mobilidade Intergeracional Absoluta

A segunda parte deste trabalho se dedica a entender a diferença entre a mobilidade absoluta entre brancos e negros. Apesar da análise da mobilidade relativa e absoluta serem provenientes da mesma estimação empírica, elas endereçam perguntas diferentes. A mobilidade relativa responde o quanto a renda dos filhos está correlacionada com a renda dos pais. Já a mobilidade absoluta permite analisar se mesmo após levarmos em consideração a renda familiar no momento do nascimento da criança, na idade adulta os negros terão renda menor do que os brancos.

As referências principais da mobilidade absoluta, como definida nesse trabalho[4], são os trabalhos de Chetty et al. (2014) e Chetty et al. (2019). Os autores estudam a diferença entre raças em todo o Estados Unidos. A medida de mobilidade absoluta é o rank esperado (na distribuição de renda nacional) dos indivíduos cujos pais estavam no percentil p da distribuição de renda dos pais. Dessa forma, a mobilidade absoluta pode ser calculada em qualquer percentil p. No entanto, os autores focam grande parte dos resultados na medida de mobilidade absoluta ascendente[5], que é sintetizada pela mobilidade absoluta no percentil 25. Os resultados indicam

[4] Outros trabalhos definem a mobilidade absoluta como a proporção dos filhos que estão em melhores condições que seus pais (ACS; ELLIOTT; KALISH, 2016; CHETTY et al., 2017), se distanciando do conceito utilizando nesse trabalho.

[5] Em inglês, *absolute upward mobility.*

que crianças brancas, que nascem em famílias que estão no percentil 25, da distribuição de renda alcançam na idade adulta, em média, o percentil 45, enquanto negros alcançam, em média, o percentil 33. Dessa forma, os brancos ascendem 20 percentis da distribuição e os negros 13 percentis nas distribuição de renda.

Além de medir a mobilidade absoluta, Chetty et al. (2019) analisam alguns fatores familiares que poderiam explicar essa desigualdade entre brancos e negros. Estes fatores são: situação conjugal dos pais, educação dos pais, *proxies* de riqueza e o bairro em que a criança cresceu. Os autores encontram que estes fatores explicam muito pouco o hiato de renda existente entre brancos e negros.

Em linha com o trabalho de Chetty et al. (2019), estimamos a mobilidade absoluta para brancos e negros e também investigamos alguns fatores familiares que podem estar relacionados com essa diferenças. Além dos fatores familiares, examinamos alguns relacionados a saúde perinatal. Dessa forma, as características estudadas se dividem em dois grupos: a) fatores familiares: situação conjugal da mãe, anos de estudo da mãe, participação da mãe no mercado de trabalho, e número de filhos; b) saúde perinatal: baixo peso ao nascer, número de pré natais, e se a mãe fumou na gravidez.

Consideramos importante analisar estes fatores pois a literatura mostra como ambientes saudáveis nos primeiros anos de vida estão relacionadas com o desenvolvimento do indivíduo e tem impactos na vida adulta (CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010). Dentre as características supracitadas, destaca-se o baixo peso ao nascer. Alguns trabalhos apontam que o peso ao nascer é explicativo para salário na idade adulta ou para a escolaridade, mesmo controlado por variáveis socioeconômicas (BLACK; DEVEREUX; SALVANES, 2011; CONLEY; BENNETT, 2000). E ainda, um estudo recente da coorte dos nascidos em 2010 em Ribeirão Preto (SP) e São Luís (MA) mostra que indivíduos de mães negras tinham maior risco de baixo peso ao nascer do que indivíduos de mães brancas, mesmo controlado por fatores socioeconômicos. Esse resultado é válido apenas para a coorte de Ribeirão Preto, não sendo encontrado em São Luís (FONSECA et al., 2021).

3 MODELO TEÓRICO

A associação entre renda dos pais e renda dos filhos é fruto do processo de formação de capital humano dos indivíduos. Os pais investem nos filhos uma parcela de sua própria renda, e este investimento se transforma em capital humano que será remunerado na forma de salário pelo mercado quando o filho se torna adulto.[1]

Queremos mostrar como o grau de dependência de renda dos pais e dos filhos pode afetar o hiato de renda por raça no estado estacionário. Para isso, utilizaremos o modelo proposto por Chetty et al. (2019). O modelo considera o tempo t discreto, e modela a renda do filho i ($y_{i,t}$) como uma função linear da renda dos pais no passado ($y_{i,t-1}$) e considerando que essa relação depende da raça (r), tal que:

$$y_{i,t} = \alpha_r + \beta_{ir} y_{t-1} + \epsilon_i \tag{3.1}$$

Ao invés de unidades monetárias, a renda y pode ser expressa em termos da posição (*rank*) na distribuição de renda. A mobilidade relativa é definida como β_r e α_r é uma medida de mobilidade absoluta[2] (CHETTY et al., 2019). Além disso, ϵ é um choque aleatório que é independente temporalmente, e é tal que $E(\epsilon) = 0$.

Dessa forma, o rank médio dos indivíduos da raça r no período t, é dado por:

$$\overline{y}_{i,t} = \alpha_r + \beta_r \overline{y}_{t-1} \tag{3.2}$$

Se considerarmos a associação de renda entre múltiplas gerações, temos que o *rank* médio da geração t+s é uma função do *rank* médio da geração t, dado por:[3]

$$\overline{y}_{i,t+s} = \alpha_r \frac{1-\beta_r^s}{1-\beta_r} + \beta_r^s \overline{y}_{r,t} \tag{3.3}$$

Como $\beta \in [0, 1]$, se $\beta_r < 1$, quando $s \to \infty$ temos que $\beta_r^s \to 0$. Portanto, o rank médio dos indivíduos de raça r convergem no longo prazo ($s \to \infty$) para o estado estacionário em que :

$$\overline{y}_r^{SS} = \overline{y}_{i,t} = \overline{y}_{i,t-1} = \frac{\alpha_r}{1-\beta_r} \tag{3.4}$$

A hipótese primária deste modelo é que as taxas de mobilidade não variam entre gerações. A mobilidade relativa, β, pode ser interpretado como a taxa de convergência para o estado estacionário. Se α_r e β_r forem iguais para todas as raças, temos que a renda de diferentes grupos raciais irão convergir para um mesmo estado estacionário.

[1] Esta é a ideia central dos trabalhos de Becker e Tomes (1979) e Becker et al. (2018).

[2] α_r é a mobilidade absoluta para os indivíduos com rank da renda dos pais igual a zero. Outras medidas de mobilidade absoluta são calculados a partir de α_r e β_r, e serão descritas na seção 4.

[3] Expressão obtida por iterações.

No entanto, caso a mobilidade relativa (β_r) seja igual para diferentes raças, mas a medida de mobilidade absoluta (α_r) varie de acordo com a raça , temos que o hiato de renda no estado estacionário entre a raça 1 e raça 2 é dado por:

$$\Delta\overline{y}^{SS} = \overline{y}_{r1}^{SS} = \overline{y}_{r2}^{SS} = \frac{\alpha_{r1} - \alpha_{r2}}{1 - \beta} \tag{3.5}$$

Dessa forma, políticas distributivas que reduzam a lacuna de renda entre a raça 1 e raça 2 no tempo t não serão suficientes para eliminar a desigualdade de raça no longo prazo (CHETTY et al., 2019).

Se além de α, a mobilidade relativa β também variar entre raças, podemos ter igualdade de renda no estado estacionário. No entanto, pode ser que um dos grupos tenha uma taxa de convergência muito baixa e que demore várias gerações para alcançar este estado estacionário, enquanto outro grupo já estará nesse ponto.

Por isso, ambos os parâmetros são importantes, e devem ser estimados empiricamente. Estimar a medida de mobilidade absoluta é importante para entender a disparidade racial condicional à renda familiar. Estimar a mobilidade relativa (β_r) é importante para entender a velocidade de redução da desigualdade.

4 METODOLOGIA

4.1 Mobilidade Intergeracional Relativa

Calculamos a mobilidade de renda por meio da estimação *rank-rank*, utilizada por Dahl, DeLeire e Poverty (2008), Chetty et al. (2014). Para isso, calculamos *rank* que o indivíduo i ocupa na distribuição de salários da sua coorte (nomeamos de y_t) e o *rank* que a família do indivíduo i ocupa na distribuição de renda da família em 1978 (y_{t-1}), ambos padronizados para o intervalo que varia de 0 a 100[1]. Uma das vantagens da estimação rank-rank é que conseguimos padronizar a medida de renda sem precisar deflacionar ou converter a moeda, estando menos sujeito a erros de medida. Outra vantagem é que o coeficiente *rank-rank* é mais robusto a diferentes medidas de renda permanente do que o coeficiente oriundo da estimação *log-log*.[2] Dahl, DeLeire e Poverty (2008) mostram empiricamente que o coeficiente *log-log* varia substancialmente de acordo com o número de anos em que se captura a renda dos pais: quanto maior é o intervalo[3] (e, portanto, quanto melhor é a estimativa de renda permanente), maior é o coeficiente da estimação. Esta variação no coeficiente não ocorre na estimação *rank-rank*.

Como a renda de um indivíduo varia de acordo com seu ciclo de vida, ao estimar as regressões de mobilidade, o coeficiente de mobilidade pode ser viesado por variações na renda dos pais decorrentes do ciclo de vida em que eles se encontram (HAIDER; SOLON, 2006). Para evitar isso, controlamos pela idade da mãe (A^p) na regressão. Não incluímos outras covariadas na regressão pois o objetivo é ter uma medida sintética de todos os fatores que são transmitidos entre as duas gerações. Estimamos a relação para toda a população, para negros e brancos, respectivamente, descrita pelas equações 4.1, 4.2 e 4.3. Importante ressaltar que mesmo estimando separadamente a mobilidade para brancos e negros, a variável de rank foi construída de forma conjunta: calculou-se a posição dos indivíduos em relação a toda distribuição da população analisada.

$$y_{i,t} = \alpha + \beta y_{i,t-1} + \delta A_i^p + \epsilon_{i,t} \quad \text{(Amostra completa)} \tag{4.1}$$

$$y_{i,t} = \alpha_n + \beta_n y_{i,t-1} + \delta_n A_i^p + \epsilon_{i,t} \quad \text{(Amostra de indivíduos negros)} \tag{4.2}$$

[1] O rank de um indivíduo i é dado por

$$Rank_i = \frac{\text{Posição absoluta do indivíduo } i \text{ na distribuição}}{\text{Total de pessoas na distribuição}} * 100$$

Dessa forma, por exemplo, se a população total é de 2000 pessoas, e o indivíduo i ocupa a 500.º posição na distribuição, seu $rank$ será de 25.

[2] A estimação log-log é a regressão linear do log da renda dos pais como variável dependente e o log da renda do filho como variável independente. O coeficiente de persistência intergeragional dessa especificação é chamado de elasticidade intergeracional.

[3] Por exemplo, os autores fazem as estimações com a renda média dos pais durante 36 anos (dos 20 aos 55 anos), e com a renda média de apenas 3 anos (dos 35 ao 37), e analisam como as estimativas de mobilidade mudam.

$$y_{i,t} = \alpha_b + \beta_b y_{i,t-1} + \delta_b A_i^p + \epsilon_{i,t} \quad \text{(Amostra de indivíduos brancos)} \tag{4.3}$$

A partir das equações 4.2 e 4.3 obtemos a mobilidade intergeracional relativa para negros $(1 - \beta_n)$ e para brancos $(1 - \beta_b)$, respectivamente. De maneira complementar, obtemos o grau de dependência da renda (ou coeficiente de persistência) para negros (β_n) e para brancos (β_b). Dessa forma, comparando estes dois coeficientes respondemos a primeira pergunta deste trabalho: o grau de dependência entre renda da família no nascimento e salário é diferente para negros e brancos?

Para investigar não linearidades no coeficiente de mobilidade, estimamos modelos (4.1) separados para os indivíduos de cada tercil de renda da família (1978).

4.1.1 Anos de estudo e mobilidade relativa

As estimações que se seguem objetivam responder a seguinte questão: o quanto da dependência de renda familiar e salário é explicada pelos anos de estudo do indivíduo?

Para responder a essa pergunta, decompomos a persistência relativa da renda usando a abordagem de Bloome e Western (2011). Reestimamos as equações 4.2 e 4.3 adicionando como controle os anos de estudos dos indivíduos $(S_{i,t})$. Aqui representamos o modelo de forma única para brancos e negros, apesar de serem dois modelos separados. Identificamos a raça por meio do subscrito r, em que $r = n$ para estimação do modelo para o grupo de negros, e $r = b$ para estimação do modelo para o grupo de brancos.

$$y_{i,t} = \tilde{\alpha}_r + \beta_{yr|s} y_{i,t-1} + \beta_{sr|y} S_{i,t} + \tilde{\delta}_r A_i^p + \nu_{i,t} \tag{4.4}$$

Em seguida, estimamos a correlação entre a escolaridade do indivíduo e a renda familiar, dada por:

$$S_{i,t} = \alpha_r + \gamma_r y_{i,t-1} + \delta_r A_i^p + \epsilon_{i,t} \tag{4.5}$$

A persistência de renda β_r pode ser decomposta para cada raça, tal que: $\beta_r = \beta_{yr|s} + \gamma_r * \beta_{sr|y}$. Nosso interesse nesta decomposição é explicar o quanto da mobilidade relativa é explicado pela educação (dado por $\gamma_r * \beta_{sr|y}$).

4.2 Mobilidade Intergeracional Absoluta

Calculamos o valor predito do rank de um indivíduo branco e negro, a partir dos modelos 4.2 e 4.3, e a diferença entre essas duas estimativas. Isto é, dado $\overline{p}$ uma variável discreta de 0 a 100 (indicando os percentis da distribuição), calculamos as seguintes estatísticas :

1. $\widehat{y_{np}} = E(y \mid y_{t-1} = \overline{p})$ (predição de 4.2)
2. $\widehat{y_{bp}} = E(y \mid y_{t-1} = \overline{p})$ (predição de 4.3)
3. $\Delta_{\overline{p}} = \widehat{y_{bp}} - \widehat{y_{np}}$

O rank predito é chamado de mobilidade absoluta na posição $\overline{p}$. Analisamos a diferença neste valor predito para brancos e negros ao longo da distribuição de renda da família ($\Delta_{\overline{p}}$). Isto é chamado de *gap* na mobilidade intergeracional absoluta. A partir dessa análise verificamos se indivíduos brancos têm maior renda que negros, condicional a renda da família no nascimento.

A mobilidade absoluta ascendente é a mobilidade absoluta em que o *rank* estimado do salário dos filhos (2015) é maior que o *rank* da renda da família em 1978. Ressalta-se que Chetty et al. (2019) sintetiza o indicador de mobilidade absoluta ascendente como a mobilidade no percentil 25.

4.2.1 Características no nascimento e mobilidade absoluta

Por fim, analisamos se existe alguma característica no nascimento (além da renda) que explica o *gap* de renda entre brancos e negros ($\Delta_{\overline{p}}$). Para isso, usamos a mesma estratégia de Chetty et al. (2019) e estimamos uma única regressão para brancos e negros:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta y_{i,t-1} + \delta \text{branco}_i + \omega \text{branco}_i * y_{i,t-1} + \gamma \mathbf{X} + \epsilon_{i,t} \tag{4.6}$$

em que branco é uma variável *dummy* que indica se o indivíduo é branco, e $\mathbf{X}$ é o vetor com variáveis no nascimento. O hiato de renda entre brancos e negros no percentil $\overline{p}$ é dado por:

$$\Delta_{\overline{p}|\mathbf{X}} = E(y \mid y_{t-1} = \overline{p}, \text{branco} = 1, \mathbf{X}) - E(y \mid y_{t-1} = \overline{p}, \text{branco} = 0, \mathbf{X}) = \delta + \omega \overline{p} \tag{4.7}$$

Portanto, para uma característica no nascimento modificar o *gap* de renda entre brancos e negros ($\Delta_{\overline{p}}$), este deve: i) ser correlacionado com o salário do indivíduo adulto, controlado pela renda da família no nascimento ; ii) variar entre o grupo de brancos e negros.

5 FONTES DE DADOS E VARIÁVEIS

5.1 Coorte de Ribeirão Preto

Os dados utilizados são da coorte nascida entre 1º junho de 1978 e 31 de maio de 1979 nos hospitais de Ribeirão Preto (SP). Esta coleta de dados foi elaborada e executada pela Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FMRP-USP), e teve como principal objetivo acompanhar a saúde dos indivíduos desde o nascimento até a fase adulta. No Brasil este foi o primeiro estudo longitudinal que segue uma coorte desde o nascimento (CARDOSO et al., 2007).

Na pesquisa foram feitas 9.067 entrevistas com mães logo após o parto. Estas entrevistas foram conduzidas nas próprias maternidades e cobriram 98% dos recém nascidos de 1978/79.[1] As mães que não residiam em Ribeirão Preto foram excluídos da pesquisa, fazendo com que o tamanho da população de estudo fosse igual a 6.973 (PADILHA et al., 2020). Na época do nascimento destes indivíduos, Ribeirão Preto era um município com 318.544 habitantes e a taxa de urbanização era de 97%. No município, 82% se declaravam como brancos, enquanto no Brasil este percentual era de 54%. Além disso, apenas um terço da população com mais de 15 anos havia concluído o equivalente ao ensino fundamental da época (IBGE, 1982).[2]

Quando os indivíduos da pesquisa tinham entre 22 e 25 anos de idade, foi realizada outra coleta de dados com 2.063 participantes (entre 2002 e 2004). Os dados foram coletados no Hospital das Clínicas de Ribeirão Preto, onde os indivíduos passaram por exames médicos e responderam perguntas acerca do seu estilo de vida e condições socioeconômicas. Além dessa coleta, foi realizado outra entre 2016 e 2017, quando os entrevistados tinham entre 37 e 39 anos. Nesta última, também coletada no Hospital das Clínicas de Ribeirão Preto, foram obtidas informações de 1.775 indivíduos da amostra inicial.[3]. Neste trabalho, denominamos a coleta de 1978/79 de 1ª onda, a coleta de 2002 a 2004 de 2ª onda, e a coleta de 2016 e 2017 de 3ª onda.

5.2 Relações Anuais de Informações Sociais

Para estimar a mobilidade intergeracional de renda, precisamos da renda dos indivíduos na fase adulta. A 3ª onda da coorte permite que obtenhamos essa informação para 1.775 indivíduos. No intuito de conseguir uma amostra maior de indivíduos, buscamos os participantes da 1ª onda da coorte na base de dados de mercado de trabalho formal (Relações Anuais de Informações Sociais-RAIS). Como a RAIS exclui as pessoas sem vínculo empregatício formal ou que estejam desocupadas ou fora do mercado de trabalho, identificamos 2.525 nessa base

[1] 2,5% das mães saíram do hospital antes que pudessem ser entrevistadas e menos de 1% se recusou a ser entrevistada (CARDOSO et al., 2007)

[2] Refere-se ao percentual da população que tinha 8 anos de estudos ou mais sobre o total da população com mais de 15 anos.

[3] Até o momento da 2ª onda, havia o registro de 343 pessoas haviam falecido (CARDOSO et al., 2007). Desta forma, nesta última amostra conseguiu coletar dados de, no mínimo, 27% da população viva.

de dados de 2015, ou seja, 36% dos 6973 indivíduos da 1ª onda.[4] Essa taxa é semelhante ao percentual de residentes com 35 a 39 anos do estado de São Paulo que estavam empregados no setor formal em 2015 (37.6%).[5]

5.3 Variáveis

A tabela 1 apresenta estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise. Em média, os indivíduos participantes da terceira onda e os indivíduos encontrados na RAIS têm renda da família (1978) menor do que o grupo completo participante da 1ª onda.[6] No entanto, se analisarmos a amostra encontrada na RAIS, que será nossa amostra utilizada em grande parte das estimações, não há diferenças significativas na idade da mãe, anos de estudo da mãe e sexo do indivíduo.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

	Amostra inicial		Amostra 3ª onda		Amostra RAIS	
	Média	D.P	Média	D.P	Média	D.P
Variáveis da Família (1978)						
Idade Mãe	25.73	5.86	26.05**	5.87	25.83	5.87
Anos de Estudo Mãe	5.7	3.84	5.93**	3.66	5.68	3.62
Renda da família	5437	5928	5180***	5484	4811***	4993
Variáveis do Indivíduo (2015)						
Homem	0.51	0.5	0.48**	0.5	0.52	0.5
Anos de Estudo			12.26(a)	2.81	11.93	2.95
Renda do Indivíduo (RAIS)			2908(a)	2850	3149	3841
Renda do Indivíduo (Coorte)			3657	3622	3334(b)	2925
Raça: Branco			0.68	0.47	0.67	0.47
Raça: Negro			0.31	0.46	0.26	0.44
N° de observações total						
	6973		1775		2525	

Asteriscos informam sobre teste t ou de proporção para diferença entre as médias da: amostra inicial e a amostra da 3º onda; amostra inicial e a amostra RAIS (hipótese alternativa: diferença entre as médias é diferente de zero)
Nível de significância: *** 1%; ** 5%; *10%.
(a) Referente aos 684 indivíduos da amostra da 3ª onda encontrados na RAIS
(b) Referente aos 684 indivíduos da amostra da RAIS encontrados na 3ª onda

Abaixo explicamos a construção das principais variáveis utilizadas neste trabalho. Ressalta-se que as principais análises do trabalho foram feitas com a amostra encontrada na RAIS. Sendo

[4] A responsabilidade pelo preenchimento da RAIS é dos empregadores, ela abrange todos os empregados formais do Brasil e contém dados sobre o salário e escolaridade do trabalhador.

[5] Esse valor foi calculado por meio da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, e se refere ao percentual de indivíduos que têm carteira assinada ou é estatutário; ou trabalha por conta própria e contribui para a previdência. Coeficiente de variação da estimativa é de 0.105

[6] Apesar de a 3ª onda ter atraído indivíduos com mães mais escolarizadas, se comparados à população inicial.

assim, apesar da 3ª onda da coorte contar com múltiplas variáveis do indivíduo, elas não foram coletadas para os indivíduos pertencentes a nossa amostra. Portanto, as variáveis principais utilizadas ao longo do trabalho foram aquelas disponíveis na 1ª onda (nascimento) ou na RAIS.

5.3.1 Renda

São utilizadas três variáveis de renda ao longo deste trabalho: a renda da família do indivíduo, capturada no momento do nascimento (1978/79)[7]; renda salarial do indivíduo capturada na 3ª onda da coorte (2016/2017); renda salarial do indivíduo capturada na RAIS (2015). A renda familiar do indivíduo no momento do nascimento foi coletada utilizando-se a moeda da época (cruzeiros), e refere-se a renda de toda a família. A pergunta foi feita da seguinte forma: *Quanto você e os membros da família receberam no último mês?*. Os entrevistadores especificaram que as fontes de renda deveriam incluir salários, investimentos, alugueis, pensões, doações e qualquer outra fonte (AITSI-SELMI et al., 2012). O salário do indivíduo obtido na 3ª onda da coorte foi coletada por meio da seguinte pergunta: *Quanto recebeu no mês passado somente pelo seu trabalho?* Desta maneira, a renda pode ser obtida por meio de trabalho formal ou não. Não existiam, no nascimento, informações específicas da renda do trabalho da mãe ou do pai, e por isso foi utilizado a renda de todas as fontes. A renda do trabalho proveniente da RAIS foi definida como a média anual de salário, e inclui rendimentos de benefícios como gratificações e auxílio alimentação.

Todas as variáveis de renda foram deflacionadas utilizando o IGP-DI (FGV) na data base 12/2017. Para a renda familiar de 1978, a unidade monetária foi convertida de cruzeiros para reais utilizando-se os valores estabelecidos pelo Banco Central.

5.3.2 Raça

Não há informação de raça (seja do indivíduo ou da mãe) na 1ª onda da coorte. Dessa forma, a variável foi construída da seguinte maneira: se o indivíduo tinha a informação na segunda onda da coorte, foi utilizada esta informação. Caso não houvesse, utilizou-se a informação da variável de raça da 3ª onda. Estas duas variáveis são autodeclaradas. Se o indivíduo não tivesse participado da 2ª ou da 3ª onda, se utilizou a informação da raça da RAIS, que é declarada pelo empregador. Sendo assim, 55% da nossa amostra utilizada nas estimações tem a raça autodeclarada, e o restante é proveniente da RAIS. A variável de raça foi construída de acordo com o IBGE (OSORIO, 2003), em que negros abriga os declarados como pretos ou pardos. Os amarelos e indígenas (n = 11), e sem declaração (n = 124) foram excluídos da análise.

5.3.3 Anos de estudo

A variável de anos de estudo da mãe foi obtida na 1ª onda da coorte, enquanto a informação referente ao próprio indivíduo foi obtida da RAIS. As duas variáveis foram originalmente

[7] Para simplificar a notação nos referiremos apenas como renda da família (1978)

informadas por meio das categorias de nível de educação, e foram transformadas em anos de estudo de acordo com a categorização descrita a seguir. A variável de anos de estudo assume valor 0, se o indivíduo é analfabeto; 2, se ele completou a primeira, segunda ou terceira série do ensino fundamental, mas não completou a quarta; 4 se ele completou a quarta série; 6, se ele completou a quinta, sexta ou sétima série, mas não completou a oitava; 8, caso tenha completado a oitava série; 10, caso tenha ensino médio incompleto; 11, caso tenha completado o ensino médio; 13, caso tenha cursado mas não completado o ensino superior; e 16, caso tenha completado a graduação.[8]

5.3.4 Características no nascimento

As variáveis do nascimento, utilizadas para explicar o gap na mobilidade absoluta foram coletadas na 1º onda da coorte. Elas foram categorizadas da seguinte forma:

1. Fatores familiares:

    - Situação conjugal da mãe: *dummy* se a mãe casada ou não casada (solteira ou viúva ou separada)
    - Participação da mãe no mercado de trabalho: *dummy* se a mãe trabalha ou não
    - Número de filhos no momento do nascimento: categorizado com três *dummies* - 2 ou menos; 3 a 5 filhos; mais que 6 filhos- .

    Não utilizamos informações relativas ao pai devido ao número de *missings*.

2. Saúde perinatal:

    - Baixo peso ao nascer: *dummy* se o indivíduo nasceu com menos 2500 gramas
    - Tabagismo na gravidez: *dummy* se a mãe fumou na gravidez
    - Número de pré natais: categorizado com três *dummies* - número de pré natais feito antes do nascimento pela mãe do indivíduo. 2 ou menos; 3 a 5 pré-natais; mais que 6 pré-natais- .

[8] Uma categorização similar for feita no trabalho de mobilidade intergeracional de educação de Mahlmeister et al. (2019)

6 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

6.1 Renda da família (1978) e Salário (2015)

A figura 1 mostra a relação entre a renda da família em 1978 e o salário dos filhos em 2015 (em logaritmo natural)[1]. Para cada faixa de renda familiar em 1978, foi calculado o log do salário médio do filho em 2015. Os números em cima de cada ponto na figura representa o tamanho da amostra utilizado pra a estimação daquela média específica. A correlação entre as rendas das duas gerações[2] parece ser mais expressiva nos dois últimos intervalos de renda da família. Isso fornece indícios de que a persistência intergeracional é maior na parte superior da distribuição de renda da família, se comparado ao restante da distribuição.

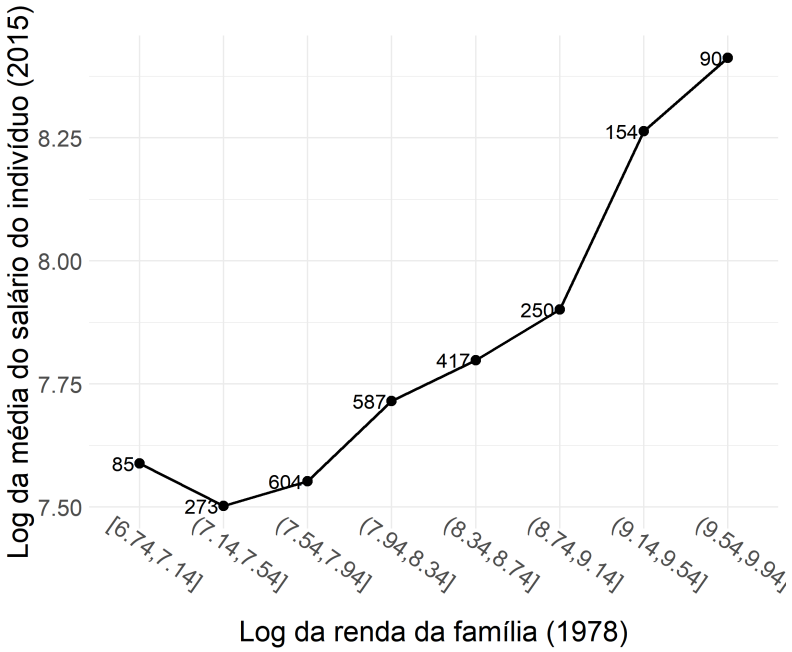


Figura 1 – Correlação log-log de renda

Dividiu-se a distribuição da renda da família (1978) em 8 intervalos iguais, e calculou-se a média da renda dos indivíduos que pertencem aquela faixa de renda. Os números em cada ponto representam o número de indivíduos que pertencem à faixa de renda.

A matriz de transição (tabela 2) ilustra a mobilidade dos indivíduos na distribuição de renda. Dividiu-se a distribuição da renda da família (1978) em quartis e se calculou a proporção de indivíduos que ocupam cada quartil da distribuição de salários em 2015. Dito de outra forma, para cada quartil da distribuição da renda da família, calculamos a proporção de indivíduos p_{od} que tem origem no quartil o (origem) e que se encontra no quartil da distribuição de salários d (destino).

[1] Aqui e nas demais seções deste trabalho, o logaritmo (log) de uma variável se refere ao logaritmo *natural*.

[2] A renda da família é constituída pelos salários e outras rendas de todos os integrantes da unidade familiar em 1978; já o salário se refere a renda do trabalho do filho

A tabela 2 indica uma persistência na parte superior da distribuição de renda: 44% dos filhos que nascem no quartil superior de renda permanecem quando adultos neste quartil; 67% deles permanecem acima da mediana em 2015. A matriz também aponta para uma persistência no inferior da distribuição: 63% dos indivíduos que nascem no quartil inferior de renda permanecem abaixo da mediana da distribuição. Revela-se também que os indivíduos que nasceram no terceiro quartil parecem ter maior mobilidade se comparado aos indivíduos originários de outros quartis: as proporções de indivíduos (oriundos do terceiro quartil) em cada quartil de destino é mais uniformemente distribuída do que as demais proporções.

Tabela 2 – Matriz de Transição por quartis

		Indivíduo (2015)			
		1	2	3	4
Família (1978)	1	33	30	25	11
	2	29	28	23	19
	3	22	23	29	26
	4	15	18	23	44

Essas descritivas parecem indicar que a mobilidade relativa entre renda da família e salário seja menor nos extremos da distribuição, sobretudo no extremo superior. Em relação a mobilidade relativa de brancos e negros, a figura 2 mostra que podemos esperar certa similaridade entre os dois grupos. Apesar de algumas descontinuidades, a correlação entre a renda da família no nascimento e o salário aparenta semelhança para brancos e negros ao longo da distribuição. Assim como a figura 1, as inclinações das curvas parecem maiores nos dois últimos intervalos de renda da família.

Apesar dessa similitude, notamos que em toda a distribuição a renda dos indivíduos brancos é, em média, maior que a dos indivíduos negros. Isso indica uma que a desigualdade salarial entre brancos e negros permanece mesmo quando se analisam pessoas cuja renda da família no momento do nascimento é a mesma.

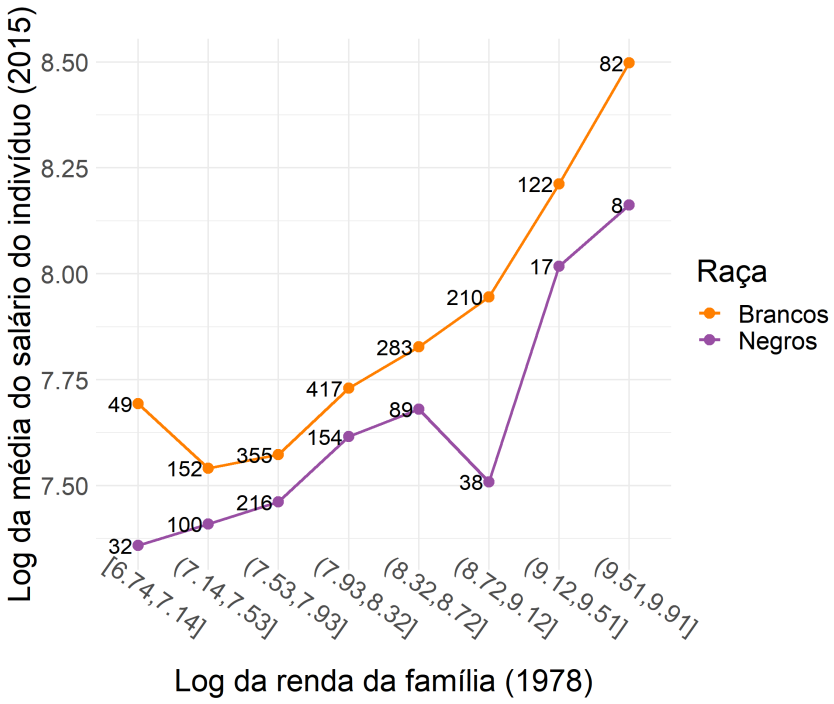


Figura 2 – Correlação log-log de renda para brancos e negros

Dividiu-se a distribuição da renda da família (1978) em 8 intervalos iguais e calculou-se a média da renda dos indivíduos que pertencem aquela faixa de renda para os dois grupos. Os números em cada ponto representam o número de indivíduos que pertencem a faixa de renda de cada grupo.

Calculamos as matrizes de transição para negros e brancos (tabelas 3 e 4). Nessas matrizes os quartis do indivíduo se referem a a distribuição dos salários de todos os indivíduos (negros e brancos); e os quartis da família se referem a a distribuição da renda da família de todos os indivíduos (negros e brancos). Enquanto 44% dos indivíduos brancos que nascem no quartil superior permanecem nele, para os negros, esse percentual é de apenas 28%. Isso indica que a persistência de renda entre os mais ricos parece ser maior para brancos do que para negros. Além disso, as tabelas indicam que negros podem ter menor mobilidade de ascensão para os quartis superiores: enquanto 8% e 9% dos indivíduos negros que nascem no 1º e 2º quartil, respectivamente, sobem para o topo da distribuição, esses percentuais são de 11% e 23% para brancos.

Tabela 3 – Matriz de transição por quartis - Brancos

		Indivíduo (2015)			
		1	2	3	4
Família (1978)	1	33	31	25	11
	2	29	28	21	23
	3	22	21	28	29
	4	15	17	23	44

Tabela 4 – Matriz de transição por quartis - Negros

		Indivíduo (2015)			
		1	2	3	4
Família (1978)	1	38	29	26	8
	2	33	30	28	9
	3	23	30	30	17
	4	21	28	24	28

A tabela 5 facilita a compreensão dessas desigualdades ao mostrar a razão entre as células correspondentes das tabelas 3 e 4. Nota-se que as maiores diferenças entre brancos e negros estão entre aqueles que estão no quartil superior da distribuição de renda adulta: independente da origem, a proporção de brancos que chega ou permanece no quartil superior da distribuição é maior do que a proporção de negros. No segundo quartil da distribuição da renda familiar, a chance de um branco alcançar o quarto quartil da distribuição salarial é 156% maior que a de um negro. Além disso, a persistência nos extremos também é desigual. A proporção de indivíduos brancos que permanecem no quartil inferior é 13% menor do que a de negros, mas proporção de brancos que permanece no quartil superior é 57 % maior que negros.

Tabela 5 – Razão das proporções entre brancos e negros

		Indivíduo (2015)			
		1	2	3	4
Família (1978)	1	0.87	1.07	0.96	1.38
	2	0.88	0.93	0.75	2.56
	3	0.96	0.70	0.93	1.71
	4	0.71	0.61	0.96	1.57

A partir dessas estatísticas descritivas, esperamos que o coeficiente de mobilidade relativa de brancos e negros seja similar no meio da distribuição, mas que a mobilidade relativa nos extremos seja diferente entre os dois grupos. Como indicado pela tabela 5, antevemos que brancos tenham uma menor mobilidade na parte superior da distribuição, se comparado aos negros, e que essa relação se inverta na parte inferior da distribuição. Esperamos também que a mobilidade absoluta seja diferente entre negros e brancos: antecipamos que brancos recebam maiores salários que negros, condicionalmente a renda familiar.

As duas próximas subseções descrevem alguns fatores que podem estar correlacionados com a mobilidade relativa e a mobilidade absoluta para brancos e negros. Como as estimações principais serão realizadas em termos rank na distribuição de renda (conforme descrito na se-

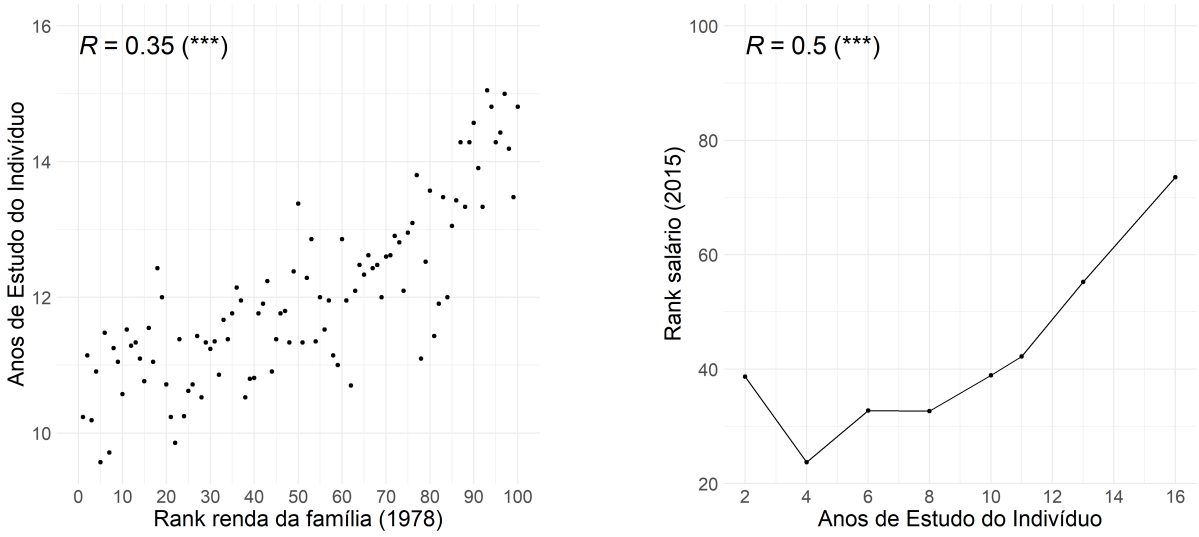
ção 4), a medida de renda utilizada nas estatísticas das seções subsequentes não será unidades monetárias, mas o rank da renda.

6.2 Anos de estudo como fator mediador da mobilidade relativa

Um dos objetivos do trabalho é analisar se a dependência entre a renda da família e o salário do filho em idade adulta é mediada pelos anos de estudo que o filho atinge. A hipótese é que famílias com renda alta conseguem propiciar aos filhos maior número de anos de estudo, e, como educação é um importante componente da remuneração do trabalho, esses filhos obtêm salários elevados.

Portanto, para essa relação de mediação ser verdadeira, precisamos que a variável de anos de estudo do indivíduo seja correlacionada com o rank que o indivíduo ocupa na distribuição de salários em 2015 e com o rank da família na distribuição de renda familiar em 1978. Conforme a figura 3 mostra, essas duas correlações são estatisticamente significantes.

Figura 3 – Anos de estudo (do indivíduo), renda da família e salário



(a) Renda da família (1978) e Anos de estudo

(b) Anos de estudos e Salário (2015)

Na figura (a) computou-se a média dos anos de estudo para cada percentil de renda da família (1978). Na figura (b) computou-se a média do rank de salário (2015) para cada ano de estudo na distribuição. R é o coeficiente de correlação de *pearson* entre as duas variáveis e asteriscos informam sobre o nível de significância da estatística de correlação. Nível de significância: *** 1%; ** 5%; *10%

Em média, quanto maior o rank da família na distribuição de renda de 1978, maior o número de anos de estudo do indivíduo em 2015. Além disso, em média, quanto maior o número de anos de estudo, melhor é a posição que o indivíduo ocupa na distribuição de salários em 2015. A pergunta que se segue, e que será explorada na seção de resultados 7.1.3, é se essas correlações são diferentes para negros e brancos, e qual é a parcela do coeficiente de mobilidade de cada grupo que pode ser explicada por estas relações.

6.3 Características no nascimento

A partir da figura 2 observamos que negros, em média, têm uma menor salário do que brancos, mesmo com renda da família semelhante no momento do nascimento. Vamos analisar se existem características no nascimento que explicam a desigualdade condicional de renda. Conforme o modelo explicitado na seção 4, um fator candidato para explicar essas diferenças deve:

1. estar correlacionado com o salário (2015) do indivíduo adulto, controlado pela renda da família em 1978.

2. variar entre os grupos de brancos e negros.

Nesta seção, apresentamos como cada um dos fatores candidatos estão relacionados com o salário (sem controlar pela renda familiar), e mostramos como esses se diferem na população de brancos e negros. Temos dois conjuntos de características a serem analisadas: i) relativos à saúde perinatal e ii) relativo às condições da família no momento do nascimento. A figura 4 mostra como os fatores estão correlacionados com a posição do indivíduo na distribuição de renda em 2015.

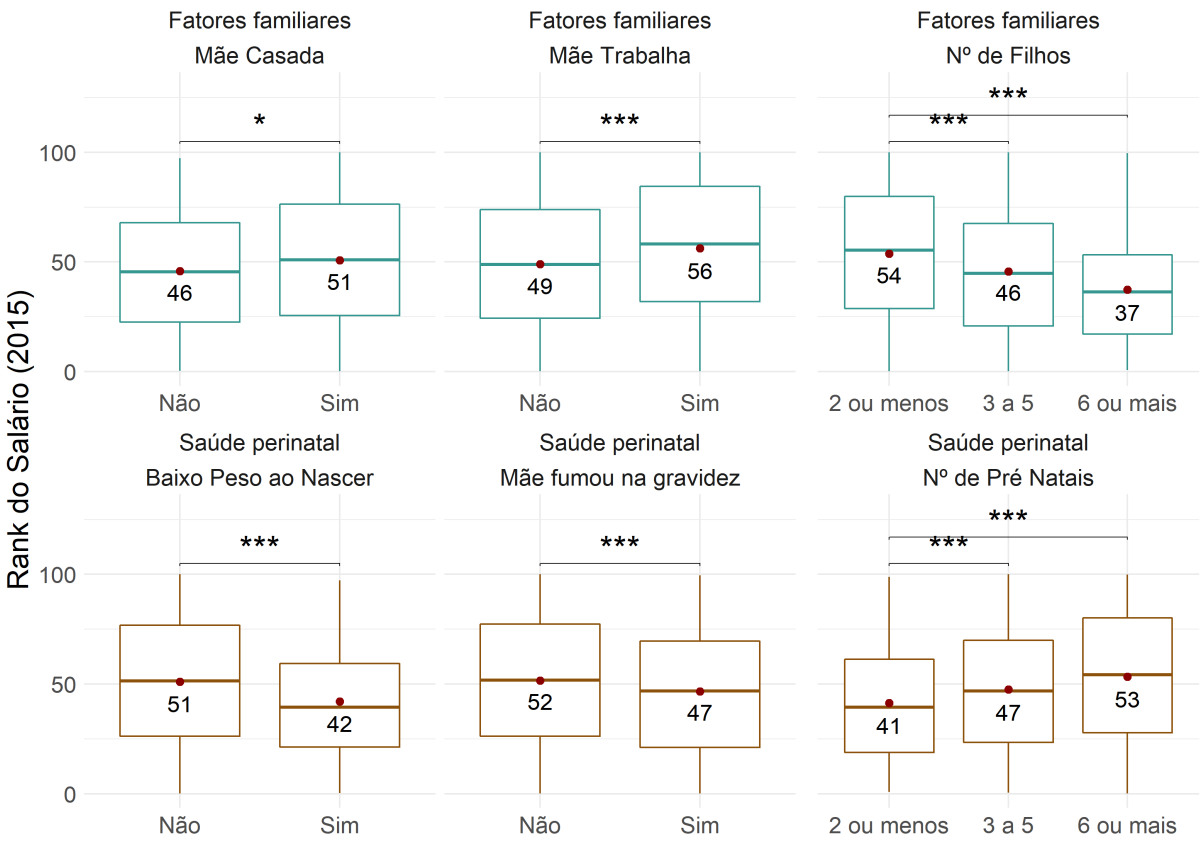


Figura 4 – Características no nascimento e a posição (rank) na distribuição de salários em 2015

Asteriscos informam as significâncias dos testes t para diferença entre os grupos (hipótese alternativa: diferença entre as médias é diferente de zero). Nível de significância: *** 1%; ** 5%; *10%

Todos os fatores de saúde perinatal parecem estar correlacionados com o salário adulto. Os indivíduos que nasceram com baixo peso alcançam, em média, o percentil 42 na distribuição de salário, enquanto aqueles que não nasceram com baixo peso não alcançam, em média, a posição 51. Mães que fizeram número de pré natais menor que o recomendado[3] tiveram filhos, que, em média, alcançaram menor salário do que aqueles com mães que fizeram o recomendado. No que tange ao tabagismo na gravidez, a relação também é significativa, apesar da magnitude da diferença ser menor do que os outros dois fatores supracitados.

Quanto às características da família no nascimento, indivíduos que tinham mães que trabalhavam em 1978 têm, em média, maiores salários do que aqueles cujas mães não trabalhavam. Além disso, indivíduos provenientes de famílias com maior número de filhos (no momento em que nasceram) têm menor salário quando adultos. O status conjugal da mãe também é significativamente correlato com o salário do indivíduo adulto, apesar de a magnitude da diferença ser menor do que os outros fatores supracitados.

As características analisadas variam entre famílias com filhos brancos e negros, conforme mostrado na tabela 6. Em média, famílias de indivíduos brancos são menores, com mães ca-

[3] No Brasil, o número de pré-natais recomendados é 6 ou mais (LEAL et al., 2020)

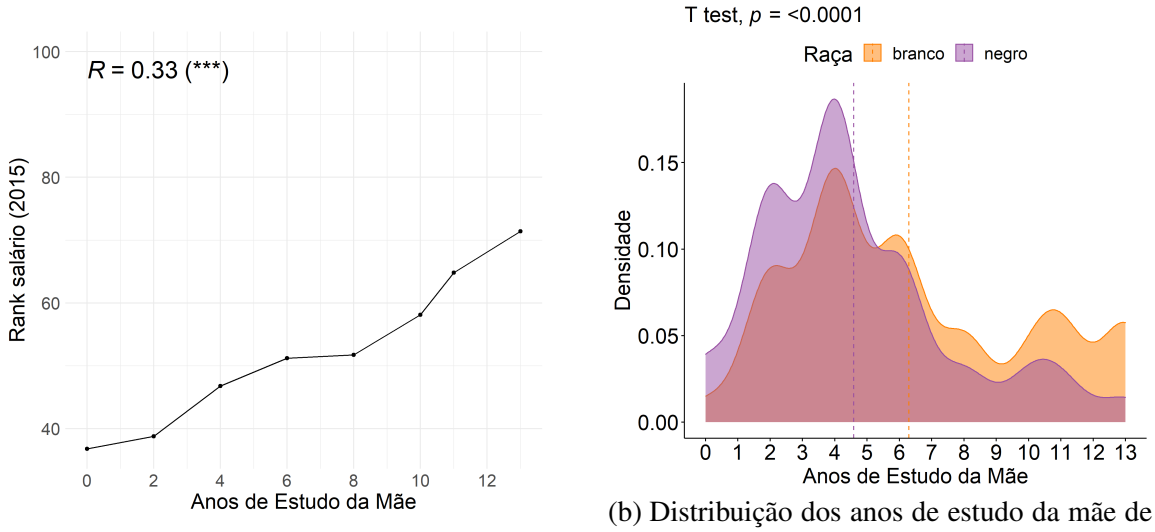
Tabela 6 – Características no nascimento: brancos e negros

	Negros		Brancos	
Variável	Frequência	Frequência Relativa (%)	Frequência	Frequência Relativa (%)
Fatores familiares				
Nº de filhos: 2 ou menos	340	63.20	938	66.29
Nº de filhos: 3 a 5	148	27.51	399	28.20
Nº de filhos: 6 ou +	50	9.29	78	5.51
Mãe Não Casada	34	6.32	62	4.38
Mãe Trabalha	104	19.33	278	19.65
Saúde perinatal				
Mãe fumou na gravidez	130	24.16	291	20.57
Baixo Peso ao Nascer	49	9.11	77	5.44
Nº de Pré Natais: 2 ou menos	81	15.06	99	7.00
Nº de Pré Natais: 3 a 5	176	32.71	414	29.26
Nº de Pré Natais: 6 ou +	281	52.23	902	63.75

sadas, e com mais mães que trabalham, se comparado às famílias de indivíduos negros. Além disso, em média, indivíduos brancos usufruíram de uma melhor saúde perinatal: há menor incidência de baixo peso ao nascer no grupo dos brancos e menor incidência de mães que fumaram durante a gravidez. 63.75% dos indivíduos brancos tiveram a quantidade de pré-natais recomendados (6 ou mais), enquanto este percentual para negros é de 52.23%. As maiores diferenças entre os grupos estão no número de pré natais e no baixo peso ao nascer. A incidência de baixo peso é cerca de 67% maior entre os negros do que entre brancos, e a incidência de número de pré natais inadequados é 32% maior entre os negros que entre brancos. É importante ressaltar que o baixo peso ao nascer pode ser causado pelo período gestacional curto ou pela restrição de crescimento intrauterina (SCLOWITZ; SANTOS, 2006). Enquanto o segundo motivo está diretamente relacionado com um baixo nível socioeconômico, o primeiro não necessariamente está. Dessa forma, a relação entre renda dos pais e baixo peso ao nascer, seria, na verdade, uma relação entre renda dos pais e restrição intrauterina.

Outro importante fator que está correlacionado com o salário do indivíduo adulto e tem distribuição diferente para brancos e negros é a variável de anos de estudo da mãe. Conforme mostrado pela figura 5, quanto mais anos a mãe estudou, maior é o salário do filho adulto. Além disso, brancos têm, em média, mães com maior número de anos de estudo do que negros.

Figura 5 – Anos de estudo da mãe



(a) Anos de estudos da mãe e salário (2015)

(b) Distribuição dos anos de estudo da mãe de acordo com a raça

Na figura (a) computou-se a média do rank de salário (2015) para cada ano de estudo da mãe na distribuição. R é o coeficiente de correlação de *pearson* entre as duas variáveis e asteriscos informam sobre o nível de significância da estatística de correlação. Nível de significância: *** 1%; ** 5%; *10%. A figura (b) representa a distribuição dos anos de estudo da mãe entre o grupo de brancos e negros. p é o p-valor da estatística de teste de diferença de médias (teste t)

Importante ressaltar que todos esses fatores só explicam o diferencial na mobilidade absoluta entre brancos e negros se estes estiverem correlacionados com o salário adulto, condicional a renda da família em 1978. A análise condicional será feita na seção de resultados 7.2.1.

Portanto, até aqui foram apresentados fatores candidatos a explicar a diferença entre brancos e negros nos coeficientes da mobilidade relativa e absoluta. As próximas seções se dedicam a estimar a mobilidade para brancos e negros, e analisar se estes fatores estão relacionados com a diferença da mobilidade entre os dois grupos.

7 RESULTADOS

Este capítulo apresenta os resultados e a discussão dos modelos estimados, e está organizado em duas seções. A primeira seção discute a mobilidade intergeracional relativa e apresenta os resultados gerais e segmentados por raça. Na parte final dessa seção discutimos como a educação está relacionada com os resultados encontrados. A segunda seção discute a mobilidade intergeracional absoluta para brancos e negros e apresenta os fatores que se relacionam a essa mobilidade.

7.1 Mobilidade Intergeracional Relativa

7.1.1 Resultados gerais

Estimamos a mobilidade relativa (equação 4.1) utilizando os dados de salário na idade adulta oriundos da 3ª onda da coorte e da RAIS (tabela 7). Nas colunas (1) e (3) da tabela utilizamos a especificação *log-log*, obtendo-se a estimativa da elasticidade intergeracional. Se constata que a cada 1% de aumento na renda familiar no nascimento está associado a um aumento do salário do indivíduo adulto em 0.31% (dados da 3ª onda da coorte) e 0.33% (dados da RAIS). Estes coeficientes são menores que o de 0.54 estimado por Ferreira e Veloso (2006) para a região sudeste no Brasil, e maior que o 0.22 estimado por Tejada et al. (2015) para a coorte de Pelotas (RS). No entanto, a tarefa de comparar os resultados acima com a literatura existente exige cautela por três motivos.

Primeiro, o grau de persistência intergeracional pode variar dependendo do conceito de renda utilizado. Por exemplo, Pero e Szerman (2005) mostram que as estimativas pontuais variam entre 0.67 a 0.80 para todo o Brasil de acordo com a definição de renda utilizada, sendo que a maior persistência é estimada quando a renda familiar per capita é considerada. Enquanto Ferreira e Veloso (2006) calculam a elasticidade entre o salário do pai e do filho (homem), este trabalho calcula a elasticidade entre a renda da família e o salário dos filhos, incluindo tanto homens como mulheres na análise.

Segundo, há evidências de que o coeficiente de mobilidade muda se analisarmos diferentes coortes. Dunn (2007) mostra que a elasticidade de renda estimada é 38% maior para indivíduos nascidos em 1935 do que para indivíduos da coorte de 1975, e Duque (2019) também mostra uma tendência de queda em períodos posteriores (até as coortes de 1985-89).

Por último, a mobilidade varia substancialmente de acordo a idade em que se captura a renda do indivíduo. A elasticidade, se estimada coma renda aos 20-25 anos, é consideravelmente maior do que a estimada aos 40 anos, onde atinge seu pico. Um dos motivos para a elasticidade calculada por Tejada et al. (2015) ser pequena (0.22) é que eles utilizam a renda dos filhos e filhas quando estes tinham entre 22 e 23 anos, provavelmente subestimando sua renda permanente.

Uma potencial limitação de usarmos o salário do indivíduo adulto é não mensurarmos todo o

poder aquisitivo da pessoa, pois não capturamos o rendimento de outras fontes, como aluguéis, lucros e benefícios sociais. No entanto, as estimações de Pero e Szerman (2005) indicam que não há diferença no coeficiente da mobilidade entre essas duas definições de renda.

As estimações das colunas (1) e (2) são feitas utilizando a renda obtida pela coorte, e as (3) e (4) são obtidas pela informação da RAIS. As populações de cada um desse conjunto de estimações são distintas e, por isso, trazem implicações para os resultados. A mobilidade estimada usando apenas dados da coorte contém todos os indivíduos que trabalham e foram encontrados na terceira onda, independente de fazerem parte do mercado formal ou não.[1]Como a coleta foi feita no município de Ribeirão Preto, os indivíduos que migraram da cidade não participam desse grupo. A mobilidade estimada usando os dados da RAIS engloba todos os indivíduos que foram encontrados no mercado formal, em todo o Brasil. Dessa forma, excluímos aqueles que estão no mercado informal e potencialmente, tem salários mais baixos. No apêndice A refazemos as estimações de mobilidade usando subamostras de indivíduos presentes nas duas fonte de dados. Como as estimativas utilizando a coorte e a RAIS não são estatisticamente diferentes, e o tamanho da amostra é maior se utilizarmos a RAIS, prosseguimos as estimações utilizando o salário proveniente da RAIS.

Tabela 7

Variável dependente:	Renda ou Rank do salário do indivíduo (2015/17)			
	Dados Coorte		Dados Rais	
	log(salário)	Rank salário	log(salário)	Rank salário
	(1)	(2)	(3)	(4)
log(renda da família) (1978)	0.312***		0.332***	
	(0.033)		(0.024)	
Rank renda da família (1978)		0.297***		0.284***
		(0.031)		(0.021)
Idade da Mãe	−0.002	−0.133	−0.006**	−0.257**
	(0.004)	(0.155)	(0.002)	(0.102)
Constante	5.394***	39.326***	5.178***	42.937***
	(0.266)	(4.130)	(0.197)	(2.788)
Observations	979	984	2,087	2,087
R^2	0.091	0.087	0.107	0.078
Adjusted R^2	0.089	0.085	0.106	0.077

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
Modelos com erros padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses

As estimações das equações colunas (2) e (4) são oriundas do modelo *rank-rank* (equação 4.1), o qual permite que contornemos os problemas associados à deflação da variável de renda no Brasil, especialmente dos dados de 1978. Em média, temos que um aumento de 10 percentis

[1] Apenas 7% dos indivíduos relataram na 3ª onda da coorte que não tinham vínculo empregatício

na distribuição da renda familiar no nascimento está associada a um aumento de 2.8 percentis na distribuição do salário (2015) dos indivíduos adultos, caso utilizemos os dados da RAIS. Esta correlação é um pouco menor do que a estimada usando a regressão *log-log*.

Conforme explicado na seção 4, todas as regressões estimadas são controladas pela idade da mãe. Quanto mais nova a mãe, menor sua posição na distribuição de renda em 1978 (apêndice C). O resultado da estimação da tabela 7 pressupõe que essa relação entre renda familiar no nascimento e salário na idade adulta é a mesma, para qualquer nível da renda familiar no nascimento. No entanto, é possível que a mobilidade relativa seja diferente, dependendo da posição da família na distribuição de renda em 1978. Para investigar essa questão, segmentamos a amostra de acordo com os tercis da renda da família (1978) e estimamos a mesma equação separadamente para os três grupos. A mobilidade diminui com o aumento de renda (rank) no nascimento (tabela 8). Apesar dos coeficientes de mobilidade do primeiro e segundo tercis de renda não serem estatisticamente diferentes entre si, eles são menores que o do último tercil. Portanto, estar no tercil de maior renda familiar no nascimento leva a uma *menor* mobilidade intergeracional relativa: em média, uma variação de 10 percentis no ranking da renda familiar está associada a variação na distribuição salarial na idade adulta de 2.16 percentis (1° tercil), 3.64 percentis (2° tercil) e 6.69 percentis (3° tercil).

Esses resultados vão ao encontro dos achados por Andrade, Veloso e Madalozzo Regina Ferreira (2003) que estimam uma persistência maior para os quantis superiores em todo o Brasil. Além disso, são coerentes com a teoria de mobilidade intergeracional e restrição de crédito de Becker e Tomes (1986). De acordo com a teoria, quando há restrição de crédito os pais têm que abrir mão do seu próprio consumo para investir em capital humano dos filhos, e, isso desencoraja o investimento nos filhos. Como as famílias no inferior da distribuição de renda são mais sujeitas à restrição de crédito, isso resulta em um menor grau de correlação entre renda dos pais e renda dos filhos. À medida que a renda da família aumenta, a restrição de crédito se torna menor, fazendo com que a dependência da renda entre os pais e filhos seja maior.[2]

[2] No entanto, após certo ponto da distribuição de renda, o aumento da renda dos pais não resulta em aumento no investimento em capital humano dos filhos, fazendo com que a persistência intergeracional diminua. (BECKER; TOMES, 1986)

Tabela 8

	Variável dependente: Rank do salário do indivíduo (2015)		
	1º tercil	2º tercil	3º tercil
	(1)	(2)	(3)
Rank renda da família	0.216**	0.364***	0.669***
	(0.103)	(0.108)	(0.113)
Constante	48.363***	36.508***	9.162
	(4.598)	(7.163)	(10.094)
Observations	695	696	696
R^2	0.013	0.017	0.047
Adjusted R^2	0.010	0.014	0.045

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
Erro-padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses.
Controlado pela idade da mãe

A figura 6 ilustra os resultados acima. A probabilidade de encontrar indivíduos que permanecem no tercil superior da distribuição (canto superior direito) é maior do que a probabilidade de encontrar indivíduos que permanecem no tercil inferior (canto inferior direito).

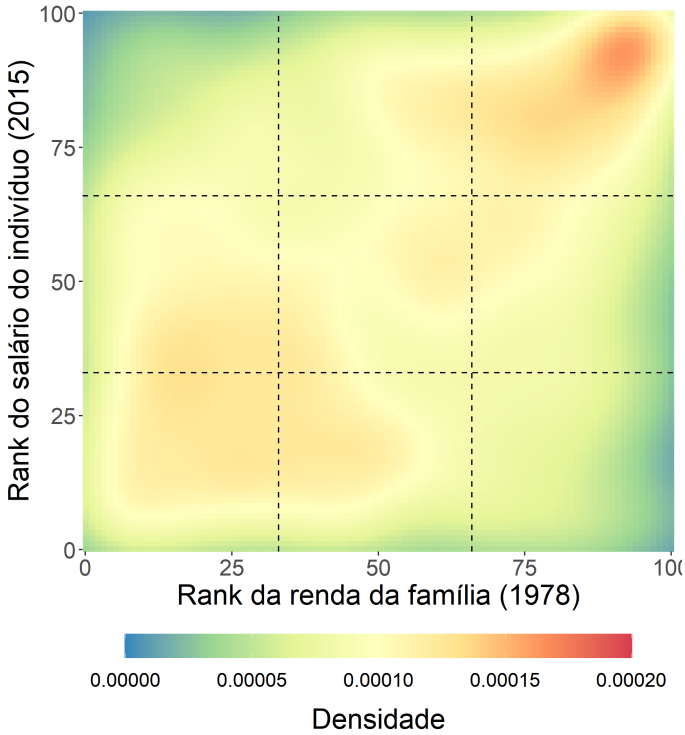


Figura 6 – Densidade de Kernel bivariada

As linhas tracejadas verticais delimitam os tercis do rank de renda da família (1978), e as horizontais delimitam os tercis do rank do salário do indivíduo (2015). Figura construído a partir da estimação de densidade de Kernel bivariada.

7.1.2 Resultados para Brancos e Negros

Na seção anterior, mostramos que a mobilidade relativa de Ribeirão Preto tende a ser maior que a média do Brasil (apesar dessa comparação ser limitada), e que ainda, a mobilidade tende a ser maior na parte inferior da distribuição de renda. Será que esse padrão de mobilidade relativa é o mesmo para negros e brancos? Para investigar essa pergunta, estimamos o modelo de mobilidade *rank-rank* para negros (equação 4.2) e brancos (equação 4.3). Os resultados se encontram na tabela 9.

Tabela 9

	Variável dependente: Rank do salário do indivíduo (2015)	
	Brancos	Negros
	(1)	(2)
Rank renda da família (1978)	0.287^{***}	0.198^{***}
	(0.026)	(0.044)
Idade da Mãe	-0.330^{**}	-0.095
	(0.129)	(0.175)
Constante	45.628^{***}	37.509^{***}
	(3.511)	(4.858)
Observations	1,414	538
R^2	0.075	0.040
Adjusted R^2	0.074	0.037

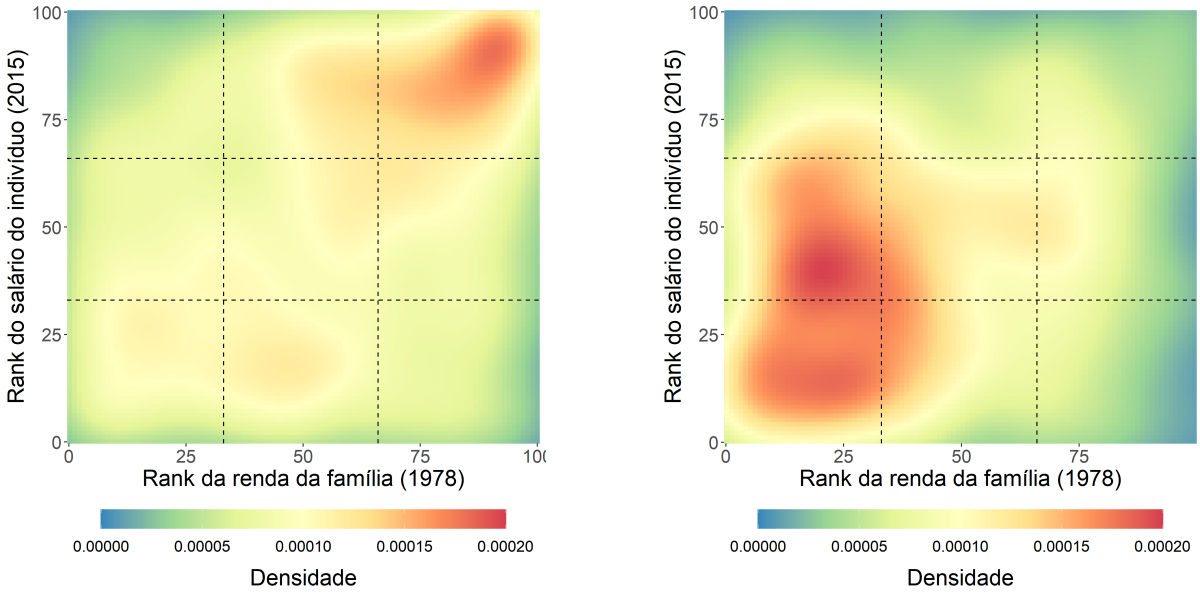
$^{*}p<0.1$; $^{**}p<0.05$; $^{***}p<0.01$
Erro-padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses

As estimativas indicam que negros têm uma maior mobilidade relativa de renda que brancos. Este resultado também é encontrado por Ferreira e Veloso (2006) na análise de mobilidade de salários para o Brasil. Este resultado significa que a renda dos indivíduos negros, quando adultos, depende menos da renda da sua renda familiar no nascimento, se comparado aos brancos. No entanto, isto pode não ser verdadeiro para toda a distribuição. A figura 7 mostra que, para brancos, há uma probabilidade maior de encontrar pessoas que permanecem no tercil superior da distribuição (canto superior direito), se comparado aos negros. Ou seja, a menor mobilidade relativa dos brancos reflete o fato de que os filhos brancos de famílias mais ricas persistem no tercil superior da distribuição salarial, quando adultos. Por outro lado, a maior mobilidade relativa dos negros, embora em uma análise inicial possa parecer positiva, na verdade reflete o fato de que os negros das famílias mais pobres no momento do nascimento possuem uma tímida mobilidade ascendente. Para os negros, uma parte daqueles que nascem nos percentis 10 a 30 permanece nessa faixa da distribuição salarial, e outra parte consegue atingir o intervalo de 30 a 50 na distribuição salarial. No entanto, é muito raro algum deles estar acima do percentil 75 da distribuição salarial.

As análises das regressões por tercis (tabela 10) não mostram diferenças significativas entre

brancos e negros. A mobilidade de negros no tercil inferior (coluna 3) parece não ser linear (coeficiente de persistência não significante). Isso pode ser resultado mobilidade ascendente limitada, descrita pela densidade de Kernel (figura 7). As estimativa pontuais das colunas 2 e 4 indicam que brancos tem maior persistência que negros nos tercis superiores, embora essa diferença não seja estatisticamente significativa.[3]

Figura 7 – Densidade de Kernel bivariada: brancos e negros



(a) Brancos (b) Negros

As linhas tracejadas verticais delimitam os tercis do rank de renda da família (1978), e as horizontais delimitam os tercis do rank do salário do indivíduo (2015). Figura construído a partir da estimação de densidade de Kernel bivariada.

[3] Devido a restrições de tamanho de amostra, realizamos estimação agregando brancos e negros no mesmo exercício e usamos variáveis de interação de raça para capturar diferenças entre brancos e negros na mobilidade. Os resultados não alteram as conclusões e estão no apêndice D.

Tabela 10 – Mobilidade Relativa rank-rank por tercis (Brancos e Negros)

	Variável dependente: Rank do salário do indivíduo (2015)			
	Brancos		Negros	
	1º tercil	2º + 3º tercil	1º tercil	2º + 3º tercil
	(1)	(2)	(3)	(4)
Rank renda da família (1978)	0.253*	0.388***	0.211	0.276***
	(0.133)	(0.046)	(0.173)	(0.089)
Constante	50.497***	35.348***	39.680***	30.428***
	(6.197)	(4.699)	(7.042)	(8.232)
Observations	409	1,178	249	289
R^2	0.017	0.058	0.008	0.037

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
Erro-padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses
Controlado pela idade da mãe

7.1.3 Anos de estudo e mobilidade relativa de renda

De acordo com os modelos teóricos de mobilidade intergeracional, os pais investem em capital humano dos filhos e esse capital é remunerado pelo mercado na forma de salário. Se considerarmos anos de estudo como um componente de capital humano, temos que parte da persistência relativa pode ser mediada pela relação entre renda e anos de estudo. Para verificar essa contribuição, estimamos a dependência da renda dos pais e dos filhos (em termos de rank), controlada pelos anos de estudos dos filhos (equação 4.4). Ainda, estimamos o quanto a renda familiar no nascimento é correlacionada com os anos de estudo que o indivíduo acaba adquirindo ao longo da vida (equação 4.5). Os resultados estão na tabela 11 .

A renda familiar está mais correlacionada com os anos de estudos para brancos que para negros (colunas 2 e 4 da tabela 11). Além disso, os anos de estudos de brancos contribuem mais para a posição na renda no futuro do que de negros. Isto é, 1 ano a mais de estudo está associado, em média, a um aumento de 4.6 percentis na distribuição de renda de brancos e apenas 2.9 para negros, controlado pela renda dos pais.

A tabela 12 mostra a decomposição do coeficiente de persistência intergeracional (estimado na tabela 9) em dois componentes: i) a parcela da persistência relativa que é mediada pela educação do indivíduo; ii) a parcela não mediada pela educação (herança "pura" de renda), ou seja, a parte da persistência relativa de renda que está relacionada diretamente à renda familiar no nascimento, mas não é explicada pela relação que a renda familiar no nascimento possui com a escolarização adquirida pelo indivíduo. Enquanto a herança "pura" de renda é semelhante para brancos e negros, a parte mediada pela educação é muito diferente para os dois grupos.

Tabela 11

	Brancos		Negros	
	Rank salário (2015)	Anos de estudo	Rank salário (2015)	Anos de estudo
	(1)	(2)	(3)	(4)
Rank renda da família (1978)	0.119***	0.037***	0.121***	0.026***
	(0.025)	(0.003)	(0.041)	(0.005)
Anos de estudo	4.567***		2.930***	
	(0.237)		(0.356)	
Constante	−1.227	10.259***	8.156	10.016***
	(4.046)	(0.364)	(5.874)	(0.567)
Observations	1,414	1,414	538	538
R^2	0.269	0.121	0.149	0.054
Adjusted R^2	0.267	0.120	0.144	0.051

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
Modelos com erros padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses
Controlado pela idade da mãe

Tabela 12 – Decomposição da Persitência Relativa

	Parâmetros	Estimativa pontual	Percentual
Brancos			
	Coeficiente rank-rank	0.287	100%
	Herança pura de renda	0.119	41.58 %
	Mediada pela educação	0.167	58.42 %
Negros			
	Coeficiente rank-rank	0.198	100%
	Herança pura de renda	0.121	60.98 %
	Mediada pela educação	0.077	27.01 %

Estimamos que a educação seja responsável por 58.4% do coeficiente de persistência dos brancos e 27% dos negros. Essa discrepância ocorre, principalmente, pela diferença de magnitude em que a escolaridade afeta o salário na idade adulta, controlado pela renda dos pais (colunas 1 e 3 da tabela 11). Interessante notar que esse resultado difere do encontrado por Bloome e Western (2011) para a coorte de 1979 nos Estados Unidos: a parcela da persistência mediada pela educação para negros e brancos é muito semelhante (cerca de 30%).

Essa decomposição nos mostra dois aspectos importantes. Primeiro, parte considerável da transmissão intergeracional de renda é mediada pela educação, conforme colocado nos modelos teóricos de mobilidade intergeracional como o de Becker e Tomes (1979)). Segundo, evidencia que a mobilidade relativa "esconde" a desigualdade entre os dois grupos raciais. Mesmo com uma maior mobilidade, negros tem um menor prêmio salarial por anos de estudo do que brancos. A diferença no coeficiente de persistência relativa entre brancos e negros, é explicada,

essencialmente, por um maior prêmio salarial dos brancos, que acarreta que o coeficiente de persistência desse grupo seja maior, e, consequentemente, a mobilidade menor do que a dos negros.

Embora não tenhamos dados que permitam compreender o porquê dessa diferença, uma possível explicação seria a diferença na qualidade da educação a que brancos e negros tiveram acesso. Se, em média, a qualidade da educação a qual os negros tiveram acesso for pior que a dos brancos, um ano a mais de estudo teria um maior benefício para os brancos do que para os negros, *mesmo controlando-se pela renda familiar no momento do nascimento*. Uma segunda explicação pode ser o aprendizado desigual na escola: se por qualquer motivo o ganho de aprendizado dos negros é menor do que o dos brancos. Entre os fatores que podem estar associados a um menor aprendizado dos negros na escola estão: i) a menor expectativa que os professores formam em relação aos alunos negros vis-à-vis os alunos brancos[4]; ii) diferenças na estimulação das crianças brancas e negras nos primeiros anos de vida (seja em casa ou na educação infantil), fazendo com que os brancos se aproveitem mais das complementariedades dinâmicas do que os negros (CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010). Por fim, uma outra explicação pode ser um mercado de trabalho que discrimina os negros: assim, mesmo que a qualidade da educação fosse igual para brancos e negros, na presença de discriminação os negros acabam recebendo menores salários e, portanto, reduzindo a sua mobilidade ascendente na distribuição de renda.

Nesta seção, vimos que a mobilidade relativa maior de negros está atrelada a uma mobilidade ascendente bastante limitada, enquanto para os brancos, a baixa mobilidade se deve ao fato de haver uma baixa mobilidade para baixo no topo da distribuição de renda familiar no momento do nascimento. Além disso, há uma concentração maior de negros no tercil mais baixo da renda familiar e de brancos no tercil superior. Isso implica que grande parte dos negros estão sujeitos a essa baixa mobilidade ascendente enquanto muitos brancos não possuem mobilidade descendente praticamente nenhuma. Na próxima seção investigaremos mais detalhadamente as diferenças dos grupos na mobilidade absoluta ascendente.

7.2 Mobilidade Intergeracional Absoluta

Para a estimação da mobilidade absoluta de renda, partimos das estimativas da tabela 9 separadamente para brancos e negros. Calculamos o valor médio ajustado do rank da distribuição salarial na idade adulta para cada percentil da distribuição de renda das famílias em 1978. A figura 8 mostra este resultado estimado.

[4] Botelho, Madeira e Rangel (2015) estimam, para o estado de São Paulo/SP, a diferença entre a nota de matemática dada pelos professores aos alunos brancos e negros, controlando pela proficiência no SARESP (exame de proficiência "cego", em que a correção não é identificada) e outras características dos alunos (como contexto familiar, comportamento na escola e notas de matemática anteriores). Constata-se que parte dos professores atribuem notas em matemática viesadas de acordo com a raça, discriminando os negros. Como as expectativas dos professores têm efeito no desempenho dos alunos (efeito Pigmaleão - ver, por exemplo, Friedrich et al. (2015)), essa discriminação pode ter impacto no aprendizado dos alunos.

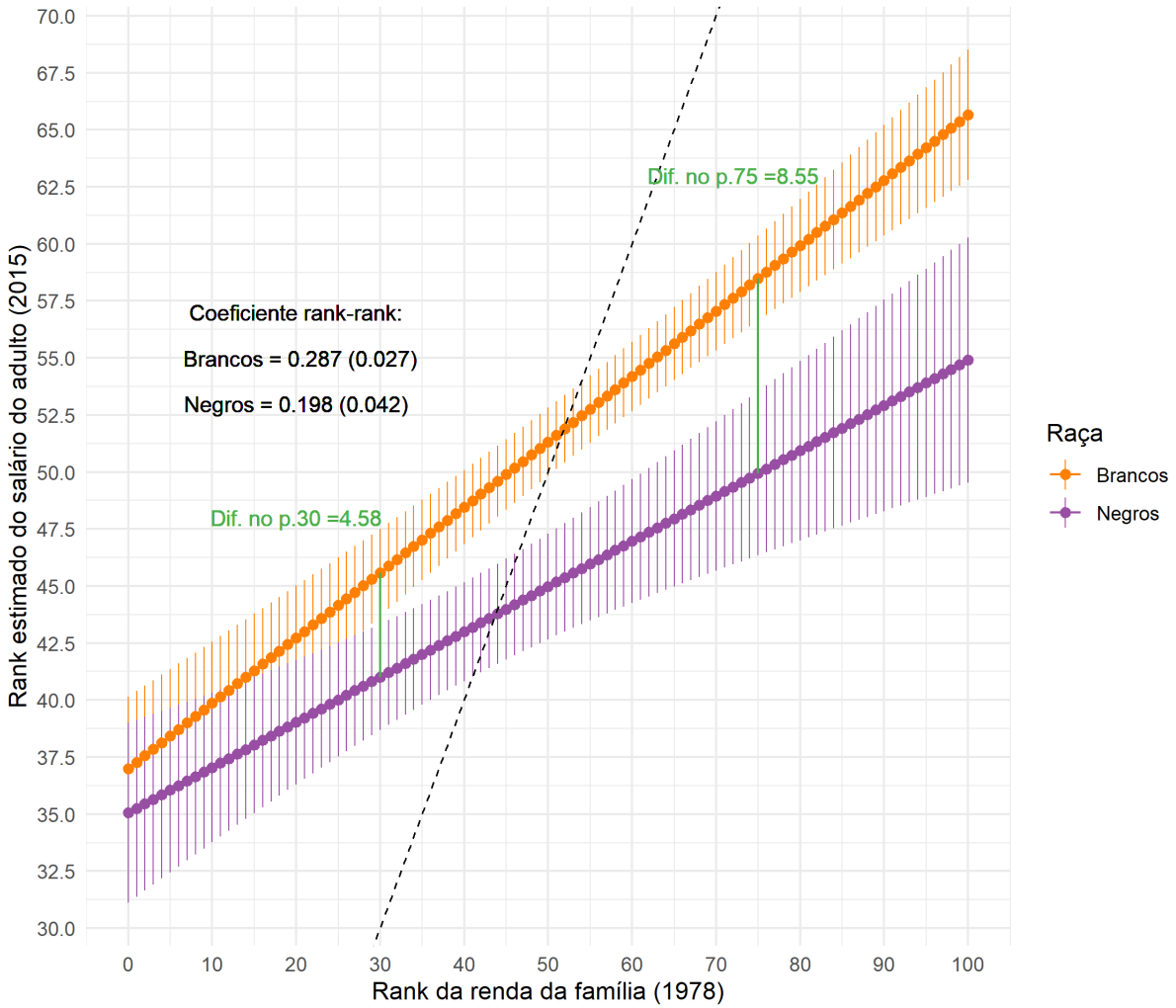
Estima-se que a partir do percentil 30 da distribuição de renda familiar no nascimento, negros recebem menores salários que os brancos na idade adulta, mesmo vindo de famílias com renda familiar semelhante no momento do nascimento. Por exemplo, um indivíduo branco cuja família possuía renda familiar em 1978 correspondente ao percentil 30 da distribuição alcança, em média, o percentil 45.6 na distribuição salarial aos 37-38 anos de idade; já um indivíduo negro, em média, alcança um *rank* de 41. Esta diferença é o que chamamos de *gap* da mobilidade absoluta (equação 4.3) . Notamos que o *gap* aumenta ao longo da distribuição de renda dos pais: estima-se que o *rank* de um indivíduo branco na distribuição salarial na idade adulta cuja família tinha renda no momento do seu nascimento correspondente ao percentil 75 seja 58.5, enquanto de um indivíduo negro seja 50.

Apesar dessa diferença ser significativa a partir do percentil 30, é menor do que a encontrada por Chetty et al. (2019) para os Estados Unidos. Enquanto encontramos um hiato na mobilidade absoluta 4.58 -no percentil 30- e de 8.55 -no percentil 75-, os autores encontram um gap de 12.6 -no percentil 25- e de 12.4 -no percentil 75-.[5]

Podemos explicar o resultado encontrado pela diferença de porcentagem de brancos que sobem na distribuição, se comparado aos negros. Na matriz de transição 5, observamos que a proporção de brancos que sobe ou permanece no último quartil é sempre maior que a de negros. No entanto, essa diferença é menos expressiva no primeiro quartil da renda da família: a proporção de brancos que nasceram no primeiro quartil de renda e subiu para o último quartil é 38% maior que a de negros; já a proporção de brancos que nasceram no segundo quartil e subiram para o último é 156% maior.

[5] Essa comparação é limitada pois Chetty et al. (2019) estimam a mobilidade usando a renda domiciliar dos pais e renda domiciliar dos filhos, e não renda familiar no nascimento e salário, como este trabalho.

Figura 8 – Estimações da mobilidade intergeracional para brancos e negros



A figura foi construído com base nas estimativas pontuais das regressões da tabela 9. As linhas verticais representam o intervalo de confiança da predição. No canto superior esquerdo da figura apresenta-se os coeficientes estimados da regressão da persistência intergeracional *rank-rank*. O traço pontilhado representa uma reta de 45 graus.

Dessa forma, temos que a maior mobilidade relativa de negros (menor inclinação da reta na figura) é acompanhada por uma menor mobilidade absoluta, se comparado aos brancos. Chetty et al. (2019) encontram resultados na mesma direção para os Estados Unidos: a mobilidade relativa de negros é maior que brancos, mas ao longo da distribuição do *rank* de renda dos pais, negros alcançam posições no rank de renda mais baixas que brancos.

Esses resultados nos levam à seguinte extrapolação: para mitigar a disparidade de renda entre brancos e negros, intervenções devem ser feitas para reduzir o hiato na mobilidade absoluta de renda (ou seja, devem reduzir a desigualdade de raça condicional à renda da família). Podemos sintetizar dois "caminhos" para conduzir a esta redução: o primeiro, é alterar fatores que influenciam no desenvolvimento desigual do capital humano para brancos e negros nos primeiros anos de vida; o segundo é alterar qualquer outro fator que impacta na desigualdade de salários (condicional) entre brancos e negros, independente das condições dos primeiros anos de

vida (por exemplo, políticas que mitiguem discriminação no mercado de trabalho). Na próxima seção, investigaremos alguns fatores relacionados ao primeiro caminho.

7.2.1 Características no nascimento e mobilidade absoluta

Nesta seção queremos investigamos se alguns fatores nos primeiros anos de vida que estão associados com a desigualdade condicional de renda entre brancos e negros. Na tabela 13 estimamos o modelo 4.6. Na primeira especificação, controlamos apenas pelo *rank* da renda familiar no nascimento e pela raça; em seguida adicionamos as variáveis de saúde perinatal, e por fim, as variáveis da família no momento do nascimento.

Os indivíduos que nasceram com baixo peso alcançam, em média, 6 percentis a menos na distribuição salarial na idade adulta do que aqueles que não nasceram com baixo peso, mesmo controlando por renda da família no nascimento, anos de estudo da mãe e outros fatores familiares (coluna 3). Esse resultado, apesar de não ser causal, vai ao encontro da literatura. Black, Devereux e Salvanes (2007) estimam usando técnicas causais que 10% a mais no peso ao nascer é tão valioso para o salário quanto um quarto de ano de estudo.[6]

Além do baixo peso ao nascer, o fato da mãe ter fumado durante a gestação está associado a uma perda (2.7 percentis) na distribuição salarial na idade adulta, mesmo após ter controlado por outras variáveis socioeconômicas (coluna 3).Dificilmente o resultado é explicado por mecanismos diretos. Na literatura, encontra-se resultados que indicam a não existência associações causais entre tabagismo e habilidades cognitivas (BRESLAU et al., 2005), e entre problemas de comportamento (D'ONOFRIO et al., 2008). Um possível candidato para mediar a relação entre tabagismo na gravidez e salário é o crescimento infantil, uma vez que há evidências que o tabagismo durante a gravidez está associado a esse deficit (A-SILVA et al., 2005). Além disso, devemos ressaltar que o fumo na gravidez está relacionado com o baixo peso ao nascer (BRESLAU et al., 2005)

Outro destaque é que o número de filhos da família no nascimento também está correlacionado com um salário menor no futuro (coluna 3). Isto pode ser resultado do fato de que, em uma família com mais filhos, a parcela da renda familiar investida no capital humano do indivíduo da coorte é menor se comparado a uma família com a mesma renda, mas com menos filhos. Para investigar como a renda per capita altera os coeficientes de mobilidade, refazemos a análise usando renda per capita no apêndice B, mas não encontramos diferenças significativas nas estimativas.

[6] Os autores utilizam efeitos fixos de gêmeos para analisar diversos impactos do baixo peso ao nascer na vida adulta.

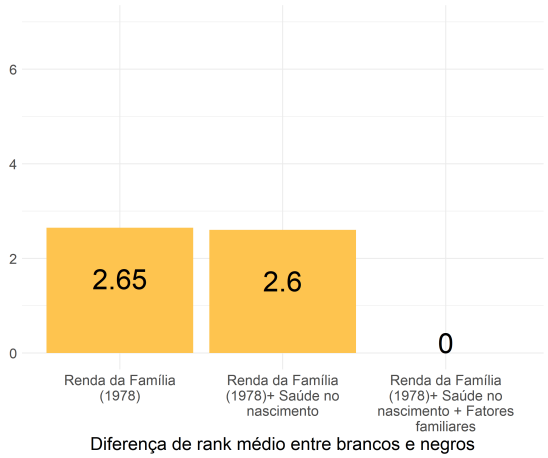
Tabela 13

Variável dependente:	Rank do salário do indivíduo (2015)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Rank da renda da família (1978)	0.198***	0.183***	0.096**	0.103**
	(0.044)	(0.045)	(0.045)	(0.045)
Branco	8.120	5.705	7.894	9.010
	(5.990)	(6.029)	(5.902)	(6.279)
Baixo Peso ao Nascer		−6.343***	−5.997***	
		(2.363)	(2.258)	
Mãe Fumou na Gravidez		−2.918*	−2.750*	
		(1.549)	(1.530)	
Nº Pré Natais: 3 a 5		2.688	1.085	
		(2.246)	(2.234)	
Nº Pré Natais: 6 ou mais		6.044***	2.981	
		(2.144)	(2.153)	
Mãe Trabalha			1.226	
			(1.682)	
Nº Filhos: 3 a 5			−3.386**	
			(1.593)	
Nº Filhos: 6 ou mais			−7.762***	
			(2.797)	
Anos de Estudo da Mãe			1.607***	1.901***
			(0.236)	(0.213)
Casada			0.018	
			(2.812)	
Branco*Rank da renda da família (1978)	0.088*	0.087*	0.037	0.041
	(0.051)	(0.051)	(0.051)	(0.051)
Constante	37.509***	37.360***	26.274***	27.178***
	(4.852)	(5.152)	(5.750)	(5.355)
Observations	1,952	1,952	1,952	1,952
R^2	0.087	0.097	0.133	0.122
Adjusted R^2	0.084	0.093	0.127	0.120

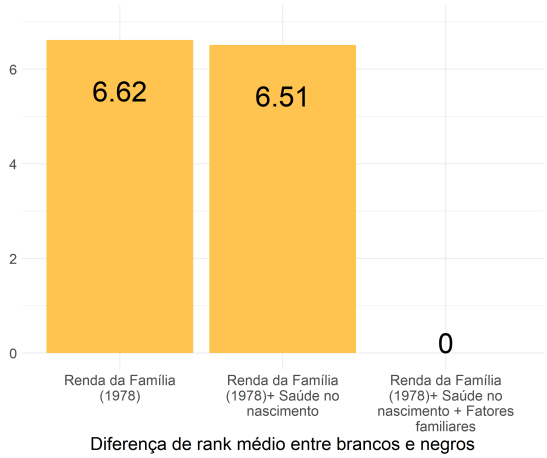
*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
Erro-padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses
Variáveis omitidas: Nº Pré natais <3, Nº Filhos<3

A partir das estimações das colunas 1 a 3 da tabela 13, calculamos qual é a diferença do rank médio estimado entre brancos e negros para os indivíduos que nasceram no percentil 30 e 75 na distribuição de renda (equação 4.7). Os resultados estão na figura 13.

Figura 9 – Gap na mobilidade absoluta entre brancos e negros



(a) Indivíduos com família no percentil 30 (em 1978)



(b) Indivíduos com família no percentil 75 (em 1978)

O gap condicional de renda entre brancos e negros, controlando pelos fatores de saúde perinatal não é significativamente diferente do gap calculado sem os controles (primeira e segunda coluna das figuras). Isso é válido tanto para o gap no percentil 30 e no percentil 75. Esse resultado nos mostra que os fatores de saúde perinatal, apesar de estarem relacionados com o salário na vida adulta, não explicam o diferencial de renda entre brancos e negros.

No entanto, o gap desaparece se considerarmos os fatores relativos à família no nascimento (coeficiente da interação entre brancos e rank de renda se torna não significativo). Isto sugere que o gap observado entre brancos e negros condicional ao rank de renda da família na coorte esteja associado a alguma característica da família, além da renda. Como sabemos que há uma forte associação entre escolaridade dos pais e dos filhos[7], e os anos de estudo têm impacto significativo no salário, suspeitamos que a diferença condicional de renda entre negros e brancos seja provocada por uma diferença nos anos de estudo da mãe. Por isso, estimou-se o modelo da coluna 4, que adiciona apenas a variável anos de estudo da mãe ao modelo da coluna 1. Verificamos que a desigualdade condicional de raça desaparece apenas incluindo esta variável. Isso indica que se as famílias brancas e negras tivessem, além da mesma renda familiar, mães com o mesmo número de anos de estudo, a diferença salarial **condicional** entre brancos e negros despareceria. Este resultado se difere do encontrado por Chetty et al. (2019). Os autores encontram que a escolaridade dos pais não reduz a desigualdade condicional de renda entre raças.

[7] A associação entre escolaridade do pai e do filho para o Brasil é evidenciada, por exemplo, em (MAHLMEISTER et al., 2019)

8 CONCLUSÃO

Este trabalho foi o primeiro a analisar mobilidade intergeracional de renda por raça na cidade de Ribeirão Preto (SP). Além disso, serve de complemento para literatura já existente no Brasil ao estimar a mobilidade por raça usando regressões *rank-rank* e ao explorar fatores relacionados a mobilidade relativa e absoluta.

O resultado principal mostra que a estimativa pontual da persistência intergeracional para a coorte de 1978 é de 0.284. Se compararmos com outras estimações *rank-rank* e com coortes semelhantes, temos que a mobilidade de Ribeirão Preto é menor do que da Austrália, e maior do que a mobilidade média dos Estados Unidos.[1] Além disso, verificamos que uma significativa parte da transmissão intergeracional é mediada pelos anos de estudo do indivíduo (27% para negros e 58% para os brancos).

Os resultados mostram que a mobilidade relativa de brancos é menor do que a de negros, mas negros têm uma mobilidade ascendente limitada. As estimativas da análise da mobilidade absoluta indicam que, a partir do segundo tercil de renda da família, os brancos sempre atingem posições mais altas, em média, que negros. Por exemplo, enquanto negros que nasceram no percentil 30 da distribuição ascendem, em média, 11 percentis nas distribuição de renda, os brancos ascendem 15.6 percentis. Essa diferença aumenta ao longo da distribuição de renda dos pais.

A decomposição do coeficiente de persistência intergeracional ajuda a entender essa mobilidade ascendente limitada. Em média, negros têm um prêmio salarial por anos de estudo, condicional a renda da família no nascimento, 55% menor do que de brancos. Embora não consigamos compreender o motivo dessa diferença, levantamos três hipóteses que podem explicar esse resultado. A primeira é que a qualidade da educação a qual os negros tiveram acesso foi pior que a dos brancos, mesmo controlando-se pela renda familiar no momento do nascimento. A segunda explicação é um aprendizado desigual na escola. Por último, temos a hipótese de que a diferença do prêmio salarial é consequência de um mercado de trabalho que discrimina os negros.

Além disso, estimamos que se as mães dos indivíduos brancos e negros tivessem o mesmo número de anos de estudo, a desigualdade condicional de renda desapareceria. Outras características dos indivíduos no nascimento, como número de filhos na família e alguns fatores relativos à saúde perinatal, são correlacionados com o salário do indivíduo adulto, mas não são capazes de explicar a desigualdade condicional de renda entre raças. Tendo em vista esses resultados, concluímos que políticas que garantam a igualdade educacional entre raças resultam em uma maior mobilidade ascendente para negros. Dessa forma, garantindo a igualdade educacional entre raças de uma geração, estaremos garantindo a igualdade de renda (condicional a renda familiar) das próximas.

[1] Deutscher e Mazumder (2020) estimam um coeficiente de 0.215 para a Austrália utilizando a coorte de nascidos entre 1978 e 1982, e Chetty et al. (2014) estimam um coeficiente de 0.34 para os Estados Unidos utilizando a coorte de 1980 e 1982

REFERÊNCIAS

ACS, Gregory; ELLIOTT, Diana; KALISH, Emma. What would substantially increased mobility from poverty look like. *US Partnership on Mobility from Poverty Working Paper. Washington, DC: Urban Institute*, 2016.

AITSI-SELMI, Amina et al. Childhood socioeconomic position, adult socioeconomic position and social mobility in relation to markers of adiposity in early adulthood: Evidence of differential effects by gender in the 1978/79 ribeirao preto cohort study. *International journal of obesity (2005)*, v. 37, 05 2012.

ANDRADE, Eduardo; VELOSO, Fernando; MADALOZZO REGINA FERREIRA, Sergio G. *Do Borrowing Constraints Decrease Intergenerational Mobility in Brazil? A Test Using Quantile Regression*. [S.l.], 2003. Disponível em: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ibm:ibmecp:wpe_38>.

A-SILVA, Regina M. V. Gon et al. Tabagismo no domicílio e baixa estatura em menores de cinco anos. *Cadernos de SaÃPÃ*, scielo, v. 21, p. 1540 – 1549, 10 2005. ISSN 0102-311X. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2005000500027&nrm=iso>.

BAILEY, Stanley R.; LOVEMAN, Mara; MUNIZ, Jeronimo O. Measures of "race" and the analysis of racial inequality in brazil. *Social Science Research*, v. 42, n. 1, p. 106–119, 2013. ISSN 0049-089X. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0049089X12001512>.

BECKER, Gary S. et al. A theory of intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, v. 126, n. S1, p. S7–S25, 2018.

BECKER, Gary S.; TOMES, Nigel. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, v. 87, n. 6, p. 1153–1189, 1979. ISSN 00223808, 1537534X. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1833328>.

____. Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, [University of Chicago Press, Society of Labor Economists, NORC at the University of Chicago], v. 4, n. 3, p. S1–S39, 1986. ISSN 0734306X, 15375307. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2534952>.

BERNARDI, Juliana et al. Gender and social mobility modify the effect of birth weight on total and central obesity. *Nutrition Journal*, v. 16, 06 2017.

BJöRKLUND, Anders; CHADWICK, Laura. Intergenerational income mobility in permanent and separated families. *Economics Letters*, v. 80, n. 2, p. 239 – 246, 2003. ISSN 0165-1765. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176503000843>.

BLACK, Sandra E.; DEVEREUX, Paul J.; SALVANES, Kjell G. From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes*. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 122, n. 1, p. 409–439, 02 2007. ISSN 0033-5533. Disponível em: <https://doi.org/10.1162/qjec.122.1.409>.

____. Older and Wiser? Birth Order and IQ of Young Men. *CESifo Economic Studies*, v. 57, n. 1, p. 103–120, March 2011. Disponível em: <https://ideas.repec.org/a/oup/cesifo/v57y2011i1p103-120.html>.

BLOOME, Deirdre; WESTERN, Bruce. Cohort change and racial differences in educational and income mobility. *Social Forces*, Oxford University Press, v. 90, n. 2, p. 375–395, 2011. ISSN 00377732, 15347605. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/41682659>.

BOTELHO, Fernando; MADEIRA, Ricardo A.; RANGEL, Marcos A. Racial discrimination in grading: Evidence from brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 7, n. 4, p. 37–52, October 2015. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/app.20140352>.

BRESLAU, Naomi et al. Maternal smoking during pregnancy and offspring IQ. *International Journal of Epidemiology*, v. 34, n. 5, p. 1047–1053, 08 2005. ISSN 0300-5771. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/ije/dyi163>.

CARDOSO, V.C. et al. Profile of three Brazilian birth cohort studies in RibeirÃPreto, SP and SÃLuÃs, MA. *Brazilian Journal of Medical and Biological Research*, scielo, v. 40, p. 1165 – 1176, 09 2007. ISSN 0100-879X. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-879X2007000900003&nrm=iso>.

CHETTY, Raj et al. The fading american dream: Trends in absolute income mobility since 1940. *Science*, American Association for the Advancement of Science, v. 356, n. 6336, p. 398–406, 2017.

____. Race and economic opportunity in the united states: an intergenerational perspective*. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 135, n. 2, p. 711–783, 12 2019. ISSN 0033-5533. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/qje/qjz042>.

____. Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States *. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 129, n. 4, p. 1553–1623, 09 2014. ISSN 0033-5533. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/qje/qju022>.

CONLEY, Dalton; BENNETT, Neil G. Is biology destiny? birth weight and life chances. *American Sociological Review*, JSTOR, p. 458–467, 2000.

CUNHA, Flavio; HECKMAN, James J.; SCHENNACH, Susanne M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica*, v. 78, n. 3, p. 883–931, 2010. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.3982/ECTA6551>.

DAHL, M.W.; DELEIRE, T.C.; POVERTY, University of Wisconsin-Madison. Institute for Research on. *The Association Between Children's Earnings and Fathers' Lifetime Earnings: Estimates Using Administrative Data*. University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty, 2008. (Discussion papers). Disponível em: <https://books.google.com.br/books?id=z8wMvgAACAAJ>.

DEUTSCHER, Nathan; MAZUMDER, Bhashkar. Intergenerational mobility across australia and the stability of regional estimates. *Labour Economics*, v. 66, p. 101861, 2020. ISSN 0927-5371. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927537120300658>.

DUNN, Christopher. The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from brazil. *Contributions to Economic Analysis Policy*, v. 7, p. 1782–1782, 02 2007.

DUQUE, Daniel VASCONCELLOS. *Intergenerational Income and Educational Mobility An analysis between the 1970's and the 2010's in Brazil*. Tese (Doutorado), 2019.

D'ONOFRIO, Brian M et al. Smoking during pregnancy and offspring externalizing problems: an exploration of genetic and environmental confounds. *Development and psychopathology*, NIH Public Access, v. 20, n. 1, p. 139, 2008.

FERREIRA, Francisco; FIRPO, Sergio; MESSINA, Julian. A more level playing field? explaining the decline in earnings inequality in brazil, 1995-2012. *SSRN Electronic Journal*, 01 2014.

FERREIRA, Francisco H. G. et al. *Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean*. The World Bank, 2008. Disponível em: <https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/978-0-8213-7745-1>.

FERREIRA, Sergio Guimarães; VELOSO, Fernando A. Intergenerational mobility of wages in brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 26, n. 2, 2006. Disponível em: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:sbe:breart:v:26:y:2006:i:2:a:1576>.

FONSECA, J.M. et al. Racial inequality in perinatal outcomes in two Brazilian birth cohorts. *Brazilian Journal of Medical and Biological Research*, scielo, v. 54, 00 2021. ISSN 0100-879X. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-879X2021000100612&nrm=iso>.

FRIEDRICH, Alena et al. Pygmalion effects in the classroom: Teacher expectancy effects on students' math achievement. *Contemporary Educational Psychology*, v. 41, p. 1–12, 2015. ISSN 0361-476X. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0361476X14000617>.

GRAWE, Nathan D. Intergenerational mobility for whom? the experience of high- and low-earning sons in international perspective. In: ____. *Generational Income Mobility in North America and Europe*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2004. p. 58–89.

HAIDER, Steven; SOLON, Gary. Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings. *American Economic Review*, v. 96, n. 4, p. 1308–1320, September 2006. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.96.4.1308>.

HERTZ, Thomas. Rags, riches, and race: The intergenerational economic mobility of black and white families in the united states. In: ____. [S.l.: s.n.], 2009. p. 165–191.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo demográfico : 1980 : dados gerais, migração, instrução, fecundidade, mortalidade*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 1982. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?id=772&view=detalhes>.

LEAL, Maria do Carmo et al. Prenatal care in the Brazilian public health services. *Revista de SaÃPÃ*, scielo, v. 54, 00 2020. ISSN 0034-8910. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89102020000100206&nrm=iso>.

MAHLMEISTER, Rodrigo et al. Revisitando a Mobilidade Intergeracional de EducaÃ§Ãno Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, scielo, v. 73, p. 159 – 180, 06 2019. ISSN 0034-7140. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402019000200159&nrm=iso>.

MAZUMDER, Bhashkar. Intergenerational mobility in the united states: What we have learned from the psid. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, v. 680, n. 1, p. 213–234, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/0002716218794129>.

OSORIO, Rafael Guerreiro. O sistema classificatório de cor ou raça do ibge. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2003.

PADILHA, Luana Lopes et al. Lifetime overweight and adult asthma: 1978/1979 ribeirão preto birth cohort, são paulo, brazil. *Cadernos de saude publica*, SciELO Brasil, v. 36, 2020.

PERO, Valéria; SZERMAN, Dimitri. *Mobilidade Intergeracional De Renda No Brasil*. [S.l.], 2005.

SCLOWITZ, Iândora Krolow Timm; SANTOS, Iná da Silva dos. Fatores de risco na recorrência do baixo peso ao nascer, restrição de crescimento intra-uterino e nascimento pré-termo em sucessivas gestações: um estudo de revisão. *Cadernos de Saúde Pública*, SciELO Public Health, v. 22, p. 1129–1136, 2006.

SOLON, Gary. Chapter 29 - intergenerational mobility in the labor market. In: ASHENFELTER, Orley C.; CARD, David (Ed.). Elsevier, 1999, (Handbook of Labor Economics, v. 3). p. 1761 – 1800. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1573446399030102>.

TEJADA, Cesar Augusto Oviedo et al. Pai pobre, filho pobre? Uma anÃ¡lise da mobilidade intergeracional de renda na coorte de nascimentos de 1982, Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de SaÃPÃ*, scielo, v. 31, p. 1225 – 1233, 06 2015. ISSN 0102-311X. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2015000601225&nrm=iso>.

APÊNDICE A – ANÁLISE DE ROBUSTEZ: COORTE VERSUS RAIS

Estimamos o modelo de mobilidade intergeracional *rank-rank* utilizando quatro amostras diferentes, para verificar as diferenças de usarmos a renda da RAIS ou da coorte. A primeira e segunda coluna da tabela 14, correspondem a estimação 2 e 4 da tabela 7, tratando da mobilidade na amostra que obtemos com a renda da coorte e com a renda da RAIS, respectivamente.

Tabela 14

Variável dependente:	Renda ou Rank do salário do indivíduo (2015/17)			
	Amostra Completa		Indivíduos RAIS e 3ª onda	
	Rank Coorte (2016/17)	Rank RAIS (2015)	Rank Coorte (2016/17)	Rank RAIS (2015)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Rank nascimento	0.297***	0.284***	0.321***	0.260***
	(0.031)	(0.021)	(0.036)	(0.038)
Constante	39.326***	42.937***	40.299***	40.357***
	(4.130)	(2.788)	(4.616)	(4.853)
Observations	984	2,087	684	684
R^2	0.087	0.078	0.105	0.064
Adjusted R^2	0.085	0.077	0.102	0.062

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
Modelos com erros padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses
Controlado pela idade da mãe

As colunas 3 e 4 mostram as estimações com uma subamostra que participou da 3ª onda da coorte e foi encontrada na RAIS. Portanto, as estimações são feitas com a mesma população, variando somente se o rank estimado quando adulto foi obtido pela renda da coorte (coluna 2) ou a renda da RAIS (coluna 4). A mobilidade utilizando a RAIS é maior do que a mobilidade utilizando a coorte. Isso acontece porque a distribuição de rank não é a mesma para os dados da coorte e da RAIS. 18% dos indivíduos que estão na RAIS e na coorte apresentam uma diferença maior que 30 pontos no rank entre estas duas fontes de dados . Como a renda reportada na coorte é auto-declarada, e na RAIS é declarada pelo empregador, é plausível que ocorra diferenças na distribuição do rank. Além disso, os dados da coorte foram coletados entre 2016-2017, e a RAIS é referente somente ao ano de 2015, podendo, portanto, explicar a heterogeneidade no rank.

APÊNDICE B – MOBILIDADE DE RENDA: RENDA DA FAMÍLIA PER CAPITA (1978)- SALÁRIO (2015)

Aqui reportamos as principais estimações utilizando a renda per capita da família em 1978, ao invés da renda total da família. Nota-se que os resultados não são estatisticamente diferentes das estimativas com a renda da família. Além disso, a diferença entre a mobilidade relativa de brancos e negros permanece semelhante à estimação com a renda da família (cerca de 0.09 utilizando as estimativas pontuais).

Tabela 15

Variável dependente:	Renda ou Rank do salário do indivíduo (2015/17)			
	Dados Coorte		Dados Rais	
	log(salário)	Rank salário	log(salário)	Rank salário
	(1)	(2)	(3)	(4)
log(renda per capita da família) (1978)	0.310***		0.313***	
	(0.027)		(0.020)	
Rank renda familiar per capita (1978)		0.336***		0.322***
		(0.029)		(0.020)
Idade da Mãe	0.005	0.139	0.003	0.059
	(0.004)	(0.149)	(0.002)	(0.098)
Constante	5.687***	30.245***	5.588***	32.824***
	(0.202)	(4.201)	(0.147)	(2.884)
Observations	976	984	2,083	2,087
R^2	0.122	0.115	0.132	0.103
Adjusted R^2	0.120	0.113	0.131	0.102

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Modelos com erros padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses

Tabela 16

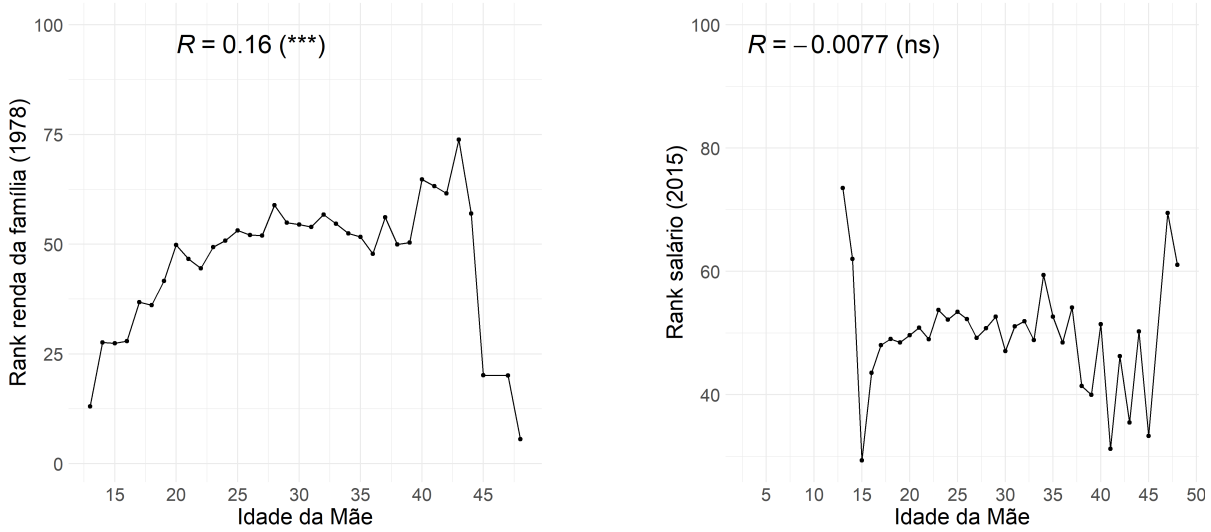
	Variável dependente: Rank do salário do indivíduo (2015)	
	Brancos	Negros
	(1)	(2)
Rank renda familiar per capita (1978)	0.321***	0.235***
	(0.025)	(0.045)
Constante	35.633***	29.972***
	(3.597)	(5.291)
Observations	1,414	538
R^2	0.100	0.052
Adjusted R^2	0.099	0.049

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
Erro-padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses
Controlado pela idade da mãe

APÊNDICE C – ESTIMAÇÕES COM IDADE DA MÃE

A idade da mãe é diretamente correlacionada com a renda da família no momento do nascimento. Quanto maior a idade da mãe, maior é a posição no rank da família em 1978. Quando estimado usando os dados da coorte ou estimando o log do salário da RAIS, a idade da mãe e o salários dos filhos apresenta uma relação concâva, possuindo um ponto de inflexão variando entre 17 a 26 anos, dependendo da estimação utilizada.[1] No entanto, quando analisado a principal regressão (coluna 4 da tabela 7) a idade tem um efeito linear sobre a renda: controlado pelo rank de renda no nascimento, 10 anos a mais na idade da mãe, está relacionado a uma redução média de 25.7 posições no rank da distribuição.

Figura 10 – Idade da mãe



(a) Idade da mãe e renda da família (1978)

(b) Idade da mãe e salário (2015)

Na figura (a) computou-se a média do rank da renda da família (1978) para cada ano da idade da mãe. Na figura (b) computou-se a média do rank de salário (2015) para cada ano da idade da mãe. R é o coeficiente de correlação de *pearson* entre as duas variáveis e asteriscos informam sobre o nível de significância da estatística de correlação. Nível de significância: *** 1%; ** 5%; *10%; ns não significante

[1] Colunas 1 a 3 da tabela 17 do apêndice C

Tabela 17

Variável dependente:	Renda ou Rank da renda do indivíduo (2015/17)			
	Dados Coorte		Dados Rais	
	log(salário)	Rank salário	log(salário)	Rank salário
	(1)	(2)	(3)	(4)
log(renda da família) (1978)	0.305***		0.327***	
	(0.033)		(0.024)	
Rank da renda da família (1978)		0.288***		0.280***
		(0.031)		(0.021)
Idade da Mãe	0.089***	3.037***	0.034**	0.736
	(0.028)	(1.162)	(0.017)	(0.753)
(Idade da Mãe)2	−0.002***	−0.057***	−0.001**	−0.018
	(0.0005)	(0.021)	(0.0003)	(0.013)
Constante	4.256***	−2.116	4.688***	29.926***
	(0.435)	(15.551)	(0.296)	(10.227)
Observations	979	984	2,087	2,087
R^2	0.099	0.094	0.109	0.079
Adjusted R^2	0.097	0.091	0.107	0.077

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Modelos com erros padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses

APÊNDICE D – ESTIMAÇÃO ADICIONAL: RAÇA

	Variável dependente: Rank de renda aos 37/38 anos	
	1º tercil	2º + 3º tercil
	(1)	(2)
Rank renda família (1978)	0.253*	0.389***
	(0.133)	(0.049)
Raça=Negro	−10.817	−6.511
	(9.376)	(9.612)
Rank renda família (1978)*Negro	−0.043	−0.112
	(0.218)	(0.101)
Constante	50.497***	36.939***
	(6.203)	(5.001)
Observations	658	1,294
R^2	0.022	0.072
Adjusted R^2	0.014	0.068

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Erro-padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses

Controlado pela idade da mãe e interação com a variável de raça