



Civitas - Revista de Ciências Sociais

ISSN: 1519-6089

ISSN: 1984-7289

Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul

Salata, André Ricardo

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, vol. 22, e43097, 2022

Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul

DOI: <https://doi.org/10.15448/1984-7289.2022.1.43097>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=74271351024>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em redalyc.org



Sistema de Informação Científica Redalyc

Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal

Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto



ESCOLA DE
HUMANIDADES

CIVITAS

Revista de Ciências Sociais
Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais

Civitas 22: 1-19, jan.-dez. 2022
e-ISSN: 1984-7289 ISSN-L: 1519-6089

<http://dx.doi.org/10.15448/1984-7289.2022.1.43097>

ARTIGOS/ARTICLES

Desigualdade de resultados educacionais em meio à expansão do sistema de ensino: um estudo considerando o caráter posicional da escolaridade

Inequality of educational outcomes amidst the expansion of the education system: a study considering the positional character of schooling

Desigualdad de resultados educativos en medio de la expansión del sistema educativo: un estudio considerando el carácter posicional de la escolaridad

André Ricardo Salata¹

orcid.org/0000-0002-7236-4917
andre.salata@pucrs.br

Recebido: 13 abr. 2022.

Aprovado: 12 jun. 2022.

Publicado: 4 out. 2022.

Resumo: O artigo trata da relação entre origem social e resultados educacionais. O objetivo é verificar se a crescente escolarização da população brasileira foi capaz de enfraquecer a relação entre origem de classe e escolaridade alcançada. Utilizamos medidas relativas de escolaridade, que refletem a distribuição da educação entre a população e/ou seu valor no mercado de trabalho. A análise empírica se guia pela comparação dos resultados de modelos estatísticos que utilizam medidas absolutas e relativas de escolaridade. Tais modelos são aplicados a dados coletados em 1982, 1996 e 2014, para indivíduos com idade entre 28 e 41 anos, conformando assim três coortes distintas. Os dados são oriundos das Pnads – IBGE, e são analisados por meio de modelos lineares (OLS) e não lineares (*logit*-ordinais). Os resultados corroboram a hipótese de que, ao adotar medidas relativas de educação, chegamos a estimativas menos otimistas acerca da capacidade da expansão educacional reduzir o efeito da origem de classe sobre a escolaridade alcançada.

Palavras-chave: Desigualdades. Resultados educacionais. Educação posicional. Classes. Estratificação social.

Abstract: The paper deals with the relationship between social origin and educational outcomes. The objective is to verify if the increasing schooling of the Brazilian population was able to weaken the relationship between class of origin and achieved education. We use relative measures of schooling, which reflect the distribution of education among the population and/or its value in the labor market. The empirical analysis is guided by the comparison of the results of statistical models that use absolute and relative measures of schooling. Such models are applied to data collected in 1982, 1996 and 2014, for individuals aged between 28 and 41 years, thus forming three distinct cohorts. The data come from the Pnads – IBGE, and are analyzed using linear (OLS) and non-linear (*logit*-ordinal) models. The results support the hypothesis that, by adopting relative measures of education, we arrive at less optimistic estimates about the capacity of educational expansion to reduce the effect of class origin on the level of schooling achieved.

Keywords: Inequalities. Educational Outcomes. Positional education. Classes. Social stratification.

Resumen: El artículo trata de la relación entre el origen social y los resultados educativos. El objetivo es verificar si la creciente escolaridad de la población brasileña logró debilitar la relación entre origen de clase y escolaridad alcanzada. Usamos medidas relativas de escolaridad, que reflejan la distribución de la educación entre la población y/o su valor en el mercado laboral. El análisis empírico se guía por la comparación de los resultados de modelos estadísticos que utilizan medidas absolutas y relativas de escolaridad. Dichos modelos se



Artigo está licenciado sob forma de uma licença
[Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

¹ Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (Pucrs), Porto Alegre, RS, Brasil.

aplican a los datos recopilados en 1982, 1996 y 2014, para personas de entre 28 y 41 años, formando así tres cohortes distintas. Los datos provienen de las Pnads – IBGE, y son analizados utilizando modelos lineales (OLS) y no lineales (logit-ordinal). Los resultados apoyan la hipótesis de que, al adoptar medidas relativas de educación, llegamos a estimaciones menos optimistas sobre la capacidad de la expansión educativa para reducir el efecto del origen de clase sobre el nivel de escolaridad alcanzado.

Palabras clave: Desigualdades. Resultados educativos. Educación posicional. Clases. Estratificación social.

Introdução²

A escolaridade alcançada pelos indivíduos se constitui em um 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). 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). Neste artigo, nos ocupamos da influência da classe de origem sobre os resultados educacionais.

Um dos fenômenos mais marcantes ocorridos na sociedade brasileira ao longo das últimas décadas é a formidável expansão educacional, com a crescente elevação do nível de instrução da população (Schwartzman e Brock 2005). Diante do cenário de significativa expansão educacional ocorrido em muitos países ao longo do século 20, 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?

Tornando o debate ainda mais instigante, re-

centemente 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 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.

No Brasil, há diversos estudos já desenvolvidos sobre o tema das desigualdades de oportunidades educacionais, mas nenhum que faça uso de medidas relativas de escolaridade (Brito 2017; Ribeiro 2009; Silva 2003). Nesse sentido, o objetivo principal deste artigo é verificar se no Brasil, diante da expansão educacional ocorrida ao longo das últimas décadas, houve redução das desigualdades de resultados educacionais mesmo quando adotamos medidas de escolaridade que considerem o caráter posicional da educação.

Desigualdade de resultados educacionais

A classe de origem dos indivíduos condiciona suas chances de vida, e o faz, principalmente, por meio da educação (Hout e DiPrete 2006). Diante disso, uma das grandes questões a inquietar os pesquisadores sobre este tema é se a expansão dos sistemas de ensino seria suficiente para reduzir a relação entre origem social e resultados educacionais.

Por meio de uma análise comparativa de 13 países 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

² A elaboração desta pesquisa contou com 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.

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 (Torche 2005; Park 2004; Szelényi 1999).

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 e Henrica 1999). Ao realizar uma análise comparativa com dados de oito países, 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.

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. Mare (1981) propunha a utilização de modelos *logit* sequenciais, em que fossem considerados os efeitos da origem social sobre as chances condicionais de realizar as transições educacionais. 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 foram dirigidas a ele (Cameron e Heckman 1998).³

Enquanto os modelos lineares, dominantes até a divulgação dos trabalhos de Mare, tomam como objeto a desigualdade de resultados educacionais (DRE) (De Graaf e Ganzeboom 1993), os modelos *logit* sequenciais permitem analisar a desigualdade de oportunidades educacionais (DOE).⁴ O primeiro fenômeno diz respeito à relação entre origem social 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.

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, contorna-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 suas características institucionais.

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 – como as reformas de 1942, 1961 e, principalmente, de 1971 – possibilitaram uma rápida expansão. Com efeito, impulsionado pelo desenvolvimento econômico, urbanização, pela crescente atuação do Estado e, mais recentemente, pela redemocratização, o sistema de ensino brasileiro apresentou uma significativa expansão, em suas diversas etapas, no decorrer do século 20 (Ribeiro 2011).

O número de matriculados no ensino fundamental mais do que duplicou nas três últimas décadas do século 20 no Brasil. Na educação infantil, as matrículas cresceram mais de 13 vezes. No ensino médio, o número de matrículas passou de pouco mais de 1 milhão em 1970 para quase sete milhões no final da década de 1990. E no nível superior as matrículas cresceram quase

³ Para uma explanação mais detalhada acerca dessa crítica, e, também, uma defesa da plausibilidade dos modelos *logit sequências* frente à mesma, ver Lucas (2001).

⁴ Sobre este ponto, ver Ribeiro (2011).

cinco vezes naquele período (Silva 2003).

Diante deste 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. 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 sobre as chances de se completar as transições educacionais (Silva, Souza e Roditi 1985). 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 – os efeitos de origem social parecem ter permanecido estáveis ou até aumentado (Mont'Alvão, 2011; Ribeiro 2009).⁵ 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).

Todos os estudos citados no parágrafo acima seguem a metodologia proposta por Mare, e utilizam os modelos *logit* sequenciais. Dessa forma, o fenômeno tratado por eles é o da 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 final de todas as transições (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 é a escolaridade alcançada ao final do processo que

condicionará as chances de vida dos indivíduos. Por essa razão, neste artigo, focaremos na DRE.

Educação como bem posicional

Em maior ou menor grau, quase todas as principais abordagens sobre o tema da educação e das desigualdades reconhecem as propriedades posicionais da educação (Goldin e Katz 2009; Collins 1979; Thurow 1975; Spence 1973). Ou seja, reconhecem que, em alguma medida, o que importa no mercado de trabalho é a posição dos indivíduos em uma fila imaginária onde os mais escolarizados estão à frente, e não exatamente o seu nível absoluto de educação (Hirsch, 1978). Destarte, a mera expansão educacional não seria suficiente para reduzir as desigualdades de oportunidades (Boudon 1981).⁶

Em geral, o que os estudos que tratam a educação de modo posicional mostram é que, ao utilizar medidas relativas de escolaridade, os resultados tendem a ser menos otimistas em relação à possibilidade de a expansão educacional reduzir a desigualdade de resultados educacionais 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 posicional justamente em função daquela expansão. Assim dizendo, 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

⁵ Alguns estudos (Salata 2018; Picanço 2015), no entanto, vêm mostrando que mais recentemente – em um período não coberto pela presente análise – parece ter havido uma significativa redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior.

⁶ Ver Salata e Cheung (2022) e/ou Tavares Junior (2011) para uma discussão mais aprofundada sobre o tema.

que seus filhos busquem níveis educacionais ainda mais distintos.⁷ 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.

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 de redução na desigualdade de resultados educacionais.

Hipóteses, dados e métodos

Tendo em vista a discussão apresentada nas últimas seções, buscaremos testar as seguintes hipóteses:

I. 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.

II. 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: (a) o valor relativo de um determinado nível educacional se reduz automaticamente diante de sua expansão; (b). em vista disso, as famílias e estudantes de classes mais abastadas procurarão os níveis de escolaridade mais raros.

Para testá-las faremos uso dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad-IBGE), para os anos de 1982, 1996 e 2014. Selecionamos para nossa análise apenas indivíduos que eram chefes de família ou seus cônjuges. 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. As faixas etárias foram definidas limitando o intervalo a 13 anos para evitar sobreposições entre as três coortes de nascimento, 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 28-41 anos em 1982, 1996 ou 2014.

Tabela 1 – Coortes de nascimento

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	---

Fonte: Elaboração própria.

A primeira coorte, portanto, já nasceu – em sua grande maioria – após a reforma de 1942, e completou quinze anos de idade antes da 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. Além disso, chega aos quinze anos de idade quase toda durante a década de 1990, quando o ensino superior no país volta a

⁷ É importante mencionar que essa corrida em direção aos níveis de ensino mais distintos também envolve uma dimensão horizontal/qualitativa, que infelizmente, por limitações dos dados, não poderá ser explorada neste trabalho.

se expandir.⁸

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 a descrição das variáveis envolvidas.

Utilizamos tanto modelos lineares por mínimos quadrados quanto modelos *logit* ordinais. Ao todo cinco modelos foram rodados, dois para medidas absolutas de educação, e três para medidas relativas. 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).

Em todos os modelos utilizamos alguns controles básicos. Além disso, os modelos contam com termos interativos. Os mais importantes dizem respeito à 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.

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 / 4. alto
Escolaridade relativa III	<i>Logit</i> ordinal	Ordinal	Nível relativo de escolaridade	1. baixo / 2. médio-baixo / 3. médio-alto / 4. alto
Variáveis independentes				
Classe de origem	Ambos	Nominal (dummies)	Categoria socio-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. Trab. conta própria / 6. Trab. Manuais Qualificados / 7. Trab. Manuais Não-Qualif. (ref.) / 8. Empregadores Rurais / 9. Empregados Rurais
Idade	Ambos	Intervalar	Idade em anos	---
Sexo	Ambos	Nominal (dummy)	Sexo do entrevistado	0. homens (ref.) / 1. mulheres
Cor ou raça	Ambos	Nominal (dummy)	Raça autodeclarada	0. brancos (ref.) / 1. negros
Local	Ambos	Nominal (dummies)	Tipo de local de moradia	0. rural (ref.) / 1. urbano / 2. urbano-metropolitano
Região	Ambos	Nominal (dummies)	Região de moradia	1. Norte (ref.) / 2. Nordeste / 3. Sudeste / 4. Sul / 5. Centro-Oeste
Ano	Ambos	Nominal (dummies)	Indicadora do ano de coleta dos dados	1. 1982 (ref.) / 2. 1996 / 3. 2014
Interação Ano*Classe de Origem	Ambos	Nominal (dummies)	Termo interativo de ano de classe e origem	---
Interação Ano*Local	Ambos	Nominal (dummies)	Termo interativo de ano e local de moradia	---
Interação Ano*Região	Ambos	Nominal (dummies)	Termo interativo de ano e região de moradia	---

Fonte: Elaboração própria.

⁸ Para a composição das coortes por níveis de escolaridade, ver Figura A1, em anexo.

Medidas relativas de escolaridade

A medida intervalar de escolaridade absoluta (*escolaridade absoluta I*) consiste nos anos de escolaridade concluídos pelo entrevistado, variando de 0 até 17. 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.

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. Assim, 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 que 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 Triventi et al. (2016),

Bol (2015) e Ortiz e Rodriguez-Menés (2015).

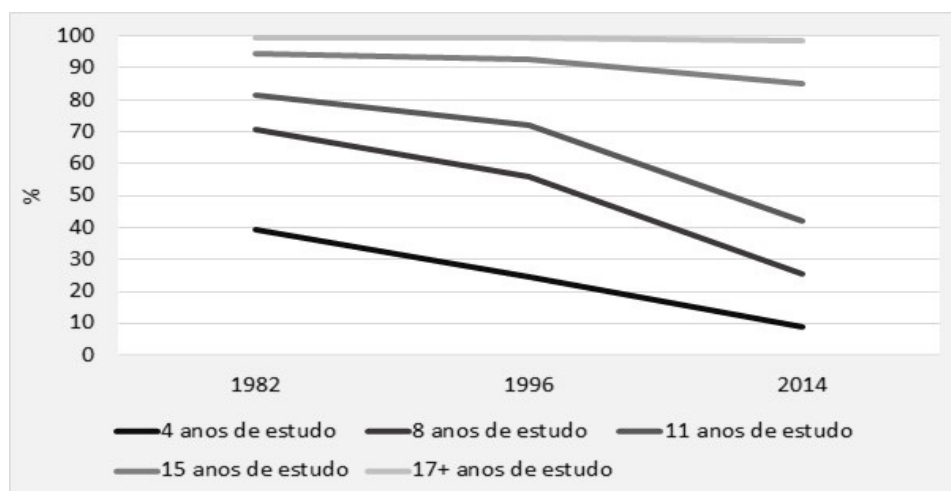
Uma crítica que poderíamos dirigir a esta primeira medida relativa é o fato de não considerar possíveis mudanças no lado da demanda. A fim de contornar essa limitação, nossa segunda medida relativa de escolaridade (*escolaridade relativa II*) faz os valores de escolaridade variarem de acordo com os retornos que eles trazem no mercado de trabalho. Para sua construção, primeiro rodamos modelos lineares multivariados (OLS) tendo o *status* ocupacional (ISEI)⁹ como variável dependente, e nove níveis de escolaridade como principal variável independente, além de alguns controles básicos. 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*.¹⁰ 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).

O resultado de cada uma das medidas relativas pode ser verificado por meio da Figura 1 e da Figura 2, respectivamente. Conforme poderíamos esperar, para ambas medidas constatamos queda no valor relativo dos níveis de escolaridade.

⁹ O *Standard international socio-economic index of occupational status* 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. Valores mais altos indicam ocupações de maior status e melhores retornos no mercado de trabalho.

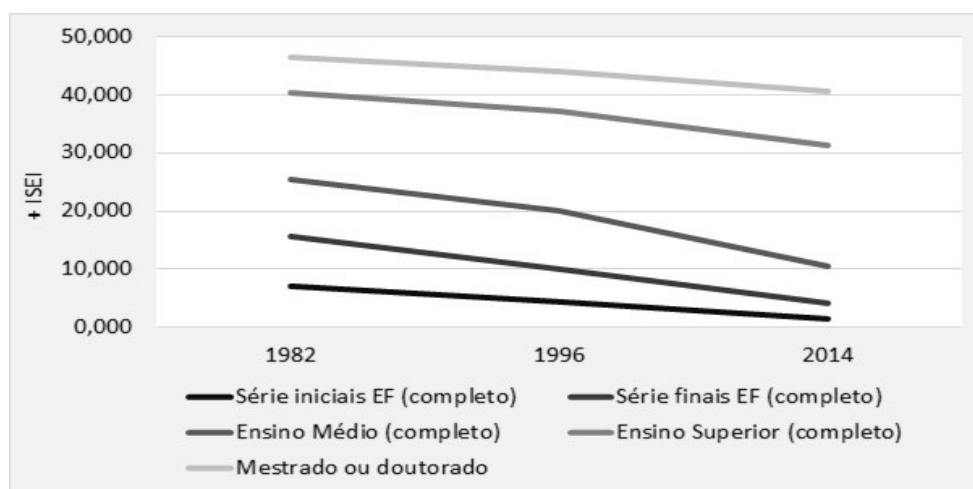
¹⁰ Os coeficientes das regressões de Isei, utilizados para extrair os valores imputados a esta variável, podem ser visualizados na Tabela A1, em anexo.

Figura 1 – Escolaridade relativa I: scores relativos de escolaridade, por valores absolutos Brasil, 1982, 1996 e 2014



Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

Figura 2 – Escolaridade relativa II: scores relativos de escolaridade, por valores absolutos Brasil, 1982, 1996 e 2014



Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

Já para os modelos *logit* ordinais, utilizamos duas medidas 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. Ou seja, nesta última, conforme o nível educacional da população aumenta, é necessário chegar à 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).¹¹ A Tabela 3 auxilia na compreensão da construção destas variáveis.

¹¹ Apesar de esta medida não se utilizar dos retornos no mercado de trabalho para ser construída, uma característica relevante dela é o fato de suas categorias apresentarem maior estabilidade que os níveis absolutos de escolaridade no que diz respeito aos retornos obtidos em termos de status ocupacional – como vemos na Figura A2, em anexo.

Tabela 3 – Medidas absoluta e relativa dos níveis de escolaridade – Brasil, 1982, 1996 e 2014

	esc. abs. II	1982		1996		2014	
		%	esc. rel. III	%	esc. rel. III	%	esc. rel. III
Sem escolaridade	baixo	18,6	baixo	10,9	baixo	4,1	baixo
Série iniciais EF (incompleto)	baixo	20,8	médio-baixo	13,6	baixo	4,8	baixo
Série iniciais EF (completo)	baixo	22,6	médio-alto	16,0	médio-baixo	5,4	baixo
Série finais EF (incompleto)	médio-baixo	8,8	médio-alto	15,2	médio-baixo	11,3	baixo
Série finais EF (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
Total		100		100		100	

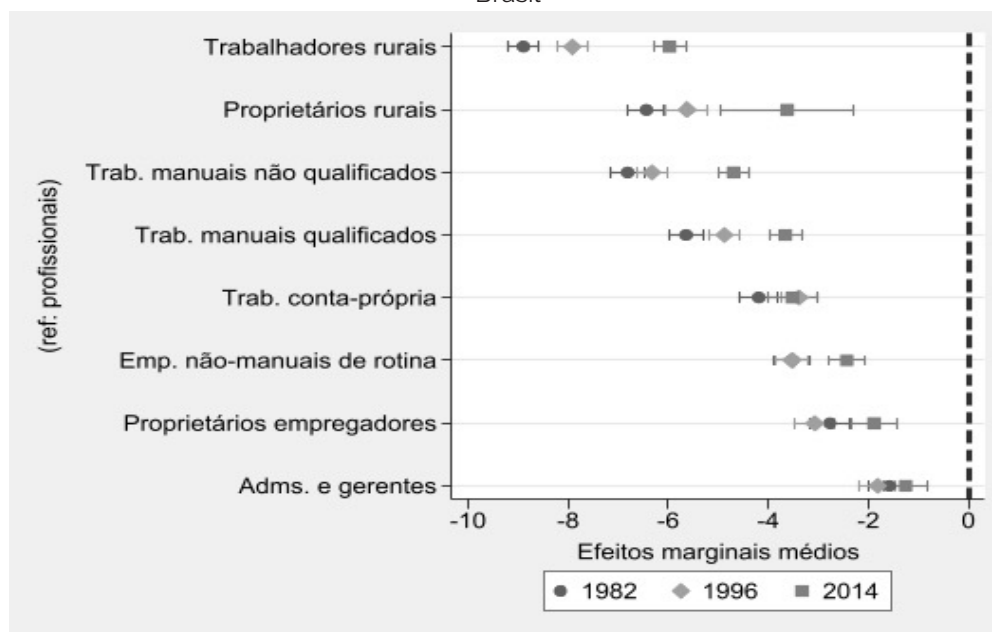
Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

Resultados: modelos lineares

Como pode ser verificado na Tabela A2, os efeitos da classe de origem sobre a escolaridade alcançada, seja ela absoluta ou 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.

Nosso interesse, contudo, está em saber se essa associação vem perdendo força ou não, dado o cenário de expansão educacional. A fim de facilitar a interpretação dos resultados, calculamos os efeitos marginais médios¹² da classe de origem sobre a escolaridade alcançada, para cada ano da pesquisa.¹³

Figura 3 – Efeitos marginais médios da classe de origem sobre a escolaridade absoluta (I), por ano – Brasil



Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

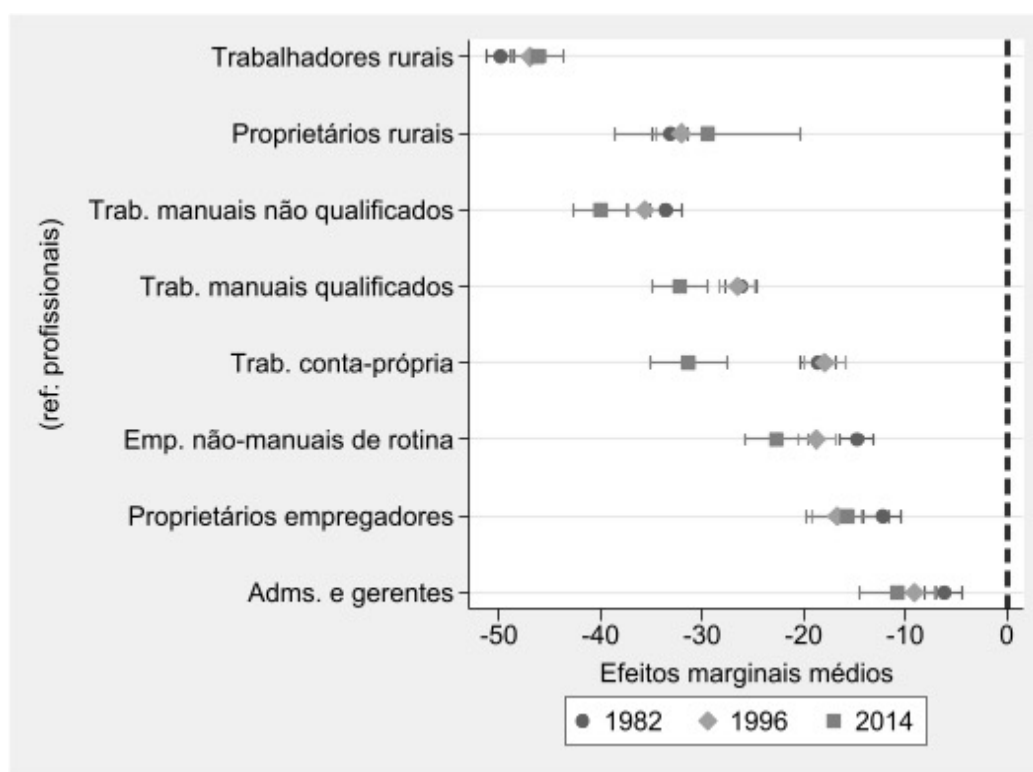
¹² Os efeitos marginais expressam a mudança esperada na variável dependente em função da mudança de uma unidade na variável independente (Powers e Xie 2008).

¹³ Vale lembrar que cada ano representa, na verdade, uma coorte de nascimento inteiramente distinta. Por essa razão, em alguns momentos nos referiremos a primeira, segunda ou terceira coortes em vez do ano de coleta dos dados.

Na Figura 3 temos os efeitos da classe de origem sobre os anos de estudo completos (*escolaridade Absoluta I*). Quanto mais para a esquerda os pontos, maior a desvantagem em relação à categoria de referência, e quanto mais próximos da linha pontilhada menor a desvantagem. Os traços verticais simétricos em torno dos pontos representam os intervalos de confiança de 95%.¹⁴

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.

Figura 4 – Efeitos marginais médios da classe de origem sobre a Escolaridade relativa (I), por ano – Brasil



Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

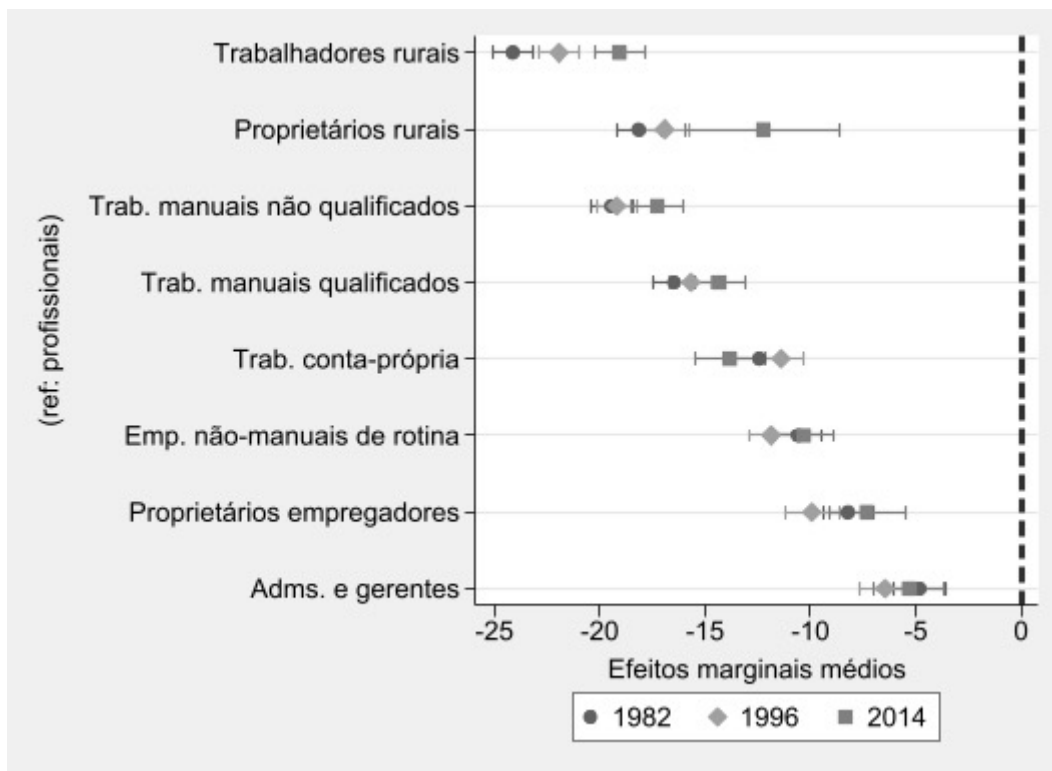
O quadro se torna muito menos otimista, porém, quando olhamos para a Figura 4, que traz os efeitos marginais médios sobre a primeira medida de escolaridade relativa. Como podemos ver, não apenas deixamos de verificar a redução dos efeitos observada anteriormente, como em alguns casos o que constatamos é o aumento das desvantagens para algumas categorias.

Tais resultados mostram, portanto, que se tomarmos a escolaridade pela posição relativa em uma 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 e 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 graficamente na Figura 5.

¹⁴ Calculado a partir do método *Delta* (Oehlert 1992).

Figura 5 – Efeitos marginais médios da classe de origem sobre a Escolaridade relativa (II), por ano – Brasil

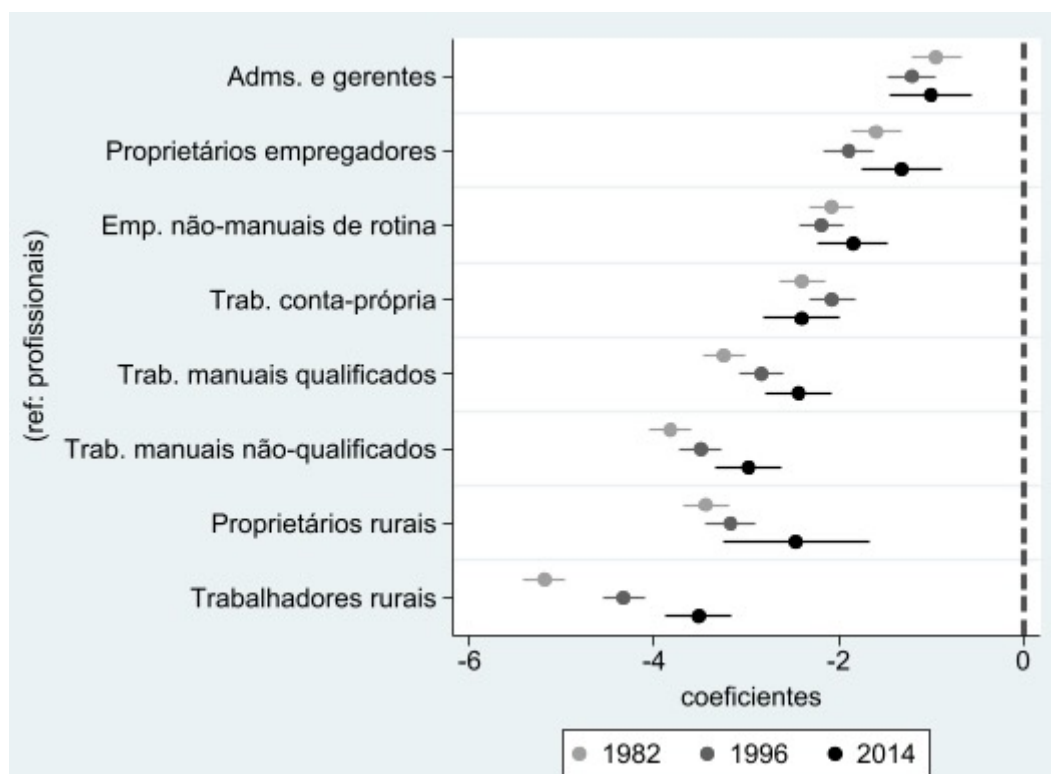


Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

Podemos dizer que os resultados aqui estão longe de ser 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 esses podemos afirmar que houve redução das desvantagens em relação aos filhos de profissionais. O quadro geral, no entanto, é de estabilidade das desigualdades.

Resultados: modelos logit-ordinais

A lógica da exploração dos dados segue a mesma da seção anterior. Em vez de trabalharmos com os efeitos marginais médios, no entanto, apresentaremos os resultados diretamente a partir dos coeficientes dos modelos. Pela seguinte razão: como as variáveis dependentes aqui utilizadas possuem quatro categorias, teríamos que gerar quatro medidas de efeitos marginais para cada modelo.

Figura 6 – Efeitos da classe de origem sobre a Escolaridade absoluta (II), por ano – Brasil

Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

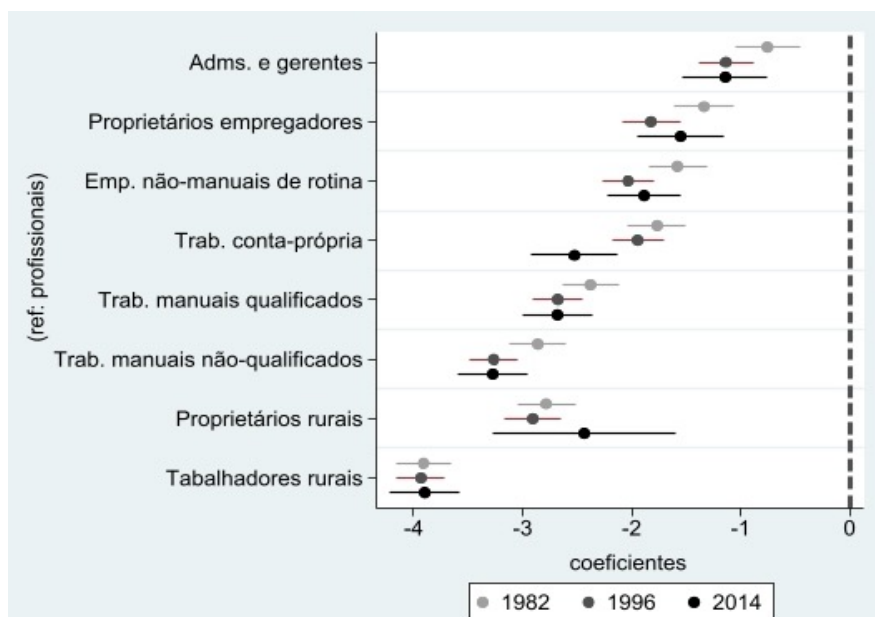
Em um modelo *logit* ordinal, os coeficientes indicam o efeito de uma variável independente sobre a chance de se estar em uma categoria maior (em vez de menor ou igual), mantendo constantes todas as demais variáveis (Long e Freese, 2006). Na Tabela A3, por exemplo, vemos que ser filho de trabalhadores 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.¹⁵ 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.

Na Figura 6 temos os coeficientes, calculados para cada um dos anos, sobre o nível absoluto de escolaridade. Quanto mais para a esquerda os 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 dirigem mais à direita para as coortes mais recentes. Mesmo que as distâncias permaneçam grandes, há é uma tendência de aproximação desses pontos em relação à reta pontilhada – que representa a posição dos filhos de profissionais.

¹⁵ Para calcular os efeitos percentuais mencionados é necessário aplicar a seguinte fórmula ao coeficiente: $(1 - \exp(b)) \cdot 100$.

Figura 7 – Efeitos da classe de origem sobre a Escolaridade relativa (III), por ano - Brasil



Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

Bastante diferente é o quadro que se mostra quando os níveis de escolaridade são relativos (Figura 7). 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. 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.

Conclusões

Imagine um brasileiro que no ano de 1985 chegasse à vida adulta tendo completado o que hoje seria o ensino fundamental. Naquela época, 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 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 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.

Como resultado, não encontramos evidências de que a expansão educacional ocorrida ao longo das últimas décadas no Brasil 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. Ou seja, as vantagens e desvantagens atreladas à classe de origem, em termos de resultados educacionais, não parecem apresentar 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, nossos resultados mostram que por mais que a expansão educacional possa ter

tornado as chances de acesso à determinados níveis de ensino menos desiguais, ela também acaba enfraquecendo a estrutura de oportunidades atrelada àqueles níveis (Thompson e Simmons 2013). 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 2013).

Assim, 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,¹⁶ "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."¹⁷

Referências

Bills, David. 2016. Congested credentials: the material and positional economies of schooling. *Research in Social Stratification and Mobility* 43: 65-70. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2016.03.002>.

Bol, Thijs. 2015. Has education become more positional? Educational expansion and labour market outcomes, 1985–2007. *Acta sociológica* 58 (2): 105-120. <https://doi.org/10.1177/0001699315570918>.

Boudon, Raymond. 1981. *A desigualdade das oportunidades: a mobilidade social nas sociedades industriais*. Brasília: Universidade de Brasília.

Breen, Richard, Ruud Luijkx, Walter Müller e Reinhard Pollak. 2009. Nonpersistent inequality in educational attainment: evidence from eight European countries. *American journal of sociology* 114(5): 1475-1521. <https://doi.org/10.1086/595951>.

Brito, Murillo M. Alves. 2017. Novas tendências ou velhas persistências? Modernização e expansão educacional no Brasil. *Cadernos de pesquisa* 47 (163): 224-263. <https://doi.org/10.1590/198053143789>.

Brown, Phillip. 2013. Education, opportunity and the prospects for social mobility. *British Journal of Sociology of Education* 34 (5-6): 678-700. <https://doi.org/10.1080/01425692.2013.816036>.

Bukodi, Erzsébet, e John H. Goldthorpe. 2016. Educa-

tional attainment - relative or absolute - as a mediator of intergenerational class mobility in Britain. *Research in Social Stratification and Mobility* (43): 5-15. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2015.01.003>.

Cameron, Stephen V., e James Heckman. 1998. Life cycle schooling and dynamic selection bias: models and evidence for five cohorts of American males. *Journal of Political economy* 106 (2): 262-333. <https://doi.org/10.1086/250010>.

Collins, Randall. 1979. *The Credentialist Society*. New York: Academic.

De Graaf, Paul M., e Harry B.G. Ganzeboom. 1993. Family background and educational attainment in the Netherlands for the 1891-1960 birth cohorts. In *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*, organizado por Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld, 151-394. Boulder: Westview Press.

Fujihara, Sho, e Hiroshi Ishida. 2016. 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* (43): 25-37. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2016.03.001>.

Goldin, Claudia D., e Lawrence F. Katz. 2009. *The race between education and technology*. Cambridge: Harvard University Press.

Hasenbalg, Carlos. 2003. A transição da escola para o trabalho. In *Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida*, organizado por Carlos Hasenbalg e Nelson do V. Silva, 147-172. Rio de Janeiro: Topbooks.

Hirsch, Fred. 1978. *Social limits to growth*. Cambridge: Harvard University Press.

Hout, Michael, e Thomas Diprete. 2006. What we have learned: RC28's contributions to knowledge about social stratification. *Research in social stratification and mobility* 24(1): 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2005.10.001>.

Long, J. Scott e Jeremy Freese. 2006. *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. Texas: StataPress.

Lucas, Samuel. 2001. Effectively maintained inequality: education transitions, track mobility, and social background effects. *American Journal of Sociology* 106(6): 42-90. <https://doi.org/10.1086/321300>.

Mare, Robert. 1993. Educational stratification on observed and unobserved components of family background. In *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*, organizado por Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld, 351-394. Boulder: Westview Press.

Mare, Robert. 1981. Change and stability in educational stratification. *American sociological review* 46 (1): 72-87. <https://doi.org/10.2307/2095027>.

Menezes-Filho, Naércio, Reynaldo Fernandes, e Paulo Picchetti. 2007. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. In *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, organizado por Ricardo P. de

¹⁶ Hirsch, Fred. 1977. To Strike Another Balance. *New York Times*, 27 maio de 1977. Acessado em 8 dez. 2021. <https://www.nytimes.com/1977/05/27/archives/to-strike-another-social-balance.html>.

¹⁷ "elevar o nível total da escada não fornece àqueles nos degraus inferiores a mesma vida que aqueles que escalam mais alto na escada" (tradução livre)

Barros, Miguel N. Foguel e Gabriel Ulyssea, 185-304. Rio de Janeiro: Ipea.

Mont'Alvão, Arnaldo. 2011. Estratificação educacional no Brasil do século 21. *Dados*, 54 (2): 389-430. <https://doi.org/10.1590/S0011-52582011000200006>

Oehlert, Gary.W. 1992. A note on the delta method. *American Statistician* (46): 27-29. <https://doi.org/10.1080/00031305.1992.10475842>

Ortiz, Luiz, e Jorge Rodriguez-Menés. 2015. 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* 32 (2): 216-237. <https://doi.org/10.1093/esr/jcv085>.

Park, Hyunjoon. 2004. Educational expansion and inequality in Korea. *Research in Sociology of Education* (14): 33-58. [https://doi.org/10.1016/S1479-3539\(03\)14003-7](https://doi.org/10.1016/S1479-3539(03)14003-7)

Picanço, Felícia. 2015. Juventude por cor e renda no acesso ao ensino superior: somando desvantagens, multiplicando desigualdades? *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 30 (88): 145-181. <https://doi.org/10.17666/3088145-179/2015>.

Powers, Daniel, e Yu Xie. 2008. *Statistical methods for categorical data analysis*. Bingley: Emerald Group Publishing.

Raftery, Adrian e Michael Hout. 1993. Maximally maintained inequality: expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-75. *Sociology of Education* 66 (1): 41-62. <https://doi.org/10.2307/2112784>.

Ribeiro, Carlos A. 2011. Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil. *Dados* 54 (1): 41-87. <https://doi.org/10.1590/S0011-52582011000100002>.

Ribeiro, Carlos A. 2009. Desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil: raça, classe e gênero. In *Desigualdade de oportunidades no Brasil*, organizado por Carlos A. Ribeiro, 21-74. Belo Horizonte: Argumentum.

Rijken, Susann, e Rosalia Henrica. 1999. *Educational expansion and status attainment: a cross-national and over-time comparison*. Thela Tesis ICS Dissertation.

Rotman, Assaf, Yossi Shavit, and Michael Shalev. 2016. Absolute and positional perspectives on educational stratification in Israel. *Research in Social Stratification and Mobility* (43): 17-24. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2015.06.001>.

Salata, Andre. 2019. Schooling as a positional good: the Brazilian metropolitan regions in recent decades. *British Journal of Sociology of Education* (40): 410-429. <https://doi.org/10.1080/01425692.2018.1552846>.

Salata, Andre. 2018. Ensino superior no Brasil das últimas décadas: redução nas desigualdades de acesso? *Tempo Social* 30 (2): 219-253. <https://doi.org/10.11606/0103-2070.ts.2018.125482>.

Salata, Andre, and Sin Yi Cheung. 2022. Positional education and intergenerational status transmission in Brazil. *Research in Social Stratification and Mobility* (77): 100671. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2021.100671>.

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

Schwartzman, Simon, e Colin Brock. 2005. *Os desafios da educação no Brasil*. Rio de Janeiro: Nova Fronteira.

Shavit, Yossi, and Hyunjoon Park. 2016. Introduction to the special issue: education as a positional good. *Research in social stratification and mobility* 100 (43): 1-3. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2016.03.003>

Shavit, Yossi e Hans-Peter Blossfeld. 1993. *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*. Boulder: Westview Press.

Silva, Nelson do V. 2003. Expansão escolar e estratificação educacional no Brasil. In *Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida*, organizado por Carlos Hasenbalg e Nelson do V. Silva, 105-147. Rio de Janeiro: Topbooks.

Silva, Nelson do Valle. 1992. *Uma classificação ocupacional para o estudo da mobilidade e da situação de trabalho no Brasil*. Rio de Janeiro: Iuperj (mimeo).

Silva, Nelson, Alberto Souza e Déborah Roditi. 1985. *Industrialização e desigualdades educacionais no Brasil. Relatório de Pesquisa e Desenvolvimento 002/85*. Rio de Janeiro: Laboratório Nacional de Computação Científica.

Spence, M. 1973. Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics* 87 (3): 355-374. <https://doi.org/10.2307/1882010>.

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

Tavares Júnior, Fernando 2011. Limites sociais das políticas de educação: equidade, mobilidade e estratificação social. *Revista Inter Ação* 36 (2): 539-558. <https://doi.org/10.5216/ia.v36i2.16722>.

Thompson, Ron, e Robin Simmons. 2013. Social mobility and post-compulsory education: revisiting Boudon's model of social opportunity. *British Journal of Sociology of Education* 34 (5-6): 744-765. <https://doi.org/10.1080/01425692.2013.816038>.

Thurow, Lester C. 1975. *Generating inequality*. New York: Basic Books.

Torche, Florencia. 2005. Privatization reform and inequality of educational opportunity: the case of Chile. *Sociology of education* 78 (4): 316-343. <https://doi.org/10.1177/003804070507800403>.

Triventi, Moris, Nazareno Panichella, Gabriele Ballarino, Carlos Barone, e Fabrizio Bernardi. 2016. Education as a positional good: implications for social inequalities in educational attainment in Italy. *Research in Social Stratification and Mobility* (43): 39-52. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2015.04.002>.

Vallet, Louis-André. 2004. 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* (7).

André Ricardo Salata

Professor de Sociologia do Programa de Pós-graduação em Ciências Sociais da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (Pucrs), Porto Alegre, RS, Brasil. Mestre e doutor em Sociologia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

Anexos

Tabela A1 – Modelo Linear Multivariado (OLS): efeitos (b) do nível de escolaridade sobre o status ocupacional (lsei) – Brasil, 1982, 1996 e 2014

Escolaridade (em anos)	Ano de referência		
	1982	1996	2014
Série iniciais EF (incompleto)	3,180***	1,890***	0,008
Série iniciais EF (completo)	7,044***	4,217***	1,443***
Série finais EF (incompleto)	10,799***	6,434***	2,402***
Série finais EF (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 ²	0,561	0,480	0,428

Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

Tabela A2 – Modelos Lineares Multivariado (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
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
R²	0,460	0,371	0,343

Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

Nota: *p<.05; **p<.01; ***p<.001.

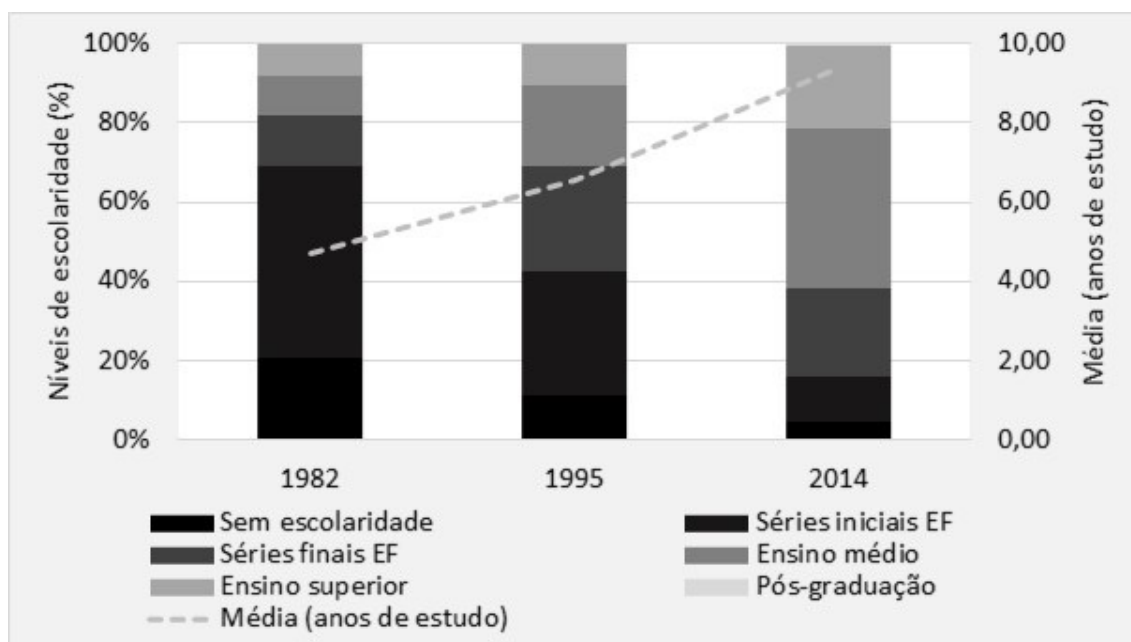
Tabela A3 – Modelos Logit Ordinais, Para Escolaridade Absoluta II e Escolaridade Relativa III – Brasil

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	-3,24***	-2,38***
Ocupação pai: trabalhadores manuais não-qualificados	-3,824***	-2,859***
Ocupação pai: empregadores rurais	-3,438***	-2,783***
Ocupação pai: empregados rurais	-5,19***	-3,908***
Ano de referência: 1996	1,264***	-,5013**
Ano de referência: 2014	1,944***	-,6369**
Interação: administradores e gerentes#1996	-0,2587	-0,3811
Interação: administradores e gerentes#2014	-0,05661	-0,3884
Interação: proprietários empregadores#1996	-0,3021	-,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
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 X²	22453,87***	19230,29***
GL	48	48

Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

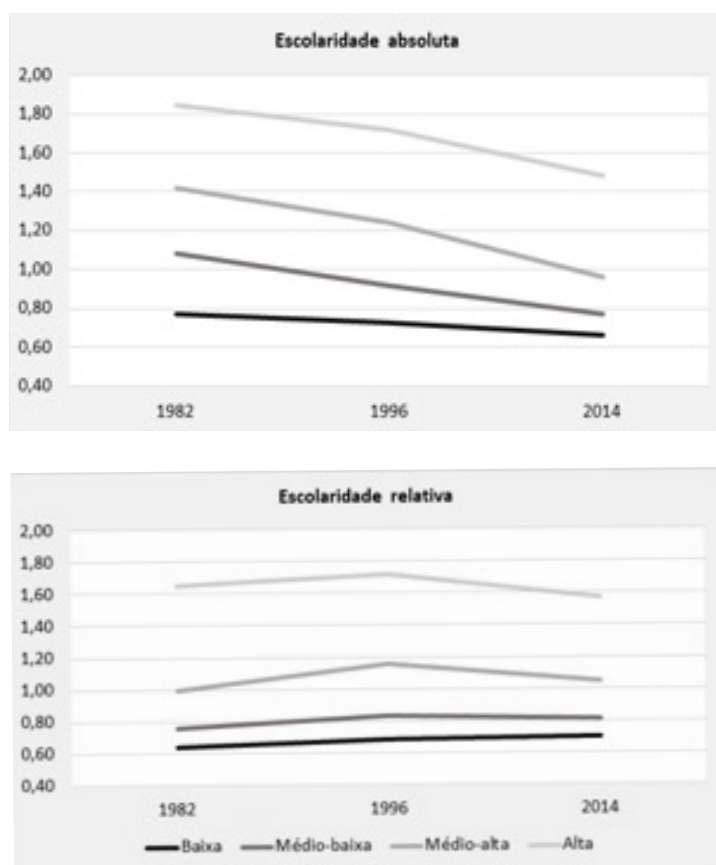
Nota: *p<.05; **p<.01; ***p<.001.

Figura A1 – Composição das Coortes de Nascimento por Escolaridade – Brasil



Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).

Figura A2 – Razão da Média de Status Ocupacional (Isei) do Nível de Escolaridade sobre a Média Geral da População Ocupada – Brasil



Fonte: Pnads-IBGE (tabulação própria).