

<b>Título do capítulo</b>	CAPÍTULO 6 – CLASSE DE ORIGEM E RESULTADOS EDUCACIONAIS: UMA ANÁLISE CONSIDERANDO O CARÁTER POSICIONAL DA ESCOLARIDADE
<b>Autor</b>	André Ricardo Salata
<b>DOI</b>	<a href="http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-064-6/capitulo6">http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-064-6/capitulo6</a>

<b>Título do livro</b>	DINÂMICA ECONÔMICA, MUDANÇAS SOCIAIS E NOVAS PAUTAS DE POLÍTICAS PÚBLICAS
<b>Organizadores</b>	João Cláudio Basso Pompeu André Rego Viana Luís Carlos Garcia de Magalhães Ana Paula Vasconcelos Gonçalves
<b>Volume</b>	-
<b>Série</b>	-
<b>Cidade</b>	Brasília
<b>Editora</b>	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
<b>Ano</b>	2023
<b>Edição</b>	-
<b>ISBN</b>	978-65-5635-064-6
<b>DOI</b>	<a href="http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-064-6">http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-064-6</a>

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2023

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesso: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

## CLASSE DE ORIGEM E RESULTADOS EDUCACIONAIS: UMA ANÁLISE CONSIDERANDO O CARÁTER POSICIONAL DA ESCOLARIDADE<sup>1</sup>

André Ricardo Salata<sup>2</sup>

### 1 INTRODUÇÃO

A escolaridade alcançada pelos indivíduos se constitui num elemento fundamental a fim de explicar as variações encontradas em termos de *status* ocupacional, rendimentos e outros resultados obtidos no mercado de trabalho (Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti, 2007; Hasenbalg, 2003). Indivíduos que acumularam mais anos de estudo concluídos, chegando aos níveis mais elevados de escolaridade, tendem a alcançar ocupações de mais prestígio, retorno financeiro e estabilidade (Blau e Duncan, 1967; Becker, 1964). Ao mesmo tempo, sabemos que as oportunidades para atingir os melhores resultados educacionais não se distribuem aleatoriamente entre a população, e que fatores como raça, gênero, localização geográfica e, principalmente, classe de origem, exercem forte influência sobre as chances de se chegar aos níveis mais altos de educação (Ribeiro, 2011; Silva, 2003). Por essa razão, a escolaridade é um elemento central no processo que leva à reprodução das desigualdades na sociedade contemporânea (Hout e DiPrete, 2006). Neste capítulo, nos ocupamos da influência da classe de origem sobre os resultados educacionais, mensurando a primeira a partir da ocupação dos pais.<sup>3</sup>

Um dos fenômenos mais marcantes ocorridos na sociedade brasileira ao longo das últimas décadas é a formidável – porém tardia e ainda muito deficiente em termos de qualidade (OECD, 2019; Sasaki *et al.*, 2018) – expansão educacional, com a crescente elevação do nível de instrução da população (Schwartzman e Brock, 2005; Castro, 1994). Por exemplo, para a coorte de indivíduos nascidos entre 1941 e 1954, a média era de 4,7 anos de escolaridade concluídos quando chegavam à

---

1. A elaboração desta pesquisa contou com o financiamento do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) a partir de uma bolsa de produtividade em pesquisa (PQ2) e também do Edital Universal 2021.

2. Professor no Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). *E-mail*: andre.salata@pucrs.br.

3. Uma versão mais enxuta da discussão e dos resultados aqui apresentados foi publicada anteriormente no volume 22 de *Civitas – Revista de Ciências Sociais* (Salata, 2022).

vida adulta.<sup>4</sup> Já para a coorte nascida entre 1955 e 1968, essa média chegava a 6,5 anos. E, finalmente, para a coorte nascida entre 1973 e 1986, a média de anos de estudo completos atingia 9,4.<sup>5</sup> Ou, ainda mais significativo, o percentual de pessoas que ao menos chegou ao ensino médio (ou equivalente) salta de 18,3% para 31% e 61,7% ao longo das três coortes mencionadas.

Diante do cenário de significativa expansão educacional ocorrido em muitos países ao longo do século XX, um dos grandes debates dentro do campo da sociologia da estratificação social tem se dado em torno da possibilidade de tal expansão vir acompanhada do arrefecimento do peso da origem social sobre a distribuição de oportunidades educacionais. Nesse sentido, a pergunta que se coloca é: a expansão do sistema de ensino tem sido capaz de reduzir a influência da origem social sobre as oportunidades educacionais?<sup>6</sup>

Não encontramos ainda, na bibliografia internacional, um consenso a respeito da resposta à essa questão. Por um lado, há um volume considerável de trabalhos rejeitando a hipótese da redução das desigualdades educacionais em uma miríade de países, incluindo nações industriais avançadas (Shavit e Blossfeld, 1993), de industrialização mais recente (Torche, 2005; Park, 2004) e países que faziam parte do bloco socialista (Szelényi, 1998). Por outro lado, nos últimos anos, têm se acumulado evidências de que em um número considerável de países – alguns dos quais, até poucos anos atrás, considerados meras exceções à regra – a expansão do sistema de ensino foi acompanhada da redução das desigualdades de oportunidades educacionais (Breen *et al.*, 2010; Breen *et al.*, 2009).

Tornando o debate ainda mais instigante, recentemente tem havido uma importante discussão sobre a maneira mais adequada de mensurarmos a educação alcançada pelos indivíduos, se de modo absoluto ou relativo (Shavit e Park, 2016). Tal questão se coloca a partir do argumento, endossado por inúmeros pesquisadores, de que a educação seria um bem posicional, ou seja, que o valor da escolaridade alcançada por qualquer indivíduo seria relativo à distribuição da educação entre a população (Bills, 2016). Desse modo, conforme os estratos mais baixos alcançam determinado nível de ensino, este perderia seu valor, tornando menos provável que a expansão do sistema de ensino provoque redução da desigualdade de oportunidades educacionais.

---

4. Cifras calculadas a partir da Pesquisa Domiciliar por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

5. Os critérios estabelecidos para a definição das três coortes utilizadas neste capítulo estão detalhados na seção metodológica do texto.

6. Conforme será mais bem detalhado ao longo das próximas seções, as oportunidades educacionais se referem à probabilidade de os indivíduos efetuarem determinadas transições no âmbito do sistema de ensino, como completar a oitava série do ensino fundamental, concluir o ensino médio ou ingressar no ensino superior.

A despeito da relevância desse debate, até o momento, um número ainda limitado de estudos procurou utilizar medidas relativas de educação para a análise das desigualdades de oportunidades educacionais. Entre os que o fizeram, com algumas exceções (Triventi *et al.*, 2016), os resultados apontam que, ao considerar o caráter posicional da escolaridade, os resultados tendem a ser menos otimistas em relação à redução das desigualdades de oportunidades educacionais em contextos de expansão do sistema de ensino. Isto é, as desigualdades educacionais apresentam maior tendência de estabilidade – em vez de redução – quando adotamos medidas de escolaridade que consideram as propriedades posicionais da educação (Fujihara e Ishida, 2016; Rotman, Shavit e Shalev, 2016; Bukodi e Goldthorpe, 2016).

Há diversos estudos já desenvolvidos sobre o tema das desigualdades de oportunidades educacionais no Brasil, mas nenhum que faça uso de medidas relativas de escolaridade. Em geral, seus resultados têm mostrado que, no caso do Brasil, a expansão educacional foi acompanhada de redução das desigualdades de acesso aos níveis mais baixos de ensino, mas não aos níveis mais altos, o que segue um padrão já conhecido em outros países (Brito, 2017; Ribeiro, 2009; Silva, 2003).<sup>7</sup> Diante de tais resultados, poderíamos concluir que, apesar das barreiras ainda persistentes para o ingresso nos níveis mais elevados de ensino, a crescente escolarização da população tem contribuído para reduzir a desigualdade de resultados educacionais (DRE), enfraquecendo a relação entre classe de origem e escolaridade alcançada.

Não obstante, evidências recentes têm demonstrado que, conforme determinados níveis de educação se democratizam, ampliando o acesso de alunos provenientes de classes mais próximas da base da estrutura social, eles tendem a perder seu valor enquanto investimentos visando retornos no mercado de trabalho (Salata e Cheung, 2022; Goldthorpe, 2014; Brown, 2013; Devine e Li, 2013). Consequentemente, a redução da DRE que observamos em estudos anteriores – que utilizam somente medidas absolutas de escolaridade – poderia ser contestada caso utilizássemos medidas relativas de educação que reflitam a perda de valor ocasionada pela expansão do acesso. Esse é o objetivo principal deste capítulo: verificar se houve redução das desigualdades de resultados educacionais mesmo quando adotamos medidas de escolaridade que considerem o caráter posicional da educação.<sup>8</sup> Para tanto, construímos três medidas de educação relativa, que serão utilizadas como variáveis dependentes em modelos estatísticos que visam mensurar os efeitos da classe de origem sobre a escolaridade alcançada para três coortes de

---

7. Trabalhos que utilizam dados mais recentes, para coortes mais jovens, no entanto, trazem evidências de que também as barreiras de acesso ao ensino superior se enfraqueceram nas primeiras décadas do século XXI (Salata, 2018a; Picanço, 2015; Mont'álvão Neto, 2014).

8. Enquanto a desigualdade de oportunidades educacionais (DOE) se refere à relação entre origem social dos indivíduos e suas chances de completar determinadas transições dentro do sistema de ensino, as desigualdades de resultados educacionais (DRE) dizem respeito à associação entre a origem social e a escolaridade máxima alcançada pelos indivíduos. Nas próximas seções, nos aprofundamos sobre esta importante diferenciação.

indivíduos. Os resultados serão comparados com aqueles de modelos que utilizam medidas tradicionais – absolutas – de escolaridade.

O capítulo está dividido em seis seções, sendo esta introdução a primeira delas. Na seção 2, nós fazemos uma breve revisão do debate sobre DRE. Na seção 3, procuramos argumentar, com base na literatura sobre o tema, em prol da relevância e adequação de se tomar a educação enquanto um bem posicional, mensurando-a de modo relativo. Na seção 4, discorremos sobre a fonte de dados, estratégia metodológica e técnicas aplicadas, além de formalizarmos nossas hipóteses. A seção 5 traz os resultados obtidos e sua descrição. Finalmente, na seção 6, nós discutimos os resultados alcançados e suas implicações para o debate sobre este tema no Brasil.

## 2 DESIGUALDADE DE RESULTADOS EDUCACIONAIS

A classe de origem dos indivíduos condiciona suas chances de vida, e o faz principalmente por meio da educação, aumentando ou diminuindo suas oportunidades de atingir os níveis mais elevados de ensino e/ou instituições, cursos e redes de maior prestígio. Isso ocorre tanto em função dos efeitos da origem social sobre o desempenho escolar – que Boudon (1981) denominou como “efeitos primários” – quanto em decorrência de sua influência sobre as decisões tomadas ao longo da trajetória educacional, a despeito de seu desempenho – o que foi denominado por Boudon como “efeitos secundários”.

Estudantes provenientes de classes superiores tendem a ser criados em um ambiente mais favorável ao aprendizado escolar. Eles geralmente, desde muito cedo, recebem maior quantidade de estímulos, que são importantes no desenvolvimento de habilidades cognitivas e não cognitivas necessárias ao bom desempenho escolar (Heckman, 2013); seus pais têm melhores condições para oferecer suporte e apoio em relação às tarefas escolares (Lareau, 2011); eles crescem rodeados de modelos de papéis sociais para os quais a educação constitui um elemento central em suas trajetórias, elevando assim suas aspirações e expectativas educacionais (Wilson, 2012); e desde a mais tenra idade são socializados em uma cultura de classe mais próxima das expectativas das escolas em relação ao comportamento dos estudantes (Bourdieu e Passeron, 1975). Isso tudo, claro, sem considerar a possibilidade mais grave de os estudantes com origem em classes mais baixas passarem por situações de desnutrição infantil que possam comprometer seu desenvolvimento físico e intelectual.

Para além do rendimento escolar, a classe de origem também afeta as escolhas feitas pelos estudantes ao longo de sua trajetória, e o quanto cedo entram no mercado de trabalho e/ou deixam de estudar. Para estudantes com origem em classes superiores, os custos relativos de continuar estudando – em vez de entrar no mercado de trabalho – são mais baixos, assim como os riscos envolvidos (Breen e Goldthorpe, 1997). Ainda, dado o mecanismo de aversão à mobilidade

descendente, suas aspirações educacionais e as de seus pais tendem a ser mais elevadas que as dos estudantes com origem em classes inferiores (Goldthorpe, 1996). Portanto, mesmo entre estudantes com desempenho similar, a chance de dar continuidade aos estudos é maior para aqueles com origem em classes mais altas (Jackson, 2013).

Diante de constatações como essas, uma das grandes questões a inquietar os pesquisadores sobre este tema é se a notável expansão dos sistemas de ensino, ocorrida em inúmeros países ao longo do último século, seria suficiente para reduzir aquela relação entre origem social e resultados educacionais.

Muito influente em meados do século XX, a teoria liberal do industrialismo adotava uma postura bastante positiva a esse respeito. A expansão do sistema de ensino atenderia à crescente demanda técnica da sociedade, e reduziria os custos de acesso à educação e permanência para os estudantes dos estratos inferiores. Consequentemente, as barreiras sociais à escolarização seriam reduzidas, e o sistema escolar selecionaria os estudantes com base em critérios universalistas como talento e esforço (Treiman, 1970). Infelizmente, no entanto, estudos empíricos realizados posteriormente evidenciaram uma realidade bem mais complexa e menos digna de tamanho otimismo.

Por meio de uma análise comparativa de treze países (Estados Unidos, Alemanha, Holanda, Suécia, Grã-Bretanha, Itália, Suíça, Taiwan, Japão, Checoslováquia, Hungria, Polônia e Israel), os resultados da obra organizada por Shavit e Blossfeld (1993) indicavam a tendência de uma *desigualdade persistente* apesar da expressiva expansão do sistema de ensino das nações examinadas. Com exceção de Suécia e Holanda, em todos os demais países analisados, a relação entre a origem dos estudantes e as chances de realizar determinadas transições educacionais permanecia estatisticamente inalterada ao longo das gerações. Tal resultado foi corroborado por inúmeros outros estudos conduzidos posteriormente em diferentes países, incluindo nações de industrialização mais recente (Torche, 2005; Park, 2004) ou que faziam parte do bloco socialista (Szelenyi, 1998). As explicações aventadas para o padrão de persistência encontrado por estes estudos costumam girar em torno da ideia de que, a não ser que se adotem políticas específicas para a redução das desigualdades, os estudantes com origem em classes mais altas irão manter sua vantagem sobre os demais, pois, por possuírem maior volume de recursos culturais, simbólicos e materiais, teriam mais chances de aproveitar as oportunidades abertas pela expansão educacional (Breen e Goldthorpe, 1997; Raftery e Hout, 1993).

Ao mesmo tempo, outras análises conduzidas no período já questionavam a tese das *desigualdades persistentes*, levantando a suspeita de que Suécia e Holanda não seriam casos tão excepcionais (Vallet, 2004; Rijken, 1999). Ao realizar uma análise comparativa com dados de oito países (Alemanha, França, Itália, Irlanda, Grã-Bretanha, Suécia, Polônia e Holanda), Breen *et al.* (2009) chegam a resultados

que vão de encontro àqueles obtidos por Shavit e Blossfeld (1993), já que indicam uma tendência generalizada de enfraquecimento da associação entre origem social e escolaridade alcançada entre as coortes analisadas.<sup>9</sup> A disparidade de resultados entre os dois estudos, argumentam, seria fruto principalmente do tamanho pequeno das amostras utilizadas na obra organizada por Shavit e Blossfeld (1993), insuficientes para perceber estatisticamente as mudanças em curso. E o padrão de redução das desigualdades educacionais é atribuído por Breen *et al.* (2009), entre outros fatores, à redução dos custos diretos e indiretos da educação, à melhoria do padrão de vida e redução do tamanho das famílias entre as classes mais baixas, à diminuição das desigualdades e às políticas sociais adotadas, com maior ou menor vigor, nos países estudados ao longo do período considerado.

É interessante notar que o debate mais substantivo em torno deste assunto se mistura também com questões de cunho técnico, sendo muitas vezes difícil separar estas duas dimensões. Os primeiros estudos sobre o tema utilizavam modelos de regressão linear (OLS),<sup>10</sup> tendo os anos completos de escolaridade como variável dependente (Fatherman e Hauser, 1978). Mare (1980; 1981), entretanto, demonstrou que os coeficientes relativos ao efeito da origem social sobre a escolaridade alcançada variavam não somente em função do nível de associação entre as variáveis, mas também em função da variância da distribuição dos anos de estudo. Dado que ao longo do tempo, com o aumento da escolaridade média da população, aquela variância se alterava, a comparação dos coeficientes em dois ou mais momentos não seria um bom parâmetro para testar a estabilidade do efeito de origem social sobre a escolaridade alcançada. Como alternativa, Mare propunha a utilização de modelos *logit* sequenciais, em que fossem considerados os efeitos da origem social sobre as chances condicionais de realizar determinadas transições educacionais (por exemplo, completar a quarta série, completar a oitava série, ingressar no ensino médio etc.). Dessa forma, seria possível analisar a evolução daquela associação sem a interferência das mudanças na distribuição da escolaridade.

Ainda que o modelo de Mare tenha se tornado o *modus operandi* dominante dentro desta área de estudos ao longo das últimas décadas, algumas relevantes críticas já foram dirigidas a ele. A crítica mais contundente foi aquela elaborada por Cameron e Heckman (1998), que demonstraram haver uma tendência, na comparação de modelos *logit* ao longo do tempo – ou de coortes –, de os coeficientes irem se reduzindo por mero artifício estatístico. Tal constatação levantava dúvidas, também, sobre um dos principais resultados encontrados por grande

9. Ver também Breen *et al.* (2010).

10. *Ordinary least squares.*

parcela dos trabalhos que utilizavam os modelos *logit* sequenciais, de que o efeito da origem social apresentava tendência de redução ao longo da trajetória escolar.<sup>11</sup>

Além disso, é importante lembrar que o próprio Mare (1993) já reconhecia que seu modelo de análise tratava de um fenômeno distinto daquele capturado pelos modelos lineares – que continuavam então válidos para seus propósitos (Graaf e Ganzeboom, 1993). Podemos dizer que enquanto os modelos lineares tomam como objeto a DRE, os modelos *logit* sequenciais permitem analisar a desigualdade de oportunidades educacionais (DOE).<sup>12</sup> O primeiro fenômeno diz respeito à relação entre origem social – ou outra característica adscrita – e a escolaridade máxima alcançada pelos indivíduos. Já o segundo se refere à associação entre a origem social e suas chances de completar determinadas transições dentro do sistema de ensino, dado o sucesso em completar a transição anterior. Ainda que estejam relacionados, são fenômenos diferentes. Neste capítulo, estaremos interessados na DRE.

Mais recentemente, e diante das críticas apontadas aos modelos *logit* sequenciais, as técnicas utilizadas a fim de estudar este fenômeno vêm se diversificando. Um exemplo importante é o trabalho de Breen *et al.* (2009), que faz uso de modelos *logit* ordinais, tendo o nível de escolaridade alcançado como variável dependente. Desse modo, contornam-se alguns dos problemas apontados no modelo proposto por Mare. Além disso, os modelos *logit* ordinais permitem tratar a educação não como variável intervalar, mas sim como categórica, distribuída em níveis, respeitando assim o seu caráter institucional. E finalmente, como veremos de modo mais detalhado na seção metodológica, se trata de uma técnica mais parcimoniosa do que outras alternativas, como os modelos *logit* multinomiais. Ao fazer uso desta técnica, portanto, que também utilizaremos aqui, é que Breen *et al.* (2009; 2010) chegaram aos resultados que desafiavam a perspectiva das *desigualdades persistentes*.

## 2.1 Desigualdade de resultados educacionais no Brasil

Até a década de 1930, quando foi criado o Ministério dos Negócios da Educação e Saúde Pública, no governo de Getúlio Vargas, o sistema de ensino no Brasil era muito reduzido e incipiente. A partir de então, sucessivas reformas institucionais possibilitaram uma rápida expansão. No que diz respeito à expansão dos ensinos fundamental e médio, foram de grande importância: a reforma de 1942 – que confirmou que o ensino primário deveria ser compulsório para todas as crianças; a reforma de 1961 – que deu mais autonomia aos órgãos estaduais e municipais, além de garantir que recursos governamentais também poderiam ser utilizados para financiar instituições privadas; e a reforma de 1971 – que tornava o ensino obrigatório dos

---

11. Para uma explanação mais detalhada acerca dessa crítica e, também, uma defesa da plausibilidade dos modelos *logit* sequenciais frente a ela, ver Lucas (2001).

12. Sobre esse ponto, ver Ribeiro (2011).



7 aos 14 anos de idade, expandido a escolaridade compulsória de quatro para oito anos; além das eleições de 1982 – quando muitos governadores de oposição foram eleitos, na primeira eleição direta desde o início do regime militar; e da criação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (Fundef) em 1996 – que garantia o benefício de recursos federais para o ensino fundamental.

Com efeito, impulsionado pelo desenvolvimento econômico, urbanização e a crescente atuação do Estado por meio das reformas mencionadas – com destaque para a reforma de 1971 –, o sistema de ensino brasileiro apresentou uma significativa expansão, em suas diversas etapas, no decorrer do século XX (Ribeiro, 2011). A partir da década de 1980, no transcorrer do processo de redemocratização do país, o aumento do volume de investimentos em educação por parte do Estado acaba por elevar ainda mais o número de vagas em escolas públicas do nível primário (ensino fundamental) e secundário (ensino médio), de modo que próximo ao fim do século XX o país praticamente universalizava a frequência escolar entre crianças e jovens de 7 a 14 anos de idade.

O número de matriculados no ensino fundamental mais do que duplicou nas três últimas décadas do século XX no Brasil. Na educação infantil, as matrículas cresceram mais de treze vezes. No ensino médio, o número de matrículas passou de pouco mais de 1 milhão em 1970 para quase 7 milhões no fim da década de 1990. E no nível superior as matrículas cresceram quase cinco vezes naquele período (Silva, 2003). Como resultado, o percentual de pessoas (de 25 anos ou mais de idade) com menos de quatro anos de estudo caiu de 75% para 42% entre 1960 e 1991, e a taxa de analfabetismo entre as pessoas com 15 ou mais anos de idade despencou de 34% em 1970 para 13% em 1999 (Hasenbalg, 2000; 2001). Ainda que não fosse suficiente para colocar o nível educacional brasileiro no mesmo patamar de países desenvolvidos, ou mesmo de outros países latino-americanos, a expansão educacional ocorrida no Brasil ao longo da segunda metade do século XX foi notável.

A crescente demanda por qualificação, fruto das mudanças estruturais pelas quais o país passava no período, foi um dos principais fatores responsáveis pelo expressivo crescimento também do ensino superior no país entre as décadas de 1950 e 1970. Se até meados da década de 1960 a expansão do ensino superior era paralela à expansão da educação secundária, a partir desse momento, a segunda passa a ocorrer de modo mais acelerado que a primeira, especialmente após a reforma de 1971. Na década de 1980, então, essa distância se torna ainda maior, visto que enquanto os níveis fundamental e médio de educação continuavam a se expandir, o ensino superior ficou estagnado.

Tal diferença, que se deu a partir do fim da década de 1960, entre o ritmo de expansão dos níveis fundamental e médio, e a expansão do ensino superior, acabou criando uma competição ainda mais acirrada para o acesso a este último nível de ensino,

favorecendo os estudantes provenientes das classes superiores. Foi somente em meados da década seguinte, de 1990, que a rede de ensino superior voltou a se expandir. A esse último ciclo de expansão do ensino superior somou-se mais recentemente a implementação de uma série de políticas públicas voltadas também à democratização do acesso. Entre estas políticas, destacam-se o sistema de cotas, o Programa Universidade para Todos (Prouni) e o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies).

Diante desse contexto de rápida e expressiva expansão do sistema de ensino, não surpreende que muitos pesquisadores tenham conduzido estudos a fim de testar a hipótese da permanência das desigualdades de oportunidades educacionais no país.<sup>13</sup> A despeito das diferenças metodológicas, os resultados têm convergido em três pontos. Primeiro, que apesar da enorme expansão educacional ocorrida no Brasil, a tendência geral encontrada é de estabilidade temporal nos coeficientes da origem social – mensurada de diferentes formas – sobre as chances de se completar as transições educacionais (Silva e Souza, 1986). Segundo, de que houve redução dos efeitos das variáveis de origem nas chances de completar as primeiras transições, como concluir a primeira ou a quarta séries do ensino básico (Silva, 2003). E terceiro, que para as transições mais elevadas – como completar a oitava série do ensino fundamental, ou ingressar na universidade, por exemplo – os efeitos de origem social parecem ter aumentado (Ribeiro, 2009). Os resultados, portanto, têm sugerido uma tendência geral de estabilidade, combinada com o deslocamento da seletividade escolar em direção às transições posteriores, o que vai na direção esperada pela teoria da desigualdade maximamente mantida (Raftery e Hout, 1993).<sup>14</sup>

Todos os estudos citados no parágrafo anterior seguem a metodologia proposta por Mare, e utilizam os modelos *logit* sequenciais. Dessa forma, o fenômeno tratado por eles é o da desigualdade de oportunidades educacionais (DOE). Isto é, se ocupam dos efeitos da origem social sobre as chances de os indivíduos realizarem cada uma das transições educacionais. Mas pouco dizem sobre o resultado deste processo, ou seja, sobre a força da relação entre a origem social e a escolaridade alcançada pelos indivíduos ao fim de todas as transições realizadas. Este último fenômeno, como dissemos anteriormente, é conhecido como DRE. Dentro da bibliografia sobre estratificação social no Brasil, com exceção de Ribeiro (2011), pouca atenção tem sido dada à DRE. E, no entanto, devemos lembrar que, apesar da relevância de se compreender o processo que leva às desigualdades educacionais, é a escolaridade alcançada ao final dele que condicionará as chances de vida dos indivíduos. Por essa razão, neste capítulo focaremos na DRE.

---

13. Há uma miríade de estudos sobre o tema no Brasil – ver, por exemplo, Silva e Souza (1986) e Silva e Hasenbalg (2002) –, mas aqui trataremos apenas dos resultados alcançados pelos principais trabalhos que investigaram as tendências temporais dos efeitos da origem social sobre as oportunidades educacionais.

14. O postulado básico dessa teoria é que qualquer expansão educacional irá trazer benefícios proporcionalmente maiores ao grupo mais preparado para aproveitá-la, mantendo inalteradas as chances relativas de acesso das diferentes classes. Apenas quando o acesso das classes em vantagem atingir um ponto de saturação – supostamente próximo de 100% – é que as demais classes terão condições de reduzir suas desvantagens relativas naquela transição.

### 3 EDUCAÇÃO COMO BEM POSICIONAL

O enorme volume da bibliografia sobre desigualdades educacionais reflete o conhecido fato de que a educação faz diferença na vida dos indivíduos. Enquanto consumo, a educação em si mesma é capaz de fornecer mais capacidade de reflexão, pensamento crítico, sentimento de autorrealização e assim por diante. Nesse sentido, quanto mais educação acumulada pelo indivíduo, sempre melhor. Mas a educação também é utilizada enquanto investimento, a fim de se obter, por exemplo, maiores retornos no mercado de trabalho, como uma ocupação de melhor prestígio, maior rendimento, estabilidade no emprego etc. E enquanto investimento, o valor da educação alcançada por um indivíduo em particular depende de quanta educação os demais indivíduos possuem. Nesse sentido, a educação seria um bem posicional (Bills, 2016; Hirsch, 1978), pois o que está em jogo não é quanta educação o indivíduo possui, mas sim quanta educação ele possui em relação aos demais. Com efeito, o que importa é a sua posição na distribuição de educação entre uma dada população em determinado momento.

De certa forma, em maior ou menor grau, as principais abordagens sobre o tema reconhecem as propriedades posicionais da educação. Mesmo a perspectiva do capital humano (Becker, 1964), que toma a educação como um atributo por si mesmo, capaz de aumentar a produtividade dos indivíduos, reconhece que sua distribuição entre a população é responsável – em combinação com variações no lado da demanda – por flutuações nos retornos à escolaridade no mercado de trabalho (Goldin e Katz, 2009). Contudo, é em abordagens como as da teoria credencialista, da sinalização e das filas de trabalho, que o caráter posicional da educação ganha centralidade (Collins, 1979; Thurow, 1975; Spence, 1973). Isso porque, para estas, no mercado de trabalho, a educação não possui um valor intrínseco ou absoluto, servindo na verdade como mecanismo de exclusão, seleção e ranqueamento na disputa por vagas abertas no mercado de trabalho.

Assim sendo, nessa disputa, ganham aqueles cujo nível educacional garante, quando comparado com os demais indivíduos, maior vantagem posicional. Melhor dizendo, não é o nível de educação em si que confere tal vantagem, mas sim a sua posição em uma fila imaginária onde os mais escolarizados estão à frente, e os menos escolarizados atrás. Por essa razão, conforme a famosa analogia feita por Hirsch (1978), se todos ficarem na ponta dos pés, ninguém consegue ver melhor. Ou, como Boudon (1981) colocava de modo mais concreto, a mera expansão educacional não seria suficiente para reduzir a desigualdade de oportunidades. Afinal, do ponto de vista da distribuição de oportunidades, se todos elevarem seu nível educacional, sem trocarem suas posições relativas, a tendência seria de manutenção.

A despeito de a posicionalidade da educação ser debatida e reconhecida há muitas décadas, com exceção de poucos estudos (Boylan, 1993; Sorensen, 1979), foi somente muito recentemente que medidas relativas de escolaridade começaram a ser aplicadas

com mais frequência no âmbito da pesquisa sobre estratificação social (Shavit e Park, 2016). Em geral, o que estes estudos mais recentes mostram é que, ao utilizar medidas de escolaridade que consideram o caráter posicional da educação, os resultados tendem a ser menos otimistas em relação à possibilidade de a expansão educacional reduzir a DRE em diversos países, como Inglaterra, Japão e Israel (Bukodi e Goldthorpe, 2016; Fujihara e Ishida, 2016; Rotman, Shavit e Shalev, 2016).

Os resultados evidenciam, portanto, que por mais que a expansão educacional permita que mais jovens com origem em estratos inferiores cheguem a determinados níveis de ensino, estes últimos acabam perdendo seu valor relativo/posicional – justamente em função daquela expansão. Em outras palavras, conforme certo nível de escolaridade se expande, elevando assim a possibilidade de entrada de jovens oriundos de famílias socialmente menos favorecidas, ele perde seu valor posicional, passando a gerar menos retornos do que fazia anteriormente àquele processo de expansão. Adicionalmente, é possível imaginar que as famílias mais abastadas, que possuem maior proximidade com o mundo escolar e acadêmico, tenham melhores possibilidades de perceber esse processo, adotando assim estratégias para que seus filhos busquem níveis educacionais ainda mais distintos.<sup>15</sup> Como resultado, por mais que, do ponto de vista absoluto, as desigualdades de resultados educacionais possam se reduzir, do ponto de vista relativo, elas tenderiam a apresentar maior inércia.

De certa forma, em muitos países, esse é um processo conhecido da população, de modo que os estudantes e suas famílias estão conscientes da necessidade de acumular cada vez mais escolaridade a fim de manterem sua posição social (Mok, 2016). E isso tem se mostrado especialmente verdadeiro no caso de países com sistema de ensino universalista e pouco vocacional, como o Brasil (Stasio, Bol e Werfhorst, 2016).

Conforme ilustrado pelo gráfico 1, nas últimas décadas, houve significativa elevação da escolaridade entre a população brasileira. A título de exemplo, entre 1985 e 2015, o percentual de pessoas com um a quatro anos de estudo completos caiu de 46% para 17%, enquanto o percentual com nove a onze anos de estudo subiu de 10% para 34%. Ao mesmo tempo, como explicitado no gráfico 2, muitas daquelas faixas educacionais que se expandiram não permitem mais aos indivíduos chegarem a ocupações do mesmo nível de *status* que permitiam no passado. Por exemplo, a média do ISEI<sup>16</sup> para quem tinha de nove a onze anos de estudo era de 47 pontos em 1985, caindo para 36 em 2015. Para aqueles com doze a quatorze anos de estudo, a queda foi de 55 para 48 pontos no período. Portanto,

---

15. É importante mencionar que essa corrida em direção aos níveis de ensino mais distintos também envolve uma dimensão horizontal/qualitativa (Lucas, 2001) que, infelizmente, por limitações dos dados, não poderá ser explorada neste trabalho.

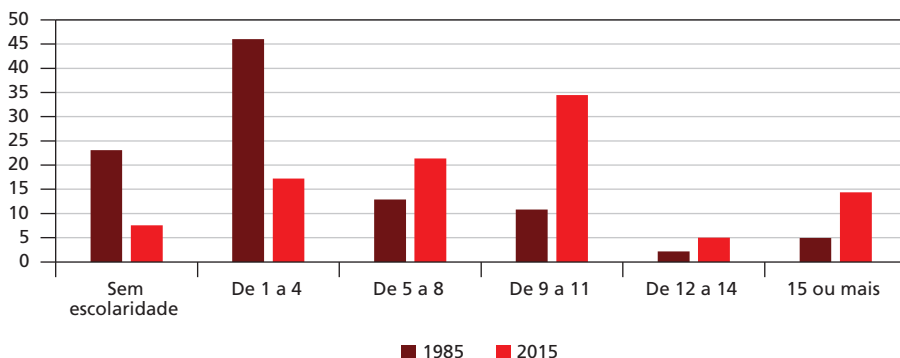
16. O *standard international socio-economic index of occupational status* (ISEI) é uma das medidas mais conhecidas dentro da bibliografia sobre estratificação social. Ela foi desenvolvida para estimar os atributos das ocupações que convertem educação em renda, estando fortemente correlacionada à renda e escolaridade médias das ocupações (Ganzeboom, Graaf e Treiman, 1992). Valores mais altos indicam ocupações de maior *status* e melhores retornos no mercado de trabalho.

como pode ser observado no gráfico 2, em 2015, seria necessário alcançar níveis de escolaridade mais altos que em 1985 para subir na escala sócio-ocupacional.

Em vista disso, é pertinente adotarmos medidas de escolaridade que levem em consideração o caráter posicional da educação, a fim de testar a hipótese de que a expansão do sistema de ensino vem sendo acompanhada da redução de desigualdades de resultados educacionais no Brasil.

### GRÁFICO 1

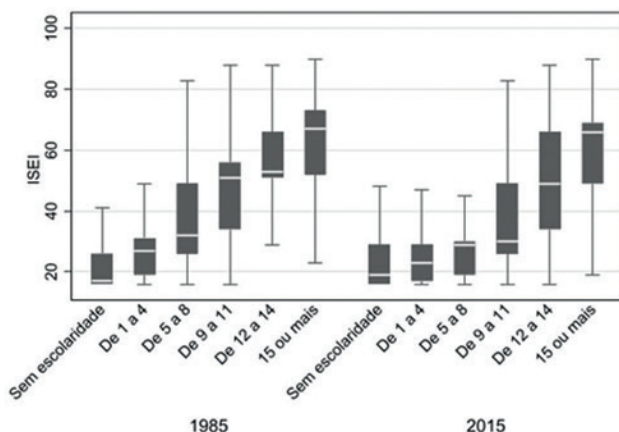
**Faixas de anos de estudo completos, para pessoas entre 25 e 64 anos de idade – Brasil (1985 e 2015)**  
(Em %)



Fonte: PNAD/IBGE.

### GRÁFICO 2

**Boxplot para o ISEI<sup>1</sup> da ocupação do entrevistado, por faixas de anos de estudo completos, para pessoas entre 25 e 64 anos de idade – Brasil (1985 e 2015)**



Fonte: PNAD/IBGE.

Nota: <sup>1</sup> Ganzeboom, Graaf e Treiman (1992).

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

#### 4 HIPÓTESES, DADOS E MÉTODOS

Tendo em vista a discussão apresentada nas últimas seções, buscaremos testar as hipóteses descritas a seguir.

- 1) Diante da expansão do sistema de ensino verificada ao longo das últimas décadas no Brasil, houve significativo enfraquecimento da relação entre a classe de origem e o nível *absoluto* de escolaridade alcançado.
- 2) Diante da expansão do sistema de ensino verificada ao longo das últimas décadas no Brasil, *não* houve significativo enfraquecimento da relação entre a classe de origem e o nível *relativo* de escolaridade alcançado.

Em outras palavras, testaremos se mesmo quando consideramos o caráter posicional da educação, verificamos redução das desigualdades de resultados educacionais. Nossa hipótese é que não, por duas razões já mencionadas: i) o valor relativo de um determinado nível educacional se reduz automaticamente diante de sua expansão; e ii) em vista disso, as famílias e os estudantes de classes mais abastadas procurarão níveis de escolaridade cada vez mais altos.

Para testá-las, faremos uso dos microdados da PNAD/IBGE para os anos de 1982, 1996 e 2014 – que trazem informações sobre mobilidade social. Apenas o chefe da família e seu parceiro responderam às perguntas sobre origem social em 1982 e 1996, assim como uma subamostra de indivíduos com 16 anos ou mais em 2014.<sup>17</sup> Por essa razão, selecionamos para nossa análise apenas indivíduos que eram chefes de família ou seus parceiros. Também removemos dados sobre áreas rurais das regiões Norte, que estavam disponíveis somente para 2014.

Para cada um dos três períodos, selecionamos indivíduos com idade entre 28 e 41 anos. Assim temos uma coorte de nascimentos totalmente diferente de 1982 a 1996 e, também, de 1996 a 2014. As faixas etárias foram definidas limitando o intervalo a treze anos para evitar sobreposições entre as três coortes de nascimento aqui representadas, com uma boa margem em relação à idade de 24 anos – quando se espera que os graduados concluam o nível superior no Brasil. Conforme resumido na tabela 1, as coortes de nascimento são compostas por indivíduos nascidos entre 1941 e 1986, que tinham de 28 a 41 anos em 1982, 1996 ou 2014.

---

17. Em 1996 e 2014, foi perguntada a ocupação do pai quando o entrevistado tinha quinze anos. Já em 1982, perguntou-se qual era a ocupação do pai quando o entrevistado conseguiu o primeiro emprego.

TABELA 1  
Coortes de nascimento

Coorte	Ano de nascimento		15 anos de idade		De 28 a 41 anos de idade
	De	Até	De	Até	Dados coletados em
Primeira	1941	1954	1956	1969	1982
Segunda	1955	1968	1970	1983	1996
Terceira	1973	1986	1988	2001	2014

Elaboração do autor.

A primeira coorte, portanto, já nasceu – em sua grande maioria – após a reforma de 1942, e completou 15 anos de idade antes da importante reforma de 1971. Já a segunda coorte nasce um pouco antes ou pouco depois da reforma de 1961, e durante sua trajetória escolar passa pela reforma de 1971. A terceira coorte, por sua vez, nasce toda após a reforma de 1971, e alguns anos antes ou depois das eleições de 1982. Além disso, chega aos 15 anos de idade quase toda durante a década de 1990, quando o ensino superior no país volta a se expandir. Por estas razões, esperaríamos redução da associação entre a origem social e o nível absoluto de escolaridade alcançada ao longo das sucessivas coortes.

A análise foi realizada por meio de modelos estatísticos multivariados, tendo a origem de classe como principal variável independente, e a escolaridade alcançada como variável dependente. Para a mensuração desta última, alternamos medidas absolutas e relativas de educação – cuja construção é explicada na próxima seção. A tabela 2 traz a lista e descrição das variáveis envolvidas.

Utilizamos tanto modelos lineares por mínimos quadrados quanto modelos *logit* ordinais. Os primeiros são aplicados para três variáveis dependentes, sendo uma a escolaridade absoluta (em anos de estudo completos), e duas variáveis de educação relativa intervalares. No entanto, diante das limitações estatísticas de tais modelos para este tipo de estudo (seção 2), consideramos adequado testar as hipóteses também por meio de modelos *logit* ordinais. Neste caso, rodamos dois modelos. O primeiro tem os níveis de escolaridade absolutos como variável dependente, enquanto o segundo utiliza níveis de escolaridade relativos.<sup>18</sup> Assim, ao todo cinco modelos foram rodados, dois para medidas absolutas de educação, e três para medidas relativas. Todos os modelos e as estatísticas deles derivadas foram rodados utilizando o *software* Stata/BE v.17.

18. Em relação aos modelos lineares, os modelos *logit* ordinais têm a vantagem de seus coeficientes não sofrerem influência das mudanças na distribuição da escolaridade entre a população. E em relação aos modelos *logit* sequenciais propostos por Mare (1980; 1981) – comentados na seção 2 –, não sofrem de muitas das limitações apontadas por Cameron e Heckman (1998), já que tratam os estratos educacionais em seu nível de mensuração original. A principal limitação, no entanto, é sua parcimônia em atribuir um único coeficiente para todas as categorias das variáveis dependentes – o que o distingue dos modelos *logit* multinomiais.

Nossa principal variável independente é a classe de origem. Para tanto, utilizamos como *proxy* o esquema de classes desenvolvido por Silva (1992) a fim de classificar a ocupação do pai dos entrevistados quando estes eram mais jovens. Originalmente, este esquema contava com dezoito categorias, mas aqui utilizamos sua versão agregada em nove grupos (Scalon, 1999), conforme descrito na tabela 2. Para agrupar as ocupações em grandes categorias, Silva adotou como critério a homogeneidade das posições de mercado e trabalho, levando em consideração também a distinção entre contexto rural e urbano, setor manual e não manual, e a separação entre setores econômicos.

Em todos os modelos utilizamos controles como idade, sexo, cor ou raça, local e região de moradia. Desse modo, conseguimos garantir algum isolamento dos efeitos de classe sobre a educação alcançada. Além disso, incluímos também um conjunto de *dummies* indicadoras do ano de coleta da entrevista (1982, 1996 ou 2014). De outro modo, essa mesma variável poderia também ser lida como indicadora da coorte de nascimento (primeira, segunda ou terceira). Assim, esta variável indicará os efeitos do pertencimento a cada uma das coortes sobre a escolaridade alcançada.

**TABELA 2**  
**Lista de variáveis**

Nome	Tipo de modelo	Tipo	Descrição	Categorias
Variáveis dependentes				
Escolaridade absoluta I	Linear (OLS)	Intervalar	Anos de estudo	-
Escolaridade relativa I	Linear (OLS)	Intervalar	Posição relativa na fila educacional	-
Escolaridade relativa II	Linear (OLS)	Intervalar	Retornos à educação no mercado de trabalho	-
Escolaridade absoluta II	<i>Logit</i> ordinal	Ordinal	Nível absoluto de escolaridade	1) baixo; 2) médio-baixo; 3) médio-alto; e 4) alto.
Escolaridade relativa III	<i>Logit</i> ordinal	Ordinal	Nível relativo de escolaridade	1) baixo; 2) médio-baixo; 3) médio-alto; e 4) alto.
Variáveis independentes				
Classe de origem	Ambos	Nominal ( <i>dummies</i> )	Categoria sócio-ocupacional criada a partir das informações do pai dos entrevistados	1) profissionais; 2) administradores e gerentes; 3) proprietários empregadores; 4) não manual de rotina; 5) trabalhador por conta própria; 6) trabalhadores manuais qualificados; 7) trabalhadores manuais não qualificados (referência); 8) empregadores rurais; e 9) empregados rurais.
Idade	Ambos	Intervalar	Idade em anos	-
Sexo	Ambos	Nominal ( <i>dummy</i> )	Sexo do entrevistado	0) homens (referência); 1) mulheres;

(Continua)



(Continuação)

Nome	Tipo de modelo	Tipo	Descrição	Categorias
Cor ou raça	Ambos	Nominal ( <i>dummy</i> )	Raça autodeclarada	0) brancos (referência); e 1) negros.
Local	Ambos	Nominal ( <i>dummies</i> )	Tipo de local de moradia	0) rural (referência); 1) urbano; e 2) urbano-metropolitano.
Região	Ambos	Nominal ( <i>dummies</i> )	Região de moradia	1) Norte (referência); 2) Nordeste; 3) Sudeste; 4) Sul; e 5) Centro-Oeste.
Ano	Ambos	Nominal ( <i>dummies</i> )	Indicadora do ano de coleta dos dados	1) 1982 (referência); 2) 1996; e 3) 2014.
Interação ano*classe de origem	Ambos	Nominal ( <i>dummies</i> )	Termo interativo de ano de classe e origem	-
Interação ano*local	Ambos	Nominal ( <i>dummies</i> )	Termo interativo de ano e local de moradia	-
Interação ano*região	Ambos	Nominal ( <i>dummies</i> )	Termo interativo de ano e região de moradia	-

Elaboração do autor.

Finalmente, os modelos contam com alguns termos interativos. O primeiro deles, e de maior interesse nesta análise, é a interação entre o ano e a classe de origem. Através dos coeficientes gerados por esta interação, somos capazes de verificar se os efeitos de classe sobre a escolaridade alcançada vêm perdendo força ou não ao longo das coortes. Portanto, quase toda nossa análise dos resultados terá como foco esta variável. A fim de permitir que os efeitos do local e da região de moradia também variassem através dos anos, inserimos os dois últimos termos interativos descritos na tabela 2.

#### 4.1 Medidas relativas de escolaridade

A medida intervalar de escolaridade absoluta (escolaridade absoluta I) consiste nos anos de escolaridade concluídos pelo entrevistado, variando de zero até dezessete. É uma medida absoluta no sentido de que o valor de determinado número de anos de estudo é sempre o mesmo, em qualquer dos períodos, não importando possíveis mudanças na distribuição da educação entre a população. Por exemplo, onze anos de estudo contam sempre como onze unidades, em 1982, 1996 ou 2014.

De modo oposto, para as medidas relativas de escolaridade, o valor de uma mesma quantidade nominal varia através dos anos. A primeira medida intervalar de escolaridade relativa (escolaridade relativa I) faz esses valores variarem de acordo com a posição relativa que certo nível de educação permite o indivíduo ocupar em uma fila imaginária, onde os mais escolarizados estão à frente, e os com menor escolaridade, atrás. Mais especificamente, para o cálculo desta variável, adotou-se

o seguinte procedimento: para cada valor, atribuímos a frequência percentual acumulada pelo valor imediatamente anterior, sendo esta operação repetida para cada um dos anos (1982, 1996 e 2014). Com efeito, essa medida pode ser entendida como o percentual da população economicamente ativa (PEA) que, num dado momento, apresentava um nível de escolaridade inferior ao valor considerado. Essa é uma medida idêntica àquela utilizada por Salata (2019), e segue uma lógica similar à adotada por Bol (2015), Ortiz e Rodriguez-Menés (2015) e Triventi *et al.* (2016).

Uma crítica que poderíamos dirigir a essa primeira medida relativa é o fato de não considerar possíveis mudanças no lado da demanda. Como só considera a distribuição da oferta de trabalhadores mais ou menos escolarizados, ela na prática ignora que alterações no lado da demanda também condicionam o valor dos níveis educacionais. A fim de contornar essa limitação, nossa segunda medida relativa de escolaridade (escolaridade relativa II) faz os valores de escolaridade variarem de acordo com os retornos que eles trazem no mercado de trabalho em um dado período. Para sua construção, primeiro, rodamos modelos lineares multivariados (OLS) tendo o *status* ocupacional (ISEI) como variável dependente, e nove níveis de escolaridade<sup>19</sup> como principal variável independente, além de alguns controles (idade, sexo, cor, local e região de moradia). Os coeficientes relativos aos níveis de escolaridade – ou seja, os retornos esperados, em termos de *status* ocupacional – foram então identificados e imputados como valores de uma nova variável, que aqui definimos como escolaridade relativa II.<sup>20</sup> Esse procedimento foi repetido, separadamente, para cada um dos períodos. Medidas similares foram utilizadas, por exemplo, por Fujihara e Ishida (2016) e Rotman, Shavit e Shalev (2016).<sup>21</sup>

---

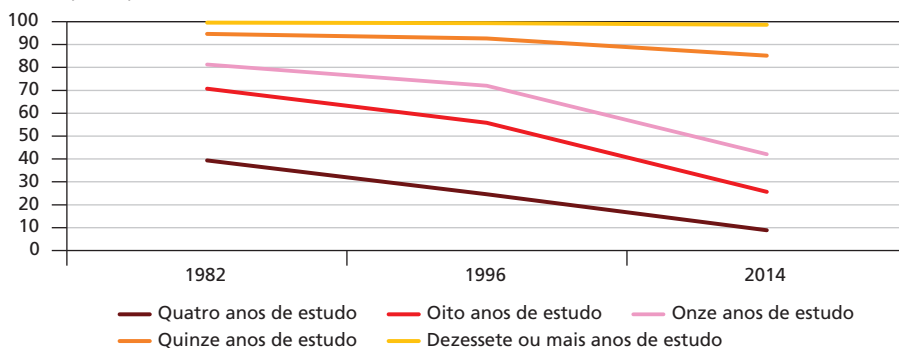
19. A variável foi inserida a partir de um conjunto de *dummies*: 1) séries iniciais do ensino fundamental (incompleto) [categoria de referência]; 2) séries iniciais do ensino fundamental (completo); 3) séries finais do ensino fundamental (incompleto); 4) séries finais do ensino fundamental (completo); 5) ensino médio (incompleto); 6) ensino médio (completo); 7) ensino superior (incompleto); 8) ensino superior (completo); e 9) mestrado ou doutorado.

20. Os coeficientes das regressões de ISEI, utilizados para extrair os valores imputados a esta variável, podem ser visualizados na tabela A.1 do anexo A.

21. Para o cálculo de ambas as medidas de escolaridade relativa, foi selecionada a PEA entre 20 e 50 anos de idade.

## GRÁFICO 3

**Escolaridade relativa I: scores relativos de escolaridade, por valores absolutos – Brasil (Em %)**

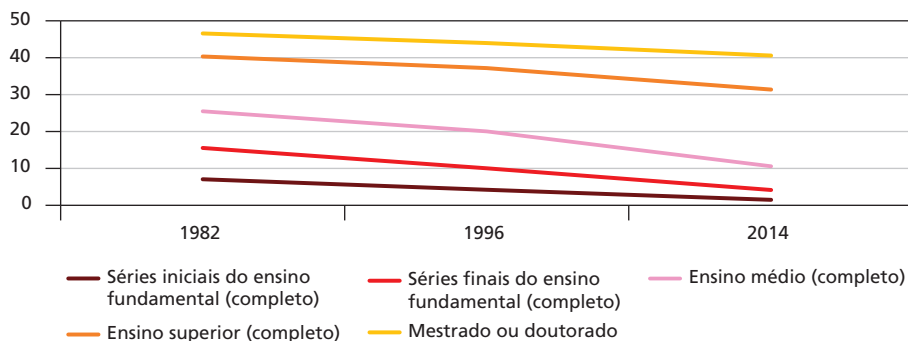


Fonte: PNAD/IBGE.

O resultado de cada uma das medidas relativas pode ser verificado por meio dos gráficos 3 e 4, respectivamente. Conforme poderíamos esperar, para ambas as medidas, constatamos queda no valor relativo da escolaridade. Por exemplo, segundo a nossa medida de escolaridade relativa I (gráfico 3), um indivíduo com onze anos completos de educação tinha uma pontuação de 78 em 1982, mas experimentou uma queda para quarenta em 2014. Isso significa que 78% das pessoas tinham um nível educacional inferior ao dele em 1982, mas apenas 40% em 2014. Em outras palavras, sua posição na fila imaginária caiu rapidamente em 38 pontos no período considerado. Conclusão semelhante pode ser tirada a partir da medida de escolaridade relativa II (gráfico 4). Em 1982, ter ensino médio completo trazia um retorno médio de 25 pontos no ISEI; já em 2014 esse retorno esperado era de dez pontos.

## GRÁFICO 4

**Escolaridade relativa II: scores relativos de escolaridade, por valores absolutos – Brasil (ISEI)**



Fonte: PNAD/IBGE.

Para os modelos *logit* ordinais, utilizamos duas medidas nominais de escolaridade, uma absoluta (escolaridade absoluta II) e outra relativa (escolaridade relativa III). Ambas possuem quatro categorias ordinais: baixo, médio-baixo, médio-alto e alto. A diferença entre elas é que o agrupamento dos níveis de escolaridade dentro destas quatro grandes categorias é o mesmo em todos os anos para a escolaridade absoluta, mas varia de acordo com sua distribuição entre a população na medida relativa. A tabela 3 auxilia na compreensão da construção destas variáveis.

**TABELA 3**  
**Medidas absoluta e relativa dos níveis de escolaridade – Brasil**

	1982		1996		2014		
	Escolaridade absoluta II	%	Escolaridade relativa III	%	Escolaridade relativa III	%	Escolaridade relativa III
Sem escolaridade	Baixo	18,6	Baixo	10,9	Baixo	4,1	Baixo
Séries iniciais do ensino fundamental (incompleto)	Baixo	20,8	Médio-baixo	13,6	Baixo	4,8	Baixo
Séries iniciais do ensino fundamental (completo)	Baixo	22,6	Médio-alto	16,0	Médio-baixo	5,4	Baixo
Séries finais do ensino fundamental (incompleto)	Médio-baixo	8,8	Médio-alto	15,2	Médio-baixo	11,3	Baixo
Séries finais do ensino fundamental (completo)	Médio-baixo	7,1	Médio-alto	10,9	Médio-alto	10,1	Médio-baixo
Ensino médio (incompleto)	Médio-alto	3,5	Médio-alto	5,4	Médio-alto	6,5	Médio-baixo
Ensino médio (completo)	Médio-alto	10,0	Alto	16,9	Médio-alto	35,0	Médio-alto
Ensino superior (incompleto)	Alto	3,4	Alto	3,6	Alto	8,0	Médio-alto
Ensino superior (completo)	Alto	5,3	Alto	7,1	Alto	14,1	Alto
Mestrado ou doutorado	Alto	0,1	Alto	0,3	Alto	0,7	Alto
<b>Total</b>	-	<b>100</b>	-	<b>100</b>	-	<b>100</b>	-

Fonte: PNAD/IBGE.

A classificação absoluta dos níveis de escolaridade é exatamente a mesma para os três anos. A categoria “baixo” vai até as séries iniciais do ensino fundamental (completo); a categoria “médio-baixo,” até as séries finais do ensino fundamental (completo); a categoria “médio-alto,” até o ensino médio (completo); e a categoria “alto” é reservada para aqueles que ao menos adentraram o ensino superior. Para a medida relativa, a composição dessas categorias

muda de acordo com a distribuição dos níveis de escolaridade entre a população. Por exemplo, em 1982, ter ensino médio completo bastava para entrar na categoria “alto” – afinal, somente 18% da PEA o fazia. Em 2014, era necessário ter ensino superior completo para chegar à categoria “alto” – o que já era realizado por quase 15% da PEA. Ou seja, conforme o nível educacional da população aumenta, é necessário chegar a faixas de escolaridade mais altas para subir alguns degraus em direção ao topo. Na bibliografia internacional, a mesma lógica de construção de uma variável relativa para níveis de escolaridade foi utilizada em Bukodi e Goldthorpe (2016).<sup>22</sup>

## 5 RESULTADOS

Separamos a apresentação dos resultados em duas subseções consecutivas. A primeira (5.1) é dedicada aos modelos lineares, enquanto a segunda (5.2) tem como foco os resultados extraídos dos modelos *logit* ordinais. A análise se restringirá aos coeficientes relativos à classe de origem e sua variação no tempo. Os demais parâmetros e estatísticas de ajuste dos modelos podem ser encontrados nas tabelas A.2 e A.3 no anexo A.

### 5.1 Modelos lineares

Como pode ser verificado na tabela A.2, os efeitos da classe de origem sobre a escolaridade alcançada, seja ela absoluta seja relativa, vão na direção esperada. A tendência é que, conforme nos dirigimos às classes menos privilegiadas, a desvantagem em relação à categoria de referência (filhos de profissionais) vá aumentando.<sup>23</sup> Por exemplo, para a primeira coorte,<sup>24</sup> ser filho de trabalhador manual não qualificado faz a expectativa de anos de estudos completos cair 5,6 unidades. Ou, ainda, para a primeira coorte, ser filho de trabalhadores rurais tem o efeito de reduzir em 49 pontos a escolaridade relativa I, e em 24 pontos a escolaridade relativa II. De pronto, é evidente a forte relação entre origem de classe e escolaridade alcançada, conforme já amplamente conhecido.

Nosso interesse, contudo, está em saber se essa associação vem perdendo força ou não, dado o cenário de expansão educacional. Para isso, e conforme já comentado na seção metodológica, os modelos trazem termos interativos entre a classe de origem e o ano de coleta da pesquisa. É por meio da análise dessas interações que poderemos responder às questões aqui colocadas.

22. Apesar de essa medida não se utilizar dos retornos no mercado de trabalho para ser construída, uma característica relevante dela é o fato de suas categorias apresentarem mais estabilidade que os níveis absolutos de escolaridade no que diz respeito aos retornos obtidos em termos de *status* ocupacional. Ou seja, ao contrário do nível absoluto de escolaridade, as categorias relativas não sofrem tanto com a inflação de credenciais – como vemos no gráfico A.1 no anexo A.

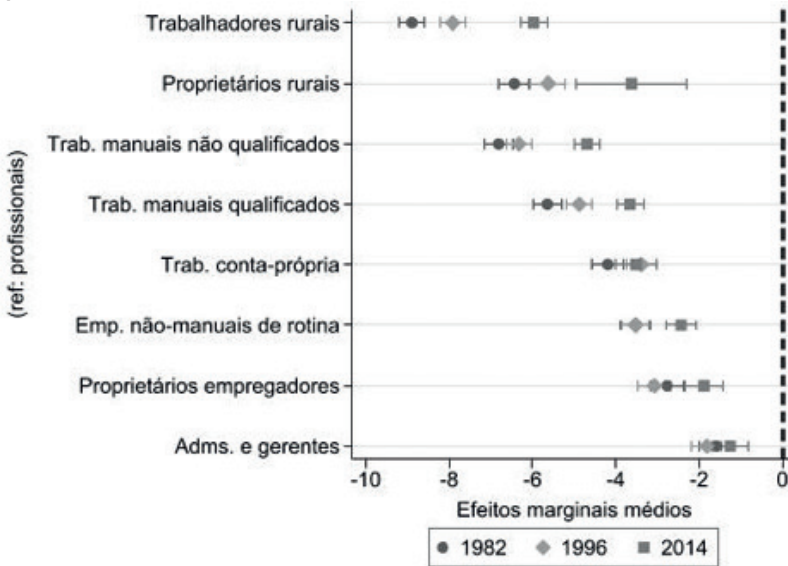
23. Escolhemos os filhos de profissionais como categoria de referência em função de apresentarem, na média, os melhores resultados educacionais em relação a todas as outras categorias.

24. Identificada a partir do ano de coleta dos dados: 1982.

A fim de facilitar a interpretação desses parâmetros, calculamos os efeitos marginais médios da classe de origem sobre a escolaridade alcançada, para cada ano da pesquisa.<sup>25</sup> Os efeitos marginais médios representam a taxa de mudança em uma variável em relação à outra. Em outras palavras, o efeito marginal é a mudança esperada na variável dependente – no caso, escolaridade – pela mudança de uma unidade na variável independente – no caso, a classe de origem (Powers e Xie, 2008). Como temos aqui modelos lineares, os resultados seriam idênticos à soma dos coeficientes da classe de origem com os respectivos termos interativos – ambos presentes na tabela A.2. Os gráficos 5, 6 e 7 expressam esses efeitos para cada uma das três medidas de escolaridade.

### GRÁFICO 5

Efeitos marginais médios da classe de origem sobre a escolaridade absoluta (I), por ano – Brasil



Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Começando pelo gráfico 5, temos os efeitos da classe de origem sobre os anos de estudo completos (escolaridade absoluta I). Quanto mais para a esquerda estão os pontos, maior a desvantagem em relação à categoria de referência (filhos de profissionais), e quanto mais próximos da linha pontilhada, menor a desvantagem. Os traços verticais

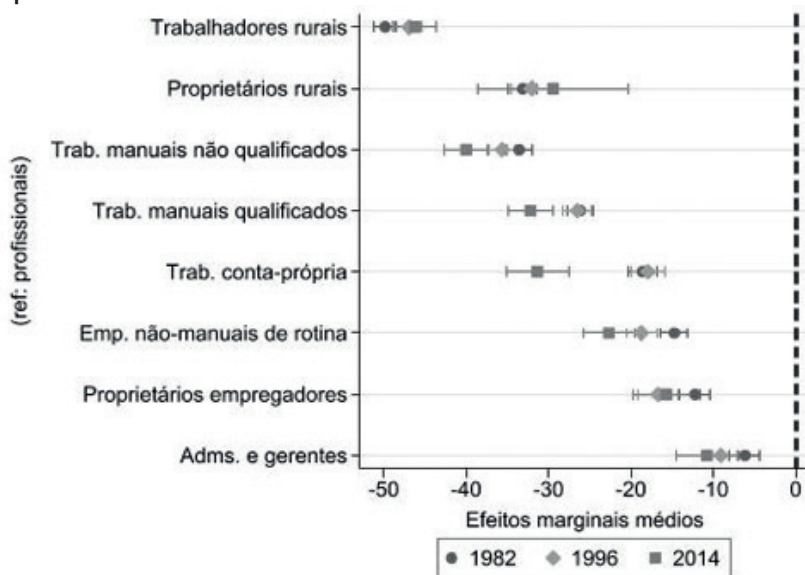
25. Vale lembrar que cada ano representa, na verdade, uma coorte de nascimento inteiramente distinta. Por essa razão, em alguns momentos, nos referiremos à primeira, segunda ou terceira coortes em vez de ao ano de coleta dos dados.

simétricos em torno dos pontos representam os intervalos de confiança de 95%.<sup>26</sup> A tendência que observamos é de redução das desvantagens para os filhos de trabalhadores manuais urbanos, empregadores e trabalhadores rurais. Em todas essas categorias, e também para os filhos de empregados não manuais de rotina, a distância para os filhos de profissionais era significativamente menor na terceira do que na primeira coorte.

Por exemplo, em 1982, ser filho de trabalhador rural reduzia a média esperada de anos de estudos completos em 8,8 unidades – quando comparado com os filhos de profissionais. Já em 2014, essa redução era de 5,9. Para filhos de trabalhadores manuais não qualificados, o efeito era de -6,8 em 1982, caindo para -4,6 em 2014. E para os filhos de trabalhadores manuais qualificados, a desvantagem caiu de -5,6 para -3,6 no mesmo período. Logo, em termos de escolaridade absoluta, o que verificamos de um modo geral é a redução, ao longo das coortes, nas desvantagens sofridas por indivíduos nascidos nas classes de trabalhadores manuais urbanos e de empregadores e empregados rurais.

#### GRÁFICO 6

Efeitos marginais médios da classe de origem sobre a escolaridade relativa (I), por ano – Brasil



Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Ilustração cujos layouts e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

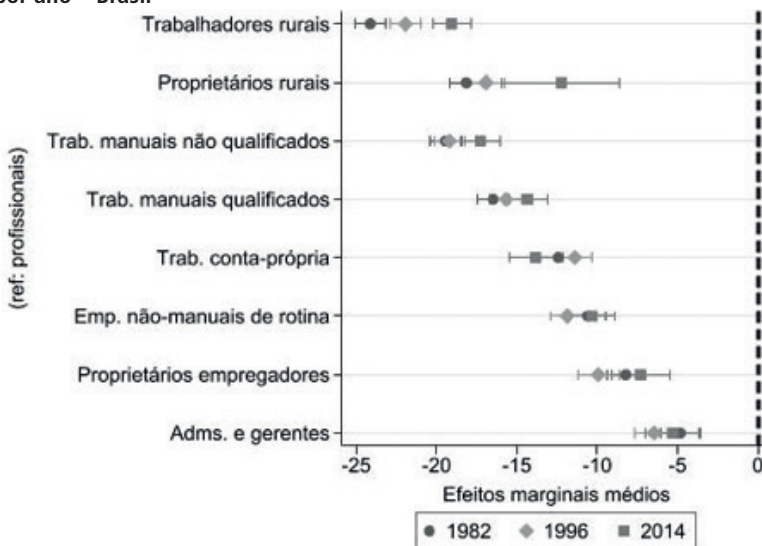
26. Calculado a partir do método delta (StataCorp, 2021; Oehlert, 1992).

O quadro se torna muito menos otimista, porém, quando olhamos para o gráfico 6, que traz os efeitos marginais médios sobre a primeira medida de escolaridade relativa. Como podemos ver, não apenas deixamos de verificar a redução dos efeitos observada anteriormente, como em alguns casos o que constatamos é o aumento das desvantagens para algumas categorias. Vejamos, por exemplo, o caso dos filhos dos trabalhadores manuais qualificados. Para a primeira coorte, se esperaria que ficasse 26 pontos atrás dos filhos de profissionais; já para a terceira coorte, essa distância esperada subia para 32 pontos. Algo semelhante ocorre para os filhos de trabalhadores manuais não qualificados, filhos de trabalhadores conta própria e filhos de empregados não manuais de rotina.

Tais resultados mostram, portanto, que se tomarmos a escolaridade pela posição relativa numa fila imaginária onde os mais educados estão à frente, não percebemos qualquer redução significativa dos efeitos de classe de origem sobre a escolaridade alcançada. Mas, como vimos, uma das limitações dessa medida (escolaridade relativa I) é que ela não considera possíveis mudanças no lado da demanda. Por essa razão, rodamos o mesmo modelo para outra medida posicional de escolaridade (escolaridade relativa II), construída a partir dos retornos ocupacionais esperados no mercado de trabalho. Os resultados, em termos de efeitos marginais médios, estão expressos no gráfico 7.

### GRÁFICO 7

Efeitos marginais médios da classe de origem sobre a escolaridade relativa (II), por ano – Brasil



Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).



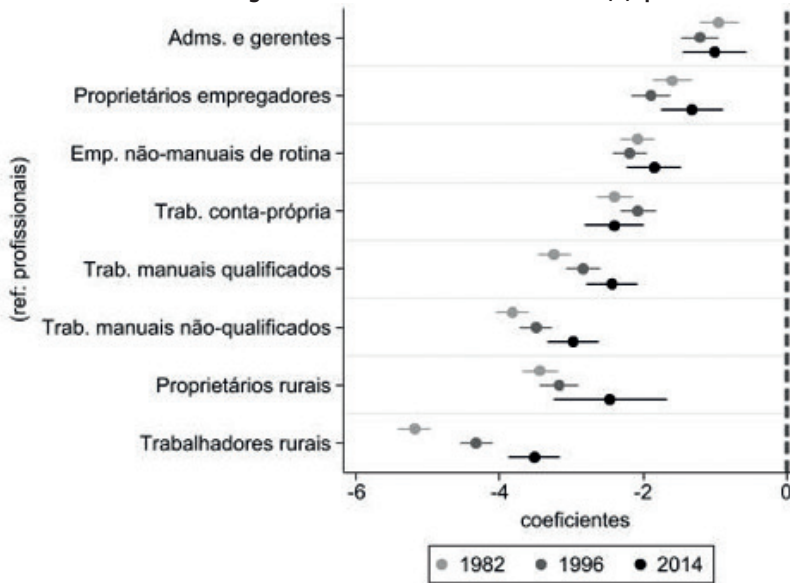
Podemos dizer que os resultados aqui estão longe de serem otimistas como os daqueles para escolaridade absoluta, mas são um pouco mais positivos do que os encontrados a partir da primeira medida de escolaridade relativa. No geral, o que observamos é uma tendência de manutenção das desigualdades. Há, no entanto, duas exceções, que são os filhos de proprietários e de trabalhadores rurais. Para estes, podemos afirmar que houve sim redução das desvantagens em relação aos filhos de profissionais. No caso dos filhos de trabalhadores rurais, por exemplo, o retorno esperado de sua escolaridade alcançada (em termos de ISEI) era 24 pontos menor do que para os filhos de profissionais na primeira coorte; já na terceira coorte, essa desvantagem caía para 19 pontos. Ainda assim, com exceção dessas duas categorias rurais, o quadro geral é de estabilidade das desigualdades.

### 5.2 Modelos *logit* ordinais

Conforme comentado, os coeficientes dos modelos lineares – como os analisados na seção precedente – sofrem influência da variação na distribuição das variáveis dependentes. Por essa razão, procuramos complementar a análise por meio de modelos *logit* ordinais. A lógica da exploração dos dados segue a mesma da seção anterior. Apresentaremos primeiro os resultados para os níveis absolutos de escolaridade (escolaridade absoluta II), e posteriormente para os modelos de níveis relativos de escolaridade (escolaridade relativa III). Em vez de trabalharmos com os efeitos marginais médios, no entanto, apresentaremos os resultados diretamente a partir dos coeficientes dos modelos. Isso será feito pela seguinte razão: como as variáveis dependentes aqui utilizadas possuem quatro categorias, teríamos que gerar quatro medidas de efeitos marginais médios para cada modelo; ou seja, do ponto de vista da interpretação dos dados, é mais parcimonioso utilizar diretamente os coeficientes. Posteriormente, faremos também algumas simulações com probabilidades previstas, a fim de facilitar a compreensão dos resultados.

## GRÁFICO 8

Efeitos da classe de origem sobre a escolaridade absoluta (II), por ano – Brasil



Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Em um modelo *logit* ordinal, os coeficientes indicam o efeito de uma variável independente sobre a chance de se estar em uma categoria maior (em vez de menor ou igual), mantendo constantes todas as demais variáveis (Long e Freese, 2006). Na tabela A.3, portanto, vemos que ser filho de trabalhadores manuais não qualificados em 1982 reduzia em 97% as chances de se chegar em uma categoria de escolaridade absoluta mais alta (em vez de menor ou igual) quando comparado com os filhos de profissionais. Ou, ser filho de trabalhadores manuais qualificados em 1982 reduzia em 90% as chances de se chegar em uma categoria de escolaridade relativa mais alta (em vez de menor ou igual) quando comparado com os filhos de profissionais.<sup>27</sup> Os resultados, portanto, vão na direção esperada, dada a grande desvantagem dos filhos de trabalhadores. Resta saber se houve tendência de redução dessas desvantagens ao longo das últimas décadas.

No gráfico 8, então, temos os coeficientes, calculados para cada um dos anos,<sup>28</sup> sobre o nível absoluto de escolaridade.<sup>29</sup> Quanto mais para a esquerda estão os

27. Para calcular os efeitos percentuais mencionados, é necessário aplicar a seguinte fórmula ao coeficiente:  $(1 - \exp(b)) * 100$ .

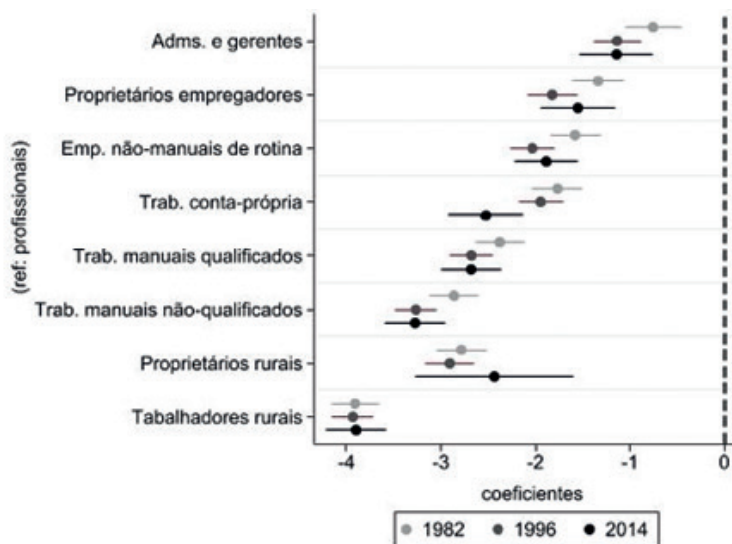
28. Para se chegar aos valores relativos a 1996 e 2014, basta somar, na tabela A.3, o coeficiente da categoria examinada com o coeficiente do termo interativo para o ano de interesse.

29. Novamente, os traços em torno dos pontos representam o intervalo de confiança de 95%, calculado a partir do método delta.

pontos, maiores as desvantagens em relação aos filhos de profissionais (categoria de referência). E o que constatamos é uma redução daquelas desvantagens para os filhos de trabalhadores manuais qualificados, trabalhadores manuais não qualificados e trabalhadores rurais. Quer dizer, em termos do nível absoluto de escolaridade alcançada, houve redução significativa das desigualdades entre a primeira e a terceira coortes estudadas, o que se expressa graficamente pelo fato de os pontos se dirigirem mais à direita para as coortes mais recentes. Mesmo que as distâncias permaneçam grandes, o que o modelo de níveis de escolaridade absoluta mostra é uma tendência de aproximação desses pontos em relação à reta pontilhada – que representa a posição dos filhos de profissionais, a categoria mais privilegiada.

### GRÁFICO 9

Efeitos da classe de origem sobre a escolaridade relativa (III), por ano – Brasil



Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

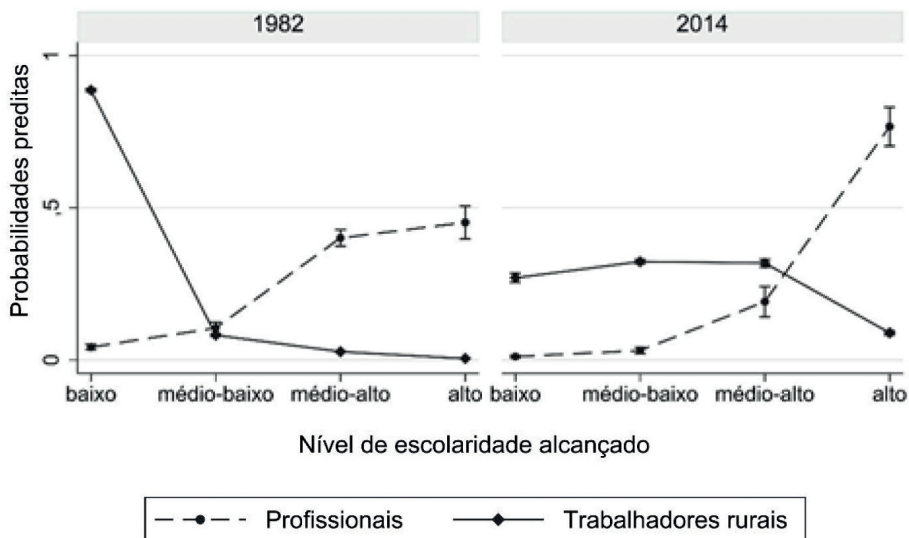
Bastante diferente é o quadro que se mostra quando os níveis de escolaridade são relativos (gráfico 9). Nesse caso não observamos qualquer tendência de redução das desvantagens dos filhos de trabalhadores. Na verdade, a única mudança estatisticamente significativa vai no sentido oposto, de aumento das desvantagens dos filhos de trabalhadores conta própria. Para a primeira coorte, suas chances de chegar em uma categoria de escolaridade relativa mais alta (em vez de menor ou igual) eram 82% menores que as dos filhos de profissionais. Para a terceira coorte, eram 91% menores. Em geral, no entanto, e assim como verificamos nos modelos

lineares, a tendência observada é de manutenção das desigualdades quando consideramos o caráter posicional da educação.

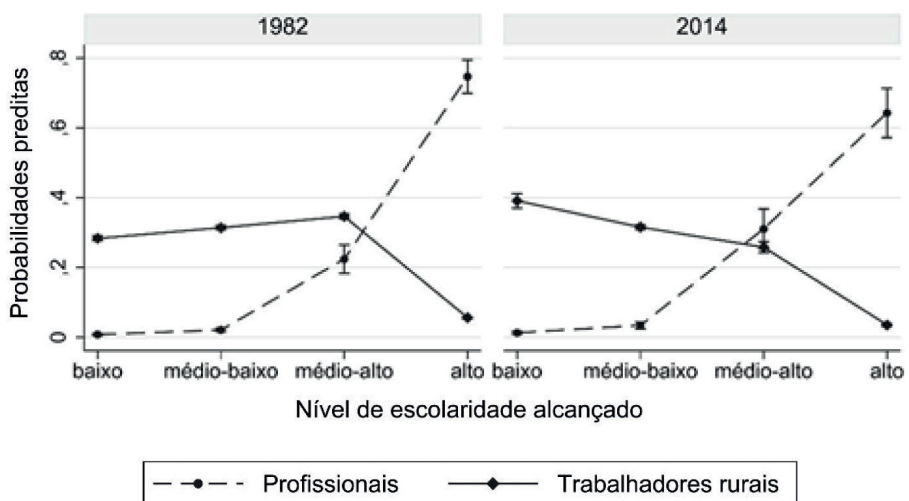
### GRÁFICO 10

Probabilidades previstas para níveis absolutos e relativos de escolaridade, por origem de classe – Brasil

10A – Escolaridade absoluta



10B – Escolaridade relativa



Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A fim de tornar a interpretação dos resultados dos modelos *logit* ordinais mais palatável, no gráfico 10, trazemos algumas probabilidades preditas.<sup>30</sup> Primeiro, selecionamos as duas categorias extremas da hierarquia de classes utilizada, os filhos de profissionais – que gozam das maiores vantagens educacionais – e os filhos de trabalhadores rurais – que apresentam a maior distância em relação aos primeiros. E então calculamos as probabilidades preditas de eles alcançarem cada um dos níveis educacionais para a primeira e a terceira coortes – ou seja, em 1982 e em 2014. Os cálculos foram realizados tanto para os níveis absolutos de escolaridade (na parte superior do gráfico), quanto para os níveis relativos (na parte inferior). As demais variáveis inseridas no modelo foram mantidas constantes em suas respectivas médias.<sup>31</sup>

A diferença entre o que é observado nos modelos de escolaridade absoluta e relativa é marcante. Começando pelos primeiros, na parte superior do gráfico 10, vemos a gigantesca mudança na distribuição dos níveis de escolaridade alcançados pelos filhos de trabalhadores rurais. Na primeira coorte, a probabilidade de um filho de trabalhador rural ter alcançado apenas o nível absoluto mais baixo de escolaridade era de 88%. Já na terceira coorte, essa probabilidade caía para 26%. Em compensação, subiam as probabilidades de se chegar nos demais níveis absolutos de escolaridade. Conseqüentemente, como pode ser visualizado no gráfico, a distribuição dos níveis absolutos de escolaridade para os filhos de trabalhadores rurais era, na terceira coorte, muito mais próxima daquela dos filhos de profissionais do que na primeira coorte.

Todavia, quando analisamos as probabilidades calculadas a partir dos modelos de escolaridade relativa, aquela enorme mudança da primeira para a terceira coortes simplesmente desaparece. Na verdade, o que se destaca na comparação dos dois gráficos da parte inferior do gráfico 10 é a similaridade. O movimento que mais chama atenção é o aumento da probabilidade de os filhos de trabalhadores rurais não passarem do nível mais baixo de escolaridade (de 28% para 39%), junto com a redução na sua probabilidade de chegar ao nível médio-alto (de 34% para 25%). Em outras palavras, o que constatamos é um quadro de leve aumento das desvantagens. Novamente, portanto, os resultados são muito menos animadores quando adotamos uma medida relativa de escolaridade, que melhor captura o caráter posicional da educação.

---

30. Para o cálculo das probabilidades preditas em modelos *logit* ordinais, consultar Powers e Xie (2008).

31. Tanto os efeitos marginais quanto as probabilidades preditas utilizados na análise aqui apresentada foram elaborados a partir do comando *margins* do software Stata/BE v.17. Para mais detalhes técnicos, consultar StataCorp (2021).

### 5.3 Associação total entre classe de origem e escolaridade alcançada

Até o momento, analisamos o efeito de cada classe de origem – em relação à classe mais privilegiada – sobre a escolaridade alcançada. Desse modo, para cada modelo, tínhamos oito coeficientes por coorte. Com o intuito de simplificar a interpretação do conjunto dos resultados apresentados, e a comparação entre os modelos de escolaridade absoluta e relativa, utilizamos nesta seção uma medida sintética da associação entre origem de classe e escolaridade alcançada. Esta medida, formulada por Triventi *et al.* (2016), nada mais é do que a média dos efeitos parciais representados nos gráficos de 5 a 9. Como temos oito coeficientes de classe de origem para cada modelo em cada coorte, ela é o resultado da soma desses dividida por oito. Seu resultado, portanto, representa, para cada coorte, em cada um dos modelos, a desvantagem média das oito categorias de classe de origem para a categoria de referência (filhos de profissionais).

No gráfico 11, temos a representação dessa medida para os dois modelos de escolaridade absoluta, no topo, e também para os três modelos de escolaridade relativa, na segunda e terceira linhas do gráfico.<sup>32</sup> Como vemos, os resultados de ambos os modelos de escolaridade absoluta indicam redução da associação total entre classe de origem e escolaridade alcançada – dada a tendência ascendente das retas nos dois gráficos superiores. Esta redução se dá entre todas as coortes, mas se mostra maior da segunda para a terceira; o que faz sentido, dado que a terceira coorte é aquela que mais se beneficia das reformas educacionais de meados do século XX.

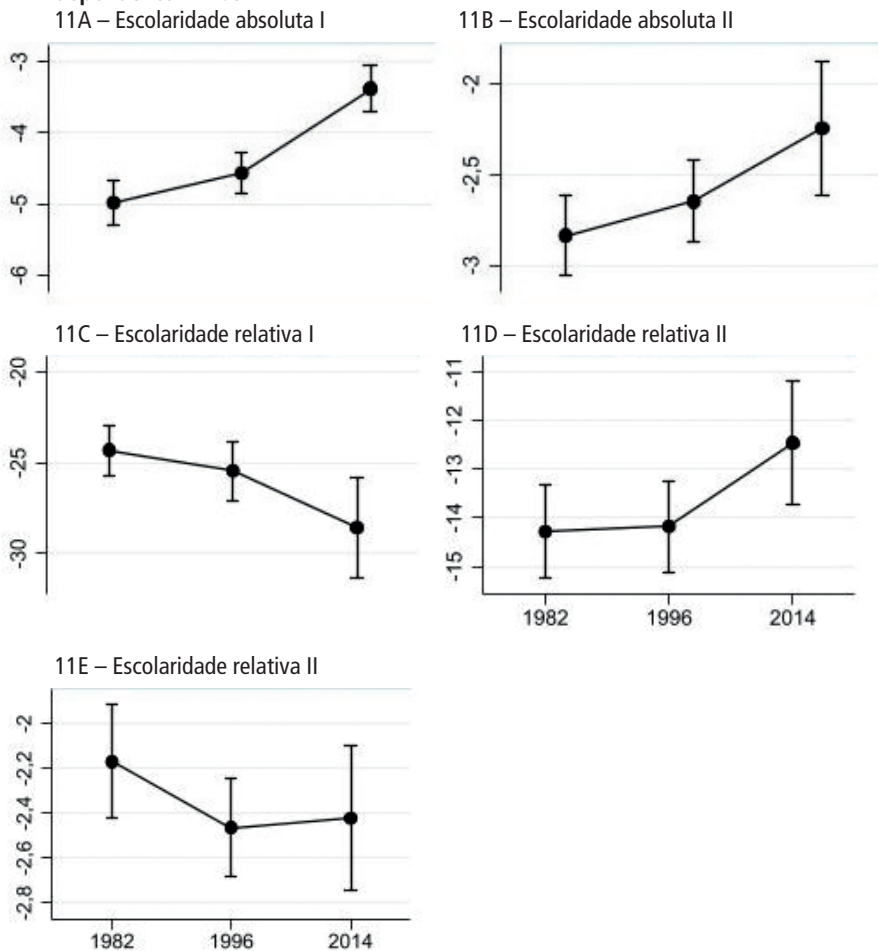
Os resultados, como esperado, são bastante diferentes para os três modelos que consideram o caráter posicional da educação. Mas mesmo entre estes há distinções relevantes. Os resultados do modelo da escolaridade relativa I vão na direção oposta dos anteriores, já que indicam uma tendência de aumento dos efeitos da classe de origem – ver o sentido descendente da reta. O modelo da escolaridade relativa III é um pouco mais conservador, e apesar de sugerir uma tendência de elevação das desigualdades entre a primeira e a segunda coortes, do ponto de vista estatístico não podemos afirmar que houve aumento nem redução dos efeitos de classe, já que a variação se encontra visivelmente dentro dos intervalos de confiança. Por fim, os resultados do modelo da escolaridade relativa II poderiam sugerir uma diminuição da associação entre classe de origem e escolaridade alcançada entre a segunda e a terceira coortes. No entanto, esta variação também está dentro do intervalo de confiança. E, além disso, como verificamos a partir do gráfico 7, esse movimento entre a segunda e a terceira coortes reflete quase que exclusivamente a redução das desvantagens dos filhos de trabalhadores rurais. Assim, diferentemente do que ocorre para os modelos de escolaridade absoluta, ela não traduz uma tendência mais generalizada de redução das desvantagens de classe.

---

32. Os intervalos de confiança de 95%, calculados a partir do método delta, também estão representados graficamente.

## GRÁFICO 11

Associação total entre classe de origem e escolaridade alcançada, por variável dependente – Brasil



Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Ilustrações cujos leiautes e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Portanto, ao considerar a posicionalidade da educação, chegamos a resultados menos otimistas sobre a possibilidade de a expansão educacional reduzir as desvantagens provocadas pela classe de origem em relação à escolaridade alcançada pelos indivíduos. Nesse sentido, os resultados corroboram nossas duas hipóteses, e vão na mesma direção da maior parte dos estudos recentemente desenvolvidos sobre o tema (Bukodi e Goldthorpe, 2016; Fujihara e Ishida, 2016; Rotman, Shavit e Shalev, 2016).

## 6 CONCLUSÕES

Imagine um brasileiro que no ano de 1985 chegasse à vida adulta, tendo completado o que hoje seria o ensino fundamental. Naquela época, entre a população de 25 a 65 anos de idade, somente 17% estariam à sua frente com um nível educacional mais alto, e seu *status* ocupacional (ISEI) esperado seria 16% maior que o *status* ocupacional médio à época. Agora imagine um outro brasileiro que chegasse à vida adulta com o mesmo nível educacional trinta anos depois, em 2015. Mais da metade (53%) da população teria um nível educacional maior do que o seu, que agora lhe garantiria um *status* ocupacional esperado 7% menor que o *status* ocupacional médio. Tratar essas duas situações da mesma forma é o que têm feito os estudos que utilizam níveis absolutos de escolaridade para analisar a evolução das desigualdades de resultados e/ou oportunidades educacionais. Ao utilizar medidas relativas, então, procuramos levar em consideração esse processo de depreciação do valor da escolaridade em função de sua disseminação.

A expansão escolar é muitas vezes pensada como uma espécie de saída indolor à redução das desigualdades, ainda que análises recentes coloquem sérias dúvidas a esse respeito (Medeiros, Barbosa e Carvalhaes, 2020). Mais especificamente no que tange às desigualdades de oportunidades, há décadas encontramos estudos empíricos, desenvolvidos em inúmeros países, indicando que a expansão do sistema de ensino não necessariamente as reduziria. Ainda assim, o debate persiste, já que análises mais recentes têm questionado a tese das *desigualdades persistentes*. E uma das novidades dentro desse debate, no âmbito internacional, tem sido a incorporação da ideia de que a educação é um bem posicional, mediante o uso de medidas relativas de escolaridade.

Ao seguir essa tendência, adotando medidas relativas de escolaridade, não encontramos evidências de que a expansão educacional ocorrida ao longo das últimas décadas no Brasil, desde meados do século XX, venha sendo acompanhada de clara redução dos efeitos da origem de classe sobre a escolaridade alcançada. Como vimos, em geral, os efeitos da origem social permanecem tão fortes para a coorte nascida entre 1973 e 1986 quanto o eram para a coorte nascida entre 1941 e 1954. Entre a coorte mais recente, dos que completavam de 28 a 41 anos de idade em 2014, ser filho de um trabalhador manual não qualificado ainda reduzia em quarenta pontos a sua posição na fila educacional (escolaridade relativa I), em 21 pontos de ISEI o seu *status* ocupacional esperado, dada a escolaridade alcançada (escolaridade relativa II), e em 58 pontos percentuais a probabilidade de alcançar o nível relativo mais alto de educação (escolaridade relativa III), quando comparado com os filhos de profissionais. Ou seja, nascer em uma família de classe trabalhadora continuava a representar uma grande desvantagem em termos dos resultados educacionais esperados. Por sua vez, ter como origem uma família de classe média alta, em que os pais são, por exemplo, profissionais liberais e/ou ocupam cargos de



gerência, ainda aumentava substantivamente as chances de se alcançarem os níveis de escolaridade mais distintos e que garantem os melhores retornos. E, segundo os resultados que encontramos, essas vantagens e desvantagens atreladas à classe de origem não apresentam qualquer tendência mais geral e clara de redução, a despeito da enorme expansão do sistema de ensino brasileiro ao longo das últimas décadas.

No conjunto, o que nossos resultados mostram é que por mais que a expansão educacional possa ter tornado as chances de acesso a determinados níveis de ensino menos desiguais – ver os resultados dos modelos de escolaridade absoluta –, ela também acaba enfraquecendo a estrutura de oportunidades atrelada àqueles níveis (Thompson e Simmons, 2013) – ver os resultados dos modelos de escolaridade relativa. É possível, então, que uma das principais consequências da expansão educacional seja não a redução da associação entre classe de origem e escolaridade alcançada, mas sim que os indivíduos precisem acumular cada vez mais anos de estudo, chegar a níveis de ensino cada vez mais altos, a fim de permanecerem na mesma posição social de seus pais, configurando uma verdadeira corrida posicional (Brown *et al.*, 2013; Collins, 1979).

Que a expansão educacional, por si só, não necessariamente reduz as desigualdades de oportunidades e/ou resultados educacionais é algo amplamente conhecido no debate internacional sobre o tema. E mesmo quando resultados mais otimistas são encontrados para determinados países, a queda do efeito da classe de origem sobre a escolaridade alcançada costuma ser atribuída a fatores exógenos, como políticas sociais voltadas aos estratos mais baixos da população, redução das desigualdades socioeconômicas, melhoria das condições de vida das classes trabalhadoras, políticas educacionais voltadas para a democratização do sistema de ensino, e assim por diante (Breen *et al.*, 2009). No caso do Brasil, por exemplo, diversos estudos vêm mostrando que nas primeiras décadas do século XX – período não coberto por esta análise – parece ter havido uma significativa redução das desigualdades de acesso ao ensino superior (Salata, 2018a; Picanço, 2015; Mont’alvão Neto, 2014); o que poderia ser atribuído a inúmeras medidas, ações e políticas públicas voltadas à democratização desse nível de ensino naquele período – mencionadas na subseção 2.1 –, além de também coincidir com um momento de redução das desigualdades econômicas entre as classes (Salata, 2018b).

Não parece haver, portanto, fuga para frente. Enfrentar a questão das desigualdades de oportunidades, que em grande medida passa pela associação entre classe de origem e educação, exige esforços concentrados nessa direção. Ou, como coloca Hirsch (1977), “*raising the level of the ladder as a whole no longer provides those on the lower rungs with the same life as those climbing higher on the ladder.*”<sup>33</sup>

33. “Elevar o nível da escada como um todo não fornece mais àqueles nos degraus inferiores a mesma vida daqueles que escalam mais alto na escada” (tradução nossa).

Vale frisar que a análise aqui empreendida, e os resultados dela derivados, estão obviamente longe de fornecerem respostas definitivas para questões tão prementes. Mas, sem dúvida, trazem novidades e contribuições relevantes para o debate sobre o tema, que poderão ser aproveitadas, endossadas ou contestadas em trabalhos futuros. E, por fim, é importante lembrar que, a despeito dos resultados apresentados, níveis mais elevados de educação podem sempre trazer uma série de benefícios aos indivíduos – como capacidade de reflexão, de questionamento, senso crítico etc. –, que vão além dos retornos no mercado de trabalho aqui tratados. Logo, quanto mais escolarizada a população, melhor.

### REFERÊNCIAS

- BECKER, G. S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. Cambridge: The National Bureau of Economic Research, 1964.
- BILLS, D. B. Congested credentials: the material and positional economies of schooling. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 43, p. 65-70, 2016.
- BLAU, P. M.; DUNCAN, O. D. **The American occupational structure**. Nova York: John Wiley & Sons, 1967.
- BOL, T. Has education become more positional? Educational expansion and labour market outcomes, 1985-2007. **Acta Sociologica**, v. 58, n. 2, p. 105-120, 2015.
- BOUDON, R. **A desigualdade das oportunidades**: a mobilidade social nas sociedades industriais. Brasília: UnB, 1981.
- BOURDIEU, P.; PASSERON, J. C. **A reprodução**: elementos para uma teoria do sistema de ensino. Rio de Janeiro: Francisco Alves, 1975.
- BOYLAN, R. D. The effect of the number of diplomas on their value. **Sociology of Education**, v. 66, n. 3, p. 206, 1993.
- BREEN, R.; GOLDTHORPE, J. H. Explaining educational differentials: towards a formal rational action theory. **Rationality and Society**, v. 9, n. 3, p. 275-305, 1997.
- BREEN, R. *et al.* Nonpersistent inequality in educational attainment: evidence from eight European countries. **American Journal of Sociology**, v. 114, n. 5, p. 1475-1521, 2009.
- BREEN, R. *et al.* Long-term trends in educational inequality in Europe: class inequalities and gender differences. **European Sociological Review**, v. 26, n. 1, p. 31-48, 2010.
- BRITO, M. M. Novas tendências ou velhas persistências? Modernização e expansão educacional no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, v. 47, p. 224-263, 2017.

BROWN, P.; REAY, D.; VINCENT, C. Education and social mobility. **British Journal of Sociology of Education**, v. 34, n. 5-6, p. 637-643, 2013.

BUKODI, E.; GOLDTHORPE, J. H. Educational attainment – relative or absolute – as a mediator of intergenerational class mobility in Britain. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 43, p. 5-15, 2016.

CAMERON, S. V.; HECKMAN, J. J. Life cycle schooling and dynamic selection bias: models and evidence for five cohorts of American males. **Journal of Political Economy**, v. 106, n. 2, p. 262-333, 1998.

CASTRO, C. M. **Educação brasileira: consertos e remendos**. Rio de Janeiro: Rocco, 1994.

COLLINS, R. **The credentialist society**. Nova York: Academic, 1979.

DEVINE, F.; LI, Y. The changing relationship between origins, education and destinations in the 1990s and 2000s. **British Journal of Sociology of Education**, v. 34, n. 5-6, p. 766-791, 2013.

FATHERMAN, D. L.; HAUSER, R. M. **Opportunity and change**. Nova York: Nova York Academic Press, 1978.

FUJIHARA, S.; ISHIDA, H. The absolute and relative values of education and the inequality of educational opportunity: trends in access to education in postwar Japan. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 43, p. 25-37, 2016.

GANZEBOOM, H. B.; GRAAF, P. M. de; TREIMAN, D. J. A standard international socio-economic index of occupational status. **Social Science Research**, v. 21, n. 1, p. 1-56, 1992.

GOLDIN, C. D.; KATZ, L. F. **The race between education and technology**. Cambridge, Estados Unidos: Harvard University Press, 2009.

GOLDTHORPE, J. H. Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persisting differentials in educational attainment. **British Journal of Sociology**, p. 481-505, 1996.

GOLDTHORPE, J. H. The role of education in intergenerational social mobility: problems from empirical research in sociology and some theoretical pointers from economics. **Rationality and Society**, v. 26, n. 3, p. 265-289, 2014.

GRAAF, P. M. de; GANZEBOOM, H. B. G. Family background and educational attainment in the Netherlands for the 1891-1960 birth cohorts. *In*: SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H.-P. (Org.). **Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries**. Westview Press, 1993. p. 351-394.

- HASENBALG, C. Tendências da desigualdade educacional no Brasil. **Dados**, v. 43, n. 3, p. 423-445, 2000.
- HASENBALG, C. Educação. *In*: IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Brasil em números**. Rio de Janeiro: IBGE, 2001. v. 9, p. 115-117.
- HASENBALG, C. A transição da escola para o trabalho. *In*: HASENBALG, C.; SILVA, N. V. (Org.). **Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida**. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003. p. 147-172.
- HECKMAN, J. **Giving kids a fair chance**. Boston: MIT Press, 2013.
- HIRSCH, F. To strike another balance. **New York Times**, 27 maio 1977.
- HIRSCH, F. **Social limits to growth**. Cambridge, Estados Unidos: Harvard University Press, 1978.
- HOUT, M.; DIPRETE, T. A. What we have learned: RC28's contributions to knowledge about social stratification. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 24, n. 1, p. 1-20, 2006.
- JACKSON, M. How is inequality of educational opportunity generated? The case for primary and secondary effects. *In*: JACKSON, M. (Ed.). **Determined to succeed? Performance versus choice in educational attainment**. Stanford: Stanford University Press, 2013. p. 1-33.
- LAREAU, A. **Unequal childhoods**. University of California Press, 2011.
- LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression models for categorical dependent variables using stata**. 2. ed. Texas: StataPress, 2006.
- LUCAS, S. R. Effectively maintained inequality: education transitions, track mobility, and social background effects. **American Journal of Sociology**, v. 106, n. 6, p. 42-90, 2001.
- MARE, R. D. Social background and school continuation decisions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 75, n. 370, p. 295-305, 1980.
- MARE, R. D. Change and stability in educational stratification. **American Sociological Review**, v. 46, n. 1, p. 72-87, 1981.
- MARE, R. D. Educational stratification on observed and unobserved components of family background. *In*: SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H.-P. (Org.). **Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries**. Westview Press, 1993. p. 351-394.

MEDEIROS, M.; BARBOSA, R. J.; CARVALHAES, F. Educational expansion, inequality and poverty reduction in Brazil: a simulation study. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 66, p. 1-13, 2020.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. *In*: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. p. 185-304.

MOK, K. H. Massification of higher education, graduate employment and social mobility in the Greater China region. **British Journal of Sociology of Education**, v. 37, n. 1, p. 51-71, 2016.

MONT'ALVÃO NETO, A. L. Tendências das desigualdades de acesso ao ensino superior no Brasil: 1982-2010. **Educação & Sociedade**, v. 35, n. 127, p. 417-441, 2014.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **PISA 2018 Results: what students know and can do**. Paris: OECD Publishing, 2019. v. 1.

OEHLERT, G. W. A note on the delta method. **American Statistician**, v. 46, p. 27-29, 1992.

ORTIZ, L.; RODRIGUEZ-MENÉS, J. The positional value of education and its effect on general and technical fields of education: educational expansion and occupational returns to education in Spain. **European Sociological Review**, v. 32, n. 2, p. 216-237, 2015.

PARK, H. Educational expansion and inequality in Korea. **Research in Sociology of Education**, v. 14, p. 33-58, 2004.

PICANÇO, F. Juventude por cor e renda no acesso ao ensino superior: somando desvantagens, multiplicando desigualdades? **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 30, p. 145-181, 2015.

POWERS, D. A.; XIE, Y. **Statistical methods for categorical data analysis**. Reino Unido: Emerald, 2008.

RAFTERY, A. E.; HOUT, M. Maximally maintained inequality: expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-1975. **Sociology of Education**, v. 66, n. 1, p. 41-62, 1993.

RIBEIRO, C. A. C. Desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil: raça, classe e gênero. *In*: RIBEIRO, C. A. C. (Org.). **Desigualdade de oportunidades no Brasil**. Belo Horizonte: Argumentum, 2009.

RIBEIRO, C. A. C. Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil. **Dados**, v. 54, n. 1, p. 41-87, 2011.

RIJKEN, S. **Educational expansion and status attainment**: a cross-national and over-time comparison. Amsterdam: Thesis Publishers, 1999.

ROTMAN, A.; SHAVIT, Y.; SHALEV, M. Absolute and positional perspectives on educational stratification in Israel. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 43, p. 17-24, 2016.

SALATA, A. Ensino superior no Brasil das últimas décadas: redução nas desigualdades de acesso? **Tempo Social**, v. 30, p. 219-253, 2018a.

SALATA, A. Distribuição de renda no Brasil entre 2002 e 2013: redução das desigualdades entre classes? **Latin American Research Review**, v. 53, n. 1, p. 76-95, 2018b.

SALATA, A. Schooling as a positional good: the Brazilian metropolitan regions in recent decades. **British Journal of Sociology of Education**, v. 40, p. 410-429, 2019.

SALATA, A. Desigualdade de resultados educacionais em meio à expansão do sistema de ensino: um estudo considerando o caráter posicional da escolaridade. **Civitas – Revista de Ciências Sociais**, v. 22, p. 1-19, 2022.

SALATA, A.; CHEUNG, S. Y. Positional Education and Intergenerational Status Transmission in Brazil. **Research on Social Stratification and Mobility**, v. 77, 2022.

SASSAKI, A. H. *et al.* **Por que o Brasil vai mal no PISA?** Uma análise dos determinantes do desempenho no exame. Insper, jun. 2018. (Policy Paper, n. 31).

SCALON, C. **Mobilidade social no Brasil**: padrões e tendências. Rio de Janeiro: Revan, 1999.

SHAVIT, Y.; PARK, H. Introduction to the special issue: education as a positional good. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 43, p. 1-3, 2016.

SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H. P. **Persistent inequality**: changing educational attainment in thirteen countries. Westview Press, 1993.

SILVA, N. V. **Uma classificação ocupacional para o estudo da mobilidade e da situação de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: Iuperj, 1992. Mimeografado.

SILVA, N. V. Expansão escolar e estratificação educacional no Brasil. *In*: HASENBALG, C.; SILVA, N. V. (Org.). **Origens e destinos**: desigualdades sociais ao longo da vida. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003. p. 105-147.

SILVA, N. V.; HASENBALG, C. Recursos familiares e transições educacionais. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 18, p. 67-76, 2002.

SILVA, N. V.; SOUZA, A. M. Um modelo para análise da estratificação educacional no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, n. 58, p. 49-57, 1986.

SORENSEN, A. B. A model and a metric for the analysis of the intragenerational status attainment process. **American Journal of Sociology**, v. 85, n. 2, p. 361-384, 1979.

SPENCE, M. Job market signaling. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 87, n. 3, p. 355, 1973.

STASIO, V. D.; BOL, T.; WERFHORST, H. G. V. D. What makes education positional? Institutions, overeducation and the competition for jobs. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 43, p. 53-63, 2016.

STATA CORP. **Stata Index**: release 17. Texas: Stata Press, 2021.

SZELÉNYI, S. **Equality by design**: the grand experiment in de-stratification in socialist Hungary. Stanford: Stanford University Press, 1999.

THOMPSON, R.; SIMMONS, R. Social mobility and post-compulsory education: revisiting Boudon's model of social opportunity. **British Journal of Sociology of Education**, v. 34, n. 5-6, p. 744-765, 2013.

THUROW, L. C. **Generating inequality**. Basic Books, 1975.

TORCHE, F. Privatization reform and inequality of educational opportunity: the case of Chile. **Sociology of Education**, v. 78, n. 4, p. 316-343, 2005.

TREIMAN, D. J. Industrialization and social stratification. *In*: LAUMANN, E. O. (Org.). **Social stratification**: research and theory for the 1970s. Indianapolis: Bobbs Merrill, 1970.

TRIVENTI, M. *et al.* Education as a positional good: Implications for social inequalities in educational attainment in Italy. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 43, p. 39-52, 2016.

VALLET, L. A. The dynamics of inequality of educational opportunity in France: change in the association between social background and education in thirteen five-year birth cohorts (1908-1972). **ISA Research Committee on Social Stratification and Mobility**, v. 7, 2004.

WILSON, W. J. **The truly disadvantaged**: the inner city, the underclass, and public policy. Chicago: University of Chicago Press, 2012.

## ANEXO A

TABELA A.1

**Modelo linear multivariado (OLS): efeitos (b) do nível de escolaridade sobre o status ocupacional (ISEI) – Brasil**

Escolaridade (anos)			
	1982	1996	2014
Séries iniciais do ensino fundamental (incompleto)	3,180***	1,890***	0,008
Séries iniciais do ensino fundamental (completo)	7,044***	4,217***	1,443***
Séries finais do ensino fundamental (incompleto)	10,799***	6,434***	2,402***
Séries finais do ensino fundamental (completo)	15,555***	9,996***	4,128***
Ensino médio (incompleto)	18,813***	13,715***	5,246***
Ensino médio (completo)	25,472***	20,046***	10,570***
Ensino superior (incompleto)	30,750***	27,399***	22,522***
Ensino superior (completo)	40,370***	37,206***	31,365***
Mestrado ou doutorado	46,594***	43,983***	40,597***
n.	129.866	97.925	118.280
R <sup>2</sup>	0,561	0,480	0,428

Fonte: Pesquisa Domiciliar por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD/IBGE).

Obs.: Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,1$ ; \*  $p < 0,5$ .

TABELA A.2

**OLS para escolaridade absoluta I, escolaridade relativa I e escolaridade relativa II – Brasil**

Variáveis independentes	Variáveis dependentes		
	Escolaridade absoluta I	Escolaridade relativa I	Escolaridade relativa II
Ocupação pai: administradores e gerentes	-1,583***	-6,147***	-4,851***
Ocupação pai: proprietários empregadores	-2,771***	-12,23***	-8,205***
Ocupação pai: não manual de rotina	-3,526***	-14,75***	-10,57***
Ocupação pai: trabalhadores conta própria	-4,185***	-18,6***	-12,43***
Ocupação pai: trabalhadores manuais qualificados	-5,649***	-26,16***	-16,47***
Ocupação pai: trabalhadores manuais não qualificados	-6,81***	-33,61***	-19,44***
Ocupação pai: empregadores rurais	-6,437***	-33,1***	-18,17***
Ocupação pai: empregados rurais	-8,889***	-49,82***	-24,13***
Ano de referência: 1996	,5471*	0,3066	-1,135
Ano de referência: 2014	1,241***	-2,036	-3,504***
Interação: administradores e gerentes#1996	-0,2322	-2,961*	-1,614
Interação: administradores e gerentes#2014	0,3296	-4,587*	-0,4747
Interação: proprietários empregadores#1996	-0,3038	-4,484**	-1,721
Interação: proprietários empregadores#2014	,8836**	-3,499	0,8783
Interação: não manual de rotina#1996	-0,003482	-3,964**	-1,306
Interação: não manual de rotina#2014	1,096***	-7,94***	0,2641

(Continua)



(Continuação)

Variáveis independentes	Variáveis dependentes		
	Escolaridade absoluta I	Escolaridade relativa I	Escolaridade relativa II
Interação: trabalhadores conta própria#1996	,8057**	0,7042	1,029
Interação: trabalhadores conta própria#2014	,6645*	-12,72***	-1,396
Interação: trabalhadores manuais qualificados#1996	,7729**	-0,3268	0,7845
Interação: trabalhadores manuais qualificados#2014	1,991***	-6,043***	2,149**
Interação: trabalhadores manuais não qualificados#1996	,4848*	-2,002	0,235
Interação: trabalhadores manuais não qualificados#2014	2,115***	-6,422***	2,168**
Interação: empregadores rurais#1996	,819**	1,036	1,243
Interação: empregadores rurais#2014	2,817***	3,669	5,932**
Interação: empregados rurais#1996	,971***	2,865**	2,2**
Interação: empregados rurais#2014	2,916***	3,605*	5,075***
Idade	-,0848***	-,5386***	-,1154***
Sexo: mulheres	,6393***	3,984***	1,603***
Cor ou raça: negros	-1,323***	-8,797***	-3,282***
Posição no domicílio: cônjuge	-,1717**	-1,301**	-,4349**
Local de moradia: urbano	1,775***	14,05***	3,842***
Local de moradia: urbano-metropolitano	2,249***	17,18***	5,077***
Interação: urbano#1996	,2371***	-0,4913	-0,1039
Interação: urbano#2014	0,2339	-3,716***	-,6792*
Interação: urbano-metropolitano#1996	0,0007784	-2,057***	-,7107***
Interação: urbano-metropolitano#2014	0,2328	-3,389***	-,6607*
Região: Nordeste	-,5602***	-6,425***	-,7266***
Região: Sudeste	-0,08314	-0,7895	-0,2375
Região: Sul	,2823**	2,586***	0,4509
Região: Centro-Oeste	,4663***	2,606***	1,328***
Interação: nordeste#1996	-0,02386	2,252*	0,2513
Interação: nordeste#2014	0,1493	4,611***	0,09223
Interação: sudeste#1996	0,1011	0,3915	0,1635
Interação: sudeste#2014	,343*	1,453	0,3323
Interação: sul#1996	-0,1979	-2,346**	-,7442*
Interação: sul#2014	0,06786	-0,8302	0,01868
Interação: centro-oeste#1996	-0,06014	0,04024	-0,4223
Interação: centro-oeste#2014	-0,01345	0,816	-0,2135
Constante	14,01***	90,69***	31,93***
N	89.151	89.151	89.135
R <sup>2</sup>	0,460	0,371	0,343

Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,1$ ; \*  $p < 0,5$ .

TABELA A.3

Modelos *logit* ordinais para escolaridade absoluta II e escolaridade relativa III – Brasil

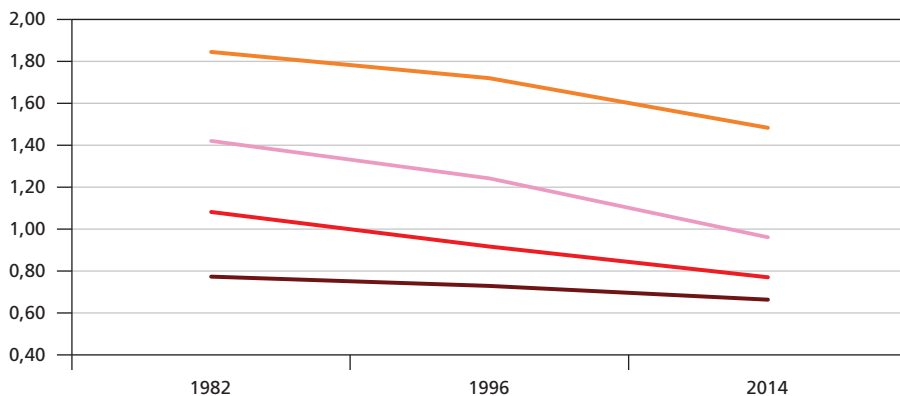
Variáveis independentes	Variáveis dependentes	
	Escolaridade absoluta II	Escolaridade relativa III
Ocupação pai: administradores e gerentes	-,9434***	-,7515***
Ocupação pai: proprietários empregadores	-1,589***	-1,334***
Ocupação pai: não manual de rotina	-2,075***	-1,579***
Ocupação pai: trabalhadores conta própria	-2,394***	-1,766***
Ocupação pai: trabalhadores manuais qualificados	-,324***	-,238***
Ocupação pai: trabalhadores manuais não qualificados	-3,824***	-2,859***
Ocupação pai: empregadores rurais	-3,438***	-2,783***
Ocupação pai: empregados rurais	-,519***	-3,908***
Ano de referência: 1996	1,264***	-,5013**
Ano de referência: 2014	1,944***	-,6369**
Interação: administradores e gerentes#1996	-,02587	-0,3811
Interação: administradores e gerentes#2014	-0,05661	-0,3884
Interação: proprietários empregadores#1996	-,03021	-,4863*
Interação: proprietários empregadores#2014	0,2714	-0,2154
Interação: não manual de rotina#1996	-0,1141	-,4516*
Interação: não manual de rotina#2014	0,2326	-0,3048
Interação: trabalhadores conta própria#1996	0,323	-0,1755
Interação: trabalhadores conta própria#2014	-0,002489	-,7562**
Interação: trabalhadores manuais qualificados#1996	,4038*	-0,2943
Interação: trabalhadores manuais qualificados#2014	,8055***	-0,3009
Interação: trabalhadores manuais não qualificados#1996	,3292*	-,4074*
Interação: trabalhadores manuais não qualificados#2014	,8471***	-,4135*
Interação: empregadores rurais#1996	0,2655	-0,1205
Interação: empregadores rurais#2014	,9763*	0,3498
Interação: empregados rurais#1996	,8593***	-0,02603
Interação: empregados rurais#2014	1,672***	0,01183
Idade	-,05339***	-,04302***
Sexo: mulheres	,336***	,326***
Cor ou raça: negros	-,6537***	-,6951***
Posição no domicílio: cônjuge	-,09298**	-,07831*
Local de moradia: urbano	1,831***	1,002***
Local de moradia: urbano-metropolitano	2,09***	1,225***
Interação: urbano#1996	-,6561***	-,1177**
Interação: urbano#2014	-,8427***	0,08166
Interação: urbano-metropolitano#1996	-,7653***	-,1881***
Interação: urbano-metropolitano#2014	-,8385***	0,1402
Região: Nordeste	-,1758**	-,577***
Região: Sudeste	-0,07812	-0,0251

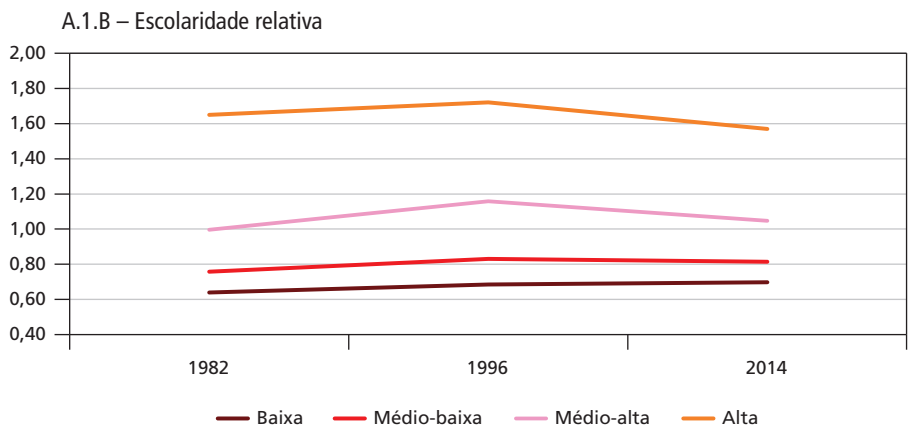
(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Variáveis dependentes	
	Escolaridade absoluta II	Escolaridade relativa III
Região: Sul	0,03953	,3076***
Região: Centro-Oeste	,4878***	,1439**
Interação: nordeste#1996	-0,08299	,2211***
Interação: nordeste#2014	0,03997	,3753***
Interação: sudeste#1996	-0,08543	0,0434
Interação: sudeste#2014	0,1224	0,1009
Interação: sul#1996	-,1846*	-,2533***
Interação: sul#2014	0,07694	-0,1924
Interação: centro-oeste#1996	-,3185***	0,02758
Interação: centro-oeste#2014	-,234*	0,05562
/cut1	-3,828***	-5,841***
/cut2	-2,457***	-4,519***
/cut3	-,5071**	-2,089***
N	89.135	89.135
Wald X <sup>2</sup>	22453,87***	19230,29***
GL	48	48

Fonte: PNAD/IBGE.

Obs.: Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,1$ ; \*  $p < 0,5$ .**GRÁFICO A.1****Razão da média de ISEI do nível de escolaridade sobre a média geral da população ocupada – Brasil****A.1.A – Escolaridade absoluta**



Fonte: PNAD/IBGE.

