

## Efeitos da migração na infância sobre a mobilidade intergeracional de educação

Thamirys da Silva Alves<sup>1</sup>  | Daniela Verzola Vaz<sup>2</sup> 

<sup>1</sup> Mestre em Economia e Desenvolvimento pela Universidade Federal de São Paulo. E-mail: thamirys.16@hotmail.com

<sup>2</sup> Professora adjunta da Universidade Federal de São Paulo. E-mail: daniela.vaz@unifesp.br

### RESUMO

Conhecer a influência do *background* familiar na acumulação de capital humano é essencial para que se possa desenhar políticas públicas voltadas à elevação do nível de escolaridade da população. Este trabalho analisa a mobilidade intergeracional de educação no Brasil segundo a condição de migração. Verificam-se as mudanças no *status* educacional dos indivíduos que migraram na infância ou início da adolescência do Nordeste para o Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980, tendo em vista a importância desse fluxo migratório na história recente do país. Os dados utilizados são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 2014, que contou com um suplemento de mobilidade sócio-ocupacional. A metodologia do estudo compreende a estimação do grau de persistência intergeracional de educação, mediante um modelo de regressão linear, e o ajuste de um modelo *logit* ordenado para os níveis de escolaridade alcançados pelos indivíduos. Os resultados contrastam com os obtidos na maior parte da literatura internacional e mostram que o migrante na infância ou primeiros anos da adolescência NE-SE entre as décadas de 1950 e 1980 possuía menor mobilidade intergeracional de educação, quando comparado ao nativo tanto região de origem como de destino.

### PALAVRAS-CHAVE

Mobilidade Intergeracional, Educação, Migração, Persistência intergeracional

### Effects of childhood migration on intergenerational educational mobility

#### ABSTRACT

Knowing the influence of family background on the accumulation of human capital is essential for designing public policies to raise the population's level of education. This paper analyzes the intergenerational educational mobility in Brazil according to the condition of migration. We intend to verify changes in the educational attainment of migrants - relative to their parents - in childhood or early adolescence from the Northeast to the Southeast region of Brazil between the 1950s and 1980s. This emphasis considers the importance of this migratory flow in the recent history of the country. The data used comes from the National Household Sample Survey (PNAD/IBGE) of 2014, which included supplementary information on socio-occupational mobility. The methodology comprises the estimation of the intergenerational persistence of education, using a linear regression model, and an ordered logit model for schooling levels. Our results contrast with those obtained in most of the international literature and show that those who migrated in childhood or early adolescence from the Northeast to the Southeast of Brazil between the 1950s and 1980s had lower intergenerational mobility in education when compared to natives in the regions of origin or destination.

#### KEYWORDS

Intergenerational Mobility, Education, Migration, Intergenerational persistence

### CLASSIFICAÇÃO JEL

O15, J62, J15

## 1. Introdução

A mobilidade intergeracional de educação pode ser definida como a mudança no *status* educacional de um filho em relação ao *status* educacional de seus pais. Quando o *status* da geração mais nova supera o da anterior, há um processo de mobilidade ascendente. Em contraste, quanto mais forte for a influência das características dos pais sobre seus filhos, mais persistente será a repetição de características e menor será a mobilidade intergeracional, podendo-se observar, no limite, uma situação de imobilidade. Filhos de pais com elevado nível de escolaridade, por seu turno, podem experimentar mobilidade intergeracional descendente, caso não consigam repetir o desempenho educacional de seus pais.

A baixa mobilidade intergeracional de renda e de educação dificulta a quebra do ciclo intergeracional de pobreza (Sen, 2005; Bird, 2007) e é uma das causas da alta desigualdade no Brasil, pois se o *status* dos pais é o principal determinante do avanço dos filhos, tem-se que filhos de pais ricos tendem à riqueza, ao passo que filhos de pais pobres estão fadados mais facilmente à pobreza (Lam, 1999).

A trajetória educacional de uma pessoa está intimamente relacionada tanto com o ambiente quanto com as oportunidades que a cercam. A construção do ambiente, sobretudo nos primeiros anos de vida, depende da estrutura familiar<sup>1</sup>. Já a estrutura de oportunidades consiste no conjunto de possibilidades e de chances de acesso a recursos que levam ao êxito nas escolhas educacionais e profissionais. Para muitas famílias, a decisão de migrar adquire o significado de oportunidade e de acesso a recursos que em suas regiões de origem não seriam alcançáveis.

A literatura sobre mobilidade intergeracional de educação no Brasil apresenta três principais resultados: i) o país tem uma alta persistência educacional entre as gerações; ii) apesar disso, identifica-se um processo de mobilidade ascendente; e iii) o grau de mobilidade é distinto entre os grupos populacionais, ao se considerar recortes por cor da pele, região, coorte e estrutura familiar (Ferreira e Veloso, 2003; Ramalho e Júnior, 2018; Mahlmeister et al., 2019).

Com relação à mobilidade educacional segundo a condição de migração, a literatura internacional relata que filhos de migrantes, por terem melhores oportunidades educacionais e um ambiente mais propício ao acúmulo de capital humano, tendem a registrar maior mobilidade educacional se comparados aos filhos de não migrantes da região de origem (Lam e Liu, 2019; Oberdabernig e Schneebaum, 2017; Schneebaum et al., 2016). Na literatura nacional, a principal referência é Sousa (2012), que utiliza os dados do Censo demográfico de 2000, encontrando evidências de maior mobilidade educacional para os filhos de famílias migrantes em relação às não migrantes.

---

<sup>1</sup>Para Silva e Hasenbalg (2000), há três dimensões da estrutura familiar que são determinantes na vida escolar de um indivíduo: o capital econômico (aporte financeiro à educação dos filhos); o capital cultural da família (ambiente mais adequado ao aprendizado); e a estrutura dos arranjos familiares (interação dos indivíduos).

O Brasil vivenciou importantes fluxos migratórios, sobretudo em nível inter-regional, a partir da década de 1950. Dentre eles, a migração<sup>2</sup> de nordestinos para o Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980 configura um dos mais importantes e determinantes para a economia regional do país. Apesar da redução gradual desse fluxo a partir da década de 1980, destaca-se seu saldo migratório: da população total residente no Sudeste, os nordestinos correspondiam a 9,35% em 2000 e a 7,92% em 2010 (SUDENE, 2017).

Os motivadores dessa migração dividem-se entre fatores de expulsão do Nordeste e de atração ao Sudeste, em particular à região metropolitana de São Paulo — principal destino dadas as oportunidades de emprego e os melhores salários. Havia também a expectativa de recebimento de direitos trabalhistas, comumente ausentes nas relações de trabalho da zona rural nordestina — área de origem da maior parte dos migrantes —, bem como a busca por maior amparo de infraestrutura de educação e saúde (Fontes, 2002). Dentre os fatores repulsivos, destacam-se as prolongadas estiagens e suas consequências socioeconômicas, como a insegurança alimentar, bem como as dificuldades de acesso à terra, o que comprometia a renda e induzia as famílias a migrar (Fontes, 2002; Ferraz, 2012). A união desses fatores resultou em um dos principais movimentos migratórios do país, que em muito contribuiu para a dinâmica urbana brasileira.

As implicações econômicas e sociais desse movimento já foram amplamente discutidas na literatura, porém, sob o prisma da mobilidade intergeracional de educação, identifica-se uma lacuna. Assim, este trabalho enfatiza o fluxo migratório do Nordeste ao Sudeste entre as décadas de 1950 e 1981 — ano do auge da seca que teve início em 1979. O objetivo é estudar a mobilidade intergeracional de educação dos migrantes na infância e início da adolescência. Em face da limitação de dados, considera-se como migrante na infância ou adolescência o indivíduo que possuía como região de nascimento o Nordeste e que, aos 15 anos de idade, residia no Sudeste. Vale ressaltar que para essa faixa etária presume-se que a decisão de migrar tenha sido tomada pelos pais ou responsáveis.

São empregadas duas metodologias de análise: a estimação do grau de persistência intergeracional de educação, mediante um modelo de regressão linear, e o ajuste de um modelo de escolha qualitativa (o *logit* ordenado) para os níveis de escolaridade alcançados pelos indivíduos. Os dados utilizados são extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 2014, que contou com um suplemento de mobilidade sócio-ocupacional.

Esta pesquisa se justifica, primeiramente, pela importância de se conhecer os determinantes do nível de escolaridade dos indivíduos, de modo a amparar o desenho

---

<sup>2</sup>Segundo a Organização das Nações Unidas (ONU) (UN, 1970, apud. Salim (1992)), “migração é definida como sendo o deslocamento de uma área definidora do fenômeno para uma outra (ou um deslocamento a uma distância mínima especificada), que se realizou durante um intervalo de migração determinado e que implicou uma mudança de residência”.

de políticas educacionais. Em particular, é necessário ter um maior entendimento acerca da influência do *background* familiar na acumulação de capital humano, particularmente no contexto de fluxos migratórios, que podem exigir políticas públicas específicas. A migração do Nordeste para o Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980 foi fonte de grandes mudanças sociais e demográficas no país, servindo, por esse motivo, como pano de fundo para a análise aqui realizada. Em consonância com essas motivações, busca-se responder às seguintes questões de interesse: (a) Como se comparam os graus de persistência intergeracional de educação entre não migrantes e migrantes do Nordeste para o Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980? (b) Como esses resultados variam quando a escolaridade da mãe é considerada em lugar da escolaridade do pai? (c) Como os resultados obtidos se comparam aos observados na literatura internacional?

O artigo encontra-se organizado como se segue. A seção 2 destina-se à revisão dos resultados encontrados na literatura nacional e internacional acerca da relação entre a condição de migração e o grau de mobilidade intergeracional de educação. A seção 3 apresenta a base de dados e as metodologias empregadas na análise, ao passo que a seção 4 discute os resultados encontrados. A seção 5 encerra o trabalho com as considerações finais.

## **2. Condição de migração e mobilidade intergeracional de educação**

Estudos mostram que, controlados os fatores observáveis, o migrante ganharia mais do que o não migrante, existindo um efeito não observado, associado à condição de migrante, que impactaria positivamente o desempenho no mercado de trabalho (Chiswick, 1978, 1999). Para o Brasil, esse efeito foi constatado por da Rosa dos Santos-Júnior et al. (2005). Segundo esses autores, a seleção positiva dos migrantes estaria associada ao fato de serem, em média, mais aptos, ambiciosos, motivados ou empreendedores que seus conterrâneos que não migraram e que os não migrantes dos estados que os receberam.

Na literatura internacional, há evidências de que a condição de migração também exerce um efeito no grau de mobilidade intergeracional de educação, com maior mobilidade sendo observada entre os filhos de migrantes. Lam e Liu (2019), em estudo sobre a mobilidade intergeracional educacional em Hong Kong entre 1991 e 2011, demonstram que filhos de migrantes possuem uma mobilidade muito superior dentro do sistema educacional, superando o grau de mobilidade de filhos de pais nascidos em Hong Kong. Oberdabernig e Schneebaum (2017) constatam que pais migrantes possuem menor nível de escolaridade que pais nativos em muitos países europeus, mas seus filhos são muitas vezes capazes de superar o seu nível educacional e até mesmo aproximar-se do nível alcançado pelos filhos de nativos. A explicação para esses resultados estaria no fato de que, ao migrar, a família teria melhores oportuni-

dades educacionais, pois os locais de destino forneceriam melhores serviços públicos. Além disso, os migrantes possuiriam melhores características não observáveis que os não migrantes. Por fim, a mudança de ambiente beneficiaria a acumulação de capital humano dos filhos, pois efeitos externos diminuiriam a influência da educação dos pais na educação dos filhos.

Schneebaum et al. (2016) estudam o efeito da condição de migração na mobilidade intergeracional de educação na Áustria. Para tanto, consideram três grupos: os austríacos nativos, os migrantes de primeira geração — ou seja, que tomaram a decisão de migrar — e os migrantes de segunda geração — aqueles que nasceram na Áustria, mas são filhos de migrantes. Os resultados confirmam as premissas iniciais, mostrando que os migrantes de segunda geração se beneficiam por crescerem no sistema educacional austríaco, pois possuem maior mobilidade quando comparados aos migrantes de primeira geração. Estes últimos seriam mais dependentes da realização educacional dos pais, devido ao enfrentamento de diferenças culturais e de idioma, que dificultam o sucesso escolar e de treinamento.

de Brauw e Giles (2017) mostram, porém, que o aumento da migração não necessariamente leva a mais investimento em educação. Esses autores encontram uma relação negativa entre oportunidades internas de migração e matrículas no ensino médio em aldeias rurais chinesas. A redução no custo da migração e a facilidade de encontrar emprego no local de destino afetam negativamente a decisão de investir em capital humano quando os migrantes têm menos qualificação e são empregados em ocupações que exigem menos educação — como é o caso das crianças nascidas na zona rural da China. Isso ocorreria porque para esses indivíduos os custos mais baixos de encontrar um emprego aumentariam o retorno líquido deste e, portanto, o custo de oportunidade de permanecer na escola.

Em nível nacional, apenas Sousa (2012) voltou-se para o efeito do *background* familiar de migração sobre a mobilidade intergeracional de educação. Utilizando os dados do Censo de 2000, a autora compara as famílias migrantes e não migrantes das principais regiões de origem e destino da migração no país, concluindo que a mobilidade educacional é maior para os migrantes. Por exemplo, a probabilidade de filhos de pais analfabetos permanecerem analfabetos é de 13,17% para famílias não migrantes e de 6,82% para as migrantes. Esse resultado é atribuído ao efeito da mudança de ambiente causada pela migração, que suplantaria a influência do nível de educação dos pais.

Neste trabalho, o objeto de análise são os migrantes na infância e início da adolescência do Nordeste para o Sudeste. É complexo teorizar a respeito do grau de mobilidade intergeracional de educação para esse grupo, relativamente aos nativos das regiões de origem e de destino. Para essa faixa etária, presume-se que a decisão de migrar foi tomada pelos pais ou responsáveis. Dessa maneira, esse grupo não é positivamente selecionado. Porém, o fato de seus pais o serem pode impactar no investimento realizado na educação dos filhos. Ademais, é possível que a mudança

de ambiente beneficie a acumulação de capital humano, particularmente em vista da migração para uma região com melhores oportunidades educacionais, reduzindo o efeito da educação dos pais na educação dos filhos. Vale notar, porém, que essas crianças e adolescentes são eles mesmos migrantes de primeira geração. Assim, diferenças culturais podem dificultar o sucesso escolar. Além disso, é possível que o aumento na rede social dos migrantes reduza as barreiras ao emprego, fazendo com que os retornos percebidos para um ano adicional de estudo aumentem menos do que o custo de oportunidade de permanecer na escola.

### 3. Metodologia

Para a realização deste trabalho, foi utilizada a edição de 2014 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) até 2015 e descontinuada após esse período<sup>3</sup>. A PNAD era uma pesquisa anual baseada em uma amostra probabilística de domicílios, que investigava características socioeconômicas e demográficas da população.

A PNAD 2014 contou, excepcionalmente, com um suplemento sócio-ocupacional aplicado a uma parcela da amostra original da pesquisa com a finalidade de captar informações relativas à mobilidade intra e intergeracional dos indivíduos. As informações foram obtidas aleatoriamente para uma subamostra de moradores de 16 anos ou mais de idade. Foram incluídas perguntas sobre a unidade da federação de residência do entrevistado quando ele tinha 15 anos de idade<sup>4</sup>, bem como sobre o nível de instrução do homem e da mulher responsáveis por sua criação e que com ele residiam à época. Essas são informações chave para o desenvolvimento deste estudo.

#### 3.1 Coeficiente de persistência intergeracional de educação

A primeira metodologia de análise adotada neste trabalho consistiu na estimação da equação de persistência intergeracional de educação, dada por:

$$S_i^f = \alpha + \beta S_i^p + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\theta} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

em que  $S_i^f$  é o nível de escolaridade do filho adulto (em anos),  $S_i^p$  é o nível de escolaridade do pai (ou, alternativamente, da mãe, também em anos),  $\mathbf{X}_i$  é um vetor-linha de características socioeconômicas,  $\alpha$  e  $\beta$  são coeficientes,  $\boldsymbol{\theta}$  é um vetor-coluna de parâmetros e  $\varepsilon_i$  é um termo aleatório normalmente distribuído. O coeficiente  $\beta$  fornece uma medida do grau de persistência intergeracional de educação. Seu valor indica

<sup>3</sup>A PNAD foi substituída pela PNAD Contínua, que apresenta diferenças importantes em relação à PNAD quanto ao plano amostral, à periodicidade e às informações investigadas.

<sup>4</sup>Embora o suplemento de mobilidade sócio-ocupacional tenha sido implementado em outras edições da PNAD, essa foi a primeira vez que a UF de residência do entrevistado quando ele possuía 15 anos de idade foi investigada.

em quanto a educação esperada dos filhos excede a educação média dos pais, quando esta última eleva-se em um ano. Quanto maior for  $\beta$ , menor será o grau de mobilidade intergeracional (Ramalho e Júnior, 2018).

Para uma adequada definição do nível educacional dos indivíduos, foram excluídos da análise os que ainda frequentavam a escola, já que para eles o nível de escolaridade ainda não estava determinado. Também foram excluídos os indivíduos com menos de 25 anos de idade. Conforme Neidhöfer et al. (2018), esse recorte etário eleva a probabilidade de os indivíduos terem completado sua trajetória educacional, o que evita estimativas tendenciosas.

O modelo foi estimado pelo método dos mínimos quadrados, ponderando-se cada indivíduo por seu fator de expansão e considerando o plano amostral complexo da pesquisa. A variável dependente foi a escolaridade (em anos de estudo) autodeclarada pelos indivíduos que responderam ao suplemento de mobilidade<sup>5</sup>. Para melhor caracterizar a escolaridade dos indivíduos com 15 anos ou mais de estudo, foi utilizada como apoio a variável “nível de instrução mais elevado alcançado”. Para o indivíduo com 15 anos ou mais de escolaridade que declarou não ter completado o ensino superior, atribuíram-se 13 anos de estudo. Para os que declararam ter o superior completo, foram atribuídos 16 anos de estudo.

Uma discussão inevitável quando se estimam equações de persistência intergeracional de educação diz respeito a qual escolaridade adotar (a do pai ou a da mãe?) como variável independente. Há efeitos diretos e indiretos nos processos geradores da persistência intergeracional de educação (Firmo e Soares, 2010; Machado e Gonzaga, 2007). Entre os efeitos diretos relacionados à educação de um filho estão a presença, o auxílio e a supervisão ao longo da vida escolar. Entre os efeitos indiretos podem ser listados aqueles relacionados à renda da família e às condições socioeconômicas que influenciam na formação educacional dos filhos.

Santos (2015) adota a escolaridade materna como variável explicativa na equação de persistência intergeracional de educação, destacando a maior influência direta das mães sobre a educação dos filhos, devido ao fato de, na sociedade brasileira, elas se envolverem mais diretamente com a criação dos filhos do que os pais.

Segundo Beller e Hout (2006), os vínculos estabelecidos pela convivência são mais determinantes para a formação de um indivíduo do que os laços de consanguinidade. Sendo assim, pessoas próximas ao convívio influenciam fortemente nas decisões e na gama de oportunidades de escolarização de pessoas ainda em processo de formação. Dado que as mães, em geral, são o maior elo de convivência e apoio aos filhos, seriam elas as principais influenciadoras da criação do indivíduo.

Há também os efeitos indiretos na formação educacional dos filhos, como os relacionados à estrutura socioeconômica da família. Tais efeitos são mais influenciados

---

<sup>5</sup>Foram excluídos os indivíduos cuja escolaridade era “não determinada e sem declaração”.

pelo pai, pois o número de famílias chefiadas por homens é superior ao de mulheres<sup>6</sup>. Assim, os pais teriam maior influência na tomada de decisões, sob um ponto de vista econômico de chefia do lar, o que afetaria as decisões quanto à formação educacional dos filhos. A maior parte da literatura que faz uso da equação de persistência intergeracional de educação traz a escolaridade do pai como determinante da escolaridade do filho<sup>7</sup>.

Nos trabalhos que apresentam regressões considerando como regressor a escolaridade da mãe ou, alternativamente, a do pai, os resultados revelam maior persistência intergeracional de educação quando a variável explicativa é a escolaridade da mãe (Paschoal, 2008; Gonçalves e Neto, 2013). Em vista desses resultados, e por se considerar que um estudo adequado de mobilidade deve investigar tanto os efeitos diretos, como os indiretos, o presente trabalho considerou tanto a escolaridade do pai, como a da mãe na análise.

O suplemento de mobilidade sócio-ocupacional da PNAD 2014 traz a escolaridade do (da) pai (mãe) do entrevistado apenas em termos da conclusão ou não de ciclos escolares. Assim, a exemplo de Ferreira e Veloso (2003) e de Mahlmeister et al. (2019), alguns procedimentos foram adotados para se obter a escolaridade do (da) progenitor (a) em termos de anos de estudo. Para os indivíduos que responderam que o (a) pai (mãe) tinha o maternal (ou jardim de infância) ou que tinha classe de alfabetização foi atribuído zero anos de estudo. Para os que declararam que o (a) pai (mãe) possuía o nível de alfabetização de jovens e adultos foram atribuídos quatro anos de estudo se esse curso não havia sido concluído, e oito quando concluído. O nível primário (elementar) recebeu quatro anos de estudo quando completo e dois quando incompleto. Os níveis ginásial (médio 1º ciclo) e fundamental (ou 1º grau) foram agrupados, pois se referem ao mesmo nível educacional. Esse nível recebeu oito anos de estudo quando concluído e seis quando não concluído. Os níveis científico, clássico, colegial, normal (médio 2º ciclo) e ensino médio (ou 2º grau) também foram agrupados, pois representam o ensino médio. Esse nível recebeu 11 anos de estudo quando concluído e dez quando não concluído. O nível superior recebeu 16 anos de estudo quando completo e 13 quando incompleto. Para o nível de mestrado ou doutorado, também foram atribuídos 16 anos de estudo. Assim, a variável independente na equação de persistência intergeracional de educação passou a ser a escolaridade do (da) pai (mãe) em número de anos de estudo, podendo variar de 0 a 16.

A equação de persistência intergeracional de educação também contou com controles para idade, cor da pele, sexo, região de residência e localização do domicílio, a saber: a idade declarada pela pessoa e o seu quadrado; uma variável binária que as-

<sup>6</sup>Segundo os dados da PNAD, em 2014, 60,2% das famílias eram chefiadas por homens.

<sup>7</sup>Ferreira e Veloso (2003), Neri e Bonomo (2018), Ramalho e Júnior (2018) e Mahlmeister et al. (2019) usam somente a escolaridade do pai como variável independente na equação de persistência intergeracional de educação. Paschoal (2008) e Gonçalves e Neto (2013) trazem como variável independente tanto a escolaridade do pai, como a da mãe. Hertz et al. (2008) utilizam a média entre a escolaridade do pai e da mãe e Behrman et al. (2001) utilizam o máximo entre elas.

sume o valor um para negros (pretos e pardos), e zero no caso de brancos e amarelos<sup>8</sup>; uma binária que assume valor 1 para feminino e 0 para masculino; quatro binárias para distinguir as cinco macrorregiões do país, adotando-se o Sudeste como categoria de referência; e uma binária que assume valor igual a 1 para residentes em área rural e 0 para área urbana.

A equação de persistência intergeracional de educação incluiu também uma *proxy* que visa captar a migração na infância ou início da adolescência. Como o enfoque dado foi ao movimento migratório que se deu do Nordeste para o Sudeste, tal *proxy* é uma variável binária, denominada “Migrante na infância NE-SE”, igual a um para o indivíduo nascido no Nordeste que, aos 15 anos de idade, residia no Sudeste, e zero caso contrário. Pressupõe-se que, tendo o movimento migratório ocorrido nessa fase do ciclo de vida, a decisão de migrar foi tomada pelos pais ou responsáveis.

Para controlar o efeito dos demais movimentos migratórios, foi incluída a variável binária “Demais migrantes na infância”, que considera aqueles que, aos 15 anos de idade, residiam em região diferente da de nascimento, excluindo-se os que especificamente nasceram no Nordeste e aos 15 anos residiam no Sudeste. Foram, ainda, inseridas quatro variáveis binárias para identificar os indivíduos cuja região de nascimento e de residência aos 15 anos de idade era a mesma, supondo-se que no decorrer desse período não migraram: as variáveis Residente no Norte, Residente no Sudeste, Residente no Sul e Residente no Centro-Oeste. Assim, as pessoas que nasceram no Nordeste e aos 15 anos de idade residiam nessa região se tornaram a categoria de base da análise e foram identificadas no texto como “nativos do Nordeste”.

A fim de comparar o grau de mobilidade intergeracional entre migrantes e nativos da região de origem, os modelos estimados incluíram entre seus regressores variáveis de interação. A primeira delas é a interação entre a escolaridade do pai e a binária “Migrante na infância NE-SE”, a segunda é a interação entre a escolaridade do pai e a binária “Demais migrantes na infância”, e as demais interações se dão entre a escolaridade do pai e as quatro binárias destinadas a captar os indivíduos que entre seu nascimento e os 15 anos de idade permaneceram no Norte, Sudeste, Sul ou Centro-Oeste. As duas primeiras interações visam captar se há diferença no grau de persistência intergeracional de educação entre aqueles que migraram até os 15 anos de idade e aqueles que não o fizeram, tendo nascido e permanecido no Nordeste até essa idade.

Cumprir notar que o movimento migratório do Nordeste para o Sudeste perdeu importância a partir da década de 1980. Assim, foi adotado um recorte que capta os indivíduos que migraram até 1981 — auge da seca que teve seu início em 1979. Para tanto, consideraram-se os indivíduos que nasceram pelo menos 15 anos antes,

<sup>8</sup>O IBGE apresenta as categorias de brancos, amarelos, pretos, pardos e indígenas para cor da pele. Foram excluídos os indivíduos autodeclarados indígenas, por serem pouco representativos na amostra. Os amarelos foram agrupados com os brancos, pois, de acordo com Ramos (2007), eles possuem rendimentos até superiores a estes, sendo que sua junção com outros grupos poderia enviesar as análises e as estimações econométricas.

ou seja, até 1967. Tais indivíduos, na data de referência da PNAD 2014, tinham 48 anos ou mais de idade. Dessa forma, foram estimadas equações de persistência intergeracional de educação para esses indivíduos. A título de comparação, o mesmo modelo foi estimado em separado para os menores de 48 anos.

### 3.2 Modelo de escolha qualitativa: *Logit Ordenado*

A segunda estratégia de análise adotada consistiu no ajuste de um modelo de escolha qualitativa, o *logit*, usual na literatura sobre mobilidade educacional, pois permite estimar a probabilidade de um indivíduo mudar para outro nível educacional. Tal probabilidade depende de características sociodemográficas, do *background* familiar — como a educação dos pais — e da localização geográfica.

O modelo estimado foi um *logit* ordenado, pois a variável dependente “estrato educacional do filho” assume uma ordenação natural, conforme se consideram os diferentes níveis de escolaridade. Tais níveis de escolaridade assumem valores discretos ordenados em um intervalo de 0 a  $J$ . Seguindo a exposição de Greene (2018),  $y_i$  é a variável dependente ordenada com valores de 0 a  $J$ , ao passo que  $y^*$  é uma variável latente. O modelo estrutural é dado por:

$$y^* = \mathbf{x}'\beta + \varepsilon, \quad (2)$$

em que  $\mathbf{x}'$  é um vetor-linha de características observadas,  $\beta$  um vetor-coluna de parâmetros e  $\varepsilon$  um termo de erro aleatório.

A variável observada  $y$  é tal que

$$y = 0, \text{ se } y^* \leq 0 \quad (3)$$

$$y = 1, \text{ se } 0 < y^* \leq \mu_1 \quad (4)$$

$$y = 2, \text{ se } \mu_1 < y^* \leq \mu_2 \quad (5)$$

$$\vdots \quad (6)$$

$$y = J, \text{ se } \mu_{J-1} \leq y^* \quad (7)$$

em que os  $\mu$ 's são categorias de corte desconhecidas a serem estimadas juntamente com  $\beta$ . Neste estudo, propõem-se  $J$  estratos educacionais, logo, há  $J - 1$  categorias de corte.

Assume-se que o erro  $\varepsilon$  segue uma distribuição logística padrão acumulada. Assim, as probabilidades de  $y$  dado  $\mathbf{x}$  são dadas pelas expressões a seguir:

$$P(y = 0|\mathbf{x}) = \Lambda(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \quad (8)$$

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = \Lambda(\mu_1 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \quad (9)$$

$$P(y = 2|\mathbf{x}) = \Lambda(\mu_2 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\mu_1 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \quad (10)$$

$$\vdots \quad (11)$$

$$P(y = J|\mathbf{x}) = 1 - \Lambda(\mu_{J-1} - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \quad (12)$$

em que  $\Lambda$  é a distribuição logística padrão acumulada<sup>9</sup>. Para que as probabilidades sejam positivas, é necessário que  $0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{J-1}$ . Os coeficientes de regressão contidos em  $\boldsymbol{\beta}$  e os  $J - 1$  cortes  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_{J-1}$  são obtidos ao se maximizar a função de log-verossimilhança.

Foi estimado um *logit* ordenado tendo como variável dependente o grau de instrução do filho, que pode assumir como resposta as categorias: indivíduos sem escolaridade ou com fundamental incompleto (categoria de base); indivíduos com ensino fundamental completo ou médio incompleto; indivíduos com ensino médio completo ou superior incompleto e, por fim, indivíduos com diploma universitário. Esse modelo adotou como variáveis independentes três binárias para captar a escolaridade do pai: ensino fundamental completo ou médio incompleto (Escolaridade do pai 1), médio completo ou superior incompleto (Escolaridade do pai 2) e superior completo (Escolaridade do pai 3), sendo adotada como categoria de base a com os indivíduos sem escolaridade ou com ensino fundamental incompleto. Foram adotadas como controles as variáveis idade e idade ao quadrado e binárias para sexo, cor da pele, localização do domicílio e região. Para analisar o recorte migratório, foram inseridas binárias para os migrantes na infância e início da adolescência do Nordeste ao Sudeste, representados pela variável “Migrante na infância NE-SE”. Também foi incluída a binária “Demais migrantes na infância”.

Após estimar o modelo, é necessário testar a hipótese de *odds* proporcionais, que é uma restrição implícita do *logit* ordenado que pode ser compreendida ao se considerar a formulação básica desse modelo em termos de  $J - 1$  variáveis binárias (Greene, 2018):

$$w_{ij} = 1, \text{ se } y_i \leq j, j = 1, 2, \dots, J - 1 \quad (13)$$

$$w_{ij} = 0, \text{ caso contrário.} \quad (14)$$

$$P(w_{ij} = 1|\mathbf{x}_i) = \Lambda(\mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta} - \mu_j) \quad (15)$$

em que  $\Lambda$  é a distribuição logística padrão acumulada.

As expressões (13) a (15) definem um conjunto de  $J - 1$  modelos de escolha binária

<sup>9</sup> $\Lambda(z) = \frac{e^z}{1+e^z}$

com diferentes constantes, mas um vetor de inclinação comum,  $\beta$ . Essa igualdade dos vetores de parâmetros  $\beta$  é a suposição de *odds* proporcionais.

Intuitivamente, o modelo logístico de *odds* proporcionais pressupõe que a “inclinação” da função logística é a mesma para todas as categorias de corte, isto é, que a relação entre cada par de categorias de resposta da variável dependente é a mesma. Assim, os coeficientes que descrevem a relação entre a categoria mais alta da variável dependente *versus* todas as outras são os mesmos que descrevem a relação entre as categorias mais alta e penúltima mais alta combinadas e as inferiores. Em termos do modelo aqui estimado, essa suposição implica que a variação marginal em uma determinada covariada apresenta mesmo efeito quando se considera a probabilidade de ter ensino superior ( $y = 3$ ) *versus* não ter ensino superior ( $y = 0, 1$  ou  $2$ , ou seja, os demais níveis de escolaridade combinados), ou quando se considera a probabilidade de ter ensino médio completo ou superior completo ( $y = 2$  ou  $3$ ) *versus* deter um nível de escolaridade inferior a esses ( $y = 0$  ou  $1$ ). O teste de Brant testa essa suposição, ajustando separadamente os  $J - 1$  modelos de escolha binária definidos em (13) a (15) e colocando à prova a restrição  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{J-1}$ , em que  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{J-1}$  são os vetores de coeficientes dos diferentes *logits* binários. Se a estatística de teste for significativa, há evidência de que a hipótese de *odds* proporcionais foi violada. Nesse caso, o apropriado é adotar um *logit* ordenado generalizado, em que diferentes modelos, isto é, diferentes vetores de coeficientes  $\beta$  são estimados para descrever a relação entre cada par de respostas da variável dependente.

## 4. Resultados e Discussão

### 4.1 Persistência intergeracional de educação

Os resultados da equação de persistência intergeracional de educação podem ser observados na Tabela 1, a seguir.

Observa-se que os indivíduos com 48 anos ou mais de idade possuem um coeficiente de persistência intergeracional de educação maior (0,6989) que a geração mais nova (0,4215). Tal diferença entre coortes já havia sido observada por Mahlmeister et al. (2019), que constataram, com base nos dados da PNAD, uma diminuição no grau de persistência intergeracional de educação de 0,68 em 1996 para 0,49 em 2014.

O coeficiente associado à binária “Migrante na infância NE-SE”, quando considerada a geração mais velha, não é estatisticamente significativo. Contudo, para a subamostra dos menores de 48 anos de idade esse coeficiente é significativo ao nível de 10% e positivo. Seu valor indica que a geração mais nova dos migrantes na infância e início da adolescência do Nordeste para o Sudeste possui um nível de escolaridade, em média e tudo o mais constante, 0,8494 anos superior ao dos indivíduos que até os 15 anos de idade permaneceram no Nordeste.

Para obter a estimativa do coeficiente de persistência intergeracional de educação

**Tabela 1.** Equações de persistência intergeracional de educação, adotando a escolaridade do pai como variável independente, Brasil, 2014. Variável dependente: escolaridade do filho

Variáveis	Menores de 48 anos	48 anos de idade ou mais
Escolaridade do pai	0,4215*** (0,0168)	0,6989*** (0,0329)
Mulher	1,0063*** (0,0744)	0,1742* (0,0929)
Idade	-0,0607*** (0,006)	-0,1230*** (0,0047)
Negro	-0,7964*** (0,0833)	-1,2112*** (0,1128)
Rural	-2,3708*** (0,1311)	-2,3140*** (0,1179)
Migrante na infância NE-SE	0,8494* (0,4339)	-0,4038 (0,4028)
Demais migrantes na infância	1,0202*** (0,2646)	0,5574* (0,2962)
Escolaridade do pai × Migrante na infância NE-SE	-0,1417** (0,0637)	0,1462* (0,0853)
Escolaridade do pai × Demais migrantes na infância	-0,0401 (0,0331)	-0,0035 (0,0649)
Residente no Norte	0,3445* (0,1918)	0,8619*** (0,2535)
Residente no Sudeste	0,8478*** (0,1567)	1,3282*** (0,1565)
Residente no Sul	0,4982*** (0,1771)	0,7745*** (0,1753)
Residente no Centro-Oeste	0,8064*** (0,2617)	0,7931*** (0,2739)
Escolaridade do pai × Residente no Norte	-0,0295 (0,0312)	-0,0031 (0,0529)
Escolaridade do pai × Residente no Sudeste	-0,0248 (0,0206)	-0,1218*** (0,0371)
Escolaridade do pai × Residente no Sul	-0,0058 (0,0247)	-0,1153*** (0,041)
Escolaridade do pai × Residente no Centro-Oeste	-0,018 (0,0325)	-0,0712 (0,0677)
Constante	9,7851*** (0,2535)	12,5455*** (0,3357)
Observações	24.321	24.274
R-quadrado	0,3335	0,3872

Fonte: Microdados da PNAD 2014. Elaboração própria.

Notas: (i) Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses; (ii) \*\*\*, \*\* e \* denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente; (iii) além dos pesos amostrais, incorporou-se às estimações a estrutura do plano amostral da PNAD.

dos nativos do Sudeste, é necessário somar a estimativa do coeficiente associado à educação do pai à estimativa do coeficiente associado à interação entre esta e a binária “Residente no Sudeste”. É possível constatar que os nativos do Sudeste, da subamostra mais velha, possuem um coeficiente associado ao termo de interação com a escolaridade do pai negativo (-0,1218), o que lhes confere menor persistência intergeracional de educação:  $0,6989-0,1218=0,5771$ . O mesmo é verificado para os nativos do Sul, cujo coeficiente de interação é de -0,1153, resultando em um coeficiente de  $0,6989-0,1153=0,5836$ .

O coeficiente associado à variável de interação entre a escolaridade do pai e “Migrante na infância NE-SE” é estatisticamente significativo a 5%, para a subamostra mais nova, e a 10%, para a mais velha. Em se tratando desta última, a interação é positiva e igual a 0,1462, indicando que os migrantes na infância e início da adolescência do movimento migratório do Nordeste ao Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980 possuem a mais elevada persistência intergeracional de educação:  $0,6989+0,1462=0,8451$ . Esse valor indica que o filho de um pai cuja educação exceda em um ano a média terá uma educação cujo valor esperado será 0,8451 acima da média. Portanto, esse indivíduo tende a conservar um nível de educação formal bem próximo ao de seu pai. Em particular, o filho de um analfabeto tem menor chance de ultrapassar o nível educacional de seu pai, se comparado ao indivíduo nascido no Nordeste que permaneceu nessa região até os 15 anos de idade — cujo coeficiente de persistência intergeracional de educação é de 0,6989.

Para a subamostra de menores de 48 anos de idade, por outro lado, é encontrada evidência de *maior* mobilidade. Para a categoria de base — indivíduos que nasceram e permaneceram residindo no Nordeste aos 15 anos de idade —, o coeficiente de persistência intergeracional é de 0,4215. Em se tratando dos migrantes na infância e início da adolescência NE-SE, esse coeficiente é  $0,4215-0,1417=0,2798$ . Esse resultado evidencia uma importante diferença entre os movimentos migratórios do Nordeste ao Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980 e os que ocorreram posteriormente. Vê-se que para a geração mais nova, os resultados estão alinhados aos obtidos por Lam e Liu (2019), Oberdabernig e Schneebaum (2017) e Schneebaum et al. (2016), que identificam maior mobilidade intergeracional para as famílias migrantes, relativamente aos nativos da região de origem. Para a geração mais velha, porém, formada pelos que migraram entre as décadas de 1950 e 1980, encontra-se maior persistência intergeracional de educação, o que se encontra em linha com os resultados de de Brauw e Giles (2017), que observam uma relação negativa entre oportunidades internas de migração e o investimento em educação por parte de famílias migrantes oriundas da região rural da China.

Lam e Liu (2019) identificam três canais pelos quais o *status* educacional é transmitido entre gerações. O primeiro é o efeito natural da transmissão genética, que no próprio texto é parcialmente refutado com base em outras pesquisas. O segundo é a bagagem educacional dos pais, já que pais com maiores níveis de instrução e, por-

tanto, mais bem informados, tendem a se preocupar mais com a educação dos filhos. O terceiro é o efeito dos rendimentos, que suporta a premissa de que pais mais escolarizados possuem maiores rendimentos e, assim, mais recursos para financiar a educação dos filhos. Na visão dos autores, os três canais seriam condicionantes da correlação positiva entre educação dos filhos e de seus pais.

Sobre esses canais é possível estabelecer um paralelo com o caso brasileiro de migração abordado nesta pesquisa. O terceiro canal, relacionado à correlação entre rendimentos dos pais e as condições de investimento na educação dos filhos, pode ser avaliado qualitativamente, ao se analisarem os fatores repulsivos dos residentes na região Nordeste entre as décadas de 1950 e 1980, que estão relacionados principalmente à seca e às suas consequências socioeconômicas, e os fatores atrativos para o Sudeste, como as oportunidades de trabalho, os salários mais elevados, os direitos trabalhistas e a melhor infraestrutura de educação e saúde. Os fatores repulsivos demonstram que os migrantes àquela época não detinham um bom posicionamento no mercado de trabalho e um nível de escolaridade e de rendimento capaz de influenciar positivamente a educação dos filhos. Com relação aos fatores atrativos, os custos mais baixos de encontrar emprego no Sudeste elevaram o retorno líquido do emprego para os migrantes na infância e início da adolescência, e, assim, o custo de oportunidade de permanecer na escola. Assim, a baixa bagagem educacional dos pais e os baixos rendimentos podem servir de fatores explicativos aos resultados encontrados nesta pesquisa, que quantifica a reduzida mobilidade intergeracional de educação dos migrantes nordestinos ao Sudeste, nas faixas etárias da infância e início da adolescência, entre as décadas de 1950 e 1980.

Batista (2006), mediante os dados do Censo demográfico de 2000, analisa o impacto da condição de migração dos pais sobre a alocação de tempo dos filhos com idade entre 10 e 14 anos no estado de São Paulo, verificando a probabilidade de a criança estudar e/ou trabalhar. A autora constata que o deslocamento para São Paulo não necessariamente contribuiu para a redução da pobreza intergeracional. Para migrantes de longo prazo — isto é, que haviam migrado há mais de dez anos da data da pesquisa, o que inclui os que migraram antes dos anos 90 — mesmo com um choque positivo na renda familiar, advindo da migração dos pais, as crianças não necessariamente seriam enviadas à escola ou lá permaneceriam. A autora argumenta que por mais que os migrantes sejam esforçados e hábeis, ainda assim eles carregam características intrínsecas, com destaque para o baixo nível de instrução. Dessa maneira, a garantia de constância e sucesso escolar estaria além do sucesso financeiro alcançado pela família com a migração.

Na Tabela 2, adotou-se a escolaridade da mãe como variável independente associada ao coeficiente de persistência intergeracional de educação. Merece destaque o valor desse coeficiente para os indivíduos com pelo menos 48 anos de idade (0,7833), superior ao encontrado na Tabela 1, quando a escolaridade do pai foi adotada na análise.

O coeficiente associado à variável de interação entre a escolaridade da mãe e a binária migrante na infância NE-SE se mostrou não significativo para a coorte mais velha, não sendo possível, neste caso, afirmar que a mobilidade educacional é menor para os migrantes NE-SE. Porém, conservam-se os achados de uma menor persistência intergeracional de educação para os nativos do Sudeste e do Sul — resultado observado apenas para a geração mais velha.

Analisando os resultados das Tabelas 1 e 2, observa-se que as diferenças no grau de persistência intergeracional de educação entre os diferentes subgrupos de nativos e migrantes eram mais pronunciadas para a geração mais velha, tendo sido dirimidas para os menores de 48 anos.

## 4.2 Modelo Logit

Esta seção é dedicada à apresentação dos resultados da modelagem de escolha qualitativa, o *logit*, que apresenta como variável dependente o logaritmo da razão de probabilidades da escolaridade do filho, ou seja, sua probabilidade de mudar para outro nível educacional.

Para verificar a pressuposição de *odds* proporcionais, apresentada na seção 3.2, foi realizado o teste de Brant, obtendo-se como estatística de teste  $\chi^2 = 1250,36$ , com p-valor de 0,000%<sup>10</sup>. Com a rejeição da hipótese nula, concluiu-se que os modelos não seguem o pressuposto de *odds* proporcionais e, em decorrência disso, estimaram-se modelos *logit* ordenados generalizados, os mais apropriados para esse caso.

Com o *logit* generalizado não foi possível trazer conclusões envolvendo os migrantes na infância e início da adolescência do Nordeste para o Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980 (variável “Migrante na infância NE-SE”), pois os coeficientes não foram significativos ao nível de 10%. Ainda assim, algumas observações foram retiradas para os migrantes na infância entre as demais regiões brasileiras (variável “Demais migrantes na infância”).

Em se tratando da subamostra de indivíduos com 48 anos ou mais de idade, observou-se que, para o migrante na infância entre as demais regiões, as chances de ter o ensino fundamental *versus* não ter sequer esse nível de ensino são 1,374 vezes maiores que para o nativo do Nordeste. Esse indivíduo possui, ainda, 1,235 mais chances de ter concluído o ensino médio (*versus* deter o ensino fundamental ou nenhum ciclo escolar concluído), e 1,483 mais chances de ter um diploma universitário (*versus* o ensino médio, o fundamental ou nenhum ciclo escolar concluído) que o nativo do Nordeste. Portanto, as evidências trazidas pelo modelo indicam que os indivíduos maiores de 48 anos de idade que são migrantes na infância ou início da adolescência entre as regiões brasileiras, exceto aqueles inclusos no movimento migratório NE-SE, possuem maiores chances de apresentar maiores níveis educacionais que o nativo do Nordeste. Para entender esse resultado, é necessário identificar

<sup>10</sup>O resultado do teste de Brant para cada variável do modelo encontra-se no Apêndice.

**Tabela 2.** Equações de persistência intergeracional de educação, adotando a escolaridade da mãe como variável independente, Brasil, 2014. Variável dependente: escolaridade do filho

Variáveis	Menores de 48 anos	48 anos de idade ou mais
Escolaridade da mãe	0,4261*** (0,0168)	0,7833*** (0,0308)
Mulher	1,0469*** (0,0744)	0,2481*** (0,0933)
Idade	-0,0453*** (0,0063)	-0,1102*** (0,0047)
Negro	-0,8074*** (0,0846)	-1,1377*** (0,1097)
Rural	-2,3929*** (0,1312)	-2,3500*** (0,1128)
Migrante na infância NE-SE	0,9637* (0,4937)	0,0435 (0,4748)
Demais migrantes na infância	1,1443*** (0,2583)	0,7877*** (0,3055)
Escolaridade da mãe × Migrante na infância NE-SE	-0,1369* (0,0756)	-0,0199 (0,0871)
Escolaridade da mãe × Demais migrantes na infância	-0,0193 (0,0370)	-0,0433 (0,0682)
Residente no Norte	0,3263 (0,1985)	1,0650*** (0,2625)
Residente no Sudeste	1,0400*** (0,1596)	1,3693*** (0,1560)
Residente no Sul	0,7051*** (0,1800)	0,8751*** (0,1771)
Residente no Centro-Oeste	1,0216*** (0,2529)	0,9753*** (0,2846)
Escolaridade da mãe × Residente no Norte	-0,0224 (0,0302)	-0,0884 (0,0674)
Escolaridade da mãe × Residente no Sudeste	-0,0208 (0,0211)	-0,1133*** (0,0356)
Escolaridade da mãe × Residente no Sul	-0,005 (0,0243)	-0,1525*** (0,0441)
Escolaridade da mãe × Residente no Centro-Oeste	-0,0356 (0,0317)	-0,1330* (0,0728)
Constante	9,0268*** (0,2721)	11,6396*** (0,3321)
Observações	24.321	24.274
R-quadrado	0,3331	0,3895

Fonte: Microdados da PNAD 2014. Elaboração própria.

Notas: (i) Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses; (ii) \*\*\*, \*\* e \* denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente; (iii) além dos pesos amostrais, incorporou-se às estimações a estrutura do plano amostral da PNAD.

**Tabela 3.** Coeficientes estimados e *odd ratios* do modelo *logit* ordenado generalizado, Brasil, 2014. Variável dependente: nível de escolaridade do filho

Variáveis	Menores de 48 anos		48 anos ou mais de idade	
	coef.	exp(coef.)	coef.	exp(coef.)
<b>Ensino fundamental</b>				
Escolaridade do pai 1	1,206***	3,340	1,716***	5,562
Escolaridade do pai 2	2,241***	9,403	2,228***	9,281
Escolaridade do pai 3	3,060***	21,328	3,114***	22,511
Idade	-0,239***	0,787	-0,081***	0,922
Idade ao quadrado	0,002***	1,002	0,000	1,000
Mulher	0,434***	1,543	0,084*	1,087
Negro	-0,469***	0,626	-0,605***	0,546
Rural	-1,246***	0,288	-1,353***	0,258
Migrante na infância NE-SE	0,462**	1,587	0,272	1,313
Demais migrantes na infância	0,435***	1,545	0,318***	1,374
Residente no Norte	0,156*	1,169	0,632***	1,881
Residente no Sudeste	0,559***	1,749	0,588***	1,800
Residente no Sul	0,332***	1,394	0,317***	1,373
Residente no Centro-Oeste	0,351***	1,420	0,260**	1,297
Constante	5,967***		3,896***	
<b>Ensino médio</b>				
Escolaridade do pai 1	0,986***	2,680	1,654***	5,228
Escolaridade do pai 2	1,912***	6,767	2,347***	10,454
Escolaridade do pai 3	2,880***	17,814	2,871***	17,655
Idade	-0,120***	0,887	0,000	1,000
Idade ao quadrado	0,001*	1,001	0,000	1,000
Mulher	0,460***	1,584	0,125**	1,133
Negro	-0,516***	0,597	-0,601***	0,548
Rural	-1,160***	0,313	-1,384***	0,251
Migrante na infância NE-SE	0,055	1,056	0,162	1,176
Demais migrantes na infância	0,363***	1,438	0,211*	1,235
Residente no Norte	0,196***	1,217	0,527***	1,694
Residente no Sudeste	0,455***	1,576	0,471***	1,602
Residente no Sul	0,115*	1,122	0,193**	1,213
Residente no Centro-Oeste	0,287***	1,332	0,221*	1,247
Constante	2,917***		2,387**	
<b>Ensino superior</b>				
Escolaridade do pai 1	0,929***	2,532	1,333***	3,792
Escolaridade do pai 2	1,760***	5,812	1,945***	6,994
Escolaridade do pai 3	3,086***	21,889	2,621***	13,749
Idade	0,106*	1,112	0,100**	1,105
Idade ao quadrado	-0,001*	0,999	-0,001***	0,999
Mulher	0,618***	1,855	0,041	1,042
Negro	-0,620***	0,538	-0,684***	0,505
Rural	-1,241***	0,289	-1,512***	0,220
Migrante na infância NE-SE	-0,536*	0,585	0,325	1,384
Demais migrantes na infância	0,384***	1,468	0,394**	1,483
Residente no Norte	0,126	1,134	0,315**	1,370
Residente no Sudeste	0,434***	1,543	0,440***	1,553
Residente no Sul	0,319***	1,376	0,113	1,120
Residente no Centro-Oeste	0,562***	1,754	0,354**	1,425
Constante	-4,443***		-4,523***	

Fonte: Microdados da PNAD 2014. Elaboração própria.

Notas: (i) \*\*\*, \*\* e \* denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente; (ii) além dos pesos amostrais, incorporou-se às estimações a estrutura do plano amostral da PNAD; (iii) a categoria de base da condição de migração são os nascidos no Nordeste que aos 15 anos de idade residiam nessa região.

o perfil do migrante entre as demais regiões brasileiras entre as décadas de 1950 e 1980.

Usando dados da PNAD de 1996, Jannuzzi (2016) estima a mobilidade intrageracional dos responsáveis pelo domicílio homens de 15 a 74 anos de idade. O autor encontra que a migração de sulistas para a fronteira agrícola do Centro-Oeste e Norte foi mais bem sucedida como estratégia de mobilidade sócio-ocupacional comparativamente à migração de nordestinos para a região metropolitana de São Paulo ou para o Centro-Oeste/Norte. Isso porque os trabalhadores rurais e proprietários autônomos do Sul (e seus filhos), ao migrarem para o Centro-Oeste e Norte, conseguiram se tornar proprietários agrícolas ou se inserir em ocupações urbanas de maior *status*, uma vez que os centros urbanos foram se formando e exigindo mão de obra nas atividades do comércio, serviços sociais e na administração pública.

Uma vez que há evidências de que movimentos migratórios além do ocorrido do NE-SE demonstraram ter melhores resultados em termos de mobilidade ocupacional, é possível inferir que o mesmo processo possa ter ocorrido do ponto de vista de mobilidade educacional, corroborando o resultado encontrado de que os maiores de 48 anos de idade, migrantes na infância entre as demais regiões do país, possuem maiores chances de terem níveis escolares mais avançados, incluindo o ensino superior.

Para a amostra dos menores de 48 anos de idade, foram encontradas evidências significativas envolvendo o grupo pertencente aos migrantes na infância e início da adolescência do Nordeste para o Sudeste. Essas pessoas possuem chances de ter o ensino fundamental completo *versus* não ter sequer esse nível de ensino 1,587 vezes maiores que o nativo do Nordeste. Identificou-se, porém, que para esses indivíduos as chances de possuir nível superior (*versus* nível médio ou fundamental) são 0,585 vezes menores que para os nativos do Nordeste. Ou seja, essas pessoas possuem maiores chances de completar o nível fundamental, mas em se tratando do ensino superior ainda apresentam maiores dificuldades quando comparados aos nativos do Nordeste até os 15 anos de idade. A limitação da escolaridade do migrante nordestino criança ou adolescente com destino ao Sudeste ao nível básico de ensino pode ter relação com o motivo da migração da família.

de Oliveira e de Martino Jannuzzi (2005) estudaram os motivos da migração interna no Brasil, identificando que 36,4% das pessoas que migraram do Nordeste para a Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) tinham como motivação o trabalho e apenas 1,7% tiveram como motivação o estudo. Observando as pessoas que migraram do Nordeste para o Centro-Oeste, foi identificado que 37% tinham como motivação o trabalho, muito próximo ao movimento NE-RMSP, e 5% tinham como motivação seus estudos. Ou seja, a educação possui menor relevância na decisão de migração NE-SE e isso se reflete na menor chance de se ter um diploma universitário. Vale ressaltar que a mobilidade educacional não depende somente de fatores microsociais — como a motivação individual —, dependendo também de causas macroestruturais. Ainda assim, é possível inferir que as motivações individuais possuem efeitos não mensu-

ráveis sobre o comportamento do migrante na sua região de destino, que afetam sua forma de usufruir dos serviços educacionais da região em que reside.

Com relação aos que migraram entre as demais regiões, foram encontradas evidências muito próximas das já comentadas para a amostra daqueles com 48 anos ou mais de idade. As chances de esses indivíduos deterem o ensino fundamental são 1,545 maiores que para os nativos do Nordeste, e de terem o ensino médio (*versus* terem o ensino fundamental ou sequer isso) 1,438 vezes maiores.

Com relação aos que aos 15 anos de idade residiam na mesma região de nascimento, identificaram-se maiores chances de ter concluído um nível de ensino para os nativos do Sudeste. Por exemplo, para esses indivíduos, as chances de ter o ensino fundamental são 1,80 vezes maiores que para os nativos do Nordeste, em se tratando dos maiores de 48 anos de idade.

## 5. Considerações finais

Na estimação dos coeficientes de persistência intergeracional de educação, identificou-se que a subamostra de menores de 48 anos de idade possui coeficiente de persistência menor que os maiores de 48 anos de idade, reforçando que coortes mais jovens tendem a maior mobilidade educacional. Para essa subamostra mais jovem, os migrantes na infância NE-SE possuem, em média e tudo o mais constante, um nível de escolaridade 0,8494 anos superior ao dos nativos do Nordeste e não migrantes até os 15 anos de idade.

Foi possível identificar que os migrantes na infância NE-SE entre as décadas de 1950 e 1980 possuem o mais alto grau de persistência intergeracional de educação (0,8451), superior aos nativos tanto de sua região de destino (Sudeste: 0,5771) quanto de origem (Nordeste: 0,6989). Tal resultado pode ser explicado pela influência do *background* familiar, pelos baixos rendimentos das famílias migrantes desse período e pelo fato de os menores custos de encontrar emprego no Sudeste elevarem o retorno líquido do emprego para os migrantes na infância e início da adolescência, e, assim, o custo de oportunidade de permanecer na escola.

Em resumo, o migrante na infância ou primeiros anos da adolescência NE-SE entre as décadas de 1950 a 1980 possui a mais baixa mobilidade intergeracional de educação, quando comparado ao nativo da região de origem ou de destino. Esses resultados são distintos do movimento de migração mais recente entre essas mesmas regiões, que demonstra melhores indicadores de mobilidade. O migrante nordestino que desertou de sua região pelos devastáveis efeitos da seca e buscou a esperança no Sudeste provavelmente conseguiu encontrar melhores condições de sustento para sua família, mas não necessariamente conseguiu ampliar o horizonte educacional de seus filhos tanto quanto famílias em outros cenários conseguiram. Educação tende a não estar no topo das prioridades quando as demais necessidades básicas não são atendidas.

Este trabalho contribuiu para aprofundar o conhecimento a respeito do impacto da migração na mobilidade intergeracional de educação, bem como para um maior entendimento acerca do desempenho educacional dos filhos de migrantes nordestinos para o Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980. Pesquisas futuras poderão avançar explorando, no contexto desse fluxo migratório, as diferenças entre filhos e filhas na persistência intergeracional de educação, bem como analisando o comportamento da mobilidade educacional quando se consideram diferentes níveis de escolaridade dos pais.

## Referências

- Batista, N. N. F. (2006). *Trabalho infantil e migração no Estado de São Paulo*. Doutorado em economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, USP, São Paulo.
- Behrman, J. R., Gaviria, A., e Székely, M. (2001). Intergenerational Mobility in Latin America [with Comments]. *Economía*, 2(1):1–44.
- Beller, E. e Hout, M. (2006). Intergenerational social mobility: the United States in comparative perspective. *Future Child.*, 2(16):19–36.
- Bird, K. (2007). The intergenerational transmission of poverty: an overview. *Chronic Poverty Research Centre Working Paper*, (99).
- Chiswick, B. R. (1978). The effect of americanization on the earnings of foreign-born men. *Journal of Political Economy*, 86(5):897–921.
- Chiswick, B. R. (1999). Are immigrants favorably self-selected? *The American Economic Review*, 89(2):181–185.
- da Rosa dos Santos-Júnior, E., Menezes-Filho, N., e Ferreira, P. C. (2005). Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 35(3):299–331.
- de Brauw, A. e Giles, J. (2017). Migrant Opportunity and the Educational Attainment of Youth in Rural China. *J. Human Resources*, 52(1):272–311.
- de Oliveira, K. F. e de Martino Jannuzzi, P. (2005). Motivos para migração no Brasil e retorno ao Nordeste: padrões etários, por sexo e origem/destino. *São Paulo em Perspectiva [online]*, 19(4):134–143.
- Ferraz, I. V. C. (2012). *Lutas, Glórias e Desencantos: A peregrinação do retirante nordestino para São Paulo nas décadas de 1950 a 1960*. Mestrado em ciências sociais, PUC São Paulo, São Paulo.
- Ferreira, S. G. e Veloso, F. A. (2003). Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(3):481–513.

- Firmo, M. G. e Soares, R. R. (2010). Uma análise da transmissão intergeracional de capital humano no Brasil. In: *Anais do 38º Encontro Nacional de Economia*, Salvador. Anpec.
- Fontes, P. R. R. (2002). *Comunidade Operária, Migração Nordestina e Lutas Sociais: São Miguel Paulista (1945-1966)*. Doutorado em história, Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Campinas.
- Gonçalves, M. B. C. e Neto, R. M. S. (2013). Persistência intergeracional de educação no Brasil: o caso da Região Metropolitana do Recife. *Estudos Econômicos*, 43(3):435–463.
- Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis*. Pearson, New York, NY, 8th edition.
- Hertz, T., Jayasundera, T., Piraino, P., Selcuk, S., Smith, N., e Verashchagina, A. (2008). The inheritance of educational inequality: International comparisons and fifty-year trends. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2).
- Jannuzzi, P. d. M. (2016). Mobilidade social no contexto de adversidades crescentes do mercado de trabalho brasileiro dos anos 1990. *Economia e Sociedade*, 11(2):255–278.
- Lam, D. (1999). Generating Extreme Inequality: Schooling, Earnings, and Intergenerational Transmission of Human Capital in South Africa and Brazil. *Population Studies Center Research Report*, (99).
- Lam, K.-C. e Liu, P.-W. (2019). Intergenerational Educational Mobility in Hong Kong: Are Immigrants More Mobile than Natives? *Pacific Economic Review*, 24(1):137–157.
- Machado, D. C. e Gonzaga, G. (2007). O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. *Revista Brasileira de Economia [online]*, 61(4):449–476.
- Mahlmeister, R., Ferreira, S. G., Veloso, F., Menezes-Filho, N., e Komatsu, B. K. (2019). Revisitando a Mobilidade Intergeracional de Educação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia [online]*, 73(2):159–180.
- Neidhöfer, G., Serrano, J., e Gasparini, L. (2018). Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America: A new database. *Journal of Development Economics*, 134:329–349.
- Neri, M. e Bonomo, T. (2018). Returns to Education, Intergenerational Mobility and Inequality Changes in Brazil. In: *Anais do 46º Encontro Nacional de Economia*, Rio de Janeiro. Anpec.
- Oberdabernig, D. e Schneebaum, A. (2017). Catching up? The educational mobility of migrants' and natives' children in Europe. *Applied Economics*, 49(37):3701–3728. PMID: 28620245.

- Paschoal, I. P. (2008). Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. Mestrado em economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, USP, Ribeirão Preto.
- Ramalho, H. M. B. e Júnior, J. L. S. N. (2018). Dinâmica intergeracional de educação e coresidência entre pais e filhos adultos no Brasil. *Análise Econômica*, 36(69):231–266.
- Ramos, L. (2007). A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-Real: o papel da escolaridade e do desemprego. *Economia Aplicada [online]*, 11(2):281–301.
- Salim, C. (1992). A migração: o fato e a controvérsia teórica. *Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. São Paulo. Campinas: ABEP.
- Santos, F. V. L. d. (2015). Tal mãe, tal filho? Uma análise da mobilidade educacional intergeracional no Brasil em 1996 e 2012. Mestrado em demografia, Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Campinas.
- Schneebaum, A., Rimplmaier, B., e Altzinger, W. (2016). Gender and migration background in intergenerational educational mobility. *Education Economics*, 24(3):239–260.
- Sen, A. (2005). *Desenvolvimento como liberdade*. Companhia das Letras, São Paulo, SP.
- Silva, N. V. e Hasenbalg, C. (2000). Tendências da desigualdade educacional no Brasil. *Dados*, 43(3):423–445.
- Sousa, R. B. d. (2012). Dinâmica intergeracional educacional no Brasil: um estudo sobre as famílias migrantes, seletividade e efeitos do ambiente. Mestrado em economia, Centro de Ciências Sociais e Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa.
- SUDENE (2017). Observatório do Desenvolvimento do Nordeste [ODNE] - Migração.
- UN (1970). Manual VI: methods of measuring internal migration. *Population studies*, (47).

## Apêndice:

**A.1.** Resultados do teste de Brant para o modelo *logit* ordenado. Brasil, 2014. Variável dependente: nível de escolaridade do filho

Variável	$\chi^2$	$p > \chi^2$
Escolaridade do pai 1	38,31	0,000
Escolaridade do pai 2	20,91	0,000
Escolaridade do pai 3	2,16	0,339
Idade	192,18	0,000
Idade ao quadrado	83,52	0,000
Mulher	10,45	0,005
Negro	8,39	0,015
Rural	3,95	0,138
Residente no Norte	17,85	0,000
Residente no Sudeste	25,20	0,000
Residente no Sul	10,78	0,005
Residente no Centro-Oeste	23,80	0,000

Fonte: Microdados da PNAD 2014. Elaboração própria.