

# Efeito da migração interna na infância sobre a mobilidade intergeracional de educação

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

**Resumo:** 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 divide-se em duas partes: 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 encontrados mostram que 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.

**Palavras-chave:** Mobilidade Intergeracional. Educação. Migração.

**Abstract:** This paper analyzes the intergenerational educational mobility in Brazil according to the condition of migration. We intend to verify changes in the educational status of individuals, given parental education status, with an emphasis on the differences observed between early-age migrants and natives. Special attention is given to the analysis of the educational mobility of individuals who migrated in childhood or early adolescence from the Northeast to the Southeast region between the 1950s and 1980s, considering the importance of this migratory flow in the recent history of the country. The data used come from the National Household Sample Survey (PNAD/IBGE) of 2014, which included socio-occupational mobility supplementary information. The methodology is divided into two parts: the estimation of the intergenerational persistence of education, using a linear regression model; and the adjustment of an ordered logit model for schooling levels. Our results show that the migrant in childhood or early adolescence from the Northeast to the Southeast between the 1950s and 1980s has the lowest intergenerational mobility in education when compared to natives in the region of origin or destination.

**Keywords:** Intergenerational Mobility. Education. Migration.

**JEL:** O15, J62, J15.

**Área da submissão:** População, migração e desenvolvimento

## 1. INTRODUÇÃO

Os trabalhos sobre mobilidade social estudam a mudança de posição dos indivíduos dentro da estrutura hierárquica de uma sociedade. A análise da mobilidade educacional, em particular, busca entender a mudança de posição de uma pessoa, ou de um grupo socioeconômico, dentro dos estratos educacionais.

---

<sup>1</sup> Bacharel em Economia pela Universidade Federal de São Carlos e Mestre em Economia e Desenvolvimento pela Universidade Federal de São Paulo (Unifesp). E-mail: [thamirys.16@hotmail.com](mailto:thamirys.16@hotmail.com)

<sup>2</sup> Professora Adjunta no Departamento de Economia da Unifesp. E-mail: [daniela.vaz@unifesp.br](mailto:daniela.vaz@unifesp.br)

A mobilidade intergeracional de educação pode ser definida como a mudança do *status* educacional de um filho em relação ao *status* educacional de seus pais. Quando o *status* da geração mais nova supera o da anterior, considera-se que há um processo de mobilidade ascendente. Sendo assim, quanto mais forte for a influência das características dos pais sobre os seus filhos, mais persistente será a repetição de características e menor será a mobilidade intergeracional.

A baixa mobilidade intergeracional de renda e de educação é uma das causas da alta desigualdade<sup>3</sup> 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). Assim, a baixa mobilidade intergeracional de educação no Brasil dificulta a quebra do ciclo intergeracional de pobreza, que, por sua vez, contribui para a manutenção dos altos níveis de desigualdade, e, conseqüentemente, para o menor nível de bem-estar geral da sociedade.<sup>4</sup>

A trajetória educacional de uma pessoa está intimamente relacionada ao ambiente e às oportunidades que a cercaram. A construção desse ambiente, sobretudo nos primeiros anos de vida, é relacionada à estrutura familiar<sup>5</sup>. Já a estrutura de oportunidades configura o 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 sua região de origem não seriam alcançáveis.

A literatura sobre mobilidade intergeracional de educação no Brasil apresenta três principais conclusões: o país tem uma alta persistência educacional entre as gerações; apesar da alta persistência, é identificado um processo de mobilidade ascendente<sup>6</sup>; e o grau de mobilidade é distinto entre os diferentes recortes populacionais<sup>7</sup>, como raça, região e estrutura familiar. 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 com relação aos filhos de não migrantes. Na literatura nacional a principal referência é Sousa (2012), que utiliza os dados do Censo demográfico de 2000, encontrando evidências de mobilidade educacional ascendente para os filhos de famílias migrantes em relação às não migrantes.

Dentre os movimentos migratórios nacionais, o ocorrido do Nordeste para o Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980 configura um dos mais complexos e determinantes para a economia regional do país, tendo em vista os fatores expulsivos da região nordestina, como a estiagem e suas conseqüências socioeconômicas, e os atrativos do Sudeste, como as oportunidades de emprego e o maior amparo de infraestrutura de educação e saúde. As

---

<sup>3</sup> Sousa (2012) também ressalta que a teoria econômica sustenta que o ritmo de acumulação do capital humano influencia a distribuição de renda. Por sua vez, Paschoal (2008), por meio da teoria do background educacional, estabelece uma relação entre a mobilidade intergeracional de educação – ou a falta desta – e a desigualdade social.

<sup>4</sup> Há estudos que enfatizam a inter-relação entre mobilidade educacional, de renda e ocupacional. Netto Júnior, Ramalho e Silva (2013), mostram a influência da educação dos pais sobre a situação de trabalho dos filhos. Quanto maior a escolarização dos pais, menor é a chance de o filho tornar-se empregado doméstico, empregado sem carteira assinada ou autônomo. Os autores concluem, ainda, que a mobilidade de renda é pouco provável sem a mobilidade educacional.

<sup>5</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 destinado à educação dos filhos); o capital cultural da família (propicia um ambiente mais adequado ao aprendizado); e a estrutura dos arranjos familiares (interação dos indivíduos na estrutura social).

<sup>6</sup> Mählmeister et al. (2017) por meio de uma estimação por mínimos quadrados da escolaridade dos filhos em função da escolaridade dos pais, com dados das PNAD's de 1996 e 2014, os autores apresentaram um coeficiente de persistência educacional de 0,68 para 1996 e de 0,49 para 2014.

<sup>7</sup> (RAMALHO; NETTO JÚNIOR, 2018, MAHLMEISTER et al., 2017)

implicações econômicas e sociais desse movimento já foram amplamente discutidas na literatura, uma vez que o saldo migratório do período é muito significativo. Porém, sob o prisma da mobilidade intergeracional de educação, identifica-se uma lacuna na discussão. Assim, neste trabalho enfatiza-se o fluxo migratório do Nordeste ao Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980. O objetivo é estudar a mobilidade intergeracional de educação dos migrantes na infância e início da adolescência. Para tal, foram considerados os indivíduos que nasceram na região Nordeste e que aos 15 anos residiam na região Sudeste. Foram empregadas duas metodologias de análise: a estimação do coeficiente de persistência intergeracional de educação e um modelo de escolha qualitativa (o logit ordenado) para os níveis de escolaridade. Os dados utilizados foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2014, que contou com um suplemento de mobilidade sócio-ocupacional.

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 educacional intergeracional. A seção 3 caracteriza brevemente o movimento migratório de interesse neste trabalho, o êxodo rural nordestino. A seção 4 apresenta a base de dados e as metodologias empregadas de análise, ao passo que a seção 5 discute os resultados encontrados. A seção 6 encerra o trabalho com as considerações finais.

## **2. CONDIÇÃO DE MIGRAÇÃO E MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO**

Estudos têm mostrado que, controlados fatores observáveis, o migrante ganha mais por hora trabalhada do que o não migrante, ou seja, existe um efeito não observado, associado à condição de migrante, que impacta positivamente o desempenho no mercado de trabalho. Para o Brasil, esse efeito foi constatado por Santos Júnior, Menezes-Filho e Ferreira (2005). A seleção positiva dos migrantes estaria associada ao fato de serem, em média, mais aptos, ambiciosos, agressivos, motivados ou empreendedores do que os não migrantes.

Na literatura internacional, há evidências de que a condição de migração também exerce um efeito no grau de mobilidade educacional intergeracional, com maior mobilidade sendo observada entre os filhos de migrantes. Lam e Liu (2019), em estudo sobre a mobilidade educacional em Hong Kong, 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. Os filhos de migrantes também possuem maior mobilidade em termos de acesso à educação universitária do que os filhos de pais nativos nesse país. Oberdabernig e Scheneebaum (2017) constata 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 nível educacional de seus pais 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 oportunidades educacionais, já que os locais de destino forneceriam melhores serviços públicos, quando comparados aos locais de origem. Além disso, o grupo de migrantes possuiria melhores características não observáveis que o de não migrantes. Por fim, a mudança de ambiente beneficiaria a acumulação de capital humano dos filhos, já que efeitos externos passariam a diminuir o efeito da educação dos pais na educação dos filhos.

Schneebaum, Rimplmaier e Altzinger (2015) analisam o efeito do *background* familiar de migração sobre a mobilidade intergeracional de educação. Para tal, empregam análises econométricas uni e multivariadas com base nos dados da pesquisa estatística da União

Europeia de 2011<sup>8</sup> sobre a renda e as condições de vida na Áustria. Para avaliar os efeitos do *background* migratório, os autores analisam três grupos: os austríacos nativos, os migrantes<sup>9</sup> de primeira geração - ou seja, os que tomaram a decisão de migrar - e os migrantes de segunda geração - aqueles que nasceram na Áustria, mas são filhos de migrantes. Os resultados encontrados pelos autores vão de encontro com suas premissas iniciais, mostrando que os migrantes de segunda geração puderam se beneficiar por nascer e crescer no sistema educacional austríaco, pois possuem maior mobilidade quando comparados aos migrantes de primeira geração. Estes seriam mais dependentes da realização educacional dos pais, devido ao enfrentamento de barreiras sociais como diferenças culturais e de idioma, que dificultam o sucesso escolar e de treinamento, além da exclusão de informações relacionadas a programas escolares, que o migrante que não domina a língua local perderia naturalmente.

Na literatura de mobilidade intergeracional de educação em países da América Latina é possível destacar o trabalho desenvolvido por Antman (2011), que estuda os efeitos de curto prazo da migração de pais mexicanos para os Estados Unidos. Os principais resultados revelam que, no curto prazo, ter um pai nos Estados Unidos reduz as horas de estudo dos filhos e aumenta o número de horas trabalhadas. A decomposição da amostra por idade e sexo demonstra que esse efeito é mais forte entre meninos de 12 a 15 anos de idade, o que poderia ser explicado pelas dificuldades financeiras enfrentadas após a migração. Caso o pai não tenha sucesso imediato na procura de emprego nos Estados Unidos, no curto prazo a família deste migrante terá que tirar um ou mais filhos da escola e o direcionar ao trabalho.

Antman (2011), sobre a questão de gênero, explica que com a migração do pai, a chefia da família e as decisões sobre consumo e investimento são transferidas para a mãe, sendo que, tudo o mais constante, a mulher tende a investir mais na educação dos filhos e a gastar mais com a educação das meninas.

Para Antman (2011) o exemplo paterno de migração poderia ensinar aos filhos que a educação mexicana não é bem recompensada nos Estados Unidos. Há estudos que já demonstraram que o retorno à educação estrangeira nos EUA é relativamente baixo (BRATSBURG; RAGAN, 2002; GONZALEZ, 2003; FRIEDBERG, 2000). Além disso, Antman (2011) sugere que as oportunidades de migração podem impactar negativamente os investimentos educacionais em casa. Este seria o efeito denominado “*brain gain/brain drain*” também já estudado por deBrauw e Giles (2006), que encontraram uma relação negativa entre oportunidades internas de migração e matrículas no ensino médio em aldeias rurais chinesas.

Em outra pesquisa, Antman (2012) pressupõe que a migração dos pais não afetaria os resultados educacionais de filhos com 20 anos ou mais de idade, uma vez que estes já teriam concluído os estudos. No entanto, para filhos em idade escolar haveria a possibilidade do efeito da migração paterna. De fato, por meio da metodologia de efeitos fixos a autora encontra um efeito estatisticamente significativo da migração paterna para filhas nos primeiros anos de vida<sup>10</sup>.

Outra contribuição relevante de Antman (2012) é a de que não foi encontrado um efeito estatisticamente significativo da migração doméstica dos pais mexicanos, sendo significativo apenas para a migração internacional. Sendo assim, a ausência do pai não desempenha um papel importante na determinação dos resultados educacionais dos filhos, sejam meninos ou meninas.

Em nível nacional, até onde se sabe apenas Sousa (2012) voltou-se para essa questão. A autora comparou as famílias migrantes e não migrantes das principais regiões de destino e de origem da migração do país, concluindo que a mobilidade educacional é maior para o grupo de

---

<sup>8</sup> Na época da pesquisa em 2011 os entrevistados tinham entre 25 e 59 anos de idade, o que significa que eles nasceram entre os anos de 1951 e 1986.

<sup>9</sup> A amostra de migrantes inclui apenas os advindos de países fora da União Europeia.

<sup>10</sup> Para as meninas com menos de 20 anos de idade cujo pai migrou do México aos Estados Unidos há um aumento da escolaridade igual a 0,73 anos comparado aos pais com filhas acima dos 20 anos.

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. Esses resultados, no entanto, baseiam-se nos dados do Censo demográfico de 2000. Desde então, o país vivenciou um importante avanço em seus índices educacionais. Quando comparadas as gerações de trabalhadores brasileiros das últimas décadas (trabalhadores brasileiros nascidos entre 1931 e 1950 *versus* trabalhadores brasileiros nascidos entre 1951 e 1970), percebe-se um aumento na escolaridade da população nacional, evidenciado tanto pela diminuição do percentual de indivíduos cujos pais nunca frequentaram a escola, que passou de 51,5% para 43,3% de uma geração para a outra, como pelo aumento no percentual de indivíduos cujos pais apresentam níveis educacionais mais elevados, visto que o percentual de trabalhadores cujos pais concluíram pelo menos o segundo grau aumentou de 5,2% para 7,1% (SILVA JÚNIOR; SAMPAIO, 2015). Essa informação se torna relevante quando se busca analisar o efeito familiar na acumulação de capital humano dos indivíduos e mensurar a transmissão intergeracional de educação. Tal aumento da escolarização da população torna necessário visitar os dados mais recentes de mobilidade para verificar se há continuidade das tendências anteriormente identificadas.

### 3. O ÊXODO RURAL NORDESTINO

A dinâmica migratória representa um dos principais temas das discussões de desenvolvimento regional e crescimento econômico. Temas relevantes no âmbito econômico, como o processo de urbanização, o desenvolvimento produtivo e as relações no mercado de trabalho, estão correlacionados com os processos de deslocamento populacional.

O Brasil vivenciou importantes fluxos migratórios, sobretudo em nível inter-regional, a partir da década de 1950. Como consequência, a proporção de pessoas não residentes em seu estado de origem cresceu de 9,86% em 1950 para 14,97% em 1980, fechando 2000 em 15,33%<sup>11</sup>.

Este trabalho apresenta contribuições sobre a mobilidade intergeracional de educação sob um enfoque migratório nacional. Dedica-se ao principal fluxo migratório inter-regional do país no século XX, a migração de nordestinos para o Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980. O principal motivador dessa migração foi a busca por inserção no mercado de trabalho do Sudeste<sup>12</sup>.

Esse processo migratório intensificado a partir da década de 1950 ficou conhecido como o êxodo rural nordestino, um processo de problemática social, dados os motivos que o ocasionaram. Há uma divisão entre fatores de expulsão da região nordestina e fatores de atração para outras regiões.

Segundo Fontes (2002) entre as décadas de 1950 e 1970 a capital paulista, região que reunia muitos fatores atrativos, triplicou em tamanho, sendo que a população de origem nordestina cresceu dez vezes. Como resultado, o Censo de 1970 apontava São Paulo como a região metropolitana com a maior concentração de população migrante. O mesmo censo indicava que quase 70% da população economicamente ativa da cidade havia passado por algum tipo de experiência migratória.

Ainda segundo Fontes (2002), estima-se que 38 milhões de pessoas saíram do campo entre as décadas de 1950 e 1980, o que alterou o perfil socioeconômico brasileiro. Os trabalhadores oriundos do Nordeste compunham a maioria dos recém-chegados em São Paulo, empregando-se nos mais variados ramos da indústria e dos serviços. São Paulo figurou como o

---

<sup>11</sup> Dados dos Censos demográficos do IBGE.

<sup>12</sup> Apesar da redução gradual desse fluxo, destaca-se a importância histórica: da população total residente no Sudeste os nordestinos correspondiam a 9,35% em 2000 e a 7,92% em 2010 (SUDENE, 2017)

principal destino dadas as expectativas de se encontrar emprego de forma mais fácil e com melhor remuneração. Havia também a expectativa de recebimento dos direitos trabalhistas, comumente ausentes nas relações de trabalho da zona rural.

Outro fator de atração dos migrantes nordestinos ao Sudeste, principalmente para a região metropolitana de São Paulo, foi a série de benefícios urbanos, sobretudo nas áreas de saúde e educação.

A economia agrícola do Nordeste, caracterizada por uma estrutura predominantemente latifundiária e de baixa produtividade, mostrou-se, após a década de 1950, incapaz de acompanhar o desenvolvimento econômico do Centro-Sul do país. Os trabalhadores do campo tinham dificuldade de acesso à terra, o que comprometia a renda e induzia as famílias a migrar. Some-se a isso as elevadas taxas de crescimento vegetativo, que mais uma vez reforçavam a decisão de migração (FONTES, 2002).

Além dos componentes de fundo socioeconômico, também os componentes climáticos serviram como fator de expulsão do nordestino. As prolongadas estiagens induziram as decisões de migração, já que eram um fator limitante que afetava a segurança alimentar e a sobrevivência das famílias. Segundo Ferraz (2012), entre as décadas de 1950 a 1980 foram registrados seis períodos de secas. Segundo as estatísticas do Departamento de Imigração e Colonização do Estado de São Paulo, entre os anos de 1952 e 1961 foram registrados 1.140.065 migrantes, destacando-se como os anos de maior fluxo migratório 1952, em meio a grande estiagem prolongada, e os anos de 1958 e 1959, com 101.788 e 120.968 migrantes, respectivamente (FERRAZ, 2012). Outras secas importantes listadas por esse autor foram as de 1966, 1970, 1976 e a seca prolongada entre os anos de 1979 e 1982.

Em suma, pode-se concluir que fatores atrativos como emprego, salários mais elevados, direitos trabalhistas e infraestrutura de saúde e de educação estimularam as migrações rumo ao Centro-Sul do país, principalmente para o estado de São Paulo. Há também fatores expulsivos, como as secas e suas consequências socioeconômicas, que pressionaram as famílias nordestinas em busca de novas oportunidades. A união desses dois fatores formou um dos principais movimentos migratórios do país, que em muito contribuiu com a dinâmica urbana brasileira. Em vista de sua importância, este trabalho confere-lhe especial ênfase: estuda-se a mobilidade intergeracional de educação de indivíduos que migraram na infância ou início da adolescência do Nordeste para o Sudeste entre 1950 e 1981 - ano do auge da seca que teve início em 1979. Como alternativa metodológica, em face da limitação de dados disponíveis na PNAD, considerou-se como migrante na infância ou adolescência o indivíduo que possuía como grande 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 o processo de tomada de decisão sobre a mudança de região de residência provavelmente foi tomado por seus pais ou responsáveis.

#### 4. 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>13</sup>. A PNAD era uma pesquisa anual baseada em uma amostra probabilística de domicílios, que investigava diversas características socioeconômicas, como educação, trabalho e rendimento, além de características gerais da população, como idade, sexo, cor, composição da família e do domicílio, migração, fecundidade etc.

---

<sup>13</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.

A edição 2014 da PNAD 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 o nível de instrução e a ocupação do homem e da mulher responsáveis pela criação do entrevistado e que com ele residiam quando tinha 15 anos de idade. Essas são informações chave para o desenvolvimento deste estudo.

#### 4.1. Coeficiente de persistência intergeracional de educação

Uma das metodologias de análise adotadas neste trabalho consiste na estimação do modelo de regressão linear que representa a equação de transmissão educacional:

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

em que  $S_i^f$  é o nível de instrução do filho adulto,  $S_i^p$  é o nível de escolaridade do pai,  $\mathbf{X}_i$  é um vetor-linha de características socioeconômicas e regionais,  $\alpha$  e  $\beta$  são coeficientes,  $\boldsymbol{\theta}$  é um vetor-coluna de parâmetros e  $\varepsilon_i$  é um termo aleatório normalmente distribuído e com variância constante. O coeficiente  $\beta$  fornece uma medida do grau de persistência intergeracional de educação<sup>14</sup>. Assim, quanto maior seu valor, menor será o grau de mobilidade intergeracional (RAMALHO; NETTO JUNIOR, 2018).

O modelo foi estimado pelo método dos mínimos quadrados, ponderando-se cada indivíduo por seu fator de expansão, fornecido juntamente com os microdados da pesquisa. Para a obtenção das variáveis dependente e explanatórias foram necessárias algumas transformações e criações de variáveis, a partir dos dados originais da PNAD, conforme será exposto a seguir.

A variável dependente adotada no modelo foi a escolaridade autodeclarada pelos indivíduos que responderam ao suplemento de mobilidade. Assim, foram excluídos os indivíduos cuja escolaridade era “não determinada e sem declaração”. Cumpre, ainda, notar que para melhor caracterizar a escolaridade dos indivíduos com 15 anos ou mais de estudo foi utilizada como apoio a variável nível de instrução, que traz a informação sobre a escolaridade em termos de ter completado ou não os ciclos escolares. Para o indivíduo com 15 anos ou mais de escolaridade que ao ser indagado sobre seu nível de instrução declarou não ter completado o ensino superior, atribuíram-se 13 anos de escolaridade. Para os que declararam o nível de instrução superior completo, foi atribuída a escolaridade de 16 anos de estudo<sup>15</sup>.

Para uma adequada definição do nível educacional dos filhos foram excluídos da base os indivíduos que ainda frequentavam a escola, já que para estes o nível de escolaridade ainda não estava determinado. Também foi realizado um recorte etário, excluindo-se da base os indivíduos com menos de 25 anos de idade.<sup>16</sup>

Uma série de procedimentos foram necessários para se construir a variável escolaridade do pai em termos de anos de estudo. Para os indivíduos que responderam que o pai tinha o maternal (ou jardim de infância) ou que tinha classe de alfabetização foi atribuído zero anos de

---

<sup>14</sup> É forçoso admitir que o modelo padece da omissão de variáveis relevantes para a determinação do nível de escolaridade dos indivíduos, em razão da indisponibilidade de informações, como, por exemplo, o acesso ao crédito, o nível de habilidade individual e de atributos cognitivos, bem como fatores socioemocionais. Caso esses fatores estejam correlacionados com uma ou mais variáveis explanatórias do modelo, podem levar ao problema da endogeneidade, que acarreta a obtenção de estimativas viesadas dos parâmetros. Em vista dessa limitação, a magnitude dos coeficientes deve ser analisada com cautela.

<sup>15</sup> Metodologia semelhante foi adotada por Mahlmeister et al. (2017).

<sup>16</sup> Conforme Neidhöfer, Serrano e Gasparini (2018), esse procedimento de limite etário garante que os indivíduos tenham uma maior probabilidade de ter completado sua trajetória educacional, o que evitaria estimativas tendenciosas.

estudo. Para os que declararam que o pai possuía o nível de alfabetização de jovens e adultos foram atribuídos 4 anos de estudo se este curso não havia sido concluído, e 8 anos de estudo quando concluído. O nível primário (elementar) recebeu 4 anos de estudo quando completo e 2 anos de estudo quando incompleto. Os níveis ginásial (médio 1º ciclo) e fundamental (ou 1º grau) foram agrupados, uma vez que se referem ao mesmo nível educacional. Esse nível recebeu 8 anos de estudo quando concluído e 6 anos quando não concluído. Já 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 10 anos quando não concluído. O nível superior de graduação recebeu 16 anos de estudo quando completo e 13 anos quando incompleto. Para o nível de mestrado ou doutorado foram atribuídos também 16 anos de estudo. Em resumo, o trabalho usa como variável explanatória na equação do grau de persistência educacional a escolaridade do pai em número de anos de estudo, podendo variar de 0 a 16.

A equação de persistência educacional estimada também contou com controles para idade, cor, sexo, região de residência e localização do domicílio, a saber: a idade declarada pela pessoa e o seu quadrado; uma variável binária que assume o valor um para pretos e pardos (doravante negros), e zero no caso de brancos e amarelos<sup>17</sup>; uma variável binária que assume valor 1 para feminino e 0 para masculino; quatro variáveis binárias para distinguir as cinco macrorregiões, adotando-se o Sudeste como categoria de referência; e uma variável binária que assume valor igual a 1 para residentes em área rural e 0 para área urbana.

Por fim, a equação de persistência intergeracional incluiu, além dos controles supracitados, uma variável *proxy* que visa captar o indivíduo que migrou na infância ou início da adolescência. Conforme explicitado na seção 3, o enfoque dado é no movimento migratório que se deu do Nordeste para o Sudeste, razão pela qual tal *proxy* é uma variável binária 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 do indivíduo, a decisão de migrar foi tomada por seus pais ou responsáveis, o que tornaria tal *proxy* um indicador da condição ser filho de migrante. A construção desse indicador requer a informação sobre o local de residência do entrevistado quando ele possuía 15 anos de idade — variável disponível no suplemento de mobilidade da PNAD de 2014.

Cumpre notar, adicionalmente, 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 o ano de 1981 - auge da seca que teve seu início em 1979. Para tanto, consideraram-se os indivíduos que nasceram pelo menos 15 anos antes, ou seja, até 1967. Tais indivíduos, na data de referência da PNAD 2014, tinham 48 anos ou mais de idade. Dessa forma, foram estimadas regressões de persistência intergeracional de educação para dois grupos etários: os com 48 anos ou mais de idade e os com menos de 48 anos.

## 4.2. Modelo de escolha qualitativa: Logit Ordenado

A segunda estratégia para o tratamento dos dados foi o ajuste de um modelo de escolha qualitativa, o logit. Nesse modelo tem-se que a variável dependente  $Y$  é o logaritmo da razão

---

<sup>17</sup> O IBGE apresenta as categorias de brancos, amarelos, negros, pardos e indígenas para cor/raça. Foram excluídos da amostra os indivíduos autodeclarados indígenas, por serem pouco representativos na amostra. Os amarelos foram agrupados junto com os brancos, pois, de acordo com Ramos (2007), eles possuem rendimentos até superiores que os brancos, sendo que seu agrupamento em outros grupos poderia enviesar as análises e as estimações econométricas. Para Quadros e Maia (2010), as pessoas ocupadas da cor branca ou amarela estão inseridas nos grupos mais altos da pirâmide social, como os empregadores e os colarinhos-brancos. Brancos e amarelos representam três quartos dos empregadores nos estratos superiores, embora sejam apenas 51% dos ocupados.



de probabilidades, a qual é uma função linear dos regressores, e a função densidade de probabilidade é a distribuição logística padrão acumulada.

A escolha do modelo logit, usual na literatura de mobilidade educacional, é justificada pelo objetivo de estimar a probabilidade de o indivíduo mudar para outro nível educacional. Tal probabilidade depende de características sociodemográficas do indivíduo, de seu *background* familiar - como a educação dos pais - e da localização geográfica.

O modelo a ser estimado é especificado como um logit ordenado, já que a variável dependente “estrato educacional do filho” assume uma ordenação implícita, conforme se consideram os diferentes níveis de escolaridade. Tais níveis de escolaridade podem assumir valores discretos ordenados em um intervalo de 0 a  $j$ . Seguindo a exposição de Greene (2002, p. 869),  $y_i$  é a variável dependente ordenada com valores de 0 a  $j$ , ao passo que  $y_i^*$  é uma variável latente, ou seja, não observada. O modelo estrutural é dado por:

$$\begin{aligned} y_i^* &= \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon, \text{ em que} & (2) \\ y &= 0, \text{ se } y^* \leq 0 \\ y &= 1, \text{ se } 0 < y^* \leq \mu_1 \\ y &= 2, \text{ se } \mu_1 < y^* \leq \mu_2 \\ &\vdots \\ y &= j, \text{ se } \mu_{j-1} \leq y^* \end{aligned}$$

em que os  $\mu$  são categorias de corte desconhecidas a serem estimadas juntamente com  $\boldsymbol{\beta}$ . Neste estudo, propõem-se  $j$  estratos para o nível educacional, logo, haverá  $j - 1$  cortes entre as categorias.

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

$$P(y_i = 0|\mathbf{x}_i) = \Lambda(-\mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta}) \quad (3)$$

$$P(y_i = 1|\mathbf{x}_i) = \Lambda(\mu_1 - \mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(-\mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta}) \quad (4)$$

$$P(y_i = 2|\mathbf{x}_i) = \Lambda(\mu_2 - \mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\mu_1 - \mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta}) \quad (5)$$

$\vdots$

$$P(y_i = j|\mathbf{x}_i) = 1 - \Lambda(\mu_{j-1} - \mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta}) \quad (6)$$

em que  $\Lambda$  é a distribuição logística padrão acumulada. Para que as probabilidades sejam positivas faz-se necessário que  $0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{j-1}$ .

Com relação aos efeitos marginais dos regressores, estes possuem valores diferentes dos coeficientes, já que o modelo é não linear, sendo obtidos mediante as derivadas:

$$\frac{\partial P(y_i = 0|\mathbf{x}_i)}{\partial x_i} = -\lambda(\mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta})\boldsymbol{\beta} \quad (7)$$

$$\frac{\partial P(y_i = 1|\mathbf{x}_i)}{\partial x_i} = [\lambda(-\mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta}) - \lambda(\mu_1 - \mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta})]\boldsymbol{\beta} \quad (8)$$

$\vdots$

$$\frac{\partial P(y_i = j|\mathbf{x}_i)}{\partial x_i} = [\lambda(\mu_{j-1} - \mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta})]\boldsymbol{\beta} \quad (9)$$

em que  $\lambda$  é a derivada de  $\Lambda$ .

Após estimado o modelo de logit ordenado, é necessário testar a hipótese de *odds* proporcionais. Segundo Long e Freese (2001), tendo uma equação que representa as probabilidades cumulativas e que demonstra que o pressuposto de *odds* proporcionais é

equivalente a  $J - 1$  regressões binárias, supõe-se que os coeficientes de inclinação são idênticos em cada regressão:

$$P(y \leq m|X) = F(\tau_m - X\beta) \text{ para } m = 1, \dots, J - 1 \quad (10)$$

Sendo assim, as curvas de probabilidade são paralelas, sendo diferenciadas apenas pelo seu deslocamento ao longo do eixo, o que implica o pressuposto de que os  $\beta$  são iguais nas diferentes equações. Esse pressuposto pode ser testado comparando-se as estimativas das  $J - 1$  regressões binárias.

$$P(y \leq m|X) = F(\tau_m - X\beta_m) \text{ para } m = 1, J - 1 \quad (11)$$

Para verificar a pressuposição de *odds* proporcionais, foram realizados dois testes. O primeiro - o teste de verossimilhança - compara a probabilidade do logaritmo do logit ao obtido pelo agrupamento de  $J - 1$  lógites binários, fazendo um ajuste para a correlação entre os resultados binários definidos por  $y \leq m$  (LONG; FREESE, 2001, p. 151). A hipótese nula desse teste é a de que não há diferença entre os diferentes modelos, sendo, portanto, a hipótese de *odds* proporcionais plausível. O segundo é o teste de Brant, que testa a hipótese de *odds* proporcionais para cada variável individualmente. Sendo assim, quando a estatística do teste de Brant é significativa, há uma evidência de que a hipótese de *odds* proporcionais foi violada.

Caso a hipótese de *odds* proporcionais seja rejeitada, o apropriado é adotar um logit generalizado, que é dado por

$$P(Y_i > j) = g(X\beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)\}}, j = 1, 2, \dots, M - 1 \quad (12)$$

em que  $M$  é o número de categorias da variável dependente ordinal. Assim, pode-se determinar que as probabilidades que  $Y$  assumirá em cada um dos valores  $1, \dots, M$  serão iguais a:

$$P(Y_i = 1) = 1 - g(X_i\beta_j) \quad (13)$$

$$P(Y_i = j) = g(X_i\beta_{j-1}) - g(X_i\beta_{j-1}) - g(X_i\beta_j) \quad j = 2, \dots, M - 1 \quad (14)$$

$$P(Y_i = M) = g(X_i\beta_{M-1}) \quad (15)$$

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 5.1. Persistência intergeracional de educação

Na equação de persistência intergeracional de educação foi inserida uma variável *proxy* com o objetivo de captar o efeito de ser migrante na infância ou início da adolescência do Nordeste para o Sudeste sobre a mobilidade educacional. Essa variável é binária e recebe o valor um no caso de indivíduo nascido no Nordeste que aos 15 anos de idade residia no Sudeste, e zero caso contrário. Ressalta-se que ao migrar até os 15 anos de idade, presume-se que a decisão de migração foi tomada pelos pais ou responsável, tendo a migração nessa fase de idade um possível efeito distinto quando comparado à migração na fase adulta.

Para controlar o efeito dos demais movimentos migratórios, foi incluída a variável “Demais migrantes na infância”, que considera todos os indivíduos que, aos 15 anos de idade, residiam em região diferente da de nascimento, excluindo-se aqueles que especificamente nasceram no Nordeste e aos 15 anos residiam no Sudeste.

Além disso, foram 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, assim, que no decorrer desse período não houve atividade migratória: as variáveis Residente no Norte, Residente no Sudeste, Residente no Sul e Residente no Centro-Oeste. Dessa forma, as pessoas que nasceram no Nordeste e aos 15 anos de idade residiam nessa região se tornaram a categoria de base da comparação e são identificados ao longo do texto como “nativos do Nordeste”.

Dado que o movimento migratório do Nordeste para o Sudeste teve maior importância entre as décadas de 1950 e 1980, foi adotado um recorte para captar os indivíduos que fizeram parte dessa onda migratória entre o momento de seu nascimento e os 15 anos de idade. Esse recorte consistiu em considerar na amostra apenas os indivíduos que, na data de referência da PNAD 2014, possuíam pelo menos 48 anos de idade. O indivíduo com exatos 48 anos de idade na data de referência da PNAD de 2014 nasceu em 1967 e migrou com seus pais ou responsável entre 1967 e 1981. A título de comparação dos resultados, o mesmo modelo é estimado em separado para os indivíduos menores de 48 anos. Os resultados podem ser observados na Tabela 1, a seguir.

Tabela 1 - Equações de persistência intergeracional de educação, Brasil, 2014. Variável dependente: Escolaridade do Filho.

	Menores de 48 anos	48 anos de idade ou mais
Escolaridade do pai <sup>18</sup>	0,4215*** (0,0168)	0,6989*** (0,0329)
Mulher	1,0063*** (0,0744)	0,1742* (0,0929)
Idade	-0,0607*** (0,0060)	-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 X Migrante na infância NE-SE	-0,1417** (0,0637)	0,1462* (0,0853)
Escolaridade do pai X 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 x Residente no Norte	-0,0295 (0,0312)	-0,0031 (0,0529)
Escolaridade do pai x Residente no Sudeste	-0,0248 (0,0206)	-0,1218*** (0,0371)

<sup>18</sup> A mesma regressão foi estimada adotando-se a escolaridade da mãe como variável explicativa associada ao coeficiente de persistência intergeracional de educação. Os resultados encontram-se em linha com os observados ao se considerar a escolaridade do pai. Cumpre destacar o valor do coeficiente de persistência intergeracional de educação encontrado para os indivíduos com pelo menos 48 anos de idade (0,7833), superior ao encontrado quando a escolaridade do pai foi adotada na análise. Os resultados foram omitidos pela limitação de espaço, mas podem ser solicitados aos autores.

Escolaridade do pai x Residente no Sul	-0,0058 (0,0247)	-0,1153*** (0,0410)
Escolaridade do pai x Residente no Centro-Oeste	-0,0180 (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

Notas: Além dos pesos amostrais, também se incorporou às estimações a estrutura do plano amostral da PNAD Contínua. \*\*\*, \*\* e \* denotam os coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Fonte: Microdados da PNAD 2014. Elaboração própria.

Na comparação entre os dois grupos etários, 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 já havia sido observada por Mahlmeister et al. (2017), que constatou uma diminuição no grau de persistência intergeracional de educação para as coortes mais jovens 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.

Na literatura é comum a comparação do grau de mobilidade intergeracional entre migrantes e nativos da mesma região de origem. A fim de realizar esse tipo de comparação, o modelo estimado na Tabela 1 possui, 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 variáveis binárias destinadas a captar os indivíduos que entre seu nascimento e os 15 anos de idade permaneceram residindo no Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, respectivamente. As duas primeiras interações mencionadas 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.

Por meio dessas binárias e suas interações com a escolaridade do pai foi possível observar que os indivíduos 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 persistência intergeracional de educação de  $0,6989 - 0,1153 = 0,5836$ .

A variável de interação entre a escolaridade do pai e “Migrante na infância NE-SE” é estatisticamente significativa a 10% para as duas subamostras. Para a faixa etária mais velha a interação é positiva e igual a 0,1462, sugerindo que os migrantes na infância e início da adolescência do movimento migratório do Nordeste ao Sudeste entre as décadas de 1950 e 1980 possuem maior persistência intergeracional de educação. Para esse subgrupo, o coeficiente de persistência educacional é dado por:  $0,6989 + 0,1462 = 0,8451$ . 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 — para quem o coeficiente de persistência intergeracional de educação é de 0,6989.

Para a subamostra dos indivíduos menores de 48 anos de idade, por outro lado, é encontrada evidência de *maior* mobilidade educacional para os migrantes na infância e início da adolescência. Para a categoria de base - indivíduos que nasceram e permaneceram residindo no Nordeste aos 15 anos de idade - o coeficiente de mobilidade intergeracional corresponde a 0,4215. Em se tratando dos migrantes na infância e início da adolescência NE-SE, esse coeficiente é dado por  $0,4215 - 0,1417 = 0,2798$ . 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 à literatura. Sousa (2012), por exemplo, identifica maior mobilidade intergeracional para as famílias migrantes. A autora, que utiliza os dados do Censo demográfico de 2000, confronta as famílias migrantes com as famílias nativas da sua região de origem, observando um menor grau de persistência intergeracional de educação para os migrantes. Esse resultado é atribuído à influência dos efeitos externos, isto é, ao efeito da mudança de ambiente causada pela migração, que suplantaria a influência do nível de educação dos pais. Oberdabernig e Schneebaum (2017) também encontram resultados nesse sentido, em estudo sobre a mobilidade intergeracional de educação entre filhos de migrantes e de nativos na Europa. O trabalho traz evidências de uma diminuição da lacuna existente entre os níveis educacionais de nativos e migrantes das gerações mais recentes. Ou seja, pais migrantes são em média menos educados que os pais nativos, mas os filhos de migrantes geralmente são capazes de superar o nível de educação de seus pais e assim ficarem próximos de atingir o nível educacional de seus pares nativos. Resultados semelhantes foram encontrados por Lam e Liu (2019), que analisam a mobilidade intergeracional de educação em Hong Kong entre 1991 e 2011. Dentre as principais conclusões estão que os filhos de migrantes possuem maior mobilidade quando comparados aos filhos de nativos de Hong Kong. O mesmo resultado também é verificado em termos de acesso à educação universitária, pois filhos de migrantes continuam apresentando maior mobilidade intergeracional de educação.

Lam e Liu (2019) identificam três diferentes 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, portanto, 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, dispõem de mais recursos para o financiamento da 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 três canais é possível estabelecer um paralelo com o caso brasileiro de migração que é objeto de estudo desta pesquisa. O terceiro canal, relacionado à correlação entre rendimentos dos pais e as condições de investimento na educação dos filhos, é verificado qualitativamente durante a fundamentação do recorte migratório (seção 3). Nessa seção foram analisados os fatores expulsivos dos indivíduos residentes na região Nordeste entre as décadas de 1950 e 1980, que estão relacionados principalmente à seca e às consequências socioeconômicas dela. Também foram discutidos os fatores atrativos para a região Sudeste, como as oportunidades de trabalho, os salários mais elevados, os direitos trabalhistas e a melhor infraestrutura de educação e saúde. Os fatores expulsivos demonstram que os migrantes àquela época não detinham um bom posicionamento no mercado de trabalho e, conseqüentemente, um nível de rendimento capaz de influenciar positivamente na educação dos filhos. Por outro lado, em que pesem os fatores atrativos, eles não foram capazes de suplantarem o efeito do *background* familiar no caso desses indivíduos.

Sendo 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 que os migrantes nordestinos ao Sudeste, nas faixas etárias da infância e início da adolescência, entre as décadas de 1950 a 1980 possuíam e que os diferencia dos demais movimentos migratórios.

Ferreira-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. Dentre as principais contribuições está a evidência de que o deslocamento geográfico para São Paulo não pode ser visto como um processo que contribui para a redução da pobreza intergeracional. Além disto, a autora apresenta que para migrantes de longo prazo — que ela considera como aqueles que migraram há mais de dez anos da data da pesquisa, o que incluiria 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 garantia de constância e sucesso escolar está além do sucesso financeiro da família alcançado com a migração.

Ferreira-Batista e Cacciamali (2012) voltam a analisar o trabalho infantil, separando a amostra entre crianças cujos responsáveis residem no estado de São Paulo há pelo menos dez anos e migrantes recentes. Há a evidência de que a incidência de trabalho infantil para os filhos de migrantes de longo prazo é próxima da dos filhos de pais paulistas não migrantes. Tal evidência, segundo as autoras, reforça a hipótese de que a melhor condição socioeconômica dos migrantes, após o período de adaptação à região de destino, reduz a probabilidade de os filhos ofertarem trabalho. Porém, essa seletividade positiva no âmbito da oferta de trabalho não é verificada no âmbito educacional, isto é, não há compatibilização da inserção escolar dos filhos de migrantes com a dos filhos de não migrantes.

Ferreira-Batista (2006) argumenta em seus resultados que por mais que os migrantes sejam esforçados e hábeis, ainda assim eles carregam características intrínsecas, com destaque para o baixo nível de instrução, que não garantem a constância e sucesso escolar dos filhos.

## 5.2. 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, estima a probabilidade de um filho mudar para outro nível educacional.

Foi estimado um modelo logit ordenado tendo como variáveis explicativas três *dummies* para a escolaridade do pai: o fundamental completo ou ensino médio incompleto (Escolaridade do pai 1), ensino médio completo ou superior incompleto (Escolaridade do pai 2) e superior completo (Escolaridade do pai 3), sendo adotada como categoria de base os indivíduos sem escolaridade ou com fundamental incompleto. Foram adotados como controles as variáveis idade e idade ao quadrado e binárias para sexo, raça, localização do domicílio e região. Para analisar o recorte migratório foram inseridas as variáveis binárias para os indivíduos que fazem parte do movimento migratório focado neste trabalho, os migrantes na infância e início da adolescência do Nordeste ao Sudeste, representados pela variável “Migrante na infância NE-SE”. Também foi incluída a variável binária para os indivíduos que migraram entre as demais regiões, a variável “Demais migrantes na infância”.

Para verificar a pressuposição de *odds* proporcionais foram realizados os testes de verossimilhança e de Brant para as duas sub-amostras de interesse: os de 48 anos ou mais de idade e os menores de 48 anos. Com a rejeição da hipótese nula conclui-se que as duas amostras

não seguem o pressuposto de *odds* proporcionais e em decorrência disso estimou-se um modelo logit ordenado generalizado, caracterizado como o modelo mais apropriado para esses casos.

Tabela 2 - Logit Ordenado Generalizado - Recorte Migratório, Brasil, 2014.

	Menores de 48 anos			48 anos ou mais de idade		
	Coef.	P> z	exp(coef.)	Coef.	P> z	exp(coef.)
<b>Escolaridade 0</b>						
Escolaridade do pai 1	1,206	0,000	3,340	1,716	0,000	5,562
Escolaridade do pai 2	2,241	0,000	9,403	2,228	0,000	9,281
Escolaridade do pai 3	3,060	0,000	21,328	3,114	0,000	22,511
Idade	-0,239	0,000	0,787	-0,081	0,006	0,922
Idade ao quadrado	0,002	0,000	1,002	0,000	0,544	1,000
Mulher	0,434	0,000	1,543	0,084	0,093	1,087
Negro	-0,469	0,000	0,626	-0,605	0,000	0,546
Rural	-1,246	0,000	0,288	-1,353	0,000	0,258
Migrante na infância NE-SE	0,462	0,031	1,587	0,272	0,142	1,313
Demais migrantes na infância	0,435	0,000	1,545	0,318	0,007	1,374
Residente no Norte	0,156	0,054	1,169	0,632	0,000	1,881
Residente no Sudeste	0,559	0,000	1,749	0,588	0,000	1,800
Residente no Sul	0,332	0,000	1,394	0,317	0,000	1,373
Residente no Centro-Oeste	0,351	0,000	1,420	0,260	0,035	1,297
Constante	5,967	0,000		3,896	0,000	
<b>Escolaridade 1</b>						
Escolaridade do pai 1	0,986	0,000	2,680	1,654	0,000	5,228
Escolaridade do pai 2	1,912	0,000	6,767	2,347	0,000	10,454
Escolaridade do pai 3	2,880	0,000	17,814	2,871	0,000	17,655
Idade	-0,120	0,004	0,887	0,000	0,109	1,000
Idade ao quadrado	0,001	0,084	1,001	0,000	0,839	1,000
Mulher	0,460	0,000	1,584	0,125	0,019	1,133
Negro	-0,516	0,000	0,597	-0,601	0,000	0,548
Rural	-1,160	0,000	0,313	-1,384	0,000	0,251
Migrante na infância NE-SE	0,055	0,773	1,056	0,162	0,410	1,176
Demais migrantes na infância	0,363	0,001	1,438	0,211	0,093	1,235
Residente no Norte	0,196	0,009	1,217	0,527	0,000	1,694
Residente no Sudeste	0,455	0,000	1,576	0,471	0,000	1,602
Residente no Sul	0,115	0,096	1,122	0,193	0,017	1,213
Residente no Centro-Oeste	0,287	0,001	1,332	0,221	0,092	1,247
Constante	2,917	0,000		2,387	0,023	
<b>Escolaridade 2</b>						
Escolaridade do pai 1	0,929	0,000	2,532	1,333	0,000	3,792
Escolaridade do pai 2	1,760	0,000	5,812	1,945	0,000	6,994
Escolaridade do pai 3	3,086	0,000	21,889	2,621	0,000	13,749
Idade	0,106	0,062	1,112	0,100	0,026	1,105
Idade ao quadrado	-0,001	0,076	0,999	-0,001	0,003	0,999
Mulher	0,618	0,000	1,855	0,041	0,582	1,042
Negro	-0,620	0,000	0,538	-0,684	0,000	0,505
Rural	-1,241	0,000	0,289	-1,512	0,000	0,220
Migrante na infância NE-SE	-0,536	0,071	0,585	0,325	0,233	1,384
Demais migrantes na infância	0,384	0,006	1,468	0,394	0,021	1,483
Residente no Norte	0,126	0,265	1,134	0,315	0,043	1,370
Residente no Sudeste	0,434	0,000	1,543	0,440	0,000	1,553
Residente no Sul	0,319	0,001	1,376	0,113	0,316	1,120
Residente no Centro-Oeste	0,562	0,000	1,754	0,354	0,049	1,425

Constante	-4,443	0,000	-4,523	0,002
-----------	--------	-------	--------	-------

Notas: Além dos pesos amostrais, também se incorporou às estimações a estrutura do plano amostral da PNAD.  
Fonte: Microdados da PNAD 2014. Elaboração própria.

Com o logit generalizado não foi possível trazer conclusões envolvendo os migrantes na infância e início da adolescência da região Nordeste para Sudeste (variável “Migrante na infância NE-SE”), pois os coeficientes foram não significativos ao nível mínimo de significância de 10%. Ainda assim, algumas observações são 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, observa-se que ser migrante na infância entre as demais regiões torna a probabilidade de se ter ao menos o ensino fundamental 1,374 maior que probabilidade de não ter sequer esse nível de ensino.

Um efeito positivo também foi encontrado para o ensino médio. Os migrantes na infância entre as demais regiões possuem uma probabilidade de ter o ensino médio completo 1,235 vezes maior do que a chance de não ter concluído esse ciclo escolar, sendo isso ao nível de significância de 10%.

Para o mais alto nível de ensino analisado neste estudo tem-se que o migrante na infância entre as demais regiões tem uma chance de ter o ensino superior completo igual a 1,483 vezes a chance de não deter um diploma. 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 até o início da década de 1980, possuem maiores chances de apresentarem maiores níveis educacionais. Tal resultado pode ser alinhado com o motivo da migração. Para entender o perfil do migrante entre as demais regiões brasileiras se faz necessário identificar os demais fluxos migratórios de destaque entre as décadas de 1950 a 1980<sup>19</sup>.

Jannuzzi (2002) relaciona migração e mobilidade sócio-ocupacional à luz dos dados da PNAD de 1996, seguindo a premissa obtida pelos estudos clássicos de que os determinantes da mobilidade são em geral a industrialização, a urbanização e o acesso à escolarização. Através da estimativa da mobilidade intrageracional dos responsáveis pelo domicílio homens de 15 a 74 anos de idade o autor encontrou as seguintes relações:

- 40,7% dos nascidos no Nordeste e residentes na região metropolitana de São Paulo alcançaram mobilidade ascendente, ao passo que a maioria (45,5%) permaneceu imóvel e 13,8% descenderam;
- 36,2% dos nascidos no Nordeste e residentes no Centro-Oeste/Norte alcançaram mobilidade ascendente, ao passo que a maioria (52,1%) permaneceu imóvel e 11,7% descenderam;
- 56,8% dos nascidos no Sul e residentes no Centro-Oeste/Norte alcançaram mobilidade ascendente, ao passo que a maioria (30,1%) permaneceu imóvel e 13,1% descenderam.

Jannuzzi (2002) interpreta que a migração de sulistas para a fronteira agrícola do Centro-Oeste e Norte foi mais bem sucedida como estratégia de mobilidade sócio-ocupacional, pois os trabalhadores rurais e proprietários autônomos no Sul (e seus filhos), ao migrarem para o Centro-Oeste e Norte, conseguiram se tornar proprietários agrícolas ou se inserir em ocupações

<sup>19</sup> Para Baeninger (2012) aconteceram importantes processos de desconcentração produtiva que influenciaram os movimentos migratórios: 1) 1930: processo de integração do mercado nacional comandado pela economia paulista; 2) 1930-1970: expansão da fronteira agrícola do Paraná, Goiás e Mato Grosso, Plano de Metas a partir de 1950, colonização da Amazônia e migração para o Centro-Oeste a partir da década de 1970 que influenciou o surgimento da agroindústria; 3) as políticas de desenvolvimento regional (Sudene, Sudam, Suframa); 4) 1960: política de incentivo às exportações, com modernização da agricultura; 5) II Plano Nacional de Desenvolvimento; 6) intensificação do processo de urbanização no Norte, Nordeste e Centro-Oeste, com a diversificação dos serviços e criação de indústrias locais; 7) 1980: crise que afetou mais a economia paulista com desconcentração da indústria entre 1970 e 1985.



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 NE-SE demonstraram ter melhores resultados 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, para os maiores de 48 anos de idade, migrantes na infância entre as regiões além NE-SE 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 NE-SE. Essas pessoas possuem uma probabilidade de ter ao menos o ensino fundamental completo igual 1,587 vezes a probabilidade de não se ter sequer esse grau de instrução. Ou seja, indivíduos que migraram do Nordeste para o Sudeste entre os anos de 1981 e 2014 possuem maiores chances de terem concluído ao menos o ensino fundamental.

Em se tratando do nível superior de ensino é identificado que os migrantes na infância NE-SE possuem uma probabilidade de ter concluído esse nível igual a 0,585 vezes a probabilidade de não ter concluído. Ou seja, essas pessoas possuem maiores chances de completar o nível fundamental, mas em se tratando do ensino superior esse grupo ainda possuía maiores dificuldades quando comparados aos migrantes entre as demais regiões ou aos que permaneceram residindo em sua região de origem 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.

Oliveira e Jannuzzi (2005)<sup>20</sup> estudaram os motivos da migração interna no Brasil, por meio dos dados da PNAD de 2001. Identificaram que 36,4% das pessoas que migraram do Nordeste para a Região Metropolitana de São Paulo tinham como motivação o seu trabalho e apenas 1,7% tiveram como motivação o seu próprio 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, o fator educação possui menor relevância na decisão de migração NE-SE e isto se reflete na menor chance de se ter um diploma do ensino superior. Vale ressaltar que a mobilidade educacional não depende somente de fatores microssociais, como a motivação individual. Causas macroestruturais são fundamentais para a mobilidade educacional. Ainda assim, é possível inferir que as motivações individuais possuem efeitos não mensuráveis sobre o comportamento do migrante na sua região de destino, que, por sua vez, afetam a forma com que esse indivíduo usufrui dos serviços educacionais da região em que reside.

Com relação aos indivíduos 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. A chance de esses indivíduos terem ao menos o ensino fundamental é 1,545 vezes a chance de não ter sequer esse nível, assim como a probabilidade de se ter ao menos o ensino médio ampliou para 1,438 vezes a chance não ter sequer o médio.

Com relação aos indivíduos que aos 15 anos de idade residiam na mesma região de nascimento, identificam-se maiores chances de se ter concluído um nível de ensino para os nativos do Sudeste. Para a amostra dos maiores de 48 anos de idade foi identificado que os residentes dessa região possuem probabilidade de ter ao menos o ensino fundamental igual a 1,80 vezes a chance de não ter sequer esse grau de escolaridade, enquanto para a amostra dos menores de 48 anos de idade essa mesma probabilidade baixou para 1,749.

---

<sup>20</sup> Pesquisa sobre o motivo predominante para a realização do último movimento migratório nos últimos quatro anos (universo incluso na variável migrantes NE-SE com menos de 48 anos de idade).

## 6. CONCLUSÃO

Na estimação dos coeficientes de persistência intergeracional de educação foi identificado 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 um menor grau de persistência. Para essa subamostra mais jovem, os migrantes na infância NE-SE possuem, em média e tudo o mais constante, um nível de escolaridade superior em 0,8494 anos comparados aos indivíduos 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 que a garantia de constância e sucesso escolar dos filhos está além do sucesso financeiro alcançado pela família migrante.

Com a segunda metodologia, a estimação de modelos de escolha qualitativa (logit ordenado generalizado) para o nível de escolaridade alcançado, não foi possível encontrar efeitos significativos para os migrantes na infância NE-SE da subamostra de maiores de 48 anos de idade. Ainda assim, para a mesma subamostra, foram encontradas outras evidências significativas: os demais migrantes na infância que não NE-SE possuem maiores chances de terem níveis escolares mais avançados, incluindo o ensino superior.

Já na amostra de menores de 48 anos de idade, que compreende os indivíduos que migraram após a década de 1980, foram encontrados resultados significativos entre os migrantes na infância NE-SE. Esses indivíduos possuem maiores chances de completar o nível fundamental, mas em se tratando do ensino superior esse grupo ainda possuía maiores dificuldades quando comparados aos migrantes entre as demais regiões ou aos que permaneceram residindo em sua região de origem até os 15 anos de idade. Tal efeito pode ser explicado pelo motivo de decisão de migração entre essas regiões, que em média é pouco relacionado aos próprios estudos.

Em resumo, 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 vão contra os encontrados na literatura internacional que versa sobre a mobilidade educacional segundo condição de migração. São distintos inclusive do movimento de migração mais recente entre essas mesmas regiões, que, por sua vez, já 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 estão sendo atendidas.

## 7. REFERÊNCIAS

ANTMAN, F. M. The Intergenerational Effects of Paternal Migration on Schooling and Work: What Can We Learn from Children's Time Allocations? **Journal of Development Economics**, v. 96, n. 2, p. 200-208, nov. 2011.

ANTMAN, F. M. Gender, educational attainment, and the impact of parental migration on children left behind. **Journal of Population Economics**, v. 25, p. 1187-1214, 2012.

BAENINGER, R. **Fases e faces da migração em São Paulo**. Campinas: Núcleo de Estudos de População - Nepo/Unicamp, 2012. 146p. Disponível em:

<[http://www.nepo.unicamp.br/publicacoes/livros/faces\\_migracao/Fases\\_e\\_faces\\_da\\_migracao\\_em\\_Sao\\_Paulo.pdf](http://www.nepo.unicamp.br/publicacoes/livros/faces_migracao/Fases_e_faces_da_migracao_em_Sao_Paulo.pdf)>. Acesso em: 28 out. 2020.

BRATSBERG, B.; RAGAN Jr., J. F. The impact of host-country schooling on earnings: a study of male immigrants in the United States. **The Journal of Human Resources**, v. 37, n. 1, p. 63-105, 2002.

BRAUW, A. D.; GILES, J. Migrant Opportunity and the Educational Attainment of Youth in Rural China. **The Journal of Human Resources**, v. 52, n. 1, p. 272-311, 2017.

FERRAZ, I. V. C. **Lutas, Glórias e Desencantos: A peregrinação do retirante nordestino para São Paulo nas décadas de 1950 a 1960**. 2012. 136 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Sociais) - PUC São Paulo, São Paulo.

FERREIRA-BATISTA, N. N. **Trabalho infantil e migração no Estado de São Paulo**. 2005. 117 f. Tese (Doutorado em Economia) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, USP, São Paulo, 2006.

FERREIRA-BATISTA, N.; CACCIAMALI, M. C. Migração familiar, trabalho infantil e ciclo intergeracional da pobreza no estado de São Paulo. **Nova Economia**, v. 22, n. 3, p. 515-554, set.-dez. 2012.

FONTES, P. R. R. **Comunidade Operária, Migração Nordestina e Lutas Sociais: São Miguel Paulista (1945-1966)**. 2002. 399 f. Tese (Doutorado em História) - Unicamp, Campinas.

FRIEDBERG, R. M. You can't take it with you? Immigrant assimilation and the portability of human capital. **Journal of Labor Economics**, v. 18, n. 2, p. 221-251, abr. 2000.

GONZALEZ, A. The education and wage of immigrant children: the impact of age at arrival. **Economics of Education Review**, v. 22, n. 2, p. 203-212, abr. 2003.

GREENE, W. **Econometric analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 6<sup>th</sup> edition, 2002.

JANNUZZI, P. M. Mobilidade social no contexto de adversidades crescentes do mercado de trabalho brasileiro dos anos 1990. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 11, n. 2, p. 255-278, jul./dez. 2002.

LAM, D. **Generating extreme inequality: Schooling, earnings, and intergenerational transmission of human capital in South Africa and Brazil**. Ann Arbor: University of Michigan, ago. 1999. 43 p. (Population Studies Center Research Report n. 99-439).

LAM, K. C.; LIU, P. W. Intergenerational Educational Mobility in Hong Kong: Are Immigrants More Mobile than Natives? **Pacific Economic Review**, v. 24, n. 1, p. 137-157, fev. 2019.

LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression Models for Categorical Outcomes Using Stata**. Texas: Stata Press, 2001.

MAHLMEISTER, R.; FERREIRA, S. G.; VELOSO, F.; MENEZES FILHO, N.; KOMATSU, B. K. **Revisitando a Mobilidade Intergeracional de Educação no Brasil**. São Paulo: Insper, set. 2017. 26 p. (Policy paper n. 26).

NEIDHÖFER, G.; SERRANO, J.; GASPARINI, L. Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America: A new database. **Journal of Development Economics**, v. 134(C), p. 329-349, set. 2018.

NETTO JÚNIOR, J. L. S.; RAMALHO, H. M. B.; SILVA, E. K. Transmissão intergeracional de educação e mobilidade de renda no Brasil. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 12, n. 2, 2013.

- OBERDABERNIG, D.; SCHNEEBAUM, A. Catching up? The educational mobility of migrants' and natives' children in Europe. **Applied Economics**, v. 49, n. 37, p. 3701-3728, 2017.
- OLIVEIRA, K. F. de; JANNUZZI, P. de M. Motivos para migração no Brasil e retorno ao nordeste: padrões etários, por sexo e origem/destino. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 19, n. 4, p. 134-143, out./dez 2005.
- PASCHOAL, I. P. **Mobilidade intergeracional de educação no Brasil**. 2008. 81 f. Dissertação (Mestrado em Economia), Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, USP, Ribeirão Preto.
- QUADROS, W. J. de; MAIA, A. G. Estrutura sócio-ocupacional no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 3, p. 443-468, dez. 2010.
- RAMALHO, H. M. B; NETTO JÚNIOR, J. L. S. Dinâmica intergeracional de educação e coresidência entre pais e filhos adultos no Brasil. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 36, n. 69, p. 231-266, mar. 2018.
- RAMOS, L. A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-Real: o papel da escolaridade e do desemprego. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 11, n. 2, p. 281-301, jun. 2007.
- SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, dez. 2005.
- SCHNEEBAUM, A.; RUMPLMAIER, B.; ALTZINGER, W. Gender and migration background in intergenerational educational mobility. **Education Economics**, v. 24, n. 3, p. 239-260, jun. 2016.
- SILVA JÚNIOR, L. H.; SAMPAIO, Y. Qualidade da escola e background familiar na formação de capital humano no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, Recife, n. 45, p. 275-300, 2015.
- SILVA, N. V.; HASENBALG, C. Tendências da desigualdade educacional no Brasil. **Dados**, Rio de Janeiro, v. 43, n. 3, p. 423-445, 2000.
- SOUSA, R. B. **Dinâmica intergeracional educacional no Brasil: um estudo sobre as famílias migrantes, seletividade e efeitos do ambiente**. 2012. 59 f. Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa.
- SUDENE. **Observatório do Desenvolvimento do Nordeste [ODNE] - Migração**. 2017. (Boletim Temático - Social). Disponível em: <<http://sudene.gov.br/images/2017/arquivos/boletim-ODNE-Sudene-migra%C3%A7%C3%A3o.pdf>>. Acesso em: 03 jan. 2019.