# UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

GILDETE DA ROSA

PERSISTÊNCIA INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO ENTRE FILHAS: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

# **GILDETE DA ROSA**

# PERSISTÊNCIA INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO ENTRE FILHAS: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, área de concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Jr.

Porto Alegre 2023

# CIP - Catalogação na Publicação

```
Rosa, Gildete da
Persistência Intergeracional de Educação entre
Filhas: Evidências para o Brasil / Gildete da Rosa. --
2023.
70 f.
Orientador: Sabino da Silva Pôrto Jr..

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2023.

1. Mobilidade Intergeracional. 2. Persistência
Intergeracional de Educação. 3. Educação. 4. Brasil.
I. Pôrto Jr., Sabino da Silva, orient. II. Título.
```

# **GILDETE DA ROSA**

# PERSISTÊNCIA INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO ENTRE FILHAS: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 28 de Junho de 2023.
BANCA EXAMINADORA:
Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Jr Orientador UFRGS
Prof. Dr. Aline K. Dalcin UFRGS
Prof. Dr. Izete Pengo Bagolin PUCRS
Prof. Dr. Thomas H. Kang UFRGS

#### **RESUMO**

A literatura empírica sobre mobilidade intergeracional tem concentrado sua análise predominantemente nos filhos. Apenas alguns estudos examinam a transmissão intergeracional, seja de renda, educação ou ocupação, entre mães (pais) e filhas. Baseado no Suplemento de Mobilidade Social da PNAD-2014, este estudo investiga a persistência entre a educação das mães (pais) e a educação das filhas adultas no Brasil. Para fins analíticos, são utilizados indicadores de mobilidade obtidos de matrizes de transição educacional, coeficientes de regressão (IGRC) e correlação (IGC) intergeracionais. A investigação é estendida para análise entre grupos sociais, regiões brasileiras e coortes de nascimento de cinco anos, iniciando em 1950 até 1989. Os resultados sugerem que o grau de persistência intergeracional de educação diminuiu substancialmente, isto é, houve um aumento da mobilidade educacional feminina ao longo do tempo no país para todas as raças e regiões analisadas. Tal resultado é explicado pelo aumento da escolaridade das filhas de mães menos escolarizadas e pela estabilização da escolaridade das filhas cujas mães têm quatro a dez anos de estudo em torno dos onze anos de estudo. No entanto, quando mensurada pelo coeficiente de correlação intergeracional, a persistência entre a educação das mães e educação das filhas apresenta pouca variação no período, caracterizando um aumento mais modesto da mobilidade intergeracional de educação Brasil.

**Palavras-chave**: Mobilidade Intergeracional. Persistência Intergeracional de Educação. Educação. Brasil.

#### **ABSTRACT**

The empirical literature on intergenerational mobility has mostly focused its analysis on sons. Only few studies have examined intergenerational transmission, whether of income, education or occupation, between mothers (fathers) and daughters. Using data from the Social Mobility Supplement of PNAD-2014, this study investigates the intergenerational persistence between the education of mothers (fathers) and the education of adult daughters in Brazil. For analytical purposes, mobility indicators obtained from educational transition matrices, regression coefficients (IGRC) and intergenerational correlation (IGC) are used. The investigation is extended to analysis among social groups, Brazilian regions and five-year birth cohorts, starting in 1950 until 1989. The results suggest that the degree of intergenerational persistence of education decreased substantially, that is, there was an increase in female educational mobility over time in the country for all regions and races analyzed. This result is explained by the increase in education of daughters of less educated mothers and by the stabilization of education of daughters whose mothers have four to ten years of schooling around eleven years of schooling. However, when measured by the intergenerational correlation coefficient, the persistence between the mothers' education and the daughters' education shows little variation in the analyzed period, characterizing a more modest increase in the intergenerational mobility of education in Brazil.

**Keywords**: Intergenerational Mobility. Intergenerational Educational Persistence. Education. Brazil.

# SUMÁRIO

1	INTRODUÇAO	6
2	REVISÃO DE LITERATURA	9
2.1	MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO	12
2.2	MULHERES E MOBILIDADE INTERGERACIONAL	14
2.3	ESTUDOS SOBRE MOBILIDADE INTERGERACIONAL NO BRASIL .	17
3	DADOS E MÉTODOS	21
3.1	ESTRUTURA CONCEITUAL	21
3.2	ESCOLHA DA RELAÇÃO MÃE (PAI)-FILHA	23
3.3	DADOS	24
3.4	MÉTODO EMPÍRICO	27
3.4.1	Regressões e Correlações Intergeracionais	27
3.4.2	Matrizes de Transição e Indicadores de Mobilidade	28
4	DESCRIÇÃO DOS RESULTADOS	31
4.1	MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO	31
4.2	COMPORTAMENTO DA MOBILIDADE EM DIFERENTES SUBPOPU-	
	LAÇÕES	34
4.3	EVOLUÇÃO DA MOBILIDADE: ANÁLISE DE COORTE	39
4.4	CONSIDERAÇÕES FINAIS	46
5	CONCLUSÃO	48
	REFERÊNCIAS	50
	APÊNDICE A	58
	APÊNDICE B – PERSISTÊNCIA EDUCACIONAL PAI-FILHA	63

# 1 INTRODUÇÃO

Mobilidade Intergeracional (MI) se refere ao grau de associação do *status* socioeconômico entre as gerações. É de interesse científico e político devido à sua importância tanto do ponto de vista da equidade quanto da eficiência (ALESINA; STANTCHEVA; TESO, 2018). Sociedades menos móveis perpetuam e agravam a lacuna entre ricos e pobres, enquanto sociedades com alta mobilidade intergeracional são caracterizadas pelas igualdade de oportunidades, crescimento mais inclusivo e justiça social (CHETTY *et al.*, 2014; NARAYAN *et al.*, 2018).

A literatura sobre mobilidade intergeracional fez progressos importantes nas últimas três décadas. A análise se expandiu para um número maior de países, incluiu diferentes dimensões de mobilidade e novas técnicas analíticas (EMRAN; SHILPI, 2019). As evidências empíricas sugerem que as chances de sucesso econômico dos filhos são altamente dependentes de seus antecedentes familiares (CHETTY et al., 2014; CORAK, 2006; BLACK; DEVEREUX, 2011), com esta dependência sendo maior para os países de renda média e baixa (IVERSEN; KRISHNA; SEN, 2019; NARAYAN et al., 2018). No entanto, a despeito desses avanços, tanto a construção de evidências para os países em desenvolvimento quanto o aspecto específico de gênero- a mobilidade social das mulheres, ainda não foi amplamente discutido na literatura econômica (FESSLER; SCHNEEBAUM, 2012). A maior parcela de evidências disponíveis se concentra sobre MI, tanto de renda, ocupação e educação, com foco predominante no vínculo pai-filho, de modo que há conhecimento limitado sobre as perspectivas das filhas alcançarem status econômico e social em comparação com seus pais, mães ou até mesmo em relação a seus irmãos do sexo masculino (BLACK; DEVEREUX, 2011).

Essa negligência dos estudos de mobilidade intergeracional em relação às mulheres representa uma lacuna na literatura, não apenas porque elas são cerca de metade da população em todas as nações e estão aumentando seus níveis de escolaridade e participação no mercado de trabalho, mas também porque essa limitação pode dificultar a compreensão dos determinantes e mecanismos da mobilidade (TORCHE, 2015). Por exemplo, no contexto específico de gênero, fatores sociais, culturais ou institucionais podem afetar a transmissão intergeracional ao influenciarem as preferências pelos investimentos na educação dos filhos de acordo com o sexo da criança. Segundo Chadwick e Solon (2002), a maior atenção aos estudos de transmissão intergeracional através do vínculo pai-filho se deve ao período de surgimento da literatura, o qual era caracterizado pelas pouco conclusivas situação econômica e contribuição das mulheres nas decisões familiares. Características estas resultantes da falta de informações sobre *status* socioeconômico das mães nas pesquisas domiciliares ou da dificuldade de obter dados que vinculassem pais e filhas, principalmente devido à mudança de sobrenome após casamento (TORCHE, 2019; AZAM, 2016).

Uma literatura recente busca ampliar essa perspectiva incluindo o papel de mães e filhas nas estimativas de mobilidade intergeracional de educação. É o caso, por exemplo, dos estudos de Fessler e Schneebaum (2012), Azam (2016), Daouli, Demoussis e Giannakopoulos (2010) e Torche (2015). Esta é uma extensão da literatura sobre MI de renda que inclui avaliação de

heterogeneidade de gênero e raça (CHETTY et al., 2014) e da análise da mobilidade intergeracional de educação a nível do país de Torche (2019). Sob o argumento de que a concentração predominantemente nos homens, através da relação pai-filho, pode estar subestimando os resultados de mobilidade, Neidhöfer, Serrano e Gasparini (2018) e Emran e Shilpi (2015) analisam a mobilidade a partir do vínculo mães-filhas para países selecionados da América Latina, enquanto Chadwick e Solon (2002), Azam (2016) e Fessler e Schneebaum (2012) focam na análise de transmissão de resultados econômicos de gênero cruzado, isto é, utilizam o vínculo pai-filha e mãe-filho para construir estimativas de persistência intergeracional para os Estados Unidos, Índia e Áustria, respectivamente.

Alguns estudos examinaram a mobilidade educacional intergeracional no Brasil, como por exemplo Ferreira e Veloso (2003, 2006) e Mahlmeister *et al.* (2019), no entanto, nenhum destes focou particularmente na educação das filhas. Apesar das evidências empíricas sugerirem que as realizações educacionais das crianças são em sua maioria afetados pelas conquistas educacionais das mães (DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNAKOPOULOS, 2010; SCHULTZ, 2002), as pesquisas realizadas no país focaram predominantemente nos pais e nos filhos homens. Na literatura internacional, Leone (2021), ao investigar a relevância dos padrões de gênero na transmissão intergeracional de educação a partir do vínculo pai/mãe mais escolarizado e filhos(as), encontra que há significante variação da persistência entre os gêneros no Brasil, com nível de mobilidade mais alto para filhas do que para filhos.

Baseado no Suplemento Socioeconômico da Pesquisa Nacional por Amostra Domicílio (PNAD) 2014, este artigo apresenta evidências de mobilidade intergeracional de educação para mulheres no Brasil. Utilizando dados que relacionam a educação de mães, pais e educação das filhas, esta pesquisa utiliza coeficientes de regressão (IGRC) e correlação (IGC) intergeracionais para estimar o grau de persistência entre a educação das mães (pais) e a educação das filhas no país. Para caracterizar a persistência intergeracional de educação são utilizadas matrizes de transição educacional e indicadores de mobilidade. Precisamente, através do vínculo mãe (pai)-filha, verifica-se se as filhas de mães (pais) com menor nível de escolaridade podem alcançar níveis mais elevados de educação. Essa investigação é estendida para análise entre grupos sociais e regiões brasileiras. Ainda, dividindo a amostra em coortes de nascimento de cinco anos, iniciando em 1950 até 1989, é possível avaliar se a força da persistência variou ao longo do tempo e se esse processo ocorreu de forma diferenciada para cada grupo citado.

A motivação para o uso da escolaridade na investigação da mobilidade intergeracional é devido à forte associação entre educação e renda, o que a torna um preditor crítico de bem estar econômico (PSACHAROPOULOS; PATRINOS, 2018; TORCHE, 2019). A persistência educacional entre gerações está correlacionada, nesse sentido, com a persistência ou aumento na desigualdade de renda (CORAK, 2013, 2006). Portanto, se o vínculo intergeracional da educação for fraco, espera-se que as desigualdades transmitidas de uma geração para a seguinte sejam

Intergenerational Regression Coefficient (IGRC) e Intergenerational Correlation (IGC) (BLACK; DEVEREUX, 2011; EMRAN; SHILPI, 2019).

moderadas (BLACK; DEVEREUX, 2011; DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNAKOPOULOS, 2010; BECKER; TOMES, 1979). Segundo Blanden (2013), a pesquisa sobre o desenvolvimento da dispersão educacional contribui significativamente para entender as tendências atuais de mobilidade de renda.

Esta pesquisa contribui para a literatura de três maneiras. Em primeiro lugar, o artigo apresenta evidências empíricas da transmissão intergeracional de educação entre mães e filhas para o Brasil, aspecto pouco investigado na literatura de MI brasileira. Em segundo lugar, complementa o estudo de Mahlmeister *et al.* (2019) e Ferreira e Veloso (2003) ao examinar também a persistência entre a educação dos pais e a educação das filhas. Terceiro, o artigo investiga a mobilidade educacional feminina por grupos sociais, regionais e coortes de nascimento. Apesar das reformas políticas na estrutura do sistema educacional brasileiro e aumento da participação feminina na educação nos últimos anos, não há uma investigação parecida que busca caracterizar a mobilidade de educação das mulheres no país, destacando mais uma vez a lacuna nesse campo.

O restante do artigo está estruturado da seguinte forma. A seção 1 apresenta a revisão de literatura. Inicialmente há uma breve apresentação do conceito de MI e métodos empíricos utilizados. Posteriormente, investiga-se a literatura empírica de mobilidade educacional e como esta facilitou a investigação da mobilidade feminina. Também revisa a literatura sobre as mulheres nos estudos de mobilidade intergeracional. Por fim, há uma revisão dos estudos sobre mobilidade intergeracional de educação no Brasil, apesar dessa literatura estar focada nas transmissões intergeracionais através do vínculo pai-filho, ela está relacionada com esta pesquisa. A seção 3 apresenta os dados e métodos utilizados, bem como a estrutura conceitual e uma breve discussão sobre a escolha do vínculo mãe(pai)-filha. A seção 4 discute e apresenta os resultados. A seção 5 conclui.

Este estudo é complementado por um Apêndice abrangente com descrição formal do modelo teórico subjacente, resultados adicionais da pesquisa e estimativas sobre a mobilidade intergeracional de educação para o vínculo pai-filha no Brasil.

9

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A Mobilidade Intergeracional (MI) se refere ao grau de associação entre o *status* socioe-conômico de pais e filhos¹ (BLACK; DEVEREUX, 2011; SOLON, 1992). Uma associação fraca significa alta mobilidade, isto é, uma situação em que o bem-estar socioeconômico individual é fracamente moldado pelos recursos dos pais e onde todos os indivíduos têm chances semelhantes de sucesso ou fracasso, independentemente de suas origens sociais. Uma forte associação intergeracional, em contraste, indica persistência de vantagens e desvantagens socioeconômicas entre as gerações. Neste caso, o status social dos indivíduos dependente altamente do *status* social de seus pais (NARAYAN *et al.*, 2018).

Ao longo dos anos, a pesquisa sobre mobilidade intergeracional se concentrou principalmente no campo empírico<sup>2</sup> e se desenvolveu em três vertentes: uma centrada na mensuração da persistência intergeracional em vários resultados socioeconômicos, como educação, rendimentos e ocupação; outra vertente que busca entender a influência e o porquê do background familiar ser importante para os resultados dos indivíduos ao longo de suas vidas; e uma terceira vertente que busca estimar os efeitos causais de características do ambiente familiar nos resultados socioeconômicos das crianças. Ainda, existe um campo de trabalho pequeno, mas crescente, sobre a transmissão multigeracional do status socioeconômico (SOLON, 2018). Independente da vertente, o foco da literatura empírica em análises de mobilidade social está voltado para os métodos que permitem a mensuração da mobilidade social intergeracional a partir, por exemplo, dos modelos econômicos intergeracionais de Becker e Tomes (1979, 1986) e Solon (2004). O método empírico mais comumente utilizado é regredir o log da renda dos filhos sobre o log da renda dos pais, resultando na medida canônica de mobilidade denominada elasticidade de renda intergeracional (IGE<sup>3</sup>) (BLACK; DEVEREUX, 2011). Esta especificação é também frequentemente aplicada para estimar a persistência intergeracional de outros resultados que não a renda, como a educação e ocupação, por exemplo.

A primeira geração de estudos empíricos, no entanto, de mobilidade intergeracional focou na estimativa pontual da correlação de renda dos pais e filhos, especialmente nos Estados

Em contraste, a mobilidade intrageracional examina a persistência, em períodos diferentes no tempo, do status socioeconômico do mesmo indivíduo. Definidos dessa forma, mobilidade intra e intergeracional se referem ao conceito de mobilidade como independência de origem (FIELDS, 2002). Este conceito mensura até que ponto o *status* socioeconômico do passado determina o *status* socioeconômico no presente, sendo o mais utilizado na literatura empírica. Os demais conceitos, movimento posicional, movimento de participação, movimento de renda não direcional, movimento de renda direcional e mobilidade como um equalizador de rendas de longo prazo, são discutidos em Fields (2002), Gary Fields e Efe Ok (1996) e Gary S. Fields e Efe A. Ok (2011). Estes conceitos também são formas de mensuração da mobilidade social e consideram a capacidade do indivíduo se mover entre diferentes níveis da sociedade, geralmente de um grupo de renda inferior para um superior, ou para nível superior de educação ou status ocupacional (IVERSEN; KRISHNA; SEN, 2019).

No que tange o campo teórico, os trabalhos de Becker e Tomes (1979), Becker e Tomes (1986), Cunha e Heckman (2007), Heckman e Mosso (2014) e Becker *et al.* (2018) se destacam. Os primeiros enfatizam o papel do investimento no capital humano das crianças para a transmissão intergeracional de renda. Os últimos documentam a relevância de outros fatores para compreender a mobilidade, é o caso da multiplicidade de habilidades, múltiplas formas de investimentos e da variação nos retornos desses investimentos ao longo do ciclo de vida da criança.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Intergenerational Elasticity.

Unidos (EUA), e revelaram a necessidade de dados de boa qualidade para vincular a renda obtida dos pais e a dos filhos ao longo do tempo. Isso permitiria lidar com eventuais erros de medida e a presença de viés de ciclo de vida nas amostras associados a um baixo IGE (SOLON, 1992; MAZUMDER, 2005; ZIMMERMAN, 1992). Seguindo essas recomendações, alguns resultados selecionados da pesquisa que se seguiu dizem respeito a três padrões que emergem da estimação dos IGEs em renda. Em primeiro lugar, existem diferenças sistemáticas na mobilidade intergeracional percebida entre os países desenvolvidos. A mobilidade parece ser relativamente baixa nos EUA, um pouco maior no Reino Unido e na Europa continental e maior no Canadá e nos países nórdicos (CORAK, 2006; BLANDEN, 2013; BRATSBERG *et al.*, 2007). Um segundo padrão empírico que emerge de comparações internacionais é uma relação negativa entre mobilidade e desigualdade de renda. Essa relação tem seu próprio nome, a Grande Curva de Gatsby (CORAK, 2013, 2006). O terceiro padrão é que a mobilidade intergeracional observada é consideravelmente menor no mundo em desenvolvimento do que nos países desenvolvidos (EMRAN; SHILPI, 2019; NARAYAN *et al.*, 2018).

Preocupações com o caráter restritivo de IGE, uma vez que este considera apenas a renda ou vetor de características parentais, levaram a utilização de métodos empíricos mais abrangentes, considerando efeitos da família e da vizinhança na renda ou educação das crianças, bem como de investigações causais (MAZUMDER, 2008; EMRAN; SHILPI, 2019; SOLON et al., 1991). No primeiro caso, destacou-se o método estatístico de análise de estimativas de correlação entre resultados econômicos de irmãos (sibilings correlations) (DAHAN; GAVIRIA, 2001; EMRAN; SHILPI, 2015). Quanto as investigações causais, são utilizados experimentos naturais para tentar isolar o efeito causal direto da renda dos pais sobre as rendas obtidas pelos filhos através, principalmente, da abordagem de variáveis instrumentais (BLACK; DEVEREUX, 2011; EMRAN; SHILPI, 2019). Contribuições recentes sinalizam que as estimativas relacionadas a mobilidade intergeracional são enviesadas para baixo por não considerar a influência de gerações anteriores à parental bem como de outros parentes, como tios e primos, por exemplo (SOLON, 2018). Segundo Lindahl, Palme e Adermon (2021), esforços nesse sentido se devem a Braun e Stuhler (2017), Lindahl et al. (2015), Long e Ferrie (2018), Mare (2011) e Solon (2018). Construindo árvores genealógicas sobrepostas abrangendo quatro gerações e usando várias medidas de capital humano, os autores mostraram que as estimativas tradicionais de pais e filhos da persistência intergeracional perdem quase um terço da persistência encontrada no nível da dinastia.

Recentemente, o acesso a dados administrativos de renda dos indivíduos em grande escala possibilitou avançar na metodologia do IGE produzindo estimativas mais confiáveis, abordagem de questões que antes não poderiam ser estudadas, ressurgimento do interesse na mobilidade intergeracional e a identificação de um um quarto padrão como resultado dos estudos empíricos de mobilidade. Os estudos relevantes com esses dados são associados a Chetty *et al.* (2014), Chetty, Hendren e Katz (2016), Chetty *et al.* (2017), Heckman e Landersø (2021) e Corak (2019). Chetty *et al.* (2014) introduz uma medida alternativa de IGE, a regressão *rank-rank*,

para analisar a mobilidade intergeracional nos EUA ao longo do tempo. Esta medida permite analisar a variação espacial na mobilidade intergeracional dentro do país, além de possibilitar construir correlações entre mobilidade e várias características da área geográfica. A pesquisa seguinte aos trabalhos de Chetty *et al.* (2014), Chetty, Hendren e Katz (2016) e Choudhary e Singh (2017) focou em inúmeros resultados que os dados administrativos possibilitam investigar, como a mobilidade entre faculdades, os efeitos de *neighborhoods* e a mobilidade entre os pobres. Dai surge um quarto padrão de mobilidade intergeracional na literatura empírica, qual seja, a mobilidade intergeracional varia não só entre os países, mas também entre as regiões e grupos sociais de um mesmo país (CHETTY *et al.*, 2014; CHETTY; HENDREN; KATZ, 2016; ASHER; NOVOSAD; RAFKIN, 2020).

No entanto, o acesso a dados administrativos não é usual em todos os países, principalmente em países em desenvolvimento e a limitação dos dados de renda dos indivíduos nessas sociedades restringiu o conhecimento empírico da persistência intergeracional dessa variável. Como alternativa surge a utilização de dados educacionais ou ocupacionais dos indivíduos, uma vez que são mais fáceis de medir, vincular através das gerações e estão mais amplamente disponíveis. É mais fácil, por exemplo, lembrar o nível de educação dos pais e avós, ou sua ocupação, do que fazer uma avaliação de seus rendimentos. As questões do ciclo de vida também são menos relevantes com esses dados (IVERSEN; KRISHNA; SEN, 2019). Nesse sentido, muitas pesquisas sobre mobilidade intergeracional utilizam apenas a variável educação para mensurar a mobilidade nessas sociedades, de forma que mobilidade educacional passou a ser um campo específico de análise dentro dos estudos de mobilidade (TORCHE, 2019; ALESINA *et al.*, 2021; ASHER; NOVOSAD; RAFKIN, 2020) e busca suprir as lacunas de estimativas de mobilidade econômica nos países de renda média e baixa.

Apesar dos progressos importantes documentados acima, avanços na metodologia e na mensuração de mobilidade que evidenciam empiricamente a alta dependência do sucesso econômico dos filhos a antecedentes socioeconômico dos familiares, os quais variam não só a nível internacional, mas dentro de um mesmo país (CHETTY *et al.*, 2014; CORAK, 2006; BLACK; DEVEREUX, 2011), o aspecto específico de gênero- a pesquisa relacionada à mobilidade social das mulheres, parece ter sido negligenciada na literatura econômica (EMRAN; SHILPI, 2019; TORCHE, 2015). O foco exclusivo da eventual transmissão intergeracional de resultados econômicos entre homens através da relação pai-filho é predominante nos estudos que utilizam tanto a variável renda quanto a educação para mensuração da mobilidade (AZAM, 2016; LEONE, 2021; FESSLER; SCHNEEBAUM, 2012). Segundo Torche (2015), a exclusão dos estudos relacionados às mulheres resulta em um vácuo na literatura de mobilidade, não apenas porque elas são cerca de metade da população em quase todos os países, mas porque limita a capacidade de entender como a dinâmica familiar afeta a transmissão intergeracional de vantagens, se estas forem específicas de gênero.

Nos últimos anos, a crescente participação feminina nas estatísticas educacionais e no mercado de trabalho colocou em evidência a hipótese de maior participação das mulheres nos

processos de tomada de decisão familiares. Consequentemente, a introdução de informações educacionais e ocupacionais femininas nas pesquisas domiciliares incentivou a pesquisa sobre mobilidade intergeracional das filhas e mães na literatura. As subseções seguintes revisam a literatura de mobilidade educacional, com foco nos mecanismos e evidências empíricas construídas até então, e a literatura sobre as mulheres na mobilidade intergeracional.

# 2.1 MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO

Um dos desafios de mensuração da mobilidade intergeracional é a obtenção de conjunto de dados de renda robusto e estruturado de forma a vincular gerações ou que acompanhe longitudinalmente os indivíduos. Nesse sentido, muitos países, principalmente aqueles em desenvolvimento, utilizam dados educacionais na construção de estimativas de mobilidade. Três motivos justificam essa escolha (SOLON, 1999; BLACK; DEVEREUX, 2011; ASHER; NOVOSAD; RAFKIN, 2020). Primeiro, dados pareados representativos de renda de pais e filhos não estão disponíveis frequentemente e registros de receitas administrativas que cubram uma grande parcela ou parcela representativa da população são de difícil acesso. Em segundo lugar, mesmo quando os dados correspondentes de renda estão disponíveis, há problemas substanciais de erro de mensuração que distorcem as estimativas de mobilidade para cima. Em terceiro lugar, as medidas de renda estão sujeitas ao viés do ciclo de vida se a renda dos pais e filhos não for medida na mesma idade.

De maneira alternativa, a variável educação, seja mensurada em categorias educacionais ou anos de escolaridade, apresenta vantagens práticas em relação à renda (ALESINA et al., 2021; SOLON, 1992; BLACK; DEVEREUX, 2011). A maioria das pessoas conclui sua educação no início da idade adulta, logo as medidas de educação entre adultos em um único ponto no tempo fornecem informações válidas e estáveis sobre escolaridade concluída. Os dados de educação vinculando pais e filhos estão amplamente disponíveis pois as questões sobre o nível educacional geralmente não são percebidas como sensíveis pelos entrevistados nas pesquisas. Além disso, a escolaridade é um dos principais preditores de rendimentos nas sociedades contemporâneas (PSACHAROPOULOS; PATRINOS, 2018), tem seu valor intrínseco e prevê resultados benéficos não pecuniários como saúde, longevidade, participação política entre outros (TORCHE, 2019).

Por essas razões, juntamente com a crença de que a educação é uma chave para abrir oportunidades para crianças, principalmente àquelas de origem socioeconômica desfavorecida, os pesquisadores se voltaram para a análise da mobilidade intergeracional de educação, 6 de forma que mobilidade educacional se tornou um campo específico da análise de MI. Ao captar a

Por exemplo, as rendas transitórias são estimativas ruidosas da renda vitalícia, o consumo de subsistência é difícil de medir e muitos indivíduos relatam renda zero, além do mais, esses problemas são exacerbados entre os pobres das áreas rurais (ASHER; NOVOSAD; RAFKIN, 2020).

Indivíduos com alta renda permanente podem passar mais tempo na escola e ter renda mais baixa do que seus pares quando jovens (ASHER; NOVOSAD; RAFKIN, 2020).

A noção de mobilidade educacional não captura a educação como capital humano. Em vez disso, se concentra na obtenção de escolaridade, isto é, a quantidade de escolaridade formal alcançada pelos indivíduos(TORCHE, 2019).

associação entre a escolaridade dos pais e dos filhos adultos, a mobilidade educacional sinaliza que as chances da criança atingir a escolaridade formal são determinadas pelas vantagens do nascimento, se a associação intergeracional for forte. Do contrário, uma associação fraca, sugere que todos, independente dos recursos educacionais da família, têm chances semelhantes de atingir altos ou baixos níveis de escolaridade (NARAYAN *et al.*, 2018; TORCHE, 2019; NEIDHÖFER; SERRANO; GASPARINI, 2018).

No que tange discussões teóricas, segundo citado por Torche (2019), os possíveis caminhos que explicariam a persistência educacional ao longo das gerações incluem i) transmissão genética, isto é, os pais mais instruídos têm níveis mais altos de dotações associados à educação, como capacidade cognitiva, e os transmitem aos filhos; ii) as normas e valores dos pais que são importantes para o sucesso educacional podem ser transmitidos aos filhos por meio da socialização; iii) pais mais educados têm mais recursos econômicos que podem ser usados para aliviar as restrições de empréstimos e os custos de oportunidade da educação; iv) as escolhas educacionais dos pais podem afetar diretamente as escolhas educacionais dos filhos.

A construção de evidências empíricas, por sua vez, foi desenvolvida em duas vias, uma que busca comparar estimativas de mobilidade entre diversos países do globo, como fazem Hertz et al. (2008), Narayan et al. (2018) e Van Der Weide et al. (2021), ou comparar países de regiões específicas como América Latina, na qual recebem destaque os estudos de Neidhöfer, Serrano e Gasparini (2018), Muñoz (2021), Daude e Robano (2015) e Behrman, Gaviria e Székely (2001), e África através da pesquisa de Alesina et al. (2021), por exemplo. E outra via que investiga a mobilidade a nível do país (TORCHE, 2019), comparando regiões e grupos de uma mesma nação. É o caso do estudo de Checchi, Fiorio e Leonardi (2013) para a Itália, Azam e Bhatt (2015) e Asher, Novosad e Rafkin (2020) para a Índia e Mahlmeister et al. (2019) e Ferreira e Veloso (2006) para o Brasil, para citar alguns. Como principais resultados, esses autores sugerem que o nível educacional está altamente correlacionado entre gerações em muitos países ao redor do mundo.

Tanto no estudo seminal de Hertz *et al.* (2008), no qual os autores estimaram uma tendência de 50 anos na persistência intergeracional de educação para uma amostra de 42 países, quanto nas atualizações deste estudo realizadas por Narayan *et al.* (2018) e mais recentemente por Van Der Weide *et al.* (2021), no qual os autores constroem evidências para mais de 148 países, há uma lacuna na mobilidade educacional entre os países desenvolvidos e em desenvolvimento. E, apesar do aumento da mobilidade educacional no mundo em desenvolvimento, particularmente na América Latina e África, as regiões que costumavam ser as menos móveis no passado segundo o estudo de Hertz *et al.* (2008), este é impulsionado por mudanças na dispersão da escolaridade de pais e filhos em coortes de nascimento, em vez da diminuição da associação intergeracional. Logo, embora a persistência educacional intergeracional seja uma limitação enfrentada por todos, algumas populações podem ter mais dificuldade de escapar da trilha educacional predeterminada pelo sucesso educacional de seus pais do que outras (SCHNEEBAUM; RUMPLMAIER; ALT-ZINGER, 2016). O gênero no contexto educacional se encaixa perfeitamente nesse aspecto da

mobilidade.

Tradicionalmente, os homens recebiam mais recursos de seus pais para continuar seus estudos do que as mulheres, seja porque havia espera de retornos econômicos mais altos para a educação dos filhos, seja por causa dos papéis tradicionais de gênero que supunham que mulheres não precisariam ter uma educação formal avançada (TORCHE, 2019; SCHNEEBAUM; RUMPLMAIER; ALTZINGER, 2016). Essa preferência no investimento educacional do filho em comparação com a filha variava também de acordo com o *status* socioeconômico da família. Isto é, pais com recursos financeiros restritos eram menos propensos a investir na educação de suas filhas, valorizando mais a educação de seus filhos. Nos casos em que os próprios pais eram altamente escolarizados, era mais provável que houvesse um impulso para a educação das filhas. Isso sugere que, tanto em domicílios altamente quanto em menos escolarizados, o sucesso educacional das mulheres pode ter sido mais dependente da realização educacional de seus pais.

As tendências das décadas de 1960 e 2000 sugerem uma mudança nesse cenário. À medida que o número de matrículas escolares femininas aumentou, o desempenho educacional das mulheres alcançou a paridade ou mesmo superou o dos homens em termos de conclusão da educação primária na grande maioria dos países em desenvolvimento<sup>7</sup> (TORCHE, 2019). Logo, duas ressalvas são importantes. Primeiro, alocação desigual de recursos domésticos em favor dos filhos podem estar mudando rapidamente, impulsionados pelos retornos crescentes da escolaridade entre as mulheres (PSACHAROPOULOS; PATRINOS, 2018; TORCHE, 2015). Segundo, diversos estudos sugerem que a educação das mães tem efeitos mais fortes na educação das crianças do que educação paterna e, ainda, mães instruídas participam mais frequentemente das decisões domésticas e têm maior poder de barganha, resultando em melhor educação para suas filhas (SCHULTZ, 2002; CHOUDHARY; SINGH, 2017).

Portanto, o foco dos estudos de mobilidade intergeracional nos resultados socioeconômicos do vínculo pai-filho fazia sentido naquele contexto anterior ao período de expansão do acesso à educação. Nesse contexto atual, podemos estar perdendo percepções poderosas sobre as mulheres, principalmente a partir dos estudos que mostram a importância da figura materna na educação (DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNAKOPOULOS, 2010).

#### 2.2 MULHERES E MOBILIDADE INTERGERACIONAL

A literatura sobre mobilidade intergeracional tem se concentrado principalmente na análise do vínculo pai-filho para construção de evidências empíricas (AZAM, 2016; TORCHE, 2015; CHADWICK; SOLON, 2002). A grande limitação para inclusão das mulheres nos estudos de mobilidade intergeracional tem sido como avaliar seu *status* econômico, já que, em muitos cenários, proporções significativas de mulheres não participam da força de trabalho remunerada ou sua participação flutua ao longo da vida devido à criação dos filhos, cuidado de pais idosos ou pobreza, por exemplo (TORCHE, 2015; KLASEN; JANNEKE, 2015). Além do mais, mui-

Embora as lacunas que favorecem os meninos ainda persistam nos níveis pós-secundários em muitos países pobres (TORCHE, 2019).

tas pesquisas domiciliares não coletam informações sobre as condições socioeconômicas das mulheres ao longo das gerações (TORCHE, 2019).

Como solução inicial, as mulheres foram excluídas dos cálculos de mobilidade intergeracional (CHADWICK; SOLON, 2002). Como solução alternativa, os primeiros estudos que rastrearam a mobilidade econômica das mulheres analisaram a condição econômica feminina a partir da renda da família ou marido, ou da comparação das filhas com os pais, sob o argumento que o *satus* e posição socioeconômica da mulher é relacionado ou determinado por sua conexão com a figura masculina, primeiro como filhas e depois como esposas e mães. Como tal, o papel do *assortative mating* passa ser considerado significativo para a mobilidade social feminina (CHADWICK; SOLON, 2002). Isto é, a hipótese de que as pessoas tendem a se casar com pares de origens socioeconômicas semelhantes implica que o *status* dos homens seja transmitido para suas esposas no casamento, o que agrega (des)vantagens econômicas e pode tornar a sociedade menos móvel (BLACK; DEVEREUX, 2011).

Os estudos de Jantti *et al.* (2006) e Chadwick e Solon (2002) não apenas analisaram a mobilidade econômica das mulheres, mas também avaliaram o papel do acasalamento seletivo. Jantti *et al.* (2006) comparam os rendimentos pai-filha e pai-filho nos países nórdicos, nos EUA e no Reino Unido. Chadwick e Solon (2002), por sua vez, comparam a renda familiar de filhos e filhas com a renda de seus pais para os EUA. Em geral, as evidências destes estudos revelam que a associação intergeracional de rendimentos parece ser mais fraca para as mulheres do que para os homens, quando medida no nível individual (JANTTI *et al.*, 2006). No entanto, parece ser semelhante entre os gêneros quando o bem estar é medido no nível familiar, provavelmente impulsionada por forte acasalamento seletivo (CHADWICK; SOLON, 2002).

Um segundo grupo de estudos que busca investigar a mulher na mobilidade intergeracional atua no contexto educacional. Nesse sentido, quatro vertentes da literatura se destacam. A primeira vertente se refere àqueles estudos relacionados exclusivamente às filhas através do vínculo pai (mãe)-filha, dando contribuição às pesquisas citadas acima, mas no contexto dos países em desenvolvimento (AZAM, 2016). A segunda vertente analisa o viés de gênero ou lacuna de gênero no contexto da mobilidade intergeracional (FESSLER; SCHNEEBAUM, 2012; SCHNEEBAUM; RUMPLMAIER; ALTZINGER, 2016). A terceira vertente visa estudar o papel efetivo do gênero dos pais na mobilidade (LATIF, 2021; DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNAKOPOULOS, 2010). A quarta vertente, mais recente, que busca analisar a mobilidade exclusivamente feminina através da relação mães-filhas (NEIDHÖFER; SERRANO; GASPARINI, 2018; NIKNAMI, 2016; CHOUDHARY; SINGH, 2017; SHARIF; KHAWAJA; AZID, 2016).

Azam (2016) é um dos únicos estudos no campo da mobilidade educacional que estuda exclusivamente as filhas. A partir do vínculo mãe (pai)-filha o autor examina a transmissão educacional na Índia para filhas nascidas entre 1962 e 1991. Usando o coeficiente de regressão da educação do pai (mãe) como preditor da educação da filha, a correlação entre o nível educacional das filhas e dos pais (mães), bem como a decomposição dessa correlação intergeracional, o estudo

mostrou que o declínio na persistência educacional observado ao longo do período analisado foi apenas marginal. E, ainda, a probabilidade de uma filha atingir o ensino médio ou superior não apenas estava positivamente associada aos níveis educacionais paternos, mas as lacunas nessas probabilidades não diminuíram ao longo do tempo no país. Da mesma forma, não havia convergência na probabilidade de filhas atingirem níveis mais altos de educação vindas de pais com mesmo nível educacional mas pertencentes a castas diferentes.

Schneebaum, Rumplmaier e Altzinger (2016) e Fessler e Schneebaum (2012) são os estudos referência no que tange a diferença no gênero dos filhos na mobilidade intergeracional. Os autores descobrem uma forte persistência no nível educacional que difere de acordo com o gênero dos filhos na Áustria. Para os países em desenvolvimento, há um quadro misto em relação à diferença de gênero. Enquanto alguns resultados indicam que a persistência intergeracional na educação é maior para filhas do que para filhos, ver Emran e Shilpi (2015) para a Índia, por exemplo, outros artigos confirmaram uma maior mobilidade para as mulheres, como é o caso dos estudos de Dacuycuy e Bayudan-Dacuycuy (2019), para as Filipinas e Leone (2021) para o Brasil. Emran e Shilpi (2015) argumentam que pode haver diferença na mobilidade com relação ao gênero dos filhos dentro de um mesmo país, por exemplo, na China as mulheres têm menor mobilidade do que os homens nas áreas rurais, mas a diferença de gênero diminuiu nas áreas urbanas. Já Deng, Gustafsson e Li (2013), ao examinar os vínculos pai-filho e mãe-filha, encontram resultados semelhantes de mobilidade entre os gêneros no país.

Entre os motivos que justificam a diferença de mobilidade entre o gênero dos filhos, Torche (2015) cita a preferência da família pelo investimento educacional dos meninos, a qual é motivada pelos retornos escolares maiores para os homens no mercado de trabalho, o que também justifica a preferência das famílias pelos meninos a medida que o *status* social da família diminui. Leone (2021), conclui que a diferença de persistência intergeracional educacional entre meninos e meninas no Brasil, com estas apresentando uma maior mobilidade ao longo do tempo, se deve, especialmente, a sua maior probabilidade de atingir o ensino superior, independentemente da origem social. Nas Filipinas, Dacuycuy e Bayudan-Dacuycuy (2019) encontraram que o déficit de mobilidade dos filhos pode ser explicado pela influência mais forte das mães com baixa escolaridade na progressão escolar dos filhos do que das filhas.

Quanto ao padrão específico do gênero dos pais na transmissão do desempenho educacional, apesar de evidências empíricas sugerirem uma forte influência da educação materna sobre a educação das crianças, especialmente sobre as meninas (DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNA-KOPOULOS, 2010; SCHULTZ, 2002), os estudos que buscam analisar tal relação ainda são poucos na literatura. A maioria das pesquisas ainda utilizam apenas a figura paterna. Daouli, Demoussis e Giannakopoulos (2010) e Latif (2021) investigaram a persistência educacional entre mães e filhos para a Grécia e Canadá, respectivamente, usando estratégia empírica que considera educação materna, paterna e de ambos sexo dos filhos. Analisando amostra de filhos e filhas separadamente, os resultados sugerem a presença de uma substancial mobilidade educacional das mulheres em relação as mães, maior que a dos homens entre as gerações.

Vários trabalhos de pesquisa recentes examinam a mobilidade social para mulheres em países em desenvolvimento a partir do vínculo mãe-filha, exclusivamente. O estudo de Neidhöfer, Serrano e Gasparini (2018), utilizando dezoito países latino-americanos, constatou taxas crescentes de mobilidade educacional mãe-filha ao longo de um período de 50 anos. Os autores observaram a esperada relação inversa entre o acasalamento seletivo e a mobilidade intergeracional, mas observam que os níveis de acasalamento seletivo diminuíram na América Latina ao longo do tempo, contribuindo para o declínio na persistência educacional. Schneebaum, Rumplmaier e Altzinger (2016) e Niknami (2016) examinaram a mobilidade educacional intergeracional entre mães e filhas e por antecedentes migratórios. Enquanto Choudhary e Singh (2017) e Sharif, Khawaja e Azid (2016) olharam exclusivamente para a relação mães filhas para Índia e Paquistão, respectivamente. De forma geral, este estudos revelam que a educação das mães tem impacto significativo sobre a educação das filhas e também na sua colocação ocupacional.

Com base nos estudos brevemente revisados aqui, parece haver um misto de resultados quanto a persistência intergeracional de resultados socioeconômicos entre as mulheres. Ainda, os estudos sugerem que fatores sociais e culturais podem restringir a mobilidade das mulheres, incluindo o acasalamento seletivo, as normas de gênero em relação ao trabalho das mulheres, grupos sociais e regiões geográficas.

#### 2.3 ESTUDOS SOBRE MOBILIDADE INTERGERACIONAL NO BRASIL

O Brasil possui um cenário interessante para a pesquisa sobre mobilidade intergeracional de educação. Por um lado, o país é historicamente caracterizado por altos níveis de desigualdade de renda. Em 1990, o grau de desigualdade na distribuição de renda entre a população brasileira medido pelo índice de Gini<sup>8</sup> foi de 0,60, caracterizando o país como o primeiro mais desigual do mundo fora da África. Embora a partir de 2001, a desigualdade de renda brasileira tenha apresentado uma tendência inédita de queda, já em 2019 o índice aumenta novamente, atingindo o valor de 0,54 e colocando o país na lista dos dez mais desiguais do mundo.<sup>9</sup>

Por outro, atrelado às características de um país em desenvolvimento, está o importante papel que a educação desempenha no combate às desigualdades (KOMATSU *et al.*, 2019) e, em especial, na perpetuação dos elevados níveis de desigualdade de renda (TORCHE, 2019; KOMATSU *et al.*, 2019). De fato, conforme citado por Mahlmeister *et al.* (2019), uma das facetas da desigualdade de renda brasileira tem sido a sua atribuição às disparidades educacionais entre o membros da força de trabalho. Segundo Ferreira (2000), as décadas de 1980 e 1990, cerca de 40% da desigualdade de renda observada no país podia ser explicada pela variável educação.

Em termos de justificativa para a existência das disparidades educacionais no país, a literatura cita, para além do desenvolvimento tardio da educação formal que priorizou o acesso

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Como se sabe, variando de 0 a 1, o índice de Gini é uma medida de dispersão relativa que reflete níveis maiores (menores) de desigualdade quando se aproxima de um (zero).

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Estimativas baseadas no World Bank's Poverty and Inequality Platform.

ás elites locais e beneficiou grupos específicos, <sup>10</sup> a educação dos pais como um determinante fundamental (MAHLMEISTER *et al.*, 2019). Nesse sentido, os estudos de Barros *et al.* (2001), Barros e Lam (1993) e Pastore (1979) confirmaram empiricamente que a educação dos pais desempenha um importante papel na determinação do grau de escolaridade dos filhos quando adultos.

A partir desse pano de fundo, há interesse em compreender tanto essas disparidades na educação como os padrões de mobilidade intergeracional no país. Como nos outros países em desenvolvimento, o Brasil carece de dados intergeracionais de renda (TORCHE, 2019) o que limitou o número de pesquisas sobre o tema no país. Consequentemente, os estudos empíricos que visam ampliar a análise da mobilidade para toda a população brasileira são baseadas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A conclusão principal é a forte persistência intergeracional da desigualdade no país, isto é, os resultados econômicos dos descendentes se correlacionam fortemente com os resultados de seus pais (BEHRMAN; GAVIRIA; SZÉKELY, 2001; FERREIRA; VELOSO, 2003; HERTZ *et al.*, 2008; MAHLMEISTER *et al.*, 2019).

Behrman, Gaviria e Székely (2001) investigou a mobilidade intergeracional de educação na América Latina fornecendo uma medida sumária de mobilidade comparável entre os países. Segundo os autores, o grau de persistência educacional na região se revelou mais elevado que nos demais países estudados até então, variando de 0,70 no Brasil e Colômbia a 0,50 no Perú e México, enquanto nos países desenvolvidos variava entre 0,2 na Malásia a 0,35 nos Estados Unidos (FERREIRA; VELOSO, 2003).

Em relação à evidência exclusiva para o Brasil, Ferreira e Veloso (2003), utilizando dados da PNAD de 1996 e aplicando a metodologia de regressões intergeracionais e matrizes de transição educacional para a relação pai-filho, confirmaram a baixa mobilidade educacional no país identificada por Behrman, Gaviria e Székely (2001). Os autores encontraram grau de transmissão intergeracional de 0,68 para o país e ao realizarem análise por coorte, raça e regiões descobriram que a mobilidade varia entre essas variáveis no país. Ferreira e Veloso (2003) revelaram que a mobilidade é maior nas regiões Sul e Sudeste do que no Nordeste. É maior também para a população branca do que para a população negra. Ainda, com exceção de filhos com pais no topo da distribuição educacional, há uma maior persistência intergeracional da educação de filhos de pais com baixa escolaridade do que para filhos de pais com escolaridade mais elevada.

Assim como nos demais países da América Latina, o contexto da desigualdade educacional brasileira está associado ao desenvolvimento tardio da educação formal. Este, ao priorizar o acesso às elites locais, gerou escassez de mão de obra qualificada e desigualdades regionais. Mesmo a expansão do acesso a partir das reformas educacionais no final do século XIX e início do século XX, beneficiou especialmente brancos, incluindo imigrantes europeus, e relegou nativos americanos, negros e mestiços ao segundo plano (KOMATSU et al., 2019; CAMPS; ENGERMAN, 2016).

É interessante destacar que há uma porção de estudos na literatura de mobilidade social no país que empregam um conceito de mobilidade baseado na literatura sociológica, ver Pastore (1979) e Ribeiro (2017), por exemplo. De acordo com esses autores, "uma sociedade apresenta maior mobilidade que outra se os filhos na primeira sociedade têm uma probabilidade maior de pertencer a uma classe social diferente da de seus pais"(FERREIRA; VELOSO, 2003), p.485). Mesmo utilizando os dados das PNADs, por ser um conceito diferente do aplicado nesse artigo, a revisão de literatura aqui se atem aos estudos baseados na literatura econômica.

O Brasil também é investigado no estudo seminal de Hertz *et al.* (2008). O autor calculou além dos coeficientes de regressão, que vinham sendo amplamente utilizadas na literatura de mobilidade, coeficientes de correlação por considerar que estes apresentam resultados mais robustos por serem menos voláteis. Utilizando a média entre a escolaridade do pai e da mãe como medida de educação dos pais para mensurar mobilidade em 47 países. O Brasil, assim como os demais países latinos americanos, ocupou as posições de maiores índices de persistência, 0,59. Esse padrão em relação aos demais países, foi confirmado nas extensões desse estudo de Hertz *et al.* (2008) realizados por Neidhöfer, Serrano e Gasparini (2018), calcula estimativas de persistência e identifica as principais variáveis macroeconômicas relacionadas a níveis mais altos de mobilidade educacional para 18 países latino americanos, nos estudos de Narayan *et al.* (2018) e mais recentemente em Van Der Weide *et al.* (2021).

Apesar da forte persistência nos resultados econômicos entre as gerações no Brasil, conforme revelado nos estudos acima, a aplicação recente de Mahlmeister *et al.* (2019) mostrou que as chances de subir na escada econômica aumentaram mais recentemente no país. Revisitando o artigo de Ferreira e Veloso (2003), os autores utilizaram dados dos suplementos de mobilidade social das PNADs 1996 e 2014 para comparar a mobilidade educacional pai-filho. Primeiro os autores descobriram que o grau de persistência intergeracional na educação diminuiu desde a década de 1990: o coeficiente passou de 0,7 em 1996 para cerca de 0,5 em 2014. Isto é justificado pela escolaridade dos filhos cujos pais tinham baixa escolaridade ter crescido consideravelmente no período enquanto a escolaridade paterna permaneceu relativamente estável. Segundo, o padrão de mobilidade não é linear com o nível de escolaridade dos pais. Dividindo a amostra de acordo com a escolaridade dos pais, os autores mostram um coeficiente de persistência de 0,95 para filhos de pais com três anos ou menos de estudo e 0,38 para filhos de pais com mais de três anos de estudo. Terceiro, eles encontraram um aumento na mobilidade educacional entre gerações mais jovens ao mesmo tempo que há tendência para um aumento na persistência educacional no topo desta distribuição, e uma redução na sua base.

Alguns estudos relatam a dinâmica de mobilidade exclusivamente para a região Nordeste. Gonçalves Feitosa e Silveira-Neto (2013) investigam se houve maior mobilidade educacional na região metropolitana do Recife com microdados disponibilizados pela Fundação Nabuco (Fundaj). Os autores encontram redução considerável na persistência educacional entre as gerações de 1996 e 2010, indicando que o aumento da escolaridade da população desempenhou um papel importante. No entanto, a persistência de educação entre pais e filhos no país ainda é muito alta, no caso de Recife, em 2010, a probabilidade de um filho cujo pai não tivesse escolaridade replicar o *status* educacional do seu pai é de 30%. O estudo de Figueirêdo, Netto Junior e Pôrto Junior (2007) sugere que a região Nordeste apresenta a maior probabilidade dos filhos permanecerem no mesmo estrato educacional de educação primária dos pais do que na demais regiões brasileiras. Ainda, no topo da distribuição educacional da região, os filhos estão apresentando escolaridade regressiva em relação aos pais.

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> Hertz et al. (2008) utilizou os dados da PNAD 1996 para calcular o índice de mobilidade brasileiro.

Este trabalho estende todas essas análises, apresentando uma investigação da mobilidade intergeracional de educação ao considerar as mulheres no país, seja através da relação mãe-filha, seja através da relação pai-filha. Apesar das reformas políticas na estrutura do sistema educacional brasileiro e o consequente aumento da participação feminina na educação, não há uma investigação empírica da mobilidade educacional por grupos raciais, regionais e coortes de nascimento no país da condição feminina, destacando mais uma vez a lacuna nesse campo. A investigação empírica que mais se aproxima do escopo deste artigo é Leone (2021). O autor utiliza os dados da PNAD 2014 para estudar os padrões de gênero na mobilidade educacional brasileira e descobre que há significativa variação de mobilidade entre os gêneros no país. Independentemente da formação educacional dos pais, as mulheres têm menor chance de permanecer sem certificado escolar do que os homens no Brasil.

## 3 DADOS E MÉTODOS

Seguindo a literatura recente, por exemplo Neidhöfer, Serrano e Gasparini (2018), Alesina *et al.* (2021), Narayan *et al.* (2018), Torche (2019), Hertz *et al.* (2008), este artigo mensura a mobilidade social pela relação entre educação dos filhos e de seus pais. Por sua vez, essa abordagem requer vincular uma ou mais coortes de filhos aos respectivos pais no nível individual. A construção de dados que vinculam mães (pais) e filhas, objetos de estudo neste artigo, bem como o quadro conceitual e o método empírico, são apresentados nessa seção.

#### 3.1 ESTRUTURA CONCEITUAL

A análise da mobilidade intergeracional de educação é baseada no quadro conceitual amplamente utilizado na literatura, o qual define a medida de mobilidade a partir da estimação da inclinação da reta de regressão do modelo abaixo (HERTZ *et al.*, 2008; CHECCHI; FIORIO; LEONARDI, 2013; BLACK; DEVEREUX, 2011):

$$E_i^f = \alpha + \beta E_i^p + \varepsilon_i \tag{3.1}$$

onde,  $E_i^f$  representa a educação do filho i e  $E_i^p$  denota a escolaridade do seu pai. Neste modelo,  $\beta$  mede a persistência intergeracional da educação e é coeficiente de interesse. Se  $\beta=0$  então educação do pai não tem influência na educação do filho. Se  $\beta=1$  a educação do filho é totalmente influenciada pela educação do pai. A mobilidade educacional é mensura como  $1-\beta$ . Quanto maior o valor de  $\beta$ , maior é a persistência intergeracional de educação e, portanto, menor a mobilidade educacional.

O modelo de capital humano de Becker e Tomes (1979, 1986) e Solon (2004) fornece a justificativa econômica para a persistência intergeracional dos níveis de escolaridade nessa

Conforme apresentado na revisão de literatura, a disponibilidade de dados de renda vinculando pais e filhos para mensuração da mobilidade social, como é tradicionalmente feito na maioria dos países de renda alta, enfrenta dois desafios principais no contexto dos países em desenvolvimento. Primeiro, registros abrangentes de laços familiares não são prontamente disponível para o Brasil. Em segundo lugar, parcela significativa da renda é obtida na economia informal e, como tal, não há registros administrativos. Como alternativa, são utilizadas dados educacionais ou ocupacionais. Por ser uma fonte importante de informações sobre a vida dos indivíduos (BLACK; DEVEREUX, 2011), há um grande número de estudos sobre a transmissão intergeracional de educação. Como medida do status socioeconômico em relação à renda, essa variável, no contexto dos países em desenvolvimento, tem algumas vantagens: contém menos erros de medição, reduzindo o potencial viés de atenuação (SOLON, 1992); é corrigida no início do ciclo de vida, o que evita o viés do ciclo de vida encontrado em estudos que usam renda (HAIDER; SOLON, 2006); pode ser totalmente atribuída a um indivíduo específico, enquanto a renda, às vezes, é de difícil atribuição dentro de uma família (por exemplo, um domicílio em que vivem várias pessoas e há produção doméstica); o investimento dos pais na educação dos filhos está no cerne do trabalho teórico em ligações intergeracionais (BECKER; TOMES, 1979; LOURY, 1981), além de volumosas pesquisas em economia do trabalho mostrarem que a educação afeta causalmente a renda vitalícia (ALESINA et al., 2021).

Normalmente a educação é mensurada em anos de estudo. No entanto, quando essa variável não está prontamente disponível, uma alternativa de estimativa é substituir o nível de educação alcançado pelo número de anos regulares necessários para obtê-lo (BLACK; DEVEREUX, 2011; TORCHE, 2019).

O termo de erro  $\varepsilon_i$  captura todos os outros determinantes que afetam a escolaridade do filhos, mas não estão correlacionadas com a educação dos pais.

22

configuração brevemente citada acima. De acordo com Becker e Tomes (1979, 1986), o *status* socioeconômico das crianças é determinado pelo seu nível adquirido de capital humano. O capital humano das crianças é uma função das dotações e do investimento financeiro familiar. As dotações transferíveis dos pais incluem traços genéticos e culturais, capacidade cognitiva e conexões familiares. Espera-se que pais altamente educados, além de ter capacidade de gastar mais na formação do capital humano das crianças, tenham melhor capacidade cognitiva, que são transferidas para seus filhos. Consequentemente, filhos de pais com maior escolaridade também serão mais escolarizados e vice-versa.<sup>4</sup>

Neste artigo, não há o interesse em descobrir o mecanismo subjacente através do qual a educação dos pais afeta a escolaridade de seus filhos. O objetivo é simplesmente mensurar a associação entre educação das filhas e a educação de suas mães (pais), como essa associação evoluiu ao longo do tempo e se é mais forte entre certos grupos identificados por raça ou localização geográfica, por exemplo. No entanto, como se visa analisar as mulheres, é interessante destacar qual é a motivação que supõe que os resultados encontrados na literatura empírica através do vínculo pai-filho, até então, não poderiam ser estendidos para a compreensão da persistência ou mobilidade intergeracional das filhas.

Fontep e Sen (2020) utilizam os modelos clássicos de Becker e Tomes (1979, 1986) adaptados por Solon (2004, 2018) para esboçar o arcabouço teórico que justifica a existência de resultados diferentes entre homens e mulheres nos estudos de mobilidade. O modelo desenvolvido está no Apêndice A. Segundo os autores, o investimento no capital humano da próxima geração é positivamente associado à eficácia desse investimento, aos retornos do capital humano dos filhos no mercado de trabalho e ao altruísmo dos pais associado às normas sociais de gênero na sociedade.

Logo, é possível que existam três razões pelas quais a mobilidade intergeracional pode diferir entre homens e mulheres em determinada sociedade: os pais podem estar mais inclinados a investir na educação do filho que percebem ter maior retorno ao capital humano no mercado de trabalho; em sociedades cujo normas sociais são caracterizadas por preconceito contra meninas, o investimento no capital humano dos meninos pode ser maior e, por fim, a eficácia do investimento educacional pode diferir entre meninas e meninos se as meninas forem enviadas para escolas de pior qualidade do que os meninos (FONTEP; SEN, 2020; TORCHE, 2015).

É interessante destacar que vários incentivos e oportunidades resultam em diferentes graus de mobilidade intergeracional. A literatura destaca três fatores que afetam a mobilidade intergeracional (BECKER et al., 2018; TORCHE, 2019). O primeiro é aumento do retorno do capital humano, que reduz a mobilidade intergeracional. Ao receberem o incentivo de aumentar os investimentos no capital humano dos filhos, os pais pobres são menos capazes de fazê-lo por causa da forte restrição de crédito. O segundo fator é o preço ou custo de investimento no capital humano dos filhos. Com o custo crescente do investimento em capital humano das crianças, cada vez mais famílias pobres não conseguem investir em capital humano de seus filhos. Consequentemente, a mobilidade intergeracional diminui. O terceiro fator é o gasto do governo com o capital humano das crianças, que geralmente aumenta as oportunidades educacionais de todos. A mobilidade intergeracional aumenta porque crianças de famílias pobres ganham marginalmente mais com os gastos. Porém, esse efeito depende da distribuição dos gastos do governo. Se a despesa pública visa principalmente famílias desfavorecidas, a mobilidade aumenta. Ao contrário, a mobilidade diminui se os filhos de famílias ricas se beneficiarem mais do gasto público.

23

# 3.2 ESCOLHA DA RELAÇÃO MÃE (PAI)-FILHA

Há muitas formas de mensurar a educação dos pais a fim de examinar a mobilidade intergeracional. A maioria das análises empíricas usa a abordagem de dominância, isto é, seleciona a figura paterna com o maior nível educacional, Leone (2021) e Van Der Weide *et al.* (2021) são bons exemplos. Uma abordagem alternativa é tomar a média simples dos anos de escolaridade de ambos os pais, chamada abordagem conjunta e aplicada no trabalho de Van Der Weide *et al.* (2021). A versão mais sofisticada dessa abordagem é desenvolvida por Neidhöfer, Serrano e Gasparini (2018) e Torche (2015) através do calculo de pesos para cada indicador parental.

Duas outras abordagens usam o gênero para selecionar a educação dos pais. A primeira segue os estudos que sugerem que as mães são mais influentes do que os pais no desempenho educacional das crianças, logo seu nível educacional deve ser considerado independente do sexo da criança (CHOUDHARY; SINGH, 2017; SCHULTZ, 2002). A segunda abordagem segue os estudos que sugerem que é a educação do pai do mesmo gênero que é mais influente para as crianças e, portanto, a escolaridade do pai deve ser usada para os filhos e a escolaridade da mãe para as filhas (AZAM; BHATT, 2015; NIKNAMI, 2016; TORCHE, 2019; FONTEP; SEN, 2020). Uma alternativa mais simples sugere incluir a educação do pai e da mãe separadamente para prever o nível educacional da criança (DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNAKOPOULOS, 2010; LATIF, 2021).

Não há consenso claro sobre qual versão da escolaridade dos pais é preferida e, segundo Torche (2019), a melhor medida depende do contexto. Se o objetivo da medida de mobilidade for produzir uma única estatística que possa ser facilmente comparada no local e no tempo, recomenda-se o uso de uma única medida de escolaridade dos pais, sem necessidade de controlar por escolaridade dos cônjuges<sup>5</sup> (TORCHE, 2019; HOLMLUND; LINDAHL; PLUG, 2011). Ainda, diversos estudos recentes que examinam a mobilidade feminina sugerem que os resultados são mais robustos quando considerada a relação de dependência entre pares do mesmo sexo, do que entre pares do sexo oposto (FESSLER; SCHNEEBAUM, 2012; SCHNEEBAUM; RUMPLMAIER; ALTZINGER, 2016; LEONE, 2021). No que tange as mães, diversos estudos identificam a mãe como principal influencia sobre educação dos filhos, mas, principalmente, sobre as meninas (DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNAKOPOULOS, 2010; CHOUDHARY; SINGH, 2017).

Como o objetivo aqui é investigar a mobilidade das mulheres, o objeto de análise é a relação mãe-filha. A escolha de examinar também a relação pai-filha é para complementar os estudos da relação pai-filho na literatura brasileira até então.

Sem a inclusão da escolaridade do parceiro, o efeito da escolaridade dos pais representa tanto a transferência direta de um determinado genitor quanto a indireta do outro genitor, devido a efeitos de acasalamento seletivo. Se o interesse é na escolaridade dos filhos, não é necessário se preocupar se os efeitos da escolaridade dos pais decorrem do acasalamento seletivo ou de outra coisa, sendo possível estimar separadamente regressões para mães e pais (HOLMLUND; LINDAHL; PLUG, 2011).

#### 3.3 DADOS

**Superior Completo** 

O vínculo das informações educacionais de mães (pais) e filhas é feito através do conjunto de dados Suplemento Mobilidade Social da Pesquisa Nacional por Amostra a Domicílio (PNAD) 2014. Este suplemento cobre 50% de todos os domicílios selecionados pela PNAD-2014 e foi realizado com os filhos maiores de 16 anos. Os entrevistados foram questionados sobre a ocupação e educação de seus pais quando eles (os filhos) tinham 15 anos de idade. Com base nesta informação retrospectiva, este artigo utiliza a variável educação para análise da mobilidade entre as gerações.

A variável educação dos pais no conjunto de dados é categórica. Para efeito da análise econométrica, é necessário que esta possua a mesma dimensão da educação dos filhos. Seguindo Ferreira e Veloso (2006) e Mahlmeister *et al.* (2019), os anos de escolaridade entre mães (pais) e filhas é compatibilizado conforme Tabela 1.

Nível de escolaridade	Anos de estudo	Variável Educação
Sem Educação Formal	0	0
Primário/Fundamental I Incompleto	1-3	2
Primário/Fundamental I Completo	4	4
Ginásio/Fundamental II Incompleto	5-7	6
Ginásio/Fundamental II Completo	8	8
2° Grau/Médio Incompleto	9-10	10
2° Grau/Médio Completo	11	11
Superior Incompleto	12-15	13

Tabela 1 – Compatibilização dos anos de estudo

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

Mais de 15

16

A amostra da PNAD para mobilidade social é composta por 31.208 mulheres e 26.688 homens na faixa etária de 16 a 118 anos, mas para o investigação empírica neste artigo ela foi limitada às descendentes com idade entre 25 e 64 anos<sup>6</sup> e seus respectivos pais. A idade mínima de 25 anos foi estabelecida porque aproximadamente 67% das jovens entre 16 e 24 anos ainda frequentavam a escola, formação Ensino Jovem e Adultos ou universidade em 2014. As descendentes com idade superior a 64 anos foram excluídas da amostra devido à relação positiva entre educação e esperança de vida. Para evitar viés de estimativa, também foram excluídos aqueles que, independente da faixa etária, estavam matriculados em alguma instituição de ensino em 2014.<sup>7</sup>

A amostra resultante é composta por 15.491 filhas, sendo 14.440 observações do vínculo mãe-filha e 11.595 observações observações do vínculo pai-filha, cuja condição no domicílio é

Definição padrão nos estudos de mobilidade intergeracional (BEHRMAN; GAVIRIA; SZÉKELY, 2001; FER-REIRA; VELOSO, 2006; MAHLMEISTER *et al.*, 2019) e também naqueles que incluem as mulheres (FESS-LER; SCHNEEBAUM, 2012).

A principal consequência de incluir indivíduos que ainda estão na escola é que isso pode enviesar as estimativas de persistência intergeracional para baixo (AZAM; BHATT, 2015; AZAM, 2016).

de pessoa de referência, cônjuge ou filha, que forneceram dados completos sobre sua própria educação e educação de pelo menos um dos pais. As mães (pais) tem a mesma ou mais escolaridade para cerca de 18,9% (20,5%) das filhas. Para 14,2% (15,4%) das filhas da amostra, as mães (pais) tem mais escolaridade do que os pais (mães). As mães tem a mesma escolaridade dos pais para 38,5% das filhas. Entre as filhas que tem pais e mães com educação semelhante, mais de 40% deles não possuem educação formal (0 anos de estudo).

A Tabela 2 apresenta as características da escolaridade das filhas em relação a escolaridade das mães, no Apêndice B é apresentado os resultados usando os anos de escolaridade paterna (Tabela B.1). 35,3% das filhas na amostra tem mães com menos de um ano de estudo, e cerca de 70% da amostra tem mães com quatro anos de estudo ou menos. O número médio de anos de estudo das filhas é positivamente correlacionado com a escolaridade materna<sup>9</sup> e o seu aumento médio é de 5,6 anos. <sup>10</sup> Filhas negras pertencem a famílias com menor nível de instrução: 64,1% das filhas dos pais sem escolaridade são negras. <sup>11</sup> 33,9% das entrevistadas cujas mães não tem escolaridade moram no Nordeste e 28,8% no Sudeste. A maior parcela de filhas cujas mães possuem 16 ou mais anos de estudos é atribuída a região Sudeste, 34,3%. Para este nível educacional a região Sul concentra 21,4% das filhas e o Nordeste, 20,6%.

A amostra também foi divida em oito coortes de cinco anos, inciando em 1950 até 1989 e em grupos sociais e geográficos. As Tabelas A.1 e A.2 no apêndice, apresentam as estatísticas descritivas para cada coorte. A média de anos de escolaridade das filhas aumentou ao longo do tempo. Por exemplo, as filhas nascidas em 1950-1954 tem em média 6,7 anos estudo, enquanto as filhas nascidas em 1985-1989 tem em média cerca de 10,9 anos. Este aumento constante foi observado entre negras e brancas e para todas as regiões geográficas analisadas. Da mesma forma, a escolaridade média de pais e mães também melhorou ao longo do tempo.

Em comparação com as mães, os pais tendem a ter escolaridade maior nas coortes de 1950 a 1974. Para as coortes a partir de 1980, a educação média das mães supera a dos pais para todos os grupos analisados. Há também uma vantagem significativa testemunhada pelas filhas brancas e filhas de pais e mães das regiões Sudeste e Sul em relação às demais regiões para todas as coortes, mas esta diminuiu ao longo do tempo. Enquanto para as filhas brancas a média dos anos de escolaridade era 1,4 vezes maior que a das filhas negras na coorte de 1950-1954, este valor passou para 1,16 vezes em 1985-1989. Esta vantagem também é observada entre os pais e mães desses grupos em relação aos demais.

A restrição da amostra ao grupo de pessoas de referência na família e cônjuges é procedimento padrão nos estudos de mobilidade educacional (FERREIRA; VELOSO, 2006).

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Este padrão de concentração da amostra nos anos iniciais de escolaridade, bem como a correlação positiva também é documentada por Mahlmeister *et al.* (2019) para PNAD-2014 e Ferreira e Veloso (2006) para PNAD-1996 no que se refere à relação pai-filho.

O número médio de anos de estudos das mães é de 3,9.

Os indivíduos reportam sua própria escolaridade e o questionário da PNAD define cinco grupos raciais: branco, amarelo, indígena, pardo e preto. Neste trabalho, seguimos Mahlmeister *et al.* (2019) e consideramos negras aqueles que se declararam pretos, pardos e indígenas, os amarelos foram inclusos no grupo denominado brancas.

Tabela 2 – Características das filhas por escolaridade das mães

			Características das Filhas				
Escolaridade das mães (anos)	Número de observações	Frequência amostral (%)	Escolaridade média (anos)	Idade média (anos)	Frequência condicional à educação das Mães		ães
				_	Negras	Nordeste	Sudeste
0	5.100	35,3	6,7	45,8	64,1%	33,9%	28,8%
1-3	2.551	17,7	9,0	42,2	51,6%	23,6%	31,3%
4	2.587	17,9	10,6	43,7	41,5%	15,3%	44,7%
5-7	883	6,1	10,9	34,9	58,3%	27,5%	28,4%
8	1.128	7,8	11,8	38,9	47,5%	23,0%	36,3%
9-10	125	0,9	12,1	35,7	57,6%	31,2%	27,2%
11	1.441	10,0	13,2	37,9	40,2%	25,9%	35,5%
12-15	63	0,4	14,5	35,7	31,7%	27%	39,7%
16	562	3,9	14,7	36,7	26,2%	20,6%	34,3%
Total	14.440	100	9,5	42,3	52,1%	26,1%	33,5%

Fonte: Construída com base na PNAD-2014. Negras incluem aquelas que se declaram pretas, pardas ou indígenas. Amarelos foram inclusas no grupo Brancas.

## 3.4 MÉTODO EMPÍRICO

Este estudo usa o coeficiente de regressão intergeracional e o coeficiente de correlação intergeracional para estimar o grau de persistência entre a educação das mães e a educação das filhas no Brasil. Para caracterizar a persistência intergeracional de educação são utilizadas matrizes de transição educacional e indicadores de mobilidade. Nesta seção, estes métodos citados são apresentados.

# 3.4.1 Regressões e Correlações Intergeracionais

Baseado na equação 3.1, o grau de persistência intergeracional de educação é mensurado pelo coeficiente de regressão intergeracional, o qual é estimado a partir da seguinte equação: 12

$$educ_{i}^{f} = \alpha + \beta educ_{i}^{m(p)} + \varepsilon_{i} \quad i = 1, 2, ...N$$
(3.2)

onde  $educ_i^f$  é o nível de escolaridade da filha i e  $educ_i^{m(p)}$  denota o nível de escolaridade da mãe ou do pai da filha i. O termo de erro  $\varepsilon_i$  captura todos os outros determinantes que afetam a escolaridade das filhas, mas não estão correlacionados com a educação das mães. Na equação 3.2 o valor de  $\beta$  corresponde ao coeficiente de regressão e sintetiza o grau de persistência entre a escolaridade das mães (pais) e das filhas. Quando maior o valor de  $\beta$  maior a persistência intergeracional da educação e menor a mobilidade educacional, mensurada como  $1 - \beta$  (BLACK; DEVEREUX, 2011).

A estimativa Mínimo Quadrados Ordinários (MQO) do coeficiente de regressão intergeracional na equação 3.2 pode ser escrito como (CHECCHI; FIORIO; LEONARDI, 2013):

$$\hat{\beta} = \frac{\sigma_{fm(p)}}{\sigma_{m(p)}^2} = \rho_{fm(p)} \frac{\sigma_f}{\sigma_{m(p)}}, \quad com \quad \sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (x_i - \mu)^2}$$
(3.3)

onde o  $\sigma_f$  e  $\sigma_{m(p)}$  correspondem ao desvio padrão da educação da filhas e da mãe (pai), respectivamente.  $\sigma_{fm(p)}$  é a covariância entre a educação das filhas e educação das mães (pais), enquanto  $\rho_{fm(p)}$  é o correlação entre a educação das mães (pais) e das filhas. Esta expressão sugere que o coeficiente de regressão intergeracional  $(\hat{\beta})$  é impactado pela variação relativa da educação entre as gerações.

Para garantir que o aumento ou diminuição de  $\hat{\beta}$  não seja apenas devido à mudanças nos termos  $\sigma_f$  e  $\sigma_{m(p)}$ , este estudo, seguindo Checchi, Fiorio e Leonardi (2013), normaliza as

O estudo de Latif (2021) estima a equação  $E_i^f = \beta + \beta_1 E_i^M + \beta_2 E_i^P + \varepsilon$ , onde  $E_i^P$  é o nível de educação do pai, as demais variáveis são como neste estudo. Ferreira e Veloso (2006) e Mahlmeister *et al.* (2019) acrescentam variáveis de controle à equação de regressão intergeracional. Segundo Emran e Shilpi (2019), muitos artigos recentes sobre mobilidade de renda não usam variável de controle, influenciados principalmente por Chetty *et al.* (2014). O mesmo está ocorrendo para a mobilidade educacional. De acordo com os autores, além de não haver conformidade sobre quais variáveis utilizar, é importante reconhecer que, quando o interesse da análise é medir a persistência intergeracional, o controle de outras covariáveis em geral fornece uma estimativa tendenciosa dos efeitos do histórico familiar, pois os controles capturam parte dos efeitos de interesse. No entanto, se o objetivo é entender os efeitos causais, variáveis de controle devem ser incluídas.

variáveis de desempenho educacional individual pelos desvios padrões correspondentes e estima a regressão 3.4 abaixo (BLACK; DEVEREUX, 2011; TORCHE, 2019; CHECCHI; FIORIO; LEONARDI, 2013):

$$\frac{educ_i^f}{\sigma_f} = \delta + \rho \frac{educ_i^{m(p)}}{\sigma_{m(p)}} + \varepsilon_i \quad \rho \in [0, 1]$$
(3.4)

onde o coeficiente  $\rho$  é definido como coeficiente de correlação intergeracional. Esse coeficiente considera a dispersão transversal da educação entre as gerações e, portanto, pode ser denominado também como uma medida padronizada de persistência (AZAM; BHATT, 2015). Quanto maior seu valor, mais forte é a correlação entre o nível de escolaridade das filhas e das mães (pais) e, portanto, maior a persistência intergeracional de educação. Ao contrário, quanto mais próximo de 0 estiver  $\rho$ , menor a persistência entre a educação das mães e a educação das filhas (BLACK; DEVEREUX, 2011; AZAM; BHATT, 2015).

É prática comum na literatura relatar ambas as medidas de persistência,  $\beta$  e  $\rho$  (SOLON, 1999). Enquanto o coeficiente de regressão, ao considerar a razão das variâncias, leva em conta uma mudança de desigualdade de resultados educacionais na geração das filhas e na geração das mães (pais), o coeficiente de correlação limpa essa medida de possível evolução da distribuição educacional, por exemplo, devido a reformas escolares que aumentam a escolaridade média da população e reduzem sua variância. Assim, as mudanças no desvios padrão relativos farão com que ambas as medidas evoluam de forma diferente ao longo do tempo (AZAM, 2016; AZAM; BHATT, 2015).

As equações 3.2 e 3.4 são estimadas para a amostra completa e para cada uma das oito coortes de nascimento de cinco anos começando em 1950 até 1989. A comparação de  $\beta$  e  $\rho$  entre coortes na amostra resulta na compreensão de como a persistência intergeracional na educação mudou ao longo do tempo. Além disso, ao estimar esses modelos para diferentes raças e regiões é possível identificar se o padrão na mobilidade intergeracional varia entre diferentes grupos sociais e geograficamente.

#### 3.4.2 Matrizes de Transição e Indicadores de Mobilidade

O outro método utilizado para analisar a mobilidade intergeracional de educação é baseado na análise das matrizes de transição educacional. Considerando mães (pais) como geração t, filhas como geração t+1 (DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNAKOPOULOS, 2010) e agrupando a variável educação em 5 categorias (estados) de acordo com a Tabela 1, cria-se a matriz de transição  $\mathbb{P}_{kxk}$ , com  $i,j\in[0,5]$ . Seja X uma variável aleatória latente, o modelo Markov Switching é dado por:

$$p_{ij} = Pr(X_{t+1} = j | X_t = i), \quad com$$
 (3.5)

Matrizes de transição são amplamente utilizadas nos estudos de mobilidade intergeracional, principalmente no que tange a variável educação e ocupação (FIELDS, 2002).

$$p(i,j) \ge 0 \quad e \tag{3.6}$$

$$\sum_{i=0}^{k-1} p_{ij} = 1 \tag{3.7}$$

Na matriz  $\mathbb{P}$ , o valor de  $p_{ij}$  representa a probabilidade do nível educacional passar do estado i na geração das mães (pais) (t) para o estado j na geração mais jovem das filhas (t+1). Além da amostra total, este estudo considera oito coortes de idade com base em 5 anos de nascimento de 1950 a 1989. Para cada uma dessas coortes, as probabilidades de transição  $p_{ij}$  são calculadas.

A partir das matrizes de transição educacionais, três indicadores de mobilidade são computados: taxa de imobilidade e mobilidade ascendente e descendente (HEINECK; RIPHAHN, 2009), índice de mobilidade Prais-Shorrocks (SHORROCKS, 1978; PRAIS, 1955; RANA-SINGHE, 2015) e indicadores de oportunidades educacionais relativas (BAUER; RIPHAHN, 2007).

O índice de imobilidade (ImR) é calculado como uma porcentagem da soma total de todas as entradas na diagonal principal da matriz  $\mathbb{P}$  e seu número de estados (S):

$$ImR = \frac{Tr(\mathbb{P})}{S} = \frac{\sum_{i=1}^{k} p_{ij}}{S} \quad \forall \quad i = j$$
 (3.8)

Mobilidade ascendente e descendente, UpM e DoM respectivamente, são descritas como a probabilidade de que o nível de educação das crianças exceda ou seja menor que o nível educacional l das mães (pais)  $^{14}$ :

$$UpM = Pr(X_t > l | X_{t+1} = l)$$
  $e$   $DoM = Pr(X_t < l | X_{t+1} = l)$  (3.9)

O indicador Prais – Shorrocks estima a probabilidade de uma filha permanecer no mesma categoria educacional que sua mãe (pai). É calculado com base no traço  $(Tr(\mathbb{P}))$  e no número de estados S (categorias educacionais) da matriz de transição:

$$M_{PS}(\mathbb{P}) = \frac{S - Tr(\mathbb{P})}{S - 1} \quad M_{PS} \in [0, 1]$$
 (3.10)

O  $M_{PS}(\mathbb{P})$  fornece uma medida da distância normalizada entre a matriz de identidade e a matriz independente. Ele varia de 0 a 1, com valores próximos a 1 indicando um nível mais alto de mobilidade educacional intergeracional.<sup>15</sup>

Mobilidade descendente (ascendente) é derivada dos valores dos elementos abaixo (acima) da diagonal principal da matriz quadrada  $\mathbb{P}$  (LEONE, 2021).

 $M_{PS}(\mathbb{P})=1$  significa que a probabilidade das crianças acabarem no nível educacional jj é independente do nível educacional dos pais ii (total igualdade de oportunidades). Em contraste,  $M_{PS}(\mathbb{P})=0$  corresponde à matriz identidade na qual todos os elementos da diagonal principal são 1 e todos os elementos restantes são 0, indicando uma sociedade perfeitamente imóvel (LEONE, 2021).

O indicador de Oportunidades Educacionais Relativas é usado para examinar se a probabilidade de alcançar um alto resultado educacional é idêntica para filhas de mães (pais) com alta e baixa escolaridade (HEINECK; RIPHAHN, 2009). Ele é expresso como a razão de duas probabilidades condicionais. Este estudo calcula este indicador para duas categorias de educação diferentes: Alta Escolaridade (16 anos ou mais de estudos, equivalendo a graduação completa, mestrado e doutorado) e Escolaridade Média (11 anos de estudo, referente ao ensino médio completo). Esses indicadores são expressos como segue:

$$R_{AE} = \frac{prob(filha^{AE}|mae^{AE})}{prob(filha^{AE}|mae^{BE})}$$
(3.11)

onde  $R_{AE}$  é a probabilidade da filha completar Alta Escolaridade (AE) dado que sua mãe (pai) completou AE em relação à probabilidade da filha completar AE dado que sua mãe (pai) completou a Baixa Escolaridade (BE), isto é, ensino fundamental incompleto.

$$R_{EM} = \frac{prob(filha^{EM}|mae^{EM})}{prob(filha^{EM}|mae^{BE})}$$
(3.12)

Analogamente, esta equação se refere à probabilidade da filha completar a Escolaridade Média (ME) condicional à escolaridade da mãe (pai).

# 4 DESCRIÇÃO DOS RESULTADOS

Esta seção apresenta o panorama da mobilidade de educação para a amostra total, grupos sociais, regiões e posteriormente para as coortes de nascimento selecionadas.

# 4.1 MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO

As equações 3.2 e 3.4 são estimada por mínimos quadrados ordinários para a amostra completa. Nas regressões estimadas são incluídos os seguintes controles: idade, idade da filha ao quadrado e variáveis *dummies* para negras e regiões. A Tabela 3 apresenta os resultados para os vínculos mãe-filha e pai-filha.

Os coeficientes estimados e apresentados na Tabela 3 sugerem que o grau de persistência educacional (coeficiente  $\beta$ ) no Brasil é de 0,46. Para o vínculo pai-filha, a persistência é 0,45. Se considerado as evidências disponíveis para outros países, o valor de persistência obtido caracteriza uma considerável mobilidade educacional entre mãe e filha no Brasil. Conforme mostram os estudos de Van Der Weide *et al.* (2021), a média do coeficiente de regressão para os países das regiões América Latina, Oriente Médio e Norte da África (MENA), África Subsariana e Sul da Ásia varia de 0,60 a 0,85. O coeficiente brasileiro estimado apresenta piores resultados apenas em relação à média dos países de Renda Alta (0,36), Europa e Ásia Central (0,38) e do Leste Asiático e Pacífico (0,46).

A estimação usual das regressões intergeracionais na literatura geralmente inclui somente a idade e idade do filho ao quadrado como controles (BLACK; DEVEREUX, 2011). Conforme sugere a Tabela 3, controlando somente pela idade e a idade da filha ao quadrado,  $\beta$  sobe para 0,50. Uma forma mais recente de mensurar mobilidade educacional é inspirada nas especificações das regressões intergeracionais de renda (CHETTY *et al.*, 2014; EMRAN; SHILPI, 2019). Nessa configuração, nenhum controle é inserido. A regressão (a) na Tabela 3 apresenta esses resultados. Na regressão simples,  $\beta$  sobe para 0,54 no vínculo mãe-filha e 0,53 para pai-filha. Essa especificação também permite documentar a força da associação da educação de pais e filhos quanto ao vínculo de pares do mesmo sexo ou de sexo cruzado. Nesse sentido, também foram estimadas regressões e correlações para os vínculos mãe-filho e pai-filho. Os níveis de persistência padronizados na Tabela A.3 do apêndice, confirmam para o Brasil os resultados de estudos anteriores da literatura. No país, há uma correlação intergeracional de educação mais forte entre a relação pais-filhos e mães-filhas do que entre pares cruzados pais-filhas e mães-filhos. Baseado nesse resultado, como o interesse desse estudo é analisar a persistência educacional das

É importante ter em mente que, quanto menor o coeficiente de persistência,  $\beta$ , maior é o grau de mobilidade educacional, definida como  $1 - \beta$ .

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Para o Brasil, a persistência intergeracional média mensurada por β encontrada por Van Der Weide *et al.* (2021) é 0,55. Os autores também baseiam suas estimativas na PNAD-2014. No entanto, não utilizam controles ao regredir educação de mães e filhas. Nesse sentido, o valor obtido se aproxima do β encontrado na regressão (a) da Tabela 3. Leone (2021) utiliza os mesmos dados, não inclui controles, mas considera as filhas de 25 a 74 anos de idade e encontra grau de persistência 0,611 entre educação de mães e educação de filhas no país.

filhas, o restante da análise desse artigo se atém ao vínculo mãe-filha. Os resultados referentes ao vínculo pai-filha estão no apêndice B.

Tabela 3 – Persistência e Correlação Intergeracional de Educação

Variável Dependente: Escolaridade das Filhas				
Escolaridade das I mias	(a)	(b)	(c)	(d)
Mãe-Filha				
Escolaridade da Mãe $(\hat{\pmb{\beta}})$	0,54***	0,50***	0,47***	0,46***
Escolaridade da Mãe $(\hat{ ho})$	(0.008) 0.48*** (0.009)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
R-quadrado	0,251	0,279	0,295	0,298
Pai-Filha				
Escolaridade do Pai $(\hat{\rho})$	0,53***	$0,49^{***}$	0,46***	0.45***
	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
Escolaridade do Pai $(\hat{\rho})$	0.47***			
	(0.009)			
R-quadrado	0,243	0,283	0,297	0,299

Fonte: Regressões e correlações estimadas com base na PNAD 2014.

Nota: O número de observações é 14.440 para o vínculo mãe-filha e 11.595 para o vínculo pai-filha. As equações 3.2 e 3.4 são estimadas por MQO para cada vínculo separadamente. Significância: \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \* \* \*p < 0.001. Erros-padrão robustos entre parênteses. Seguindo literatura de MI recente (CHETTY *et al.*, 2014; EMRAN; SHILPI, 2019; TORCHE, 2019), a regressão (a) não contém controles. A regressão (b) inclui a idade do filho e a idade do filho ao quadrado (BLACK; DEVEREUX, 2011). A (c) inclui, além dos controles anteriores, *dummy* para raça negra. (d) contém, além desses controles citados, *dummies* de regiões, seguindo Ferreira e Veloso (2003) e Mahlmeister *et al.* (2019). Valores menores representam maior mobilidade.

A coluna (a) na Tabela 3 também trás a persistência intergeracional mensurada pelo coeficiente de correlação estimado ( $\rho$ ). Segundo Torche (2019), essa medida é necessária pois fornece informação complementar a  $\beta$ . Enquanto o coeficiente de regressão capta o desenvolvimento geralmente positivo em anos médios de educação em uma sociedade, o coeficiente de correlação se refere exclusivamente à dependência do desempenho educacional dos filhos em relação à educação de seus pais, uma vez que identifica a influência das mudanças na dispersão da educação entre as gerações (AZAM; BHATT, 2015). A despeito do coeficiente de persistência  $\beta$  mostrar relativa mobilidade em relação a outras nações, para amostra total do vínculo mãe-filha,  $\rho$  é 0,48. Mensurada por esse valor, a persistência educacional entre mães e filhas no Brasil é significativa quando comparada a outros países. Segundo os resultados de Van Der Weide *et al.* (2021), esse nível de persistência padronizada é inferior somente a média da América Latina (0.54).

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> A discrepância de resultados entre β e ρ estimados é comum na literatura de mobilidade e já foi encontrada anteriormente por (HERTZ *et al.*, 2008) para o Brasil e nos estudos mais recentes de Van Der Weide *et al.* (2021). Conforme será visto na subseção 4.3, essa diferença está relacionada à dispersão educacional entre mães e filhas que afeta de forma diferenciada a aplicação de cada método.

Van Der Weide *et al.* (2021) documenta  $\rho$  médio igual a 0,34 para países do Leste Asiático e Pacífico, 0,32 para África Subsaariana, 0,45 para África do Sul, 0,28 no MENA, 0,40 para países de renda alta, 0,41 Europa e Ásia Central e 0,46 para Brasil. Leone (2021) encontra  $\rho = 0,56$  para o país.

Para caracterizar o padrão da mobilidade observada entre mães e filhas na distribuição educacional a partir dos dados da amostra selecionada, calcula-se uma matriz de transição markoviana. Essas matrizes fornecem uma descrição de mobilidade para diferentes níveis da educação das mães. Para essa análise, os anos de estudos de mães e filhas documentados na Tabela 1 foram agrupados em categorias educacionais, nomeadamente: Sem Escolaridade, Baixa Escolaridade, Escolaridade Básica, Escolaridade Média e Alta Escolaridade. A Tabela 4 apresenta a fração de filhas em cada categoria educacional dada a categoria de educação da mãe.

Tabela 4 – Matriz de Transição Educacional: Brasil 2014

	Escolaridade da Filha					
	Sem Esc.	Baixa Esc.	Esc. Básica	Esc. Média	Alta Esc.	
Escolaridade da Mãe						
Sem Escolaridade	0.140	0.416	0.154	0.227	0.063	
Baixa Escolaridade	0.028	0.219	0.163	0.408	0.182	
Escolaridade Básica	0.013	0.081	0.103	0.502	0.301	
Escolaridade Média	0.013	0.041	0.053	0.368	0.525	
Alta escolaridade	0.007	0.020	0.021	0.196	0.756	

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

Nota: Sem Esc.: 0 anos de estudos; Baixa Esc.: 1 a 7 anos de estudos; Esc. Básica: 8 a 10 anos de estudos (pelo menos ensino fundamental completo, mas não concluiu o ensino médio); Esc. Média: 11 a 14 anos de estudos (pelo menos o ensino médio completo, mas não concluiu a graduação); Alta Esc.: Mais de 15 anos de estudos (pelo menos a graduação completa). A categoria educacional da filha que contém sua mediana educacional condicional à categoria educacional das mães está em cinza.

De acordo com a Tabela 4, filhas de mães com pelo menos ensino superior completo tem 75,6% de chance de obter um diploma universitário. A mesma chance para filhas de mães com um a sete anos de estudo cai para 18,2%. Essas perspectivas são ainda piores para filhas de mães sem escolaridade. Somente 6,3% ascendem do quintil inferior ao quintil superior dos níveis educativos familiares, enquanto 14% permanecem na mesma categoria de educação da mãe.

A Tabela 4 também mostra que as filhas de mães com zero anos de estudos tem maior probabilidade de permanecer nos extratos inferiores da distribuição educacional do que migrar para os extratos mais altos. Por exemplo, as chances das filhas de mães com zero anos de estudo de alcançarem baixa escolaridade, isto é, ensino fundamental incompleto, é 41,6% em comparação a 22,7% de chances de possuir pelo menos o ensino médio completo. Para filhas de mães com baixa e básica escolaridade, a probabilidade de alcançarem pelos menos o ensino médio é 40,8 e 50,2%, respectivamente. Já a concentração de filhas cujas mães têm pelo menos o ensino médio completo está na alta escolaridade, isto é, as chances da filha de uma mãe que possuí de 11 a 14 anos de estudo obter pelo menos graduação completa é 52,5%.

Essa aglomeração de filhas cujas mães possuem básica e média escolaridade no ensino médio, quanto a concentração de filhas cujas mães tem escolaridade média e alta na categoria alta escolaridade é observada também pela mediana de educação da filha condicional à educação da mãe, na Tabela A.4 no apêndice. Esta tabela apresenta a matriz de transição ampliada para os anos de estudo documentados na Tabela 1. Conforme delimitado pelas medianas, parece ser mais difícil ter ensino ensino médio para filhas de mães com 0 a 2 anos de estudo, cuja mediana

das filhas é 6 e 10 anos de estudo, respectivamente. Para filhas de mães com 4 a 10 anos de estudo parece ser mais difícil acessar o ensino superior, a medida educacional das filhas para essas escolaridades é 11 anos de estudo. No entanto, para filhas de mães com 11 a 16 anos de estudo, a mediana é 16 anos de estudo. Esses resultados mostram diminuição de persistência para os extratos inferiores da distribuição educacional, o que caracteriza mobilidade das filhas, contudo sugerem uma barreira de acesso à sua possibilidade de educação superior. Para os extratos superiores da distribuição, sugerem concentração significativa no topo.

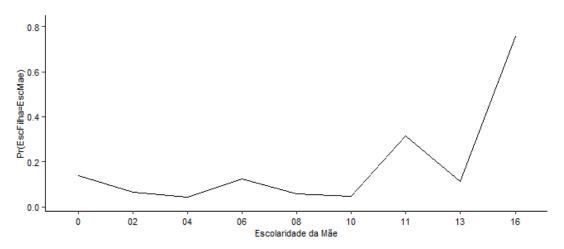


Figura 1 – Probabilidade de Coincidência da Educação de Mães e Filhas

Fonte: Elaborado com base na PNAD-2014.

Nota: O gráfico mostra a probabilidade da filha ter o mesmo nível educacional das mães, baseado nas matrizes de transição educacional estimadas.

Esse padrão de persistência também pode ser observado através da Figura 1. Esta mostra a probabilidade da filha permanecer exatamente no mesmo nível educacional da mãe. É possível observar a menor persistência para filhas de pais com dois a dez e treze anos de estudos. No entanto, existem na figura 1 três máximos locais. Para mães com zero anos de escolaridade, essa probabilidade é de 14,5%, para mães com 11 anos de estudo, 31,5% e para mães com 16 anos de escolaridade, probabilidade da filha permanecer nesse nível educacional é 75,6%, sendo este um máximo global.

# 4.2 COMPORTAMENTO DA MOBILIDADE EM DIFERENTES SUBPOPULAÇÕES

A Tabela 5 mostra os coeficientes de regressão e correlação estimados para cada grupo analisado. De acordo com Painel C, o qual acrescenta controles de idade, idade ao quadrado das filhas e *dummmies* de regiões e raça, o grau de persistência intergeracional é próximo para as regiões Sudeste (0,479), Sul (0,470) e Nordeste (0,483), enquanto é relativamente distante para negras (0,456) e brancas (0,479). Quando não são acrescentados controles, Painel A, a discrepância torna-se praticamente inexistente.

A Tabela 5 também apresenta os coeficientes de correlação estimados. Estes seguem padrão parecido com  $\beta$  entre os grupos, mas sugerindo menor persistência educacional entre

mães e filhas em todas as regiões e raça. É interessante destacar que a persistência educacional é estimada para cada grupo a partir de uma subamostra de observações pertencentes a esse grupo. Isso é útil apenas para descrever a extensão da persistência dentro de um grupo, uma vez que fornece uma estimativa da taxa de regressão à média para o grupo específico e não para a distribuição educacional geral (HERTZ *et al.*, 2008; AZAM, 2016).

Tabela 5 - Persistência e Correlação Intergeracional de Educação em Diferentes Subpopulações

Variável Dependente: Escolaridade das Filhas						
	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Negras	Brancas
Painel A						
Escolaridade da Mãe $(\hat{\beta})$	0,549	0,548	0,553	0,528	0,527	0,523
	(0,015)	(0,012)	(0.019)	(0,023)	(0,012)	(0,010)
Escolaridade da Mãe $(\hat{\rho})$	0,48	0,52	0,49	0,52	0,45	0,51
$R^2$	0,241	0,272	0,244	0,267	0,201	0,270
Obs.	3.772	4.844	2.613	1.501	7.527	6.913
Painel B						
Escolaridade da Mãe $(\hat{\beta})$	0,500	0,509	0,492	0,473	0,459	0,483
•	(0,016)	(0,013)	(0.019)	(0,023)	(0,012)	(0,011)
Escolaridade da Mãe ( $\hat{\rho}$ )	0,49	0,52	0,49	0,52	0,45	0,51
$R^2$	0,269	0,299	0,285	0,306	0,249	0,294
Obs.	3.772	4.844	2.613	1.501	7.527	6.913
Painel C						
Escolaridade da Mãe $(\hat{\beta})$	0,483	0,479	0,470	0,451	0,456	0,479
<b>V</b> /	(0,016)	(0,013)	(0.019)	(0,023)	(0,012)	(0,011)
Escolaridade da Mãe ( $\hat{\rho}$ )	0,49	0,52	0,49	0,52	0,45	0,51
$R^2$	0,277	0,314	0,299	0,317	0,253	0,297
Obs.	3.772	4.844	2.613	1.501	7.527	6.913

Fonte: Regressões e correlações estimadas com base na PNAD 2014.

Nota: As equações 3.2 e 3.4 são estimadas por MQO para cada subpopulação separadamente. A variável dependente é a escolaridade das filhas. O nível de significância é \* \* \*p < 0.001. Erros-padrão robustos entre parênteses. Seguindo literatura de MI renda recente (CHETTY *et al.*, 2014; EMRAN; SHILPI, 2019; TORCHE, 2019), o **Painel A** não inclui controles. O **Painel B** contém as variáveis idade do filho e idade do filho ao quadrado como controles (BLACK; DEVEREUX, 2011). O **Painel C**, além de controlar pelas variáveis citadas, inclui *dummy* de raça negra para as regiões e *dummy* de regiões para os grupos Brancas e Negras, seguindo Ferreira e Veloso (2003) e Mahlmeister *et al.* (2019).

A Tabela 6 apresenta as matrizes de transição educacional para cada região. A probabilidade de uma filha que reportou ser negra, parda ou indígena herdar a escolaridade da mãe, quando sua mãe possui zero anos de estudos é 16%. Para as filhas brancas e amarelas essa probabilidade é de 10,5%. Na região Nordeste, 19,5% das filhas de mães sem escolaridade também tinham zero anos de estudos em 2014, enquanto nas regiões Sudeste e Sul essa probabilidade é de 9,8% e 9,1%. Esses resultados sugerem que há persistência de baixa escolaridade maior para filhas negras e da região Nordeste em relação às demais subpopulações. Por outro lado, no extremo superior da distribuição educacional analisada, a persistência de Alta Escolaridade é mais elevada para brancas e para regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Em particular, a probabilidade de uma filha cuja mãe possui ensino superior completar seus estudos universitários é de 80,7% para

brancas e 79,8% para a região Sudeste, enquanto é de 61,2% para negras e 68,1% para região Nordeste. O balanceamento dessa discrepância explica os coeficientes de persistência média serem próximos entre si para brancas e negras, e entre as regiões.

Tabela 6 – Matriz de Transição Educacional por Subpopulações

		Es	colaridade da F	ilha	
	Sem Esc.	Baixa Esc.	Esc. Básica	Esc. Média	Alta Esc.
Negras: mãe					
Sem Escolaridade	0.160	0.416	0.156	0.216	0.052
Baixa Escolaridade	0.035	0.234	0.169	0.423	0.140
Escolaridade Básica	0.015	0.107	0.128	0.531	0.219
Escolaridade Média	0.017	0.063	0.073	0.468	0.378
Alta Escolaridade	0.007	0.054	0.034	0.293	0.612
Brancas: mãe					
Sem Escolaridade	0.106	0.417	0.149	0.245	0.082
Baixa Escolaridade	0.021	0.205	0.159	0.394	0.221
Escolaridade Básica	0.011	0.057	0.079	0.474	0.378
Escolaridade Média	0.011	0.025	0.040	0.302	0.622
Alta Escolaridade	0.007	0.007	0.017	0.161	0.807
Região Nordeste: mãe					
Sem Escolaridade	0.195	0.398	0.140	0.213	0.055
Baixa Escolaridade	0.033	0.212	0.156	0.438	0.160
Escolaridade Básica	0.023	0.097	0.087	0.544	0.248
Escolaridade Média	0.018	0.056	0.064	0.472	0.390
Alta Escolaridade	0	0.034	0.026	0.259	0.681
Região Sudeste					
Sem Escolaridade	0.098	0.436	0.171	0.230	0.064
Baixa Escolaridade	0.022	0.214	0.166	0.409	0.190
Escolaridade Básica	0.007	0.074	0.088	0.540	0.291
Escolaridade Média	0.009	0.024	0.035	0.332	0.599
Alta Escolaridade	0.005	0.005	0.005	0.187	0.798
Região Sul: mãe					
Sem Escolaridade	0.091	0.471	0.190	0.196	0.052
Baixa Escolaridade	0.032	0.245	0.165	0.374	0.183
Escolaridade Básica	0.009	0.062	0.124	0.422	0.382
Escolaridade Média	0.013	0.030	0.064	0.333	0.560
Alta Escolaridade	0.017	0.017	0.033	0.125	0.808
Região Centro-Oeste: mãe					
Sem Escolaridade	0.125	0.418	0.143	0.230	0.085
Baixa Escolaridade	0.020	0.183	0.187	0.377	0.234
Escolaridade Básica	0.015	0.061	0.136	0.402	0.386
Escolaridade Média	0.011	0.045	0.045	0.279	0.620
Alta Escolaridade	0.012	0.024	0.024	0.129	0.812

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

**Nota**: Sem Esc.: 0 anos de estudos; Baixa Esc.: 1 a 7 anos de estudos; Esc. Básica: 8 a 10 anos de estudos (pelo menos ensino fundamental completo, mas não concluiu o ensino médio); Esc. Média: 11 a 14 anos de estudos (pelo menos o ensino médio completo, mas não concluiu a graduação); Alta Esc.: Mais de 15 anos de estudos (pelo menos a graduação completa).

A Tabela 6 também sugere que há uma aglomeração de filhas com ensino médio para

os grupos negras e região Nordeste que é menos acentuado na região Sudeste e entre brancas. Por exemplo, com exceção das filhas negras de mães sem escolaridade que concentram sua educação em 1 a 7 anos de estudos (41,6%) e das de mães de alta escolaridade que alcançam pelo menos o ensino superior completo (61,2%), para os demais níveis educacionais das mães, negras alcançam mobilidade em relação à educação materna atingindo pelo menos o ensino médio completo. No entanto, alcançar mais que 11 anos de estudos vindo de mães com baixa escolaridade, escolaridade básica e média, parece ser mais difícil. Mesmo para filhas de mães com ensino médio completo, alcançar o ensino superior é menos provável para negras (37,8%) do que para brancas com mães na mesma condição educacional (62,2%). O mesmo é observado para a região Nordeste. Vindo de mães com pelo menos ensino médio completo, a probabilidade de obter o diploma universitário é maior se a filha for moradora da região Sudeste (59,9%), Sul (56%) e Centro-Oeste (62%) do que se for moradora da região Nordeste, cuja as chances de se graduar em curso superior sendo filha de mãe com ensino médio completo é 39%.

A Figura 2 reforça essas considerações. Os gráficos reportam a probabilidade de que a filha tenha o mesmo nível educacional da mãe para grupos selecionados, baseado nas matrizes de transição. De modo geral, a probabilidade de filha branca ter a mesma educação que a mãe é inferior a da negra para todas as categorias educacionais, exceto para Alta Escolaridade. A diferença é particularmente pronunciada na categoria Escolaridade Média e no topo (Alta Escolaridade). A comparação entre a persistência intergeracional no Nordeste e Sudeste revela que a grande diferença entre essas regiões está na persistência educacional no grupo de filhas de mães Sem Escolaridade. No Sudeste a probabilidade da filha ter a mesma educação que a mãe com zero anos de estudo é 9,8%, já para o Nordeste, esta probabilidade de coincidência é 19,5%.

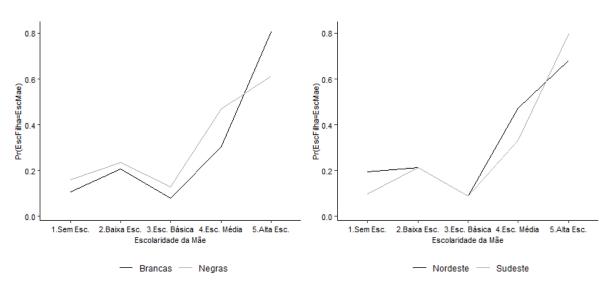


Figura 2 - Probabilidade de Coincidência da Educação de Mães e Filhas por grupos Selecionados

Fonte: Elaborado com base na PNAD-2014.

**Nota**: Os gráficos relatam a probabilidade da filha ter a mesma categoria educacional da mãe, por subpopulações selecionadas, baseada nas matrizes de transição da Tabela 6.

Em termos de direção de mobilidade, as Tabelas 7 e 8 complementam e reforçam os resultados documentados até aqui. O índice Prais-Shorrocks mensura a probabilidade de uma filha permanecer na mesma categoria educacional de sua mãe. Se este índice atingir valor 1, significa mobilidade completa, enquanto um valor 0 implica imobilidade perfeita. Negras apresentam menor mobilidade que brancas. O Nordeste apresenta a menor mobilidade entre as regiões, enquanto a região Sudeste apresenta os melhores resultados.

O Índice de mobilidade ascendente revela a probabilidade das filhas obterem níveis educacionais altos quando suas mães tiveram níveis educacionais mais baixos. O índice de mobilidade descendente por sua vez, denota a probabilidade do nível educacional das filhas permanecer inferior ao das mães, enquanto o índice de imobilidade revela a proporção de filhas que possuem alta associação com educação materna. Pela Tabela 7 fica evidente que a escolaridade das filhas negras e da região Nordeste está mais associada à escolaridade das mães. Os índices de imobilidade e mobilidade descendente são maiores para esses grupos, enquanto o índice de mobilidade ascendente é menor.

Tabela 7 – Índices de Mobilidade por Subpopulação

	Prais-Shorrocks	Imobilidade	Mob. Descendente	Mob. Ascendente
Brasil	0.853	0.317	0.047	0.294
Negras	0.849	0.321	0.069	0.269
Brancas	0.875	0.299	0.036	0.314
Nordeste	0.838	0.329	0.061	0.274
Sudeste	0.867	0.306	0.037	0.309
Sul	0.849	0.320	0.040	0.299
Centro-Oeste	0.866	0.301	0.038	0.308

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014. Estimações baseadas nas matrizes de transição usando a escolaridade das filhas e de seus pais.A descrição do cálculo e interpretação dos índices estão na subseção 3.4.

Tabela 8 – Índice de Oportunidade Educacional Relativa por Subpopulação

	$\left[rac{Pr(filha^{AE} mae^{AE})}{Pr(filha^{AE} mae^{BE})} ight]$	$\left[\frac{Pr(filha^{EM} mae^{EM})}{Pr(filha^{EM} mae^{BE})}\right]$
Brasil	4.154	2.023
Negras	4.380	3.351
Brancas	3.645	1.364
Nordeste	4.247	2.942
Sudeste	4.209	1.752
Sul	4.411	1.819
Centro-Oeste	3.474	1.195

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014. Alta escolaridade (AE); Baixa Escolaridade (BE); Escolaridade Média (EM).

A persistência educacional sugerida pela análise das matrizes de transição é reforçada pelo índice de oportunidade educacional relativa da Tabela 8. Esse índice busca mostrar quão igualmente distribuídas são as perspectivas educacionais entre filhas de mães com diferentes formações educacionais (BAUER; RIPHAHN, 2007). Pela Tabela 8 são observadas desigualdades significativas nas oportunidades educacionais entre as subpopulações analisadas. Por exemplo,

uma filha negra cuja mãe possui educação superior tem cerca de 4,4 vezes mais probabilidade de obter um diploma universitário do que uma filha negra cuja mãe tem ensino fundamental incompleto. Filhas negras cujas mães têm pelo menos o ensino médio completo têm 3,3 vezes mais probabilidade de alcançar esta categoria educacional em relação à filhas negras de mães que possuem de um a sete anos de estudo.

Para filhas brancas, essas desigualdade são menores, indicando menor dependência educacional neste grupo, especialmente para a categoria educacional Escolaridade Média, onde este índice atinge valor um pouco maior que um. A comparação entre esses dois grupos sugere que as oportunidades relativas são um pouco maiores para brancas do que para negras na extremidade superior da distribuição educacional. No que tange alcançar pelo menos o ensino médio, são consideravelmente maiores para brancas. Quanto às regiões, não há diferenças significativas entre Nordeste, Sudeste e Sul para o topo da distribuição (Alta Escolaridade), para os quais as desigualdades de oportunidade relativa são expressivas. No entanto, para a Escolaridade Média, com exceção da região Nordeste, os índices não são superiores a 1,8, sugerindo maior igualdade de oportunidade educacional para esses grupos no alcance de pelo menos 11 anos de estudo para filhas.

#### 4.3 EVOLUÇÃO DA MOBILIDADE: ANÁLISE DE COORTE

A Figura 3 apresenta a evolução da mobilidade intergeracional no Brasil e nas diferentes subpopulações a partir do comportamento dos coeficientes de regressão e correlação intergeracionais estimados para cada uma das oito coortes de cinco anos.<sup>6</sup>

Tanto para a amostra total, gráfico (a) da Figura 3, quanto para subpopulações selecionadas, demais gráficos, parece haver declínio expressivo no grau de persistência entre a educação das mães e a educação das filhas. A nível do país, o coeficiente  $\beta$  caiu de 0,78 na coorte de 1950-54 para 0,35 na coorte mais recente de 1985-1989. Na desagregação por raça e regiões,  $\beta$  apresenta tendência negativa semelhante. Para filhas negras, por exemplo, esse coeficiente sai de 0,85 para 0,34 nesse mesmo período, enquanto para a região Nordeste cai de 0,81 para 0,38. Essas evidências sugerem que i) quanto mais jovem for a filha, menor a associação entre sua escolaridade e a escolaridade da mãe, e ii) houve um aumento da mobilidade educacional entre mães e filhas no Brasil nos últimos 40 anos.

No entanto, ao utilizar o coeficiente de correlação intergeracional padronizada como medida de persistência ( $\rho$ ), não há tendência discernível da mobilidade ao longo do tempo. De acordo com a Figura 3, o coeficiente de correlação diminui inicialmente, atingindo seu nível mais baixo na geração nascida entre 1965 e 1969, e aumenta para as gerações nascidas após

Segundo Bauer e Riphahn (2007), quanto mais próxima a razão estiver de 1, menor será a dependência da escolaridade das filhas em relação à escolaridade materna.

Para a análise por coorte, não são acrescentados controles na estimação das equações 3.2 e 3.4, para garantia de comparação sumária(AZAM, 2016; AZAM; BHATT, 2015; LEONE, 2021; VAN DER WEIDE et al., 2021).

O estudo de Leone (2021) encontra 0,75 e 0,34 para as mesmas coortes. Enquanto Van Der Weide *et al.* (2021) 0,70 e 0,33 para coortes de nascimento de dez anos 1950 e 1980, respectivamente.

1969 (ainda que não ultrapassa os valores estimados de persistência na coorte de 1950-1954, com exceção da coorte de 1985-89 da região Nordeste). Essa variação relativamente baixa em  $\rho$  sugere que a escolaridade das filhas continua significativamente dependente da escolaridade das mães ao longo do tempo no país, contrastando com as evidências de  $\beta$ .8

Para explicar a discordância entre os coeficientes, calcula-se a tendência na escolaridade média e nos desvios-padrão do desempenho educacional de mãe e filha, conforme sugerido por Hertz *et al.* (2008). Pelas Tabelas A.1 e A.2, observa-se que há um aumento no nível médio de escolaridade para ambas as gerações nas subpopulações analisadas. Entretanto, a variância da escolaridade da filha diminui a partir da coorte de 1970-1974, enquanto a da escolaridade da mãe aumenta a partir desse período e apresenta maior dispersão que a das filhas para as coortes mais jovens. Enquanto a variância educacional na geração das mães é menor do que na das filhas, a razão entre os seus desvios-padrão é menor que um, consequentemente, o valor do coeficiente de regressão é maior que o coeficiente de correlação. Ao avançar na direção dos indivíduos mais jovens, a razão é linearmente mais próxima de um, uma vez que a variação na educação materna é maior que na das filhas, e, a partir de certo ponto, passa a ser maior que um, resultando na persistência padronizada que excede o grau de persistência.

No que tange a diferença entre subpopulações, houve um aumento na média de anos de escolaridade para ambas as gerações. No entanto, em termos de desvio padrão da escolaridade observa-se alguns padrões interessantes. Para os grupos negras e Nordeste, o declínio do desvio padrão das filhas é menos atenuado do que nos demais grupos entre as coortes. Em segundo lugar, em termos de desvio padrão da escolaridade materna, a região Nordeste apresenta aumento acentuado a partir da coorte de 1975-1979, enquanto os demais grupos apresentam aumento secular. Isto implica na menor mobilidade ou tendência positiva do coeficiente de correlação apresentado no gráfico (d) da Figura 1, em relação aos demais grupos.

Apesar desses padrões explicarem porque a tendência temporal na persistência  $\beta$  é menor que a tendência em  $\rho$ , eles não explicam o sinal das tendências subjacentes a essas duas medidas. A tendência negativa em  $\beta$  implica que os aumentos no nível educacional médio são impulsionados principalmente por aumento de escolaridade entre filhas de mães menos instruídas. A tendência em  $\rho$  é mais difícil de explicar. Segundo Leone (2021), a universalização do ensino básico para as gerações mais recentes no país teve impacto significativo para filhos de pais com baixa escolaridade. Isto é, o aumento da escolaridade dos alunos com maior chance de abandono gerou uma forte redução do coeficiente de regressão, uma vez que a maioria dos descendentes atingiu um nível de escolaridade superior ao dos pais e mães. No entanto, o nível de mobilidade educacional é muito menor quando é excluída da investigação os efeitos desse aumento médio do nível educacional. Portanto, a variação relativamente baixa do coeficiente de correlação ao longo do tempo sugere que há considerável persistência educacional entre mães e filhas no país.

Estes resultados são consistentes com pesquisas anteriores de MI. Hertz *et al.* (2008) mensurou o nível de mobilidade intergeracional pelos coeficientes de correlação e regressão para 43 países e encontrou tendência de redução no grau de persistência ao longo do tempo, mas não confirma qualquer tendência para a persistência padronizada.

0.8 0.8 Coefficientes Coefficientes 0.6 0.5 0.4 0.4 1950-54 1955-59 1960-64 1965-69 1970-74 1975-79 1980-84 1985-89 1950-54 1955-59 1960-64 1965-69 1970-74 1975-79 1980-84 1985-89 Coorte de nascimento Coorte de nascimento ···· Coef. Regressão Coef. Correlação ···· Coef. Regressão Coef. Correlação (a) Brasil (b) Negras 0.9 1.1 -0.8 0.9 Coefficientes 0.6 0.5 Coefficientes 0.7 0.5 1950-54 1955-59 1960-64 1965-69 1970-74 1975-79 1980-84 1985-89 1950-54 1955-59 1960-64 1965-69 1970-74 1975-79 1980-84 1985-89 Coorte de nascimento Coorte de nascimento Coef. Correlação ···· Coef. Regressão — Coef. Correlação ···· Coef. Regressão (d) Região Nordeste (c) Brancas 0.9 0.9 Coefficientes 0.6 0.5 Coefficientes 0.6:00 0.5:00 0. 0.4 0.4 1950-54 1955-59 1960-64 1965-69 1970-74 1975-79 1980-84 1985-89 1950-54 1955-59 1960-64 1965-69 1970-74 1975-79 1980-84 1985-89 Coorte de nascimento Coorte de nascimento ···· Coef. Regressão ···· Coef. Regressão Coef. Correlação Coef. Correlação (e) Região Sudeste (f) Região Sul Coefficientes 9.0 0.4 1950-54 1955-59 1960-64 1965-69 1970-74 1975-79 1980-84 1985-89 Coorte de nascimento ···· Coef. Regressão - Coef. Correlação (g) Região Centro-Oeste

Figura 3 – Persistência e Correlação Intergeracional de Educação por Coorte de Nascimento das Filhas

Fonte: Elaborado com dados da PNAD-2014. Coef. de Correlação  $(\hat{\rho})$  e Coef. de Regressão  $(\hat{\beta})$  são obtidos pelas equações 3.4 e 3.1. Análise do vínculo mãe-filha.

É possível que os resultados das regressões possam mascarar os padrões no nível desagregado. Por exemplo, é desejável que filhas de mãe menos escolarizadas sejam capazes de atingir maior escolaridade. Ao mesmo tempo, não é desejável que haja uma regressão significativa da escolaridade com as filhas alcançando um nível de escolaridade inferior ao das mães. Para esclarecer essas questões, a extensão da mobilidade condicionada à localização da mãe ao longo da distribuição educacional é investigada a partir de matrizes de transição. A Tabela 9 revela como os pares mãe-filha estão se movendo na distribuição educacional no ao longo do tempo.

Três considerações advém da análise da Tabela 9. A primeira é que a persistência intergeracional caiu nas coortes de nascimento, principalmente na base da distribuição educacional. Por exemplo, para mães Sem Escolaridade, a porcentagem de filhas na mesma categoria educacional caiu de 24,5% na coorte de 1950-54 para 3,3% na coorte de 1981-85. Em segundo lugar, grande parte dessa mobilidade se deve às filhas cujas mães têm educação inferior ao ensino fundamental completo começando a adquirir esse nível educacional e alcançando o ensino médio. Por exemplo, para a coorte 1951-55, 19,3% por cento das filhas de mães com zero anos de estudo atingiu pelo menos o ensino médio completo. Em 1985-89, esse número subiu para 61,5%. A terceira consideração se refere à concentração da persistência no topo da distribuição educacional analisada. Para filhas nascidas na coorte de 1950-1954, a probabilidade de atingir Alta Escolaridade dado que sua mãe possuía esse nível educacional é 71,4%, se a mãe possuía nenhuma ou Baixa Escolaridade, essa probabilidade é 24,9%. Tais probabilidades não apresentaram mudanças significativas quando consideradas as coortes até 1980-1984. No entanto, para a coorte de filhas mais jovens, nascidas entre 1985-1989, parece haver uma regressão no nível educacional das filhas, isto é, para as coortes até 1980-84, de 71,4% a 80% das filhas de mães com Alta Escolaridade permaneceram nessa categoria, enquanto na coorte de 1981-85, esse percentual é de 70,2%.

Esses padrões são confirmados pelos índices de mobilidade na Tabela 11 e pelo indicador de oportunidade educacional relativa na Tabela 11. O índice Prais-Shorrocks sugere que a filhas se afastam do nível educacional das mães ao longo do tempo no país. Pelo índice de imobilidade, nota-se que a proporção de pessoas que alcançam nível educacional menor que o das mães está cada vez menor entre as coortes. Quanto à direção da mobilidade, o índice de mobilidade descendente indica que o nível de escolaridade das filhas permanecer inferior ao das mães está diminuindo e se mantém em nível baixo no período. O índice de mobilidade ascendente indica que as mulheres que atingem nível escolar mais alto que as mães está aumentando. No entanto, especialmente para a coorte de 1985-89, a mobilidade ascendente apresenta pequena redução enquanto a mobilidade descendente um pequeno aumento em relação às três coortes anteriores. Quando aos indicadores de oportunidade educacional relativa, há confirmação da concentração da persistência no extremo superior da distribuição ao longo do tempo. No topo, filhas de mães com alta escolaridade tem em média 5,2 vezes mais chances de atingir o ensino superior do que filhas de mães com ensino fundamental incompleto. Em relação ao ensino médio, filhas cujas mães têm ensino médio tem 3,2 vezes mais chances de concluir esse nível escolar do que filhas

cujas mães possuem baixa escolaridade.

Tabela 9 – Matriz de Transição Educacional por Coorte

		Esc	colaridade da Fi	ilha	
	Sem Esc.	Baixa Esc.	Esc. Básica	Esc Média	Alta Esc.
Coorte 1950-1954: Mãe					
Sem Escolaridade	0.246	0.515	0.085	0.108	0.046
Baixa Escolaridade	0.045	0.354	0.135	0.262	0.203
Escolaridade Básica	0	0.089	0.143	0.321	0.446
Escolaridade Média	0.016	0.048	0.032	0.355	0.548
Alta Escolaridade	0	0.071	0	0.214	0.714
Coorte 1955-1959: Mãe					
Sem Escolaridade	0.219	0.505	0.107	0.096	0.073
Baixa Escolaridade	0.046	0.294	0.151	0.285	0.224
Escolaridade Básica	0	0.108	0.036	0.494	0.361
Escolaridade Média	0.026	0.053	0.092	0.289	0.539
Alta Escolaridade	0.067	0	0	0.133	0.800
Coorte 1960-1964: Mãe					
Sem Escolaridade	0.193	0.465	0.114	0.176	0.051
Baixa Escolaridade	0.038	0.279	0.132	0.356	0.195
Escolaridade Básica	0	0.113	0.113	0.377	0.396
Escolaridade Média	0.025	0.090	0.041	0.385	0.459
Alta Escolaridade	0	0.091	0	0.091	0.818
Coorte 1965-1969: Mãe					
Sem Escolaridade	0.119	0.387	0.169	0.247	0.077
Baixa Escolaridade	0.029	0.220	0.176	0.353	0.223
Escolaridade Básica	0.031	0.173	0.122	0.357	0.316
Escolaridade Média	0.008	0.038	0.076	0.252	0.626
Alta Escolaridade	0	0.038	0.057	0.226	0.679
Coorte 1970-1974: Mãe		31323			
Sem Escolaridade	0.106	0.394	0.182	0.251	0.066
Baixa Escolaridade	0.025	0.223	0.160	0.393	0.199
Escolaridade Básica	0.014	0.091	0.119	0.462	0.315
Escolaridade Média	0	0.044	0.069	0.346	0.541
Alta Escolaridade	0	0.011	0.022	0.169	0.798
Coorte 1975-1979: Mãe	Ü	0.011	0.022	0.10)	0.770
Sem Escolaridade	0.088	0.355	0.174	0.303	0.079
Baixa Escolaridade	0.024	0.205	0.160	0.445	0.166
Escolaridade Básica	0.025	0.029	0.118	0.441	0.387
Escolaridade Média	0.016	0.051	0.047	0.335	0.551
Alta Escolaridade	0.010	0.018	0.018	0.182	0.773
Coorte 1980-1984: Mãe	0.007	0.010	0.010	0.102	0.773
Sem Escolaridade	0.049	0.325	0.224	0.340	0.062
Baixa Escolaridade	0.049	0.323	0.158	0.503	0.002
				0.562	
Escolaridade Básica Escolaridade Média	0.011 0.005	0.070 0.030	0.077 0.044	0.388	0.279 0.533
Alta Escolaridade	0.005	0.030	0.044		
	U	0.010	0.008	0.188	0.789
Coorte 1985-1989: Mãe	0.022	0.216	0.215	0.400	0.025
Sem Escolaridade	0.033	0.316	0.215	0.400	0.035
Baixa Escolaridade	0.016	0.122	0.217	0.511	0.135
Escolaridade Básica	0.010	0.072	0.110	0.639	0.168
Escolaridade Média	0.021	0.021	0.051	0.443	0.464
Alta Escolaridade	0.015	0.008	0.031	0.244	0.702

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

**Nota**: Sem Esc.: 0 anos de estudos; Baixa Esc.: 1 a 7 anos de estudos; Esc. Básica: 8 a 10 anos de estudos (pelo menos ensino fundamental completo, mas não concluiu o ensino médio); Esc. Média: 11 a 14 anos de estudos (pelo menos o ensino médio completo, mas não concluiu a graduação); Alta Esc.: Mais de 15 anos de estudos (pelo menos a graduação completa).

Estes resultados sugerem que a mobilidade educacional no país está principalmente ligada à mobilidade ascendente impulsionada pela alcance do ensino fundamental e médio das filhas de mães menos instruídas em todas as coortes. No entanto, avançar para níveis superiores de ensino parece ser limitado, uma vez que este aumento da proporção de filhas com escolaridade média entre as coortes não é estendido para a educação superior. Ainda, há contínua concentração no topo da distribuição ao longo do tempo. A figura 4 plota a probabilidade de coincidência de categorias educacionais de mães e filhas, para o Brasil e para grupos selecionados. O gráfico (e) confirma esses padrões para a amostra total.

Tabela 10 – Índices de Mobilidade por Coorte

Coorte	Prais-Shorroks	Imobilidade	Mob. Descendente	Mob. Ascendente
1950 - 1954	0.797	0.363	0.052	0.267
1955 - 1959	0.840	0.328	0.053	0.284
1960 - 1964	0.803	0.358	0.049	0.272
1965 - 1969	0.902	0.279	0.068	0.293
1970 - 1974	0.852	0.318	0.045	0.296
1975 - 1979	0.870	0.304	0.042	0.306
1980 - 1984	0.882	0.294	0.039	0.314
1985 - 1989	0.898	0.282	0.049	0.310

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

Nota: Estimações baseadas nas matrizes de transição usando a escolaridade das filhas e de seus pais. A descrição do cálculo e interpretação dos índices estão na subseção 3.4.

Tabela 11 – Índice de Oportunidade Educacional Relativa por Coorte

$\begin{bmatrix} Pr(filha^{AE} mae^{AE}) \\ Pr(filha^{AE} mae^{BE}) \end{bmatrix}$	$\left[\frac{Pr(filha^{EM} mae^{EM})}{Pr(filha^{EM} mae^{BE})}\right]$
3.516	1.747
3.568	1.291
4.198	1.977
3.048	1.130
4.018	1.742
4.646	2.012
5.154	2.534
5.211	3.288
	3.516 3.568 4.198 3.048 4.018 4.646 5.154

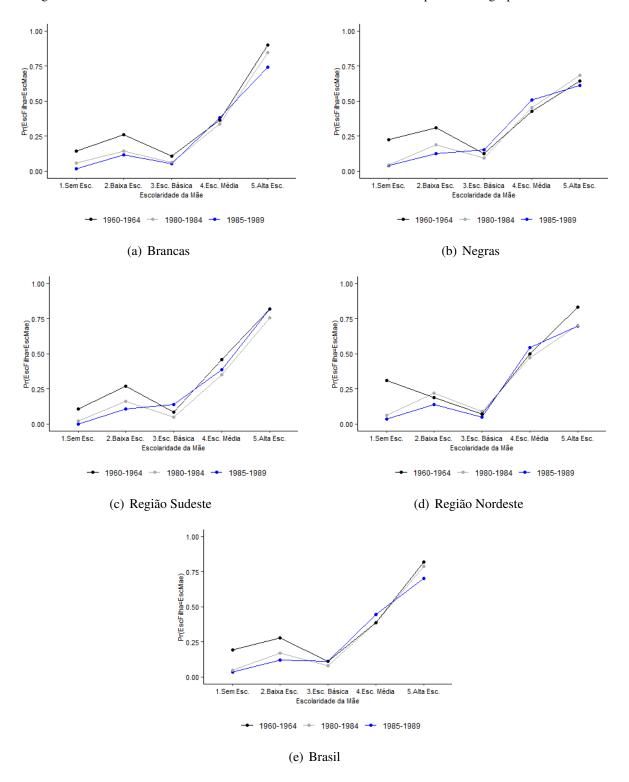
Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014. Alta escolaridade (AE); Baixa Escolaridade (BE); Escolaridade Média (EM).

Os demais gráficos da Figura 4 apresentam resultados interessantes. Como nos resultados gerais para o país, a mobilidade verificada advém da redução da probabilidade de coincidência encontrada na base da distribuição e no alcance do ensino médio para todas as coortes, em especial para os grupos negras e Nordeste. No entanto, para a categoria alta escolaridade os resultados sugerem que há uma diminuição na probabilidade de coincidência ao longo do tempo.

Por exemplo a partir da coorte de 1980-84 e especialmente para a coorte de 1985-89, a concentração no topo da distribuição, isto é, a probabilidade de filhas de mães com alta escolaridade atingir esse nível de ensino, diminuiu. Isso sugere que, a despeito da persistência no topo ser alta, houve redução na proporção de filhas de mães com alta escolaridade alcançarem esse mesmo nível educacional, especialmente para região Nordeste. Resultado parecido foi

encontrado por Figueirêdo, Netto Junior e Pôrto Junior (2007) para a região Nordeste, conforme comentado na subseção 2.2.

Figura 4 – Probabilidade de Coincidência Educacional entre Mãe e Filha por Coorte- grupos Selecionados



Fonte: Elaborado com dados da PNAD-2014.

Nota: Probabilidades de Coincidência são obtidas das matrizes de transição por coorte de cada grupo selecionado.

#### 4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A medida sumária de persistência estimada para a amostra total revela que o grau de persistência entre a educação das mães e educação das filhas no Brasil é 0,46. Quando a persistência educacional é mensurada pelo coeficiente de correlação intergeracional, isto é, quando são consideradas as diferenças de dispersão na distribuição educacional advindas, por exemplo, de políticas educacionais, este valor sobre para 0,48, revelando uma menor mobilidade educacional das mulheres brasileiras. A análise das matrizes de transição para a amostra total revela uma forte persistência nos extremos da distribuição educacional analisada. Enquanto filhas de mães sem escolaridade ou ensino fundamental incompleto possuem 14% e 21,9% de chances de alcançar, respectivamente, o mesmo nível educacional das mães, para filhas cujas mães possuem ensino superior, a probabilidade de obter este mesmo nível de educação é 75,6%.

A análise por subpopulação revela que, apesar da semelhança no grau de persistência estimado entre as regiões e entre as raças, há caracterização distinta da persistência em cada grupo, em especial para negras e região Nordeste e brancas e região Sudeste. De acordo com as matrizes de transição educacionais e os indicadores de mobilidade, enquanto negras e região Nordeste apresentam persistência significativa na base da distribuição educacional de seu grupo, brancas e região Sudeste apresentam forte concentração no topo da distribuição. Ainda, com exceção das filhas negras de mães sem escolaridade que concentram sua educação em 1 a 7 anos de estudos (41,6%) e das filhas negras de mães de alta escolaridade que alcançam pelo menos o ensino superior completo (61,2%), para os demais níveis educacionais das mães, negras alcançam mobilidade em relação à educação materna atingindo pelo menos o ensino médio completo. Alcançar mais que onze anos de estudo vindo de mães com baixa escolaridade e escolaridade básica, parece ser mais difícil para este grupo. Mesmo para filhas de mães com ensino médio completo, alcançar o ensino superior é menos provável para negras (37,8%) do que para filhas brancas de mães na mesma condição educacional (62,2%). O mesmo é observado para a região Nordeste. Vindo de mães com pelo menos ensino médio completo, a probabilidade de obter o diploma universitário é maior se a filha for moradora da região Sudeste (59,9%), Sul (56%) e Centro-Oeste (62%) do que se for moradora da região Nordeste (39%).

Três revelações advém da análise de coorte de nascimento. Primeiro, a mobilidade verificada a partir da estimação do coeficiente de regressão ao longo das coortes se deve, principalmente, à mobilidade ascendente das filhas de mães menos instruídas adquirindo o ensino fundamental e médio completos. De forma que, em todas as coortes, mas especialmente naquelas a partir dos anos 80, há concentração na proporção de filhas com pelo menos ensino médio completo independente do nível educacional das mães. Segundo, há uma forte concentração no extremo superior da distribuição educacional ao longo do tempo, de forma que a probabilidade de filhas adquirirem o ensino superior quando suas mães tem pelo menos a graduação completa é mais de 70% para todas as coortes observadas. No entanto, a coorte de 1985-89 apresenta um ponto interessante, apesar da concentração alta no topo, as filhas dessa coortes apresentam probabilidade menor de atingir o ensino superior dado que suas mães tinham alta escolaridade,

indicando uma regressão no nível educacional das filhas. Essa característica também é verificada nos grupos Nordeste, Negras e Brancas.

Segundo Leone (2021), pode-se argumentar que a mobilidade ascendente verificada ao longo das coortes, é resultado das políticas de universalização do ensino básico no país, pois, uma vez que a educação torna-se compulsória, filhos de pais menos escolarizados alcançam naturalmente mais escolaridade que seus pais, propiciando resultados mais baixos no grau de persistência. Esses efeitos podem ser atenuados com a padronização da escolaridade ao longo do tempo. Nesse sentido, a variação relativamente baixa do coeficiente de correlação intergeracional identificada ao longo do tempo sugere que a persistência intergeracional de educação entre mães e filhas ainda se mostra significativa no país.

#### 5 CONCLUSÃO

Este estudo usou dados do Suplemento de Mobilidade Socioeconômico da PNAD-2014 para construir evidências da mobilidade intergeracional de educação para mulheres no Brasil. Mais precisamente, esta pesquisa utilizou os coeficientes de regressão e correlação intergeracionais para estimar o grau de persistência entre a educação das mães (pais) e a educação das filhas no Brasil. Para caracterizar a persistência intergeracional de educação foram utilizadas matrizes de transição educacional e indicadores de mobilidade. A análise foi estendida para grupos sociais e regiões brasileiras. Ainda, dividindo a amostra em coortes de nascimento de cinco anos, iniciando em 1950 até 1989, a força da persistência educacional foi avaliada quanto a sua variação ao longo do período citado.

Três resultados principais emergem da elaboração deste estudo. Primeiro, o grau de persistência entre a educação das mães e a educação das filhas no Brasil é 0,46. Essa persistência intergeracional de educação é mais elevada entre filhas de mães sem escolaridade (14%) e com alta escolaridade (75,6%) do que para filhas de mães que possuem de dois a dez anos de estudo, caracterizando maior persistência nos extremos da distribuição educacional analisada.

Segundo, esses padrões são estendidos para os grupos raciais, negras e brancas, e para as regiões brasileiras. Para os grupos brancas e negras, a probabilidade de coincidência educacional, isto é, a probabilidade da filha ter o mesmo nível educacional da mãe, é menor para filhas brancas em todas as categorias educacionais analisadas, exceto para aquelas que possuem pelo menos o ensino superior completo. A comparação entre a persistência intergeracional no Nordeste e Sudeste revela que a grande diferença de resultados entre essas regiões está na persistência educacional no grupo de filhas de mães sem escolaridade. No Sudeste, a probabilidade da filha ter zero anos de estudo quando sua mãe tem zero anos de estudo é 9,8%, já para o Nordeste, esta probabilidade de coincidência é 19,5%.

Terceiro, a análise da evolução da mobilidade educacional revela diminuição da persistência intergeracional entre as coortes de nascimento analisadas no período de 1950 a 1989, para amostra total, raças e regiões. Isto é, há um aumento da mobilidade intergeracional de educação entre mães e filhas ao longo do tempo no país. Tal resultado é explicado pelo aumento da escolaridade das filhas de mães menos escolarizadas e pela estabilização da escolaridade das filhas de mães com quatro a dez anos de estudos em torno do ensino médio completo. No entanto, quando mensurada pelo coeficiente de correlação, a persistência intergeracional de educação apresenta pouca variação ao longo do período analisado, caracterizando um aumento mais modesto da mobilidade intergeracional de educação no Brasil.

Nesta pesquisa, a análise da mobilidade educacional feminina se limitou a evidenciar seus padrões no Brasil, conforme vem sendo feito pela literatura empírica que estuda o tema em outros países (AZAM, 2016; DAOULI; DEMOUSSIS; GIANNAKOPOULOS, 2010; FESSLER; SCHNEEBAUM, 2012; CHOUDHARY; SINGH, 2017; LEONE, 2021; FONTEP; SEN, 2020). O artigo não tenta fornecer mecanismos potenciais subjacentes à diferença de resultados da persistência educacional entre grupos sociais e regionais, bem como seu diferencial evolutivo ao

longo do tempo. Conforme citado no decorrer do estudo, a literatura distingue alguns canais de transmissão de capital humano, como a heterogeneidade não observada dos pais (por exemplo a capacidade inata) na determinação da capacidade dos seus filhos através da transmissão genética (BLACK; DEVEREUX, 2011; AZAM, 2016). Ou, no caso específico das transmissões intergeracionais relativas às mulheres, a potencialidade de maior retorno do capital humano dos filhos homens no mercado de trabalho, além do altruísmos dos pais associados às normas sociais de gênero na sociedade (FONTEP; SEN, 2020; TORCHE, 2019).

As conclusões quanto ao resultado educacional das filhas ser afetado pela raça ou regiões, condicionado à presença de mães com educação semelhante, apresentadas aqui neste estudo, podem refletir desde efeitos discriminatórios, restrição de crédito ou efeitos de vizinhança até um possível papel dos retornos diferenciais no mercado de trabalho ou influência de fatores históricos. Especificamente quanto às diferenças no grau de mobilidade regionais, estas podem estar refletindo diferenças nas políticas educacionais. Uma área importante para pesquisas futuras é o estudo dos possíveis mecanismos subjacentes ao diferencial da persistência educacional entre os grupos sociais e regiões. Além da compreensão da influência de políticas educacionais voltadas para a educação básica e/ou superior e das políticas de transferências de renda para a evolução da mobilidade.

#### REFERÊNCIAS

ALESINA, Alberto; STANTCHEVA, Stefanie; TESO, Edoardo. Intergenerational Mobility and Preferences for Redistribution. **American Economic Review**, Nashville, v. 108, n. 2, p. 521–554, fev. 2018.

ALESINA, Alberto *et al.* Intergenerational Mobility in Africa. **Econometrica**, Chicago, v. 89, n. 1, p. 1–35, jan. 2021. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.3982/ECTA17018">https://doi.org/10.3982/ECTA17018</a>>. Acesso em: 12 set. 2022.

ASHER, Sam; NOVOSAD, Paul; RAFKIN, Charlie. **Intergenerational Mobility in India**. Bonn: Gender, Growth e Labor Markets in Low-Income Countries Programme, 2020. (G<sup>2</sup>LM|LIC Working Paper, 66). Disponível em: <a href="https://g2lm-lic.iza.org/wp-content/uploads/2022/06/glmlic-wp066.pdf">https://g2lm-lic.iza.org/wp-content/uploads/2022/06/glmlic-wp066.pdf</a>>. Acesso em: 25 set. 2023.

ASIEDU, Elizabeth *et al.* Share the love: Parental bias, women empowerment and intergenerational mobility. **Journal of Economic Behavior & Organization**, Amsterdam, v. 191, n. C, p. 846–867, nov. 2021. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.09.039">https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.09.039</a>. Acesso em: 23 set. 2023.

AZAM, Mehtabul. Intergenerational Educational Persistence among Daughters: Evidence from India. **The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy**, Berkeley, v. 16, n. 4, p. 1–16, out. 2016. DOI: 10.1515/bejeap-2016-0146. Disponível em: <a href="https://docs.iza.org/dp9518.pdf">https://docs.iza.org/dp9518.pdf</a>. Acesso em: 23 set. 2023.

AZAM, Mehtabul; BHATT, Vipul. Like Father, Like Son? Intergenerational Educational Mobility in India. **Demography**, Chicago, v. 52, n. 6, p. 1929–1959, dez. 2015. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1007/s13524-015-0428-8">https://doi.org/10.1007/s13524-015-0428-8</a>>. Acesso em: 12 set. 2023.

BARROS, Ricardo Paes de; LAM, David. Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Economico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 191–218, ago. 1993.

BARROS, Ricardo Paes de *et al.* **Determinantes do desempenho educacional no Brasil**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2001. (Texto para discussão, 834).

BAUER, Philipp; RIPHAHN, Regina. Heterogeneity in the intergenerational transmission of educational attainment: evidence from Switzerland on natives and second-generation immigrants. **Journal of Population Economics**, Heidelberg, v. 20, n. 1, p. 121–148, fev. 2007.

BECKER, Gary S.; TOMES, Nigel. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 87, n. 6, p. 1153–1189, dez. 1979. Disponível em: <a href="http://www.istor.org/stable/1833328">http://www.istor.org/stable/1833328</a>. Acesso em: 24 set. 2023.

BECKER, Gary S.; TOMES, Nigel. Human Capital and the Rise and Fall of Families. **Journal of Labor Economics**, Chicago, v. 4, n. 3, p. 1–39, jul. 1986. Disponível em: <a href="https://www.jstor.org/stable/2534952">https://www.jstor.org/stable/2534952</a>. Acesso em: 12 set. 2022.

BECKER, Gary S. *et al.* A Theory of Intergenerational Mobility. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 126, n. 1, p. 301–320, out. 2018. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1086/698759">https://doi.org/10.1086/698759</a>. Acesso em: 24 set. 2023.

BEHRMAN, Jere R.; GAVIRIA, Alejandro; SZÉKELY, Miguel. Intergenerational Mobility in Latin America [with Comments]. **Economía**, Washington, v. 2, n. 1, p. 1–44, ago. 2001. Disponível em: <a href="http://www.jstor.org/stable/20065412">http://www.jstor.org/stable/20065412</a>>. Acesso em: 20 jan. 2023.

BLACK, Sandra E.; DEVEREUX, Paul J. Recent Developments in Intergenerational Mobility. In: ASHENFELTER, Orley; CARD, David (Ed.). **Handbook of Labor Economics, vol 4B**. Amsterdam: Elsevier, 2011. p. 463–536.

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

BRATSBERG, Bernt *et al.* Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility: Consequences for Cross-Country Comparisons. **The Economic Journal**, Oxford, v. 117, n. 519, p. C72–C92, mar. 2007.

BRAUN, Sebastian Till; STUHLER, Jan. The Transmission of Inequality Across Multiple Generations: Testing Recent Theories With Evidence From Germany. **The Economic Journal**, Oxford, v. 128, n. 609, p. 576–611, jul. 2017.

CAMPS, Enriqueta; ENGERMAN, Stanley L. **The Impact of Race and Inequality on Human Capital Formation in Latin America During the Nineteenth and Twentieth Centuries**. Barcelona: Barcelona School of Economics, 2016. (Working paper, 885).

CHADWICK, Laura; SOLON, Gary. Intergenerational Income Mobility Among Daughters. **American Economic Review**, Nashville, v. 92, n. 1, p. 335–344, mar. 2002. Disponível em: <a href="https://www.jstor.org/stable/3083337">https://www.jstor.org/stable/3083337</a>>. Acesso em: 11 jun. 2023.

CHECCHI, Daniele; FIORIO, Carlo; LEONARDI, Marco. Intergenerational persistence of educational attainment in Italy. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 118, n. 1, p. 229–232, "01" 2013. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.10.033">https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.10.033</a>>. Acesso em: 3 mar. 2022.

CHETTY, Raj; HENDREN, Nathaniel; KATZ, Lawrence F. The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment. **American Economic Review**, Nashville, v. 106, n. 4, p. 855–902, abr. 2016. Disponível em: <a href="http://dx.doi.org/10.1257/aer.20150572">http://dx.doi.org/10.1257/aer.20150572</a>. Acesso em: 4 jan. 2022.

CHETTY, Raj *et al.* The fading American dream: Trends in absolute income mobility since 1940. **Science**, Washington, v. 356, n. 6336, p. 398–406, abr. 2017. Disponível em: <a href="https://www.science.org/doi/10.1126/science.aal4617">https://www.science.org/doi/10.1126/science.aal4617</a>>. Acesso em: 5 fev. 2022.

CHETTY, Raj *et al.* Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 129, n. 4, p. 1553–1623, set. 2014. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1093/qje/qju022">https://doi.org/10.1093/qje/qju022</a>. Acesso em: 4 jan. 2022.

CHOUDHARY, Akanksha; SINGH, Ashish. Are Daughters Like Mothers: Evidence on Intergenerational Educational Mobility Among Young Females in India. **Social Indicators Research**, Dordrecht, v. 133, n. 2, p. 601–621, set. 2017.

CORAK, Miles. **Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons from a Cross Country Comparison of Generational Earnings Mobility**. Bonn: Institute of Labor Economics (IZA), 2006. (IZA Discussion Papers, 1993). Disponível em: <a href="https://docs.iza.org/dp1993.pdf">https://docs.iza.org/dp1993.pdf</a>>. Acesso em: 14 set. 2023.

CORAK, Miles. Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, v. 27, n. 3, p. 79–102, set. 2013. Disponível em: <a href="http://dx.doi.org/10.1257/jep.27.3.79">http://dx.doi.org/10.1257/jep.27.3.79</a>>. Acesso em: 27 abr. 2023.

CORAK, Miles. The Canadian Geography of Intergenerational Income Mobility. **The Economic Journal**, Oxford, v. 130, n. 631, p. 2134–2174, maio 2019. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1093/ej/uez019">https://doi.org/10.1093/ej/uez019</a>. Acesso em: 20 ago. 2022.

CUNHA, Flavio; HECKMAN, James. The Technology of Skill Formation. **American Economic Review**, Nashville, v. 97, n. 2, p. 31–47, maio 2007. Disponível em: <a href="https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.97.2.31">https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.97.2.31</a>. Acesso em: 15 nov. 2022.

DACUYCUY, Lawrence B.; BAYUDAN-DACUYCUY, Connie. **Understanding the educational mobility of men and women and the schooling progression of boys and girls in the Philippines**. Quezon: Philippine Institute for Development Studies (PIDS), 2019. (PIDS Discussion Paper Series, 2019-03). Disponível em: <a href="https://www.econstor.eu/handle/10419/211077">https://www.econstor.eu/handle/10419/211077</a>>. Acesso em: 17 set. 2023.

DAHAN, Momi; GAVIRIA, Alejandro. Sibling Correlations and Intergenerational Mobility in Latin America. **Economic Development and Cultural Change**, Chicago, v. 49, n. 3, p. 537–554, abr. 2001.

DAOULI, Joan; DEMOUSSIS, Michael; GIANNAKOPOULOS, Nicholas. Mothers, fathers and daughters: Intergenerational transmission of education in Greece. **Economics of Education Review**, Chicago, v. 29, n. 1, p. 83–93, fev. 2010.

DAUDE, Christian; ROBANO, Virginia. On intergenerational (im)mobility in Latin America. **Latin American Economic Review**, Berlin, v. 24, n. 1, p. 1–29, out. 2015. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1007/s40503-015-0030-x">https://doi.org/10.1007/s40503-015-0030-x</a>. Acesso em: 12 mar. 2023.

DENG, Quheng; GUSTAFSSON, Björn; LI, Shi. Intergenerational Income Persistence in Urban China. **Review of Income and Wealth**, Oxford, v. 59, n. 3, p. 416–436, abr. 2013. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1111/roiw.12034">https://doi.org/10.1111/roiw.12034</a>>. Acesso em: 2 set. 2023.

EMRAN, M. Shahe; SHILPI, Forhad. **Economic approach to intergenerational mobility: measures, methods, and challenges in developing countries**. Helsinki: World Institute for Development Economic Research, 2019. (WIDER Working Paper, 2019/98). Disponível em: <a href="https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2019/734-7">https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2019/734-7</a>>. Acesso em: 10 fev. 2022.

EMRAN, M. Shahe; SHILPI, Forhad. Gender, Geography, and Generations: Intergenerational Educational Mobility in Post-Reform India. **World Development**, Oxford, v. 72, n. C, p.

362–380, ago. 2015. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.03.009">https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.03.009</a>>. Acesso em: 15 set. 2023.

FERREIRA, Francisco H.G. **Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Departamento de Economia PUC-Rio, 2000. (Texto para Discussão, 415). Disponível em: <a href="https://www.econ.puc-rio.br/uploads/adm/trabalhos/files/td415.pdf">https://www.econ.puc-rio.br/uploads/adm/trabalhos/files/td415.pdf</a>>. Acesso em: 20 set. 2023.

FERREIRA, Sergio G.; VELOSO, Fernando A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 3, p. 481–513, dez. 2003.

FERREIRA, Sergio G.; VELOSO, Fernando A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 181–211, nov. 2006. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.12660/bre.v26n22006.1576">https://doi.org/10.12660/bre.v26n22006.1576</a>>. Acesso em: 18 dez. 2021.

FESSLER, Pirmin; SCHNEEBAUM, Alyssa. Gender and Educational Attainment Across Generations in Austria. **Feminist Economics**, Londres, v. 18, n. 1, p. 161–188, jan. 2012. Disponível em: <a href="http://dx.doi.org/10.1080/13545701.2012.657661">http://dx.doi.org/10.1080/13545701.2012.657661</a>>. Acesso em: 12 mar. 2023.

FIELDS, Gary; OK, Efe. The Meaning and Measurement of Income Mobility. **Journal of Economic Theory**, New York, v. 71, n. 2, p. 349–377, nov. 1996. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1006/jeth.1996.0125">https://doi.org/10.1006/jeth.1996.0125</a>. Acesso em: 10 set. 2023.

FIELDS, Gary S. **Distribution and development: a new look at the developing world**. 2 ed. Cambridge: MIT Press, 2002.

FIELDS, Gary S.; OK, Efe A. The Measurement of Income Mobility: an Introduction to the Literature. In: SILBER, Jacques (Ed.). **Handbook of Income Inequality Measurement**. Dordrecht: Springer, 2011. p. 557–598. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1007/978-94-011-4413-1\_20">https://doi.org/10.1007/978-94-011-4413-1\_20</a>. Acesso em: 20 set. 2023.

FIGUEIRÊDO, Erik Alencar de; NETTO JUNIOR, José Luis da Silva; PÔRTO JUNIOR, Sabino da Silva. Distribuição, Mobilidade e Polarização de Renda no Brasil: 1987 a 2003. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 1, p. 7–32, ago. 2007.

FONTEP, Rose; SEN, Kunal. **Is there a gender bias in intergenerational mobility? Evidence from Cameroon**. Helsinki: World Institute for Development Economic Research, 2020. (WIDER Working Paper, 2020/111). Disponível em: <a href="https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2020/868-9">https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2020/868-9</a>>. Acesso em: 3 abr. 2023.

GONÇALVES FEITOSA, Michela; SILVEIRA-NETO, Raul. Persistência Intergeracional de Educação no Brasil: O Caso da Região Metropolitana do Recife. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 3, p. 435–463, set. 2013.

HAIDER, Steven; SOLON, Gary. Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings. **American Economic Review**, Nashville, v. 96, n. 4, p. 1308–1320, set. 2006. Disponível em: <a href="https://www.jstor.org/stable/30034342">https://www.jstor.org/stable/30034342</a>. Acesso em: 5 jun. 2022.

HECKMAN, James J.; LANDERSØ, Rasmus. Lessons from Denmark about Inequality and Social Mobility. Chicago: Human Capital e Economic Opportunity Working Group, 2021. (HCEO Working paper, 2021-006).

HECKMAN, James J.; MOSSO, Stefano. The Economics of Human Development and Social Mobility. **Annual Review of Economics**, Palo Alto, v. 6, n. 1, p. 689–733, ago. 2014. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080213-040753">https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080213-040753</a>. Acesso em: 20 set. 2023.

HEINECK, Guido; RIPHAHN, Regina T. Intergenerational transmission of educational attainment in Germany–the last five decades. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, Berlin, v. 229, n. 1, p. 36–60, 2009. Disponível em: <a href="https://docs.iza.org/dp2985.pdf">https://docs.iza.org/dp2985.pdf</a>>. Acesso em: 18 set. 2023.

HERTZ, Tom *et al.* The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends. **The B.E. Journal of Economic Analysis Policy**, Berkeley, v. 7, n. 2, p. 1–48, fev. 2008.

HOLMLUND, Helena; LINDAHL, Mikael; PLUG, Erik. The Causal Effect of Parents' Schooling on Children's Schooling: A Comparison of Estimation Methods. **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 49, n. 3, p. 615–651, set. 2011. Disponível em: <a href="http://www.jstor.org/stable/23071724">http://www.jstor.org/stable/23071724</a>. Acesso em: 11 abr. 2023.

IVERSEN, Vegard; KRISHNA, Anirudh; SEN, Kunal. Beyond Poverty Escapes—Social Mobility in Developing Countries: A Review Article. **The World Bank Research Observer**, Washington, v. 34, n. 2, p. 239–273, ago. 2019. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1093/wbro/lkz003">https://doi.org/10.1093/wbro/lkz003</a>>. Acesso em: 3 mar. 2021.

JANTTI, Markus *et al.* **American Exceptionalism in a New Light, Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries, the United Kingdom and the United States**. Bonn: Institute of Labor Economics (IZA), 2006. (IZA Discussion Papers, 1938). Disponível em: <a href="https://docs.iza.org/dp1938.pdf">https://docs.iza.org/dp1938.pdf</a>>. Acesso em: 20 set. 2023.

KLASEN, Stephan; JANNEKE, Pieters. What Explains the Stagnation of Female Labor Force Participation in Urban India? **The World Bank Economic Review**, Washington, v. 29, n. 3, p. 449–478, set. 2015.

KOMATSU, Bruno *et al.* Novas Medidas de Educação e de Desigualdade Educacional para a Primeira Metade do Século XX no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 49, n. 4, p. 687–722, dez. 2019. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1590/0101-41614943bnpl">https://doi.org/10.1590/0101-41614943bnpl</a>>. Acesso em: 15 jan. 2023.

LATIF, Ehsan. Mothers, sons and daughters: intergenerational transmission of education in Canada. **International Journal of Social Economics**, Bradford, v. 48, n. 4, p. 571–586, fev. 2021. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1108/IJSE-09-2020-0643">https://doi.org/10.1108/IJSE-09-2020-0643</a>. Acesso em: 27 ago. 2023.

LEONE, Tharcisio. The gender gap in intergenerational mobility. **World Development Perspectives**, Amsterdam, v. 21, *s.n*, p. 1–12, jan. 2021. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1016/j.wdp.2020.10028">https://doi.org/10.1016/j.wdp.2020.10028</a>. Acesso em: 22 set. 2023.

LINDAHL, Mikael; PALME, Mårten; ADERMON, Adrian. Dynastic Human Capital, Inequality, and Intergenerational Mobility. **American Economic Review**, Nashville, v. 111, n. 5, p. 1523–48, maio 2021. DOI: 10.1257/aer.20190553. Disponível em: <a href="https://docs.iza.org/dp12300.pdf">https://docs.iza.org/dp12300.pdf</a>>. Acesso em: 21 set. 2023.

LINDAHL, Mikael *et al.* Long-Term Intergenerational Persistence of Human Capital: An Empirical Analysis of Four Generations. **The Journal of Human Resources**, Madison, v. 50, n. 1, p. 1–33, winter 2015.

LONG, Jason; FERRIE, Joseph. Grandfathers Matter(ed): Occupational Mobility Across Three Generations in the US and Britain, 1850–1911. **The Economic Journal**, Oxford, v. 128, n. 612, p. 422–445, jun. 2018. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1111/ecoj.12590">https://doi.org/10.1111/ecoj.12590</a>. Acesso em: 7 ago. 2023.

LOURY, Glenn C. Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 843–867, jul. 1981. Disponível em: <a href="http://www.jstor.org/stable/1912506">http://www.jstor.org/stable/1912506</a>>. Acesso em: 28 abr. 2023.

MAHLMEISTER, Rodrigo *et al.* Revisitando a Mobilidade Intergeracional de Educação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 73, n. 2, p. 159–180, jun. 2019. Disponível em: <a href="https://www.scielo.br/j/rbe/a/kG7QFNnrNR3qXPCzMhPf44N/?lang=pt">https://www.scielo.br/j/rbe/a/kG7QFNnrNR3qXPCzMhPf44N/?lang=pt</a>. Acesso em: 3 out. 2022.

MARE, Robert D. A Multigenerational View of Inequality. **Demography**, Chicago, v. 48, n. 1, p. 1–23, fev. 2011. Disponível em: <a href="http://www.jstor.org/stable/41237710">http://www.jstor.org/stable/41237710</a>. Acesso em: 23 set. 3032.

MAZUMDER, Bhashkar. Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 87, n. 2, p. 235–255, maio 2005. Disponível em: <a href="http://www.jstor.org/stable/40042900">http://www.jstor.org/stable/40042900</a>>. Acesso em: 23 set. 2023.

MAZUMDER, Bhashkar. Sibling Similarities and Economic Inequality in the US. **Journal of Population Economics**, Berlin, v. 21, n. 3, p. 685–701, jul. 2008.

MUÑOZ, Ercio. **The Geography Of Intergenerational Mobility In Latin America And The Caribbean**. Washington: World Bank Group, 2021. (Policy Research Working Paper 10036). Disponível em: <a href="http://hdl.handle.net/10986/37414">http://hdl.handle.net/10986/37414</a>>. Acesso em: 22 set. 2023.

NARAYAN, Ambar *et al.* Fair Progress?: Economic Mobility Across Generations Around the World. Washington: The World Bank Group, 2018.

NEIDHÖFER, Guido; SERRANO, Joaquín; GASPARINI, Leonardo. Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America: A new database. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 134, n. *s.n.*, p. 329–349, set. 2018.

NIKNAMI, Susan. Intergenerational transmission of education among female immigrants. **Review of Economics of the Household**, Dordrecht, v. 14, n. 3, p. 715–744, set. 2016.

PASTORE, José. Desigualdade e mobilidade social no Brasil. São Paulo: Taq Edusp, 1979.

PRAIS, S. J. Measuring Social Mobility. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A** (**General**), Oxford, v. 118, n. 1, p. 56–66, jan. 1955. Disponível em: <a href="https://www.jstor.org/stable/2342522">https://www.jstor.org/stable/2342522</a>. Acesso em: 23 mar. 2023.

PSACHAROPOULOS, George; PATRINOS, Harry. Returns to investment in education: a decennial review of the global literature. **Education Economics**, Abingdon, v. 26, n. 5, p. 1–14, jun. 2018. DOI: 10.1080/09645292.2018.1484426. Disponível em: <a href="https://ssrn.com/abstract=3161163">https://ssrn.com/abstract=3161163</a>>. Acesso em: 8 set. 2023.

RANASINGHE, Rasika. The Transmission of Education across Generations: Evidence from Australia. **The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy**, Berkeley, v. 15, n. 4, p. 1893–1917, out. 2015. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1515/bejeap-2014-0139">https://doi.org/10.1515/bejeap-2014-0139</a>>. Acesso em: 24 set. 2023.

RIBEIRO, Carlos. Occupational and income intergenerational mobility in Brazil between the 1990s and 2000s. **Sociologia & Antropologia**, Rio de Janeiro, v. 7, p. 157–185, abr. 2017. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1590/2238-38752017v717">https://doi.org/10.1590/2238-38752017v717</a>>. Acesso em: 12 set. 2023.

SCHNEEBAUM, Alyssa; RUMPLMAIER, Bernhard; ALTZINGER, Wilfried. Gender and migration background in intergenerational educational mobility. **Education Economics**, Abingdon, v. 24, n. 3, p. 239–260, fev. 2016.

SCHULTZ, T Paul. Why Governments Should Invest More to Educate Girls. **World Development**, Oxford, v. 30, n. 2, p. 207–225, fev. 2002. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00107-3">https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00107-3</a>. Acesso em: 23 set. 2023.

SHARIF, Fareed; KHAWAJA, Muhammad Junaid; AZID, Toseef. Does education transmit across generations? An evidence from Multan district (Pakistan). **International Journal of Social Economics**, Bradford, v. 43, n. 7, p. 760–778, jul. 2016.

SHORROCKS, A F. The Measurement of Mobility. **Econometrica**, Nashville, v. 46, n. 5, p. 1013–24, set. 1978. Disponível em: <a href="https://www.jstor.org/stable/1911433">https://www.jstor.org/stable/1911433</a>. Acesso em: 23 set. 2023.

SOLON, Gary. A model of intergenerational mobility variation over time and place. In: CORAK, Miles (Ed.). **Generational Income Mobility in North America and Europe**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. p. 38–47.

SOLON, Gary. Intergenerational Income Mobility in the United States. **American Economic Review**, Nasville, v. 82, n. 3, p. 393–408, jun. 1992. Disponível em: <a href="https://www.jstor.org/stable/2117312">https://www.jstor.org/stable/2117312</a>. Acesso em: 9 out. 2022.

SOLON, Gary. Intergenerational Mobility in the Labor Market. In: ASHENFELTER, Orley C.; CARD, David (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: Elsevier, 1999. v. 3. p. 1761–1800.

SOLON, Gary. What Do We Know So Far about Multigenerational Mobility? **The Economic Journal**, Oxford, v. 128, n. 612, p. 340–352, jun. 2018. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1111/ecoj.12495">https://doi.org/10.1111/ecoj.12495</a>. Acesso em: 12 set. 2023.

SOLON, Gary *et al.* A Longitudinal Analysis of Sibling Correlations in Economic Status. **The Journal of Human Resources**, Madison, v. 26, n. 3, p. 509–534, Summer 1991.

TORCHE, Florencia. **Educational mobility in developing countries**. Helsinki: World Institute for Development Economic Research, 2019. (WIDER Working Paper, 2019/88). Disponível em: <a href="https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2019/724-8">https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2019/724-8</a>. Acesso em: 10 fev. 2022.

TORCHE, Florencia. Intergenerational Mobility and Gender in Mexico. **Social Forces**, Chapel Hill, v. 94, n. 2, p. 563–587, dez. 2015. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1093/sf/sov082">https://doi.org/10.1093/sf/sov082</a>. Acesso em: 9 ago. 2022.

VAN DER WEIDE, Roy *et al.* **Intergenerational Mobility around the World**. Washington: World Bank Group, 2021. (Policy Research Working Paper 9707). Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1596/1813-9450-9707">https://doi.org/10.1596/1813-9450-9707</a>>. Acesso em: 22 ago. 2022.

ZIMMERMAN, David. Regression toward Mediocrity in Economic Stature. **American Economic Review**, Nashville, v. 82, n. 3, p. 409–29, jun. 1992. Disponível em: <a href="https://www.jstor.org/stable/2117313">https://www.jstor.org/stable/2117313</a>. Acesso em: 20 dez. 2021.

#### APÊNDICE A -

## MODELO DE TRANSMISSÃO INTERGERACIONAL MÃE (PAI)-FILHA(FILHO) DE FONTEP E SEN (2020)

O modelo de Fontep e Sen (2020), o qual é construído a partir da abordagem teórica de Becker e Tomes (1979, 1986) e Solon (2004, 2018), é usado como ponto de partida para motivar a análise empírica da transmissão intergeracional no que tange a possível disparidade de resultados intergeracionais dos filhos e filhas. Aqui, é apresentado um breve esboço.

Assumindo por simplicidade que:

- H1: a família contém uma mãe (pai) da geração t-1 e uma filha (filho) da geração t;
- H2; a mãe (pai) não pode emprestar contra os rendimentos futuros da filha (filho) e não lega bens financeiros a ela (ele).

Então, a restrição orçamentária no primeiro período permite que a mãe (pai) aloque sua dotação vitalícia  $e_{t-1}$  entre seu consumo próprio  $C_{t-1}$  e o investimento  $I_{t-1}$  no capital humano de sua filha (seu filho). Formalmente, a restrição orçamentária é dada por  $e_{t-1} = C_{t-1} = I_{t-1}$ . O que permite supor que a dotação  $e_t$  da filha (filho) no segundo período está positivamente correlacionada com a dotação de sua mãe (seu pai)  $\left(\frac{\partial e_t}{\partial e_{t-1}} > 0\right)$ .

O comportamento do investimento familiar visa maximizar a seguinte função de utilidade Cobb-Douglas sujeita à restrição orçamentária acima mencionada (SOLON, 2004, 2018):

Max 
$$U = (1 - \alpha)logC_{t-1} + \alpha e_t$$
  
 $s.a \quad y_{t-1} = C_{t-1} + I_{t1}$  (A.1)

onde o parâmetro  $\alpha$  o qual varia de 0 a 1, mede o altruísmo das mães (pais), isto é, a sua preferência por  $e_t$  em relação a  $C_{t-1}$ . Fontep e Sen (2020) tomam o parâmetro  $\alpha$  como um substituto para as normas sociais de gênero. Assim, se uma sociedade tiver um forte preconceito contra as meninas em relação aos meninos, o parâmetro será maior para os meninos do que para as meninas.

A função geradora de dotação para a filha (filho) pode ser expressa como:

$$e_t = \mu + \rho H_t \tag{A.2}$$

onde  $\mu$  é o intercepto para a geração t e  $\rho$  corresponde aos retornos do capital humano  $H_t$  das filhas (filhos) no mercado de trabalho.

Assumindo que as dotações das filhas (filhos) podem surgir de diferentes fontes, incluindo características dos pais e avós, reputação e conexões de suas famílias, aprendizado, habilidades, e outras características familiares adquiridas por pertencer a uma determinada cultura familiar (FONTEP; SEN, 2020). O capital humano da filha (filho) quando especificado como dependente desses atributos é dado por:

$$H = \delta ln(I_{t-1} + \theta_t) \tag{A.3}$$

Há um número considerável de estudos que investigam outras fontes de possível disparidade entre os resultados intergeracionais de homens e mulheres (ver, por exemplo, Chadwick e Solon (2002) para *assortative mating*, Asiedu *et al.* (2021) para empoderamento feminino e fator psicológico dos pais, Torche (2015) para uma discussão dos fatores anteriores.

onde  $\delta$  representa a eficácia do investimento mãe-filha (pai-filho) na geração de capital humano. Substituindo A.2 em A.3:

$$e_t = \mu + \rho [\delta ln(I_{t-1}) + \theta_t] = \mu + \rho \delta ln(I_{t-1}) + \rho \theta_t$$
(A.4)

Supondo  $\theta_t$  independente dos investimentos parentais, como em Becker e Tomes (1979), a função de utilidade dos pais pode ser reescrita como:

$$U = (1 - \alpha)log(e_{t-1} - I_{t-1}) + \alpha[\mu + \rho \delta ln(I_{t-1}) + \rho \theta_t]$$
(A.5)

A maximização da condição de primeira ordem e resolução para o nível de investimento ótimo  $(I_{t-1}^*)$  no capital humano dos filhos é:

$$I_{t-1}^* = \frac{\alpha \rho \delta}{1 - \alpha (1 - \rho \delta)} y_{t-1}$$
(A.6)

Esse resultado mostra que o investimento no capital humano da próxima geração está positivamente associado à eficácia do investimento  $(\delta)$ , ao parâmetro  $(\alpha)$  e aos retornos do capital humano  $(\rho)$ . Com base nessa equação, é possível afirmar que existem três razões pelas quais a mobilidade intergeracional pode ser mais fraca para as mulheres em relação aos homens em uma determinada sociedade:

- Os pais podem estar mais inclinados a investir na educação de seus filhos do que na das filhas se perceberem que o retorno do investimento no capital humano do filho é maior na sociedade;
- 2. Os investimentos dos pais no capital humano do filho podem ser maiores em sociedades onde as normas sociais são caracterizadas por um forte preconceito contra as meninas;
- 3. A eficácia do investimento educacional pode diferir entre meninas e meninas se as meninas forem enviadas para escolas de pior qualidade do que os meninos.

O modelo apresentado aqui tem sido amplamente utilizado na literatura para racionalizar as transmissões intergeracionais de status econômico, como renda permanente, educação ou ocupação. Conforme identificado por Solon (2004, 2018), este modelo é expresso por meio de um processo auto-regressivo de primeira ordem obtido ao substituir o montante de investimento ótimo (equação A.6) dentro da função de ocupação dos filhos (equação A.4):

$$e_t = k + he_{t-1} + v_t (A.7)$$

onde  $k = \mu + \rho \delta ln \left(\frac{\alpha \rho \delta}{1 - \alpha (1 - \rho \delta)} y_{t-1}\right)$ ,  $v_t$  representa um ruído branco e  $h = \rho \delta$  o coeficiente de herdabilidade  $(h \in [0,1])$ . A estratégia empírica discutida nesse estudo, estimou uma versão reduzida da equação A.7 usando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Tabela A.1 - (A) Estatísticas Descritivas por coorte

	01 ~	A E .	1 12:11	A F.	1 D:	A E.	1 3.4~
Coorte	Observações	Anos Esti Média	udos Filhas DP	Anos Est Média	udo Pais DP	Anos Est Média	udo Mães DP
		Micuia	DI	Wicuia	DI	Wicuia	Di
Amostra Total	1 270	( (0	5 42	2.71	2.00	2.24	2 22
1950 – 1954	1.379	6,68	5,43	2,71	3,90	2,24	3,32
1955 – 1959	1.560	7,47	5,42	2,90	3,93	2,43	3,37
1960 – 1964	1.810	8,18	5,11	3,10	3,92	2,91	3,62
1965 — 1969 1970 — 1974	1.816	9,31	4,74	3,54	4,37	3,18	4,04
1970 - 1974	2.049	9,70	4,46	3,75	4,45	3,69	4,35
1975 – 1979	2.222	10.27 10,75	4,28	4,56	4,69	4,55 5,02	4,57
1980 — 1984 1985 — 1989	2.550 2.105	,	3,82	5,06	4,76	,	4,63,
		10,87	3,56	5,23	4,65	5,82	4,67
Total	15.491	9,4	4,57	3,98	4,48	3,93	4,35
Negras							
1950 – 1954	643	5,58	5,20	1,77	3,16	1,56	2,79
1955 – 1959	730	6,09	5,17	2,10	3,24	1,78	2,83
1960 - 1964	916	7,08	4,99	2,21	3,16	2,08	3,08
1965 – 1969	948	8,18	4,67	2,62	3,64	2,27	3,31
1970 - 1974	1.062	8,64	4,37	2,70	3,64	2,74	3,67
1975 - 1979	1.205	9,50	4,20	3,49	4,15	3,67	4,16
1980 - 1984	1.445	10,02	3,72	4,05	4,27	4,24	4,31
1985 – 1989	1.211	10,16	3,47	4,31	4,21	5,05	4,41
Total	8.160	8,54	4,64	3,08	3,89	3,19	3,94
Nordeste							
1950 - 1954	310	5,82	5,78	1,79	3,52	1,20	2,60
1955 - 1959	382	6,77	5,40	2,46	3,74	2,17	3,37
1960 - 1964	471	7,17	5,38	2,45	3,68	2,50	3,74
1965 - 1969	514	8,06	4,79	2,97	4,08	2,54	3,66
1970 - 1974	534	8,64	4,80	2,97	4,27	3,08	4,30
1975 - 1979	618	9,50	4,50	3,58	4,45	4,07	4,60
1980 - 1984	686	9,95	3,87	4,10	4,56	4,45	4,68
1985 - 1989	583	10,34	3,63	4,27	4,62	5,16	4,92
Total	4.098	8,60	4,89	3,20	4,26	3,42	4,36
Sudeste							
1950 - 1954	539	7,36	5,31	3,34	4,22	2,73	3,50
1955 - 1959	513	8,18	5,35	3,44	4,28	2,76	3,66
1960 - 1964	605	8,88	4,85	3,39	3,80	3,09	3,61
1965 - 1969	583	9,88	4,59	4,06	4,59	3,46	4,01
1970 - 1974	688	10,28	4,14	4,28	4,61	4,01	4,43
1975 - 1979	724	10,48	3,98	5,07	4,69	4,74	4,55
1980 - 1984	831	11,16	3,61	5,84	4,82	5,37	4,39
1985 - 1989	667	11,49	3,28	5,91	4,46	6,32	4,40
Total	5.150	9,89	4,54	4,52	4,58	4,21	4,31

Fonte: Construída com base na PNAD-2014.

Nota: Negros incluem aqueles indivíduos que se declaram pretos, pardos ou indígenas. Amarelos foram inclusos no grupo Brancos. DP é sigla para Desvio Padrão.

Tabela A.2 – (B) Estatísticas Descritivas por coorte

Coorte	Observações	Anos Esti	ıdos Filhas	Anos Est	tudo Pais	Anos Est	udo Mães
		Média	DP	Média	DP	Média	DP
Brancas							
1950 - 1954	736	7,66	5,45	3,44	4,25	2,80	3,61
1955 - 1959	830	8,70	5,34	3,56	4,30	2,99	3,69
1960 - 1964	894	9,32	4,98	3,93	4,35	3,74	3,92
1965 - 1969	868	10,56	4,50	4,48	4,83	4,18	4,50
1970 - 1974	987	10,86	4,27	4,74	4,89	4,69	4,77
1975 - 1979	1.017	11, 17	4,20	5,72	4,96	5,570	4,82
1980 - 1984	1.105	11,70	3,76	6,20	5,02	6,01	4,83
1985 - 1989	894	11,85	3,46	6,40	4,91	6,85	4,82
Total	7.333	10,36	4,68	4,88	4,84	4,73	4,64
Sul							
1950 - 1954	281	6,75	5,10	2,73	3,53	2,52	3,23
1955 - 1959	349	7,65	5,27	2,99	3,82	2,67	3,17
1960 - 1964	373	8,43	4,97	3,62	4,07	3,15	3,27
1965 - 1969	342	10,17	4,52	3,96	4,33	3,75	4,39
1970 - 1974	345	10,13	4,24	4,38	4,43	4,03	4,18
1975 - 1979	338	11	4,09	5,03	4,60	5,12	4,42
1980 - 1984	404	11,43	3,75	5,64	4,71	5,68	4,68
1985 - 1989	324	11,03	3,34	5,85	4,53	6,13	4,25
Total	2.756	9,65	4,71	4,31	4,41	4,19	4,21
Centro Oeste							
1950 - 1954	132	6,73	5,59	2,62	4,23	2,02	3,80
1955 – 1959	151	7,07	5,45	2,39	3,65	1,86	3,12
1960 - 1964	186	8,51	5,08	3,57	4,83	3,07	4,06
1965 – 1969	167	10,10	4,87	3,76	4,80	3,47	4,40
1970 - 1974	224	10,01	4,59	4,01	4,68	4,13	4,74
1975 - 1979	268	11,01	4,31	5,24	5,14	4,99	4,82
1980 – 1984	277	11,35	3,87	5,27	5,14	5,36	4,94
1985 – 1989	210	11,50	3,81	6,15	5,24	6,33	5,13
Total	1.615	9,89	4,88	4,34	3,95	4,21	4,75

Fonte: Construída com base na PNAD-2014. Nota: Negros incluem aqueles indivíduos que se declaram pretos, pardos ou indígenas. Amarelos foram inclusos no grupo Brancos. DP é sigla de Desvio Padrão.

Tabela A.3 – Persistência e Correlação Intergeracional de Educação - Todos os vínculos

	Grau de Persistência $\hat{eta}$	Correlação p̂	R-quadrado	Observações
Mãe-Filha	0.54*** (0.0078)	0.48*** (0.0072)	0,270	14.440
Pai-Filha	0.52*** (0.0088)	0.47*** (0.0081)	0,251	11.595
Mãe-Filho	0.55*** (0.0080)	0.52*** (0.0077)	0,272	12.515
Pai-Filho	0.56*** (0.0086)	0.54*** (0.0082)	0,287	10.645

Fonte: Regressões e correlações estimadas com base na PNAD 2014.

Nota: As equações 3.2 e 3.4 são estimadas por MQO para cada vínculo separadamente. A variável dependente é a escolaridade das (dos) filhas (os). Significância: \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \* \* \*p < 0.001. Erros-padrão robustos entre parênteses. Seguindo literatura de MI (FESSLER; SCHNEEBAUM, 2012; EMRAN; SHILPI, 2019; SCHNEEBAUM; RUMPLMAIER; ALTZINGER, 2016), não são acrescentados controles para comparação entre gêneros. Pela análise do R-quadrado e do coeficiente de correlação, escolhe-se o gênero a ser analisado e olha-se para influência do gênero dos pais.

Tabela A.4 – Matriz Estendida de Transição de Educação

				Escolo	aridade d	a Filha			
	0	2	4	6	8	10	11	13	16
Esc. da Mãe									
0	0.140	0.126	0.084	0.206	0.092	0.062	0.216	0.011	0.063
2	0.044	0.064	0.049	0.180	0.101	0.072	0.325	0.028	0.137
4	0.017	0.020	0.044	0.107	0.102	0.056	0.400	0.032	0.221
6	0.010	0.007	0.014	0.125	0.068	0.084	0.456	0.037	0.199
8	0.014	0.005	0.013	0.064	0.056	0.051	0.441	0.053	0.302
10	0	0	0.008	0.064	0.024	0.048	0.496	0.072	0.288
11	0.013	0.002	0.007	0.033	0.026	0.029	0.315	0.058	0.517
13	0.016	0	0	0	0	0.016	0.159	0.111	0.698
16	0.007	0.002	0.002	0.016	0.012	0.009	0.135	0.060	0.756

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

Nota: Anos de estudo são definidos na Tabela 1. Medianas da escolaridade das filhas condicional a escolaridade das mães estão nas células destacadas.

### APÊNDICE B - PERSISTÊNCIA EDUCACIONAL PAI-FILHA

# PERSISTÊNCIA INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO ENTRE FILHAS: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Gildete da Rosa<sup>1</sup>

(Vínculo Pai-Filha)

Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, e-mail: gildeterosa.eco@gmail.com.

Tabela B.1 – Características das filhas por Escolaridade dos Pais

			Características das Filhas						
Escolaridade das pais (anos)	Número de observações	Frequência amostral (%)	Escolaridade média (anos)	Idade média (anos)	Frequência condici	onal à educação dos pa	nis		
					Negros	Nordeste	Sudeste		
0	4.005	34,5	6,9	45,3	63,2%	35,8%	26,5%		
1-3	2.159	18,6	8,9	43,1	49,2%	20,4%	32,7%		
4	2.205	19,0	10,4	43,7	40,9%	14,7%	44,5%		
5-7	602	5,2	11,1	36,2	56,1%	29,6%	28,2%		
8	806	7,0	11,8	39,8	43,9%	25,1%	37,1%		
9-10	86	0,7	12,2	34,9	53,5%	26,7%	30,2%		
11	1.098	9,5	13,2	38,3	39,0%	23,9%	37,9%		
12-15	49	0,4	15,1	36,6	18,4%	12,2%	32,7%		
16	585	5,0	14,9	40,6	20,9%	15,2%	41,9%		
Total	11.595	100	9,6	42,7	50,0%	25,5%	33,8%		

Fonte: Construída com base na PNAD-2014. Negros incluem aqueles indivíduos que se declaram pretos, pardos ou indígenas. Amarelos foram inclusos no grupo Brancos.

Tabela B.2 – Persistência e Correlação Intergeracional de Educação

Variável Dependente: Escolaridade das Filhas				
	(a)	(b)	(c)	(d)
Pai-Filha				
Escolaridade do Pai $(\hat{\rho})$	0,53***	$0,49^{***}$	$0,46^{***}$	0.45***
	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
Escolaridade do Pai $(\hat{\rho})$	0.49***			
,	(0.009)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
R-quadrado	0,243	0,283	0,297	0,299

Fonte: Regressões e correlações estimadas com base na PNAD 2014.

Nota: O número de observações é 11.595 para o vínculo pai-filha. As equações 3.2 e 3.4 são estimadas por MQO para cada vínculo separadamente. Significância: \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \* \* \*p < 0.001. Erros-padrão robustos entre parênteses. Seguindo literatura de MI recente (CHETTY *et al.*, 2014; EMRAN; SHILPI, 2019; TORCHE, 2019), a regressão (a) não contém controles. A regressão (b) inclui a idade do filho e a idade do filho ao quadrado (BLACK; DEVEREUX, 2011). A (c) inclui, além dos controles anteriores, *dummy* para raça negra. (d) contém, além desses controles citados, *dummies* de regiões, seguindo Ferreira e Veloso (2003) e Mahlmeister *et al.* (2019). Valores menores representam maior mobilidade.

Tabela B.3 - Persistência e Correlação Intergeracional de Educação em Diferentes Subpopulações

Variável Dependente: Escolaridade das Filhas						
	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Negras	Brancas
Painel A						
Escolaridade do pai $(\hat{\beta})$	0,55	0,51	0,53	0,52	0,53	0,50
	(0,019)	(0,013)	(0,020)	(0,025)	(0,014)	(0,011)
Escolaridade do pai $(\hat{\rho})$	0,46	0,49	0,47	0,49	0,40	0,49
$R^2$	0,221	0,261	0,246	0,265	0,190	0,261
Obs.	2.960	3.918	2.206	1.187	5.794	5.801
Painel B						
Escolaridade do pai $(\hat{\beta})$	0,51	0,48	0,48	0,46	0,46	0,46
1 ,	(0,019)	(0,013)	(0,020)	(0,025)	(0,014)	(0,011)
Escolaridade do pai $(\hat{\rho})$	0,46	0,49	0,47	0,49	0,40	0,49
$R^2$	0,264	0,300	0,291	0,314	0,247	0,295
Obs.	2.960	3.918	2.206	1.187	5.794	5.801
Painel C						
Escolaridade do pai $(\hat{\beta})$	0,49	0,45	0,46	0,44	0,46	0,46
1 7	(0,019)	(0,014)	(0,020)	(0,025)	(0,014)	(0,011)
Escolaridade do pai $(\hat{\rho})$	0,46	0,49	0,47	0,49	0,40	0,49
$R^2$	0,278	0,311	0,307	0,326	0,251	0,296
Obs.	2.960	3.918	2.206	1.187	5.794	5.801

Fonte: Regressões e correlações estimadas com base na PNAD 2014.

Nota: As equações 3.2 e 3.4 são estimadas por MQO para cada subpopulação separadamente. A variável dependente é a escolaridade das filhas. Significância: \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \* \* \*p < 0.001. Erros-padrão robustos entre parênteses. Seguindo literatura de MI renda recente (CHETTY et al., 2014; EMRAN; SHILPI, 2019; TORCHE, 2019), o Painel A não inclui controles. O Painel B contém as variáveis idade do filho e idade do filho ao quadrado como controles (BLACK; DEVEREUX, 2011). O Painel C, além de controlar pelas variáveis citadas, inclui dummy de raça negra para as regiões e dummy de regiões para os grupos Brancas e Negras, seguindo Ferreira e Veloso (2003) e Mahlmeister et al. (2019).

Tabela B.4 – Matriz de Transição Educacional por Subpopulação

		Esc	colaridade da F	ïlha	
	Sem Esc.	Baixa Esc.	Esc. Básica	Esc. Média	Alta Esc.
Brasil: Pai					
Sem Escolaridade	0.143	0.392	0.146	0.253	0.066
Baixa Escolaridade	0.033	0.233	0.154	0.385	0.195
Escolaridade Básica	0.020	0.086	0.101	0.472	0.321
Escolaridade Média	0.009	0.038	0.065	0.378	0.510
Alta Escolaridade	0.007	0.019	0.026	0.140	0.809
Negras: Pai					
Sem Escolaridade	0.169	0.393	0.146	0.241	0.051
Baixa Escolaridade	0.040	0.248	0.162	0.394	0.156
Escolaridade Básica	0.030	0.100	0.125	0.485	0.260
Escolaridade Média	0.009	0.064	0.098	0.471	0.357
Alta Escolaridade	0.016	0.041	0.066	0.189	0.689
Brancas: Pai					
Sem Escolaridade	0.098	0.390	0.145	0.274	0.092
Baixa Escolaridade	0.028	0.220	0.146	0.378	0.228
Escolaridade Básica	0.012	0.075	0.081	0.461	0.370
Escolaridade Média	0.008	0.023	0.045	0.320	0.604
Alta Escolaridade	0.004	0.013	0.015	0.127	0.840
Região Nordeste: Pai					
Sem Escolaridade	0.195	0.379	0.132	0.236	0.059
Baixa Escolaridade	0.049	0.211	0.137	0.413	0.191
Escolaridade Básica	0.036	0.080	0.102	0.529	0.253
Escolaridade Média	0.015	0.049	0.112	0.407	0.418
Alta Escolaridade	0.011	0.034	0.034	0.202	0.719
Região Sudeste: Pai					
Sem Escolaridade	0.107	0.397	0.164	0.264	0.068
Baixa Escolaridade	0.023	0.239	0.155	0.393	0.190
Escolaridade Básica	0.012	0.086	0.098	0.465	0.338
Escolaridade Média	0.005	0.023	0.042	0.368	0.562
Alta Escolaridade	0.004	0.020	0.024	0.135	0.816
Região Sul: Pai					
Sem Escolaridade	0.097	0.453	0.155	0.227	0.067
Baixa Escolaridade	0.030	0.252	0.173	0.349	0.196
Escolaridade Básica	0.012	0.067	0.122	0.445	0.354
Escolaridade Média	0.005	0.040	0.060	0.358	0.537
Alta Escolaridade	0	0.008	0.023	0.160	0.809
Região Centro Oeste: Pai					
Sem Escolaridade	0.124	0.394	0.153	0.236	0.093
Baixa Escolaridade	0.041	0.204	0.152	0.350	0.253
Escolaridade Básica	0.023	0.093	0.070	0.488	0.326
Escolaridade Média	0.016	0.024	0.041	0.325	0.593
Alta Escolaridade	0	0.011	0.032	0.065	0.892

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

Nota: Sem Esc.: 0 anos de estudos; Baixa Esc.: 1 a 7 anos de estudos; Esc. Básica: 8 a 10 anos de estudos (pelo menos ensino fundamental completo, mas não concluiu o ensino médio); Esc. Média: 11 a 14 anos de estudos (pelo menos o ensino médio completo, mas não concluiu a graduação); Alta Esc.: Mais de 15 anos de estudos (pelo menos a graduação completa).

Tabela B.5 – Índices de Mobilidade por Subpopulação

	Prais-Shorroks	Imobilidade	Mob. Descendente	Mob. Ascendente
Brasil	0.834	0.333	0.044	0.289
Negras	0.824	0.340	0.065	0.264
Brancas	0.860	0.312	0.035	0.309
Nordeste	0.842	0.327	0.062	0.275
Sudeste	0.843	0.326	0.037	0.299
Sul	0.840	0.328	0.0404	0.296
Centro-Oeste	0.846	0.323	0.0346	0.304

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

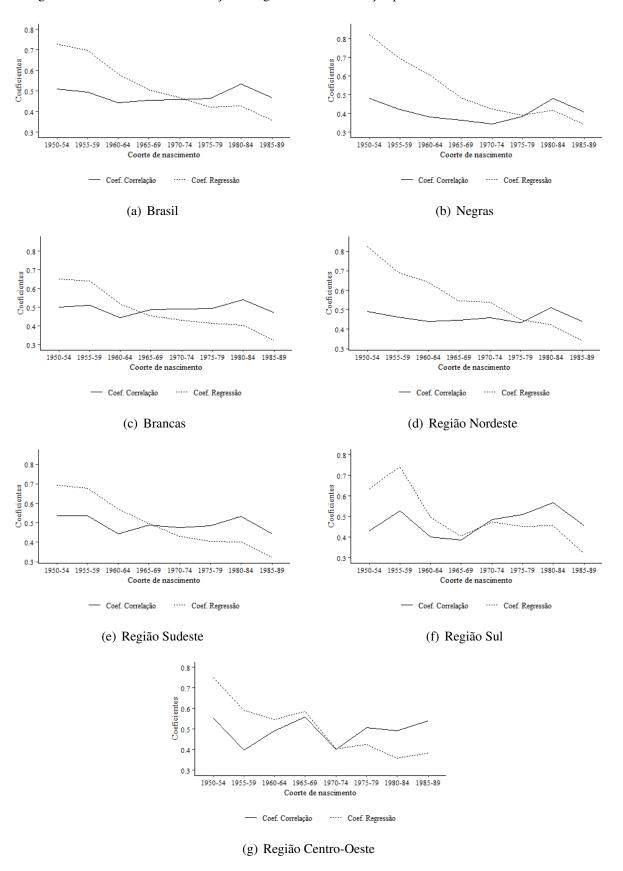
Nota: Estimações baseadas nas matrizes de transição usando a escolaridade das filhas e de seus pais. A descrição do cálculo e interpretação dos índices estão na subseção 3.4.

Tabela B.6 – Índice de Oportunidade Educacional Relativa por Subpopulação

	$\left[\frac{Pr(filha^{AE} pai^{AE})}{Pr(filha^{AE} pai^{BE})}\right]$	$\left[\frac{Pr(filha^{EM} pai^{EM})}{Pr(filha^{EM} pai^{BE})}\right]$
Brasil	4.152	1.939
Negras	4.416	3.024
Brancas	3.679	1.400
Nordeste	3.771	2.133
Sudeste	4.292	1.935
Sul	4.119	1.823
Centro-Oeste	3.525	1.284

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014. Alta escolaridade (AE); Baixa Escolaridade (BE); Escolaridade Média (EM).

Figura B.1 – Persistência e Correlação Intergeracional de Educação por Coorte de Nascimento das Filhas



Fonte: Elaborado com dados da PNAD-2014. Coef. de Correlação  $(\hat{\rho})$  e Coef. de Regressão  $(\hat{\beta})$  são obtidos pelas equações 3.4 e 3.1. Análise do vínculo pai-filha.

Tabela B.7 – Matriz de Transição Educacional por Coorte

		Esc	olaridade da Fi	lha	
	Sem Esc.	Baixa Esc.e	Esc. Básica	Esc. Média	Alta Esc.
Coorte 1950-1954: Pai					
Sem Escolaridade	0.272	0.469	0.088	0.117	0.054
Baixa Escolaridade	0.055	0.400	0.122	0.237	0.185
Escolaridade Básica	0.067	0.156	0.067	0.378	0.333
Escolaridade Média	0	0.089	0.054	0.321	0.536
Alta Escolaridade	0	0	0.079	0.237	0.684
Coorte 1955-1959: Pai					
Sem Escolaridade	0.230	0.499	0.103	0.099	0.069
Baixa.Escolaridade	0.055	0.317	0.135	0.265	0.228
Escolaridade Básica	0.050	0.083	0.067	0.400	0.400
Escolaridade Média	0.029	0.088	0.074	0.324	0.485
Alta Escolaridade	0	0.024	0.048	0.167	0.762
Coorte 1960-1964: Pai					
Sem Escolaridade	0.202	0.444	0.107	0.195	0.051
Baixa Escolaridade	0.047	0.297	0.129	0.327	0.201
Escolaridade Básica	0.023	0.172	0.138	0.368	0.299
Escolaridade Média	0	0.097	0.069	0.389	0.444
Alta Escolaridade	0	0.118	0	0.157	0.725
Coorte 1965-1969: Pai					
Sem Escolaridade	0.122	0.395	0.152	0.253	0.079
Baixa Escolaridade	0.034	0.249	0.178	0.319	0.220
Escolaridade Básica	0.033	0.130	0.109	0.446	0.283
Escolaridade Média	0.010	0.048	0.076	0.248	0.619
Alta Escolaridade	0.029	0.015	0.044	0.118	0.794
Coorte 1970-1974: Pai					
Sem Escolaridade	0.105	0.369	0.160	0.291	0.075
Baixa Escolaridade	0.034	0.218	0.156	0.371	0.221
Escolaridade Básica	0.038	0.085	0.170	0.396	0.311
Escolaridade Média	0	0.050	0.074	0.347	0.529
Alta Escolaridade	0	0.012	0.023	0.163	0.802
Coorte 1975-1979: Pai					
Sem Escolaridade	0.078	0.336	0.152	0.344	0.090
Baixa Escolaridade	0.024	0.207	0.163	0.421	0.184
Escolaridade Básica	0.015	0.053	0.061	0.466	0.405
Escolaridade Média	0.019	0.032	0.060	0.389	0.500
Alta Escolaridade	0.010	0.020	0.030	0.139	0.802
Coorte 1980-1984: Pai					
Sem Escolaridade	0.045	0.307	0.221	0.374	0.052
Baixa Escolaridade	0.018	0.152	0.158	0.502	0.170
Escolaridade Básica	0.005	0.066	0.087	0.490	0.352
Escolaridade Média	0.004	0.011	0.045	0.410	0.530
Alta Escolaridade	0	0	0.017	0.103	0.880
Coorte 1985-1989: Pai					
Nenhuma Escolaridade	0.037	0.261	0.215	0.428	0.059
Baixa Escolaridade	0.015	0.126	0.174	0.524	0.161
Escolaridade Básica	0	0.051	0.103	0.617	0.229
Escolaridade Média	0.008	0.021	0.083	0.427	0.461
Alta Escolaridade	0.012	0	0	0.122	0.866

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

Nota: Sem Esc.: 0 anos de estudos; Baixa Esc.: 1 a 7 anos de estudos; Esc. Básica: 8 a 10 anos de estudos (pelo menos ensino fundamental completo, mas não concluiu o ensino médio); Esc. Média: 11 a 14 anos de estudos (pelo menos o ensino médio completo, mas não concluiu a graduação); Alta Esc.: Mais de 15 anos de estudos (pelo menos a graduação completa).

Tabela B.8 – Índices de Mobilidade por Coorte

Coorte	Prais-Shorroks	Imobilidade	Mob. Descendente	Mob. Ascendente
1950 - 1954	0.814	0.349	0.074	0.252
1955 - 1959	0.825	0.340	0.062	0.268
1960 - 1964	0.812	0.350	0.068	0.256
1965 - 1969	0.870	0.304	0.054	0.294
1970 - 1974	0.839	0.329	0.048	0.288
1975 - 1979	0.866	0.307	0.040	0.306
1980 - 1984	0.856	0.315	0.027	0.316
1985 - 1989	0.860	0.312	0.031	0.313

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014.

Nota: Estimações baseadas nas matrizes de transição usando a escolaridade das filhas e de seus pais. A descrição do cálculo e interpretação dos índices estão na subseção 3.4.

Tabela B.9 – Índice de Oportunidade Educacional Relativa por Coorte

coorte	$\left[\frac{Pr(filha^{AE} pai^{AE})}{Pr(filha^{AE} pai^{BE})}\right]$	$\left[\frac{Pr(filha^{EM} pai^{EM})}{Pr(filha^{EM} pai^{BE})}\right]$
1950 - 1954	3.705	1.741
1955 - 1959	3.346	1.421
1960 - 1969	3.610	1.935
1965 - 1969	3.602	1.123
1970 - 1974	3.629	1.570
1975 - 1979	4.352	2.110
1980 - 1984	5.182	2.416
1985 - 1989	5.368	2.650

Fonte: Elaborada com base na PNAD-2014. Alta escolaridade (AE); Baixa Escolaridade (BE); Escolaridade Média (EM).