

[Artigos Originais]

Origem Social e Acesso ao Ensino Superior no Brasil entre 1992 e 2022*

André Ricardo Salata¹

¹Professor adjunto do Programa de Pós-Graduação em Sociologia e Ciência Política da PUCRS. Porto Alegre, RS.

✉ E-mail: andresalata@gmail.com  Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-7236-4917>

Taiane Fabiele da Silva Bringhenti²

²Doutora em Ciências Sociais pelo Programa de Pós-Graduação em Sociologia e Ciência Política da PUCRS. Porto Alegre, RS.

✉ E-mail: fabiele.silvabringhenti@gmail.com  Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-3818-5672>

Ana Carolina Homem de Miranda³

³Doutoranda em Sociologia pelo Programa de Pós-Graduação em Sociologia e Ciência Política da PUCRS. Porto Alegre, RS.

✉ E-mail: anahomemh.m@gmail.com  Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-6571-2699>

DOI: <https://doi.org/10.1590/dados.2025.68.3.376>

Banco de dados: <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/UZ2SHW>



*O primeiro autor agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela bolsa de produtividade em pesquisa e pelo auxílio financeiro conferido através do edital Universal 2021. A pesquisa também se beneficiou do trabalho do IBGE e do DataZoom. Agradecemos também à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo suporte financeiro concedido às autoras Taiane Bringhenti e Ana Carolina para a realização da pós-graduação. Finalmente, os três autores agradecem aos pareceristas da Dados: revista de Ciências Sociais pelos valiosos comentários, que em muito contribuíram para o aprimoramento do artigo.

Resumo

Origem Social e Acesso ao Ensino Superior no Brasil entre 1992 e 2022

O artigo analisa as desigualdades de acesso ao ensino superior no Brasil, por classe de origem, entre 1992 e 2022. Para tanto, são utilizados dados tanto da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) antiga quanto da PNAD contínua, coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A análise é feita por meio de modelos *logit*, tendo como principal variável dependente o acesso ao ensino superior, e como variável independente de interesse a origem social de jovens entre 18 e 24 anos de idade. Os principais resultados trazem evidências robustas de que nos últimos anos, desde aproximadamente 2015, houve retração da tendência de democratização do acesso ao ensino superior. Fatores como redução do ritmo de expansão, enfraquecimento das políticas de democratização do acesso e aumento das desigualdades no período recente são mobilizados como possíveis explicações para os resultados observados.

Palavras-Chave: ensino superior; desigualdade; oportunidades educacionais; origem social; estratificação social

Abstract

Social Origin and Access to Higher Education in Brazil Between 1992 and 2022

The Paper Analyzes Inequalities in Access to Higher Education in Brazil, By Class of Origin, Between 1992 And 2022. It Uses Data from Both the Old National Household Sample Survey (PNAD) and the ongoing PNAD, which the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) collects. The analysis is carried out using *logit* models, with access to higher education as the main dependent variable, and the social origin of people between 18 and 24 years old as the independent interest variable. The main results provide robust evidence that in recent years, since approximately 2015, there has been a retraction in the trend towards the democratization of access to higher education. Factors such as the reduction in the pace of expansion, the weakening of access democratization policies and the increase in inequalities in the recent period are mobilized as possible explanations for the observed results.

Keywords: higher education; inequalities; educational opportunities; social origin; social stratification

Résumé

Origine Sociale et Accès à l'Enseignement Supérieur au Brésil entre 1992 et 2022

L'article analyse les inégalités d'accès à l'enseignement supérieur au Brésil, par classe d'origine, entre 1992 et 2022. À cet égard, des données provenant à la fois de l'ancienne Recherche Nationale par Échantillon de Ménages (PNAD) et de la PNAD continue sont utilisées, recueillies par l'Institut Brésilien de Géographie et de Statistique (IBGE). L'analyse est effectuée au moyen de modèles « logit », ayant comme principale variable dépendante l'accès à l'enseignement supérieur et comme variable indépendante d'intérêt l'origine sociale des jeunes entre 18 et 24 ans. Les principaux résultats montrent que, ces dernières années, depuis environ 2015, la tendance à la démocratisation de l'accès à l'enseignement supérieur s'est ralentie. Des facteurs tels que la réduction du rythme d'expansion, l'affaiblissement des politiques de démocratisation de l'accès et l'augmentation des inégalités dans la période récente sont mobilisés comme explications possibles pour les résultats observés.

Mots-clés: enseignement supérieur ; inégalité ; opportunités éducatives ; origine sociale ; stratification sociale

Resumen

Origen Social y Acceso a la Educación Superior en Brasil entre 1992 y 2022

El artículo analiza las desigualdades de acceso a la educación superior en Brasil, por clase de origen, entre 1992 y 2022. Para ello, se utilizan datos tanto de la Encuesta Nacional por Muestra de Hogares (PNAD) antigua como de la PNAD continua, recopilados por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). El análisis se realiza mediante modelos *logit*, teniendo como principal variable dependiente el acceso a la educación superior, y como variable independiente de interés el origen social de jóvenes entre 18 y 24 años de edad. Los principales resultados aportan evidencias robustas de que en los últimos años, desde aproximadamente 2015, ha habido una retracción de la tendencia de democratización del acceso a la educación superior. Factores como la reducción del ritmo de expansión, el debilitamiento de las políticas de democratización del acceso y el aumento de las desigualdades en el período reciente se movilizan como posibles explicaciones para los resultados observados.

Palabras-clave: educación superior; desigualdad; oportunidades educativas; origen social; estratificación social

Introdução

Entre meados da década de 1990 e nas duas primeiras décadas do século XXI, o Brasil passou pelo que se convencionou chamar de segundo ciclo de expansão do ensino superior (Senkevics, 2021). De acordo com dados do Censo da Educação Superior¹ o número de estudantes matriculados em cursos de graduação saltou de 1,5 milhões em 1992 para 9,4 milhões em 2022, configurando um aumento de 514% em trinta anos.² Além disso, aquele período – especialmente a partir de meados da primeira década do século XXI – também foi marcado por uma série de políticas voltadas à democratização do acesso às instituições de nível superior, como a criação do Programa Universidade para Todos (Prouni), a expansão do Fundo de Financiamento Estudantil (Fies), a implementação das cotas sociais e raciais e a criação e consolidação do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem).

Diante desse cenário, inúmeros estudos buscaram verificar se houve redução das desigualdades de acesso ao ensino superior no Brasil (Salata, 2018a; Picanço, 2015; Mont`Alvão, 2014; Collares, 2010; Brito, 2017). De modo resumido, podemos afirmar que os resultados indicaram, primeiro, uma tendência de manutenção, ou mesmo de incremento das desigualdades, até meados da década de 2000; e, a partir daí, uma tendência de queda das fortes barreiras de ingresso até aproximadamente metade da década de 2010, reduzindo as desvantagens dos filhos de famílias localizadas nos estratos sociais mais baixos. Tais estudos, no entanto, cobriram um período que vai, no máximo, até o ano de 2015, justamente quando o contexto político e econômico do país muda drasticamente, com forte impacto sobre as políticas voltadas ao ensino superior (Mancebo, 2017).

Se, entre 2005 e 2015, o crescimento médio anual das matrículas em graduação de nível superior foi de 6,0%, entre 2015 e 2022 foi de 2,3%.³ O número de alunos bolsistas do Prouni sofreu queda de 25,9% entre 2017 e 2022, e o montante de discentes financiados pelo Fies caiu 87,3% entre 2015 e 2022. No total, o percentual de alunos de graduação da rede privada com algum tipo de financiamento ou bolsa diminuiu de 46,8%, em 2018, para 38,1% em 2021.⁴ Com efeito, nos últimos anos algumas das principais políticas de democratização do acesso ao ensino superior perderam força.

Do lado da demanda, por sua vez, no mesmo período houve clara reversão do quadro positivo que se fazia presente desde meados da primeira década deste século (Barros et al., 2010), gerando aumento das desigualdades

entre os estratos sociais e, também, das taxas de pobreza (Barbosa et al., 2020). Nas grandes cidades brasileiras, por exemplo, a distância entre os estratos mensurada pela razão da renda dos 10% mais ricos sobre a renda dos 40% mais pobres, que vinha caindo até 2015, teve forte tendência de alta a partir daí, atingindo o pico da série histórica em 2021, quando a renda dos mais ricos chegou a ser 17 vezes maior que a dos mais pobres (Salata, Ribeiro, 2022).

Tendo em vista tais inflexões no período recente, o presente artigo tem como principal objetivo verificar se houve, nos últimos anos, esgotamento ou reversão da tendência de queda das desigualdades de acesso ao ensino superior no país – que vinha se apresentando desde meados da década de 2000. Mais especificamente, queremos saber se o efeito do estrato social de origem dos indivíduos sobre as chances de ingresso no ensino superior continuou apresentando tendência declinante. Desse modo, o trabalho aqui apresentado se insere no debate internacional acerca da relação entre expansão do ensino superior e redução das desigualdades de acesso (Shavit et al., 2007; Alon, 2009); e, também, no debate mais amplo sobre desigualdade de oportunidades educacionais (DOE) (Breen et al., 2009).

A fim de alcançar os objetivos aqui propostos utilizamos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc), ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre os anos de 1992 e 2022 – cobrindo, portanto, as últimas três décadas, que correspondem justamente ao segundo ciclo de expansão do ensino superior. Os dados são analisados por meio de modelos *logit*, e permitem examinar as tendências temporais do efeito da origem social sobre as chances de ingresso no nível superior – condicional ou não à conclusão do ensino médio. A fim de considerar a estratificação horizontal do ensino superior (Carvalhoes, Ribeiro, 2019), também rodamos modelos para as chances de ingresso em instituições públicas – em vez de privadas – entre os anos de 2001 e 2022.

O artigo está organizado da seguinte maneira: após esta introdução, na seção seguinte traçamos um breve histórico das características e da evolução do sistema de ensino superior no Brasil, com foco no período recente. Posteriormente, na terceira seção, elaboramos uma concisa revisão da literatura internacional sobre expansão do ensino superior e desigualdades de acesso. Tal revisão, serve de subsídio para a construção das hipóteses de trabalho, explicitadas na seção subsequente. Na quinta seção detalhamos os procedimentos metodológicos utilizados e, então, na sexta

seção, apresentamos e analisamos os resultados alcançados. Finalmente, nas conclusões tecemos algumas considerações finais à luz das evidências encontradas e do debate mais amplo em torno dessa temática.

Expansão do ensino superior no Brasil

A estrutura e organização do ensino superior no Brasil, conforme a compreendemos hoje, se destaca por seu início tardio, pela forte presença do setor privado, e por ter passado por distintos ciclos de expansão ao longo das últimas décadas (Neves, Martins, 2016). Foi a partir de meados do século XX que, com a crescente demanda por qualificação provocada pelas mudanças estruturais então atravessadas pela sociedade brasileira – destacando-se o intenso e acelerado processo de urbanização e industrialização – iniciou-se uma expansão significativa do ensino superior no país (Ribeiro, 2011).

Um dos momentos mais importantes nesse processo ocorreu na década de 1960, com a promulgação da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB), em 1961, e com a Reforma Universitária, em 1968. Esses momentos marcaram o chamado primeiro ciclo de expansão do ensino superior, dinâmica que se estabeleceu, em seu momento incipiente, no setor público e em instituições privadas sem fins lucrativos (Cunha, 2007). Assim, o número de matrículas em instituições de ensino superior saltou de 93 mil para 352 mil estudantes entre 1960 e 1965, sendo que 56% das mesmas se encontravam no setor público no final daquele período.

Com a aceleração da demanda por qualificação de nível superior, no entanto, o setor privado empresarial cresceu de maneira exponencial, de modo que a participação das instituições privadas no total de matrículas pulou de 50,5% para 64,3% entre 1970 e 1980 (Durham, 2003). E no início da década de 1990 a rede privada já respondia por cerca de 78% das instituições de nível superior no país (Martins, 2009).

Desde então o Brasil consolidou um sistema de ensino superior com dois segmentos muito bem delineados, apesar da enorme heterogeneidade interna de cada um deles: uma rede pública, formada majoritariamente por universidades federais e estaduais, gratuitas, que associam ensino, pesquisa e extensão, e que contam com uma quantidade limitada de vagas e acesso por meio de vestibular; e uma rede privada, cada vez com maior participação, na qual predominam instituições voltadas somente ao ensino, oferecendo cursos de baixo custo, e cujo acesso é regulado principalmente pelo valor financeiro das matrículas e mensalidades.

Após um período de relativa estagnação na década de 1980, em meados da década de 1990 entramos no que tem sido referido como segundo ciclo de expansão do ensino superior (Senkevics, 2021; Prates, Collares, 2014). Concorrem, para explicar o impulso inicial desse novo ciclo, a expansão dos níveis precedentes de ensino – especialmente do ensino médio após a reforma de 1971 – e, também, a melhora da condição socioeconômica das famílias após o Plano Real.⁵ Destarte, entre 1995 e 2005 o número de matrículas em cursos de graduação no ensino superior passou de 1.759.703 para 4.567.798, configurando um acréscimo de 2.808.095 matrículas em apenas dez anos. Tal processo de expansão ganhou ainda mais fôlego em meados da primeira década deste século, quando, entre 2005 e 2015, mais 3.459.499 matrículas foram adicionadas ao sistema, chegando a um total de 8.027.297 de alunos matriculados em graduações de nível superior no país (INEP, 2023).

Além da expansão acima mencionada, nas últimas décadas foram ampliadas e/ou implementadas diversas políticas de democratização do acesso àquele nível de ensino, como o Prouni⁶ e o Fies⁷, que buscaram facilitar a entrada de estudantes de baixa renda no ensino superior privado. Em 2011, 28,8% dos alunos matriculados em cursos de graduação na rede privada tinham algum tipo de financiamento ou bolsa; já em 2015 aquela cifra chegava a 44,4%, configurando um aumento de 15,6 pontos percentuais em somente quatro anos (INEP, 2022). Além disso, no mesmo período o Enem passou a se constituir, de modo progressivo, como uma das principais portas de entrada ao ensino superior, unificando nacionalmente o processo de aplicação para inúmeras instituições, e assim facilitando o acesso às mesmas. E, finalmente, foram também implementadas políticas de cotas sociais e raciais para o ingresso em universidades públicas.⁸

Por volta do ano de 2015, no entanto, algumas importantes mudanças começam a acontecer na dinâmica descrita nos parágrafos acima. Primeiro, embora o ensino superior tenha continuado a se expandir, tal expansão se deu em ritmo menor do que vinha ocorrendo desde meados da primeira década do século XX. Enquanto, entre 2005 e 2015, o crescimento médio anual das matrículas em graduação de nível superior foi de 6,04%, entre 2015 e 2022 foi de 2,3%. Em números absolutos, isso significa que a média de matrículas adicionadas anualmente caiu de 345,8 mil para 202,3 mil. Segundo, houve uma importante redução dos programas de acesso ao ensino superior. O Prouni, que em 2017 contava com 609.434 matrículas, em 2022 chegou a 451.299. A redução no Fies foi ainda mais intensa, passando de 1.332.302 matrículas em 2015 para

somente 167.895 em 2022 (INEP, 2023). No geral, o percentual de alunos da rede privada com financiamento ou bolsa caiu de 46,8%, em 2018, para 38,1% em 2021 (INEP, 2022).

Os últimos anos também foram marcados por uma maior diversificação da oferta no ensino superior, em termos de turno, curso, tipo de instituição e, em especial, no que tange à modalidade de ensino. Desde 2015 é o ensino à distância (EaD) que vem garantindo o aumento do número de vagas, dado que na modalidade presencial houve queda de 6.633.545 para 5.122.663 matrículas entre 2015 e 2022 (INEP, 2022). E esse movimento é também reflexo da crescente participação do setor privado, onde se concentram os cursos à distância.

No ano de 2005, 72,7% das matrículas de graduação no ensino superior estavam na rede privada. Já em 2022 aquela cifra havia subido para 78%, dada certa estagnação do número de matrículas na rede pública desde 2015 junto à aceleração do crescimento na rede privada, em grande medida puxada pela modalidade EaD. Ou seja, o segundo ciclo de expansão do ensino superior reforçou a tendência de crescimento da rede privada em relação à rede pública. De todo modo, é importante frisar que uma das principais características da estratificação do ensino superior brasileiro se manteve presente durante todo esse processo, qual seja: que, com algumas exceções, as instituições de maior prestígio acadêmico continuaram se concentrando na rede pública.

Em resumo, no que diz respeito à oferta do ensino superior, os últimos trinta anos poderiam ser caracterizados por: 1. Forte expansão do número de matrículas desde meados da década de 1990, com aceleração a partir de meados da década de 2000; 2. Queda do ritmo de expansão do número de matrículas a partir de aproximadamente 2015; 3. Expansão e/ou implementação de políticas para democratização do acesso, com maior pujança entre 2005 e 2015, aproximadamente; 4. Retração das políticas de democratização do acesso entre meados da segunda década do século XX e o ano de 2022; 5. Aumento da participação da rede privada nos últimos anos, com peso crescente da oferta de cursos à distância.

Expansão educacional e acesso ao ensino superior

Em boa medida, a questão que anima quase toda literatura sobre Desigualdade de Oportunidades Educacionais (DOE) é saber se a expansão do sistema de ensino viria acompanhada de redução das desigualdades de

acesso a determinados níveis educacionais. Nos últimos anos, o acesso ao ensino superior tem recebido atenção especial no âmbito dessa discussão, dado o acelerado processo de expansão dessa etapa de ensino em inúmeros países. Como, na sociedade contemporânea, o ensino superior é uma das principais portas de entrada para posições sociais de maior remuneração e prestígio, muito tem se discutido sobre a capacidade de a sua expansão democratizar as chances de ingresso, tornando assim o topo da estrutura social mais acessível aos filhos das camadas mais baixas (Shavit et al., 2007).

Há muitas décadas que perspectivas mais otimistas a esse respeito, como as teorias da modernização e da industrialização (Treiman, 1970; Kerr et al., 1964), vêm sendo desafiadas por resultados empíricos que demonstram a tendência de permanência das vantagens dos filhos dos estratos mais altos em relação aos das camadas mais baixas, mesmo em contextos de expansão educacional (Shavit, Blossfeld, 1993). A teoria da *desigualdade maximamente mantida* (MMI, na sigla em inglês) é frequentemente mobilizada para tentar explicar tais resultados (Raftery, Hout, 1993).

Segundo a MMI, a expansão de determinado nível de ensino irá beneficiar primeiramente os filhos das classes superiores, que, por contarem com mais recursos (culturais, econômicos, sociais etc.), irão ser os primeiros a ocupar as novas vagas criadas. Seja por meio de mecanismos diretos – como a possibilidade de arcar com custos envolvidos na escolarização; de amenizar custos de oportunidade de uma trajetória escolar mais longa; de reduzir os riscos envolvidos em escolhas educacionais mais ousadas; e assim por diante – ou indiretos – como o desenvolvimento de capacidades cognitivas e não cognitivas; melhor desempenho acadêmico etc. – famílias com maior aporte de recursos tornam mais altas as probabilidades de seus filhos aproveitarem primeiro as oportunidades abertas por um sistema escolar em expansão (Jackson, 2013; Goldthorpe, 1996; Lareau, 2003).

De acordo com a MMI, então, é apenas após esse primeiro momento que a expansão passaria a beneficiar os filhos das classes mais baixas, fazendo cair as desigualdades de acesso àquele nível de ensino. Uma vez que isso ocorra, no entanto, a tendência seria de a concorrência pelo acesso ao nível de ensino subsequente se tornar mais acirrada, deslocando assim a desigualdade para as etapas posteriores do sistema educacional. E isso aconteceria porque o contingente da população apto a fazer aquela transição mais elevada se tornaria cada vez menos selecionado – e, portanto, mais heterogêneo – em termos de habilidades e capacidades cognitivas

e não-cognitivas. Ou seja, a expansão do sistema de ensino, ao tornar a seleção progressivamente menos rígida nas etapas iniciais, faria as disparidades de origem se mostrarem cada vez mais presentes nas transições posteriores. Como resultado, a DOE se deslocaria progressivamente em direção aos níveis mais altos de ensino (Zhou, 1981; Mare, 1981).

No caso do ensino superior, portanto, é possível que uma grande expansão dos níveis precedentes – até o ensino médio – possa vir a endurecer as barreiras de acesso ao mesmo. Por outro lado, a expansão do ensino superior em si mesmo, a partir de certo ponto, poderia vir a fazer pressão no sentido contrário, de redução daquelas barreiras. Nesse sentido, teríamos duas forças agindo em direções opostas.

De acordo com Alon (2009), em momentos de maior concorrência, com aumento da demanda em relação à oferta da educação superior, a tendência seria de aprofundamento das desigualdades de acesso; já em contextos em que a oferta de vagas no ensino superior cresce mais que a demanda, fazendo reduzir a concorrência, ocorreria a contração das barreiras de classe no acesso àquele nível de ensino. O primeiro cenário é denominado como *desigualdade efetivamente expandida* (EEI, na sigla em inglês), enquanto o segundo recebe a alcunha de *desigualdade efetivamente declinante* (EDI, na sigla em inglês). Nesse sentido, as tendências históricas de acesso ao ensino superior alternariam momentos de EEI, MMI e EDI, a depender do jogo de forças entre a expansão relativa dos níveis precedentes e do nível superior em si mesmo.

Além disso, no processo de expansão do ensino superior, e conforme os filhos das classes mais baixas fossem conseguindo acessar aquele nível de ensino, haveria uma tendência de elevação das chamadas barreiras horizontais, que separam as instituições, cursos e redes de maior e menor prestígio (Shavit et al., 2007; Alon, 2009), no que Lucas (2001) denominou como *desigualdade efetivamente mantida* (EMI, na sigla em inglês). Consequentemente, desigualdades poderiam ser conservadas mesmo em um contexto de forte expansão do ensino superior e redução das barreiras de acesso ao mesmo. Em vez de se enfraquecerem, as desigualdades se tronariam cada vez mais horizontais.

Alguns estudos mais recentes, no entanto, têm chegado a resultados um pouco mais otimistas acerca da relação entre expansão e desigualdades de oportunidades educacionais (Breen et al., 2009; Breen et al., 2010). Em muitos países europeus (Alemanha, França, Itália, Irlanda, Grã-Bretanha, Suécia, Polônia e Holanda) parece ter havido diminuição do peso

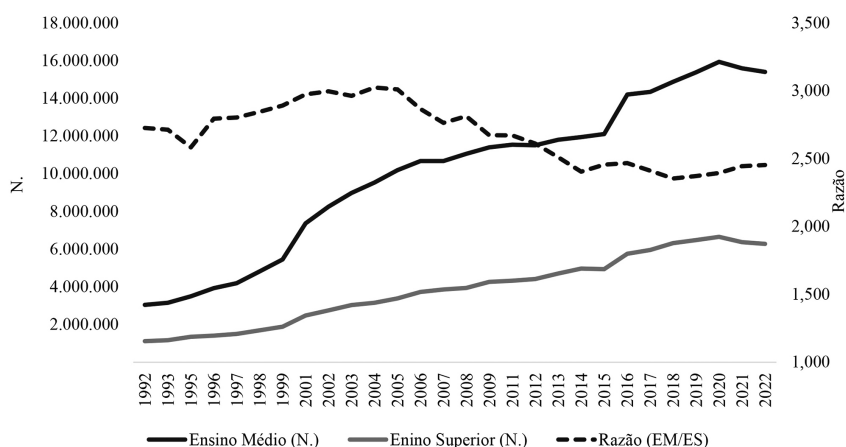
da origem social na probabilidade de os estudantes chegarem a níveis educacionais mais altos. E isso possivelmente estaria associado à redução dos custos diretos e indiretos de continuar estudando – dada a expansão –, assim como às políticas sociais e à melhoria do padrão de vida das camadas mais baixas naqueles países ao longo do século XX. Ou seja, não somente a expansão da oferta em si, ao reduzir os custos da educação, mas também a própria redução da desigualdade entre as classes – no lado da demanda, portanto –, seriam capazes de reduzir as DOE.

Hipóteses

A Figura 1 traz o número absoluto de jovens, entre 18 e 24 anos de idade, que completaram o ensino médio, assim como o número daqueles que conseguiram ingressar no ensino superior.⁹ Os dados são da antiga PNAD entre 1992 e 2015, e da PNADc entre 2016 e 2022. É notável a tendência de aumento de ambas as retas: o número de jovens com ensino médio completo salta da casa de 3,0 para 15,4 milhões, e o dos que ingressaram no ensino superior sobe de 1,1 para 6,2 milhões. Isso em um espaço de apenas três décadas. A reta tracejada, por sua vez, indica a razão entre o número de jovens que estavam aptos a ingressar no ensino superior (com ensino médio completo) e aqueles que de fato o fizeram.

Figura 1

Número de jovens (18-24 anos) que terminou o ensino médio e número de jovens que ingressou no ensino superior – Brasil 1992-2022



Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

Nossa primeira hipótese (H1) é de que o enorme crescimento do número de jovens com ensino médio completo (linha escura na Figura 1), fruto da expansão da educação básica, tenha democratizado as chances de os jovens estarem aptos a ingressar no ensino superior entre 1992 e 2022.

Como vimos na seção anterior, entretanto, é possível que o afrouxamento das barreiras para as transições precedentes – até completar o ensino médio – tenha exercido pressão no sentido de aumentar as desigualdades no acesso ao ensino superior entre aqueles que estavam aptos a fazê-lo, fortalecendo assim as desigualdades na transição específica do ensino médio ao superior. Por outro lado, no entanto, a expansão do ensino superior em si mesma (linha mais clara na Figura 1) seria uma força no sentido contrário, reduzindo aquelas barreiras. O saldo desse balanço de forças, para cada ano, pode ser verificado na linha tracejada da Figura 1.

Podemos identificar três momentos distintos: primeiro, uma tendência de aumento daquela razão entre 1992 e 2004; em seguida, uma significativa queda da mesma entre 2004 e 2014; e, finalmente, uma estagnação, com variações pontuais, entre 2014 e 2022, com leve tendência de aumento a partir de 2018. Nossa segunda hipótese (H2), então, é de que a desigualdade de acesso ao ensino superior (condicional à conclusão do ensino médio) tenha se comportado de acordo com esse jogo de forças, aumentando até 2004, se reduzindo até aproximadamente 2014 e permanecendo estagnada a partir daí.

Ao cenário descrito na Figura 1, reforçando nossa segunda hipótese, se somam: primeiro, a expansão das políticas de democratização do acesso ao ensino superior entre meados da primeira e da segunda década deste século, e seu posterior enfraquecimento; segundo, a redução das desigualdades entre os estratos sociais a partir de meados da primeira década até meados da segunda década do século XXI (Salata, 2016; Salata, 2018b), e o aumento das desigualdades desde então (Barbosa et al., 2020; Salata, Ribeiro, 2022). A Figura A1, em anexo, corrobora essas variações da desigualdade no período analisado: estabilidade até o início da década de 2000; queda até aproximadamente 2014; e novo momento de estabilidade com leve tendência de aumento a partir de então.

Nossa terceira e última hipótese (H3), por sua vez, diz respeito à estratificação horizontal interna ao ensino superior. Dado o cenário de redução das desigualdades de acesso entre 2004 e 2014, é possível que as barreiras horizontais tenham sido reforçadas naquele período, com os filhos das camadas mais

altas buscando distinguir-se ao dirigirem-se, com mais afincio, às instituições de maior prestígio. Entretanto, com a reversão daquele cenário a partir de 2014, o acirramento da estratificação horizontal perderia um pouco de fôlego, dado o novo fortalecimento das barreiras verticais de acesso.

Em resumo, as hipóteses que buscaremos testar nesse trabalho são as seguintes:

H1: houve progressiva redução das desigualdades na probabilidade de estar apto a ingressar no ensino superior entre 1992 e 2022;

H2: a desigualdade de acesso ao ensino superior (entre os que concluíram o ensino médio) aumentou no período 1992-2004, foi reduzida entre 2004 e 2014 e ficou estável a partir daí até 2022;

H3: a desigualdade nas chances de acesso às instituições públicas (entre os que ingressaram no ensino superior) aumentaram entre 2004 e 2014, e se reduziram entre 2014 e 2022;

Dados e métodos

A fim de testar as hipóteses explicitadas na última seção, utilizaremos os microdados tanto da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (antiga PNAD) quanto da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc) – em sua versão anual.¹⁰ Ambas são pesquisas realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e constituem amostras representativas da população brasileira. A antiga PNAD foi realizada até o ano de 2015, enquanto a PNADc teve sua série histórica iniciada no ano de 2012. Para rodar os modelos estatísticos utilizamos os dados da antiga PNAD entre 1992 e 2015,¹¹ e da PNADc entre 2016 e 2022. Em conjunto, os dados aqui trabalhados cobrem as três últimas décadas – de 1992 até 2022 –, durante as quais ocorreu o chamado segundo ciclo de expansão do ensino superior no Brasil.

O recorte utilizado é o de jovens entre 18 e 24 anos de idade, que é a faixa etária esperada para estarem cursando o ensino superior no Brasil. Além disso, selecionamos somente indivíduos que tivessem o papel de filhos em seus domicílios, o que nos permite identificar as características socioeconômicas de seus pais – estas últimas tomadas como indicadores de origem social, conforme explicitado adiante. Tais recortes¹² se constituem em importantes limitações da análise, que exigem cautela na generalização dos resultados.

Para cada ano trabalhamos com quatro variáveis dependentes binárias, como segue:

DEP1: ter concluído ou não o ensino médio;

DEP2: ter ingressado ou não no ensino superior;

DEP3: ter ingressado ou não no ensino superior, condicional a ter concluído o ensino médio;

DEP4: estar estudando em uma instituição pública (em vez de privada) de ensino superior, condicional a ter ingressado no ensino superior;

Os modelos que tomam DEP1 como variável dependente permitem analisar as chances de os indivíduos estarem aptos a ingressar no ensino superior. Os modelos que utilizam DEP2 permitem examinar as desvantagens que se acumulam até o ingresso no ensino superior, incluindo esta última transição. Diferentemente, ao fazer uso de DEP3 tratamos especificamente das desigualdades e barreiras existentes somente na transição do ensino médio ao ensino superior. Finalmente, os modelos que tomam DEP4 como dependente possibilitam analisar desigualdades internas – ou horizontais – ao ensino superior.¹³

No que diz respeito às variáveis independentes, destacam-se aquelas que utilizamos como *proxy* da origem social. A primeira e principal delas é a classe sócio-ocupacional do responsável pelo domicílio onde o jovem reside, mensurada a partir do esquema classificatório desenvolvido pelo Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia (INCT) Observatório das Metrôpoles (Ribeiro, Ribeiro, 2013). A classificação, conhecida como Categorias Ocupacionais (CATs), segue alguns dos critérios mais usuais da área de estratificação social, separando empregadores, empregados e autônomos, além de classificar os empregados de acordo com a qualificação exigida pelas ocupações e o setor de atividade. Trabalhamos com a sua versão de oito categorias,¹⁴ tomando os Trabalhadores do terciário não-especializado como grupo de referência. Conforme pode ser observado na Tabela A1, as CATs permitem distinguir satisfatoriamente famílias com maior ou menor aporte de recursos econômicos e/ou culturais.

Além das CATs, fizemos uso do nível de escolaridade do chefe de domicílio (ESC), em cinco categorias,¹⁵ e, também, da classificação da renda domiciliar per capita em quintis de rendimento (REN).¹⁶ O objetivo foi fazer variar a nossa *proxy* de origem social a fim de verificar se os resultados

principais se mantinham os mesmos. Portanto, foram testados modelos estatísticos distintos, para cada uma das quatro variáveis dependentes em cada um dos anos, utilizando as três variáveis independentes – classe, escolaridade e renda – separadamente. No total, foram rodados 336 modelos $[3(\text{var. independentes}) \times 4(\text{var. dependentes}) \times 28(\text{anos de referência})]$, contendo também as seguintes variáveis de controle: idade em anos, sexo [homens (referência) ou mulheres], cor ou raça [brancos (referência) ou negros], região geográfica [norte (referência), nordeste, sudeste, sul e centro-oeste] e localização geográfica [rural ou urbano (referência)].

Os modelos utilizados foram do tipo *logit*, cuja especificação é amplamente conhecida na literatura (Powers, Xie, 2008), visando estimar a probabilidade de os indivíduos atingirem as condições apontadas em nossas variáveis dependentes. Todos os modelos foram rodados fazendo uso de pesos amostrais para calibrar as amostras de acordo com as características da população, mas sem expandi-las – ou seja, utilizando o número real de casos da amostra para a realização dos testes estatísticos. Todos os parâmetros foram estimados por meio do pacote estatístico *Stata BE* (v.18).

Na seção seguinte apresentamos os principais resultados alcançados, privilegiando os modelos que tomam as CATs como *proxy* de origem social, mas trazendo também alguns resultados para renda e escolaridade dos responsáveis. A fim de comparar os coeficientes estimados através dos anos trazemos as *odds-ratio* (OR)¹⁷ para alguns anos-chave (1992, 2002, 2012 e 2022) e, também, gráficos com os *riscos relativos ajustados* (RRA)¹⁸ para todo o período (de 1992 até 2022). A vantagem de se utilizar os RRA é que, por serem calculados a partir das probabilidades marginais, são muito menos sensíveis que as ORs ao chamado problema da heterogeneidade não observada (Mood, 2010), que pode afetar significativamente a comparação das ORs através dos anos (Mare, 2011).¹⁹ Além disso, também permitem uma interpretação mais intuitiva dos efeitos mensurados.

Resultados

A Tabela 1 traz as OR e as estatísticas de ajuste para os modelos de conclusão do ensino médio, por classe de origem (CATs), em 1992, 2002, 2012 e 2022. E na Figura 2 temos os RRA por CATs, ESC e REN entre 1992 e 2022. Para o cálculo dos RRA foi selecionada sempre uma categoria superior e outra inferior na hierarquia social: no caso das CATs trata-se da vantagem dos filhos de profissionais de nível superior em relação aos filhos de trabalhadores manuais não qualificados (referência);²⁰ para a

ESC temos a razão entre as probabilidades dos filhos de indivíduos com doze ou mais anos de estudo e aqueles cujos chefes de domicílio tinham entre um e quatro anos de escolaridade (referência); por fim, para a REN, tomamos a relação entre as probabilidades do quintil mais rico (Q5) e do quintil mais pobre (Q1).²¹ Nesse sentido, as RRA estimadas podem ser tomadas como indicadores da vantagem dos filhos dos estratos mais altos em relação aos filhos dos estratos mais baixos.

Tabela 1

Razões de chance (OR) dos modelos logit para a conclusão do ensino médio (DEP1) – Brasil, 1992, 2002, 2012 e 2022

	1992	2002	2012	2022
CAT do chefe do domicílio onde o entrevistado reside				
Grandes empregadores	10,636**	7,068**	4,736**	5,093**
Profissionais de nível superior	27,209**	13,002**	7,730**	5,627**
Pequenos empregadores	6,856**	4,683**	4,491**	3,273**
Ocupações médias	5,351**	3,414**	3,133**	3,418**
Trabalhadores do terciário especializado	2,568**	1,989**	1,992**	1,886**
Trabalhadores do secundário	1,581**	1,781**	1,519**	1,909**
Trabalhadores agrícolas	1,002	0,579**	0,757**	1,175
Sexo				
Mulheres	1,873**	2,038**	2,113**	1,988**
Cor ou raça				
Negros	0,430**	0,535**	0,615**	0,635**
Idade, em anos				
	1,344**	1,281**	1,309**	1,371**
Região geográfica				
Nordeste	3,849*	0,749	1,296*	1,024
Sudeste	4,664**	1,460*	1,944**	1,288**
Sul	5,490**	1,247	1,474**	0,853
Centro-Oeste	4,795**	1,104	1,535**	1,081
Localização geográfica				
Rural	0,313**	0,437**	0,683**	0,806*
Intercepto				
	0,000**	0,002**	0,002**	0,002**

Tabela 1

Razões de chance (OR) dos modelos *logit* para a conclusão do ensino médio (DEP1) – Brasil, 1992, 2002, 2012 e 2022 (cont.)

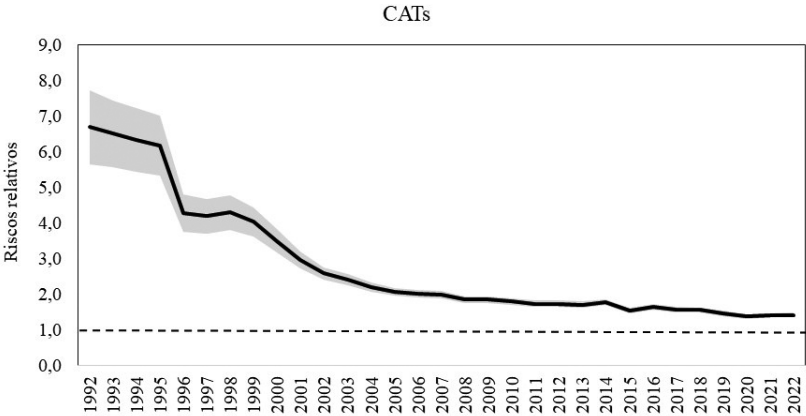
	1992	2002	2012	2022
N.	15.248	19.227	15.504	14.737
AIC	5.355.205	10.214.432	10.156.594	8.692.890
BIC	5.355.327	10.214.558	10.156.716	8.693.012
χ^2	2.190	2.910	2.041	942
GL	15	15	15	15
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00
Log pseudolikelihood	-2.677.587	-5.107.200	-5.078.281	-4.346.429
Pseudo R ²	0,246	0,189	0,154	0,127

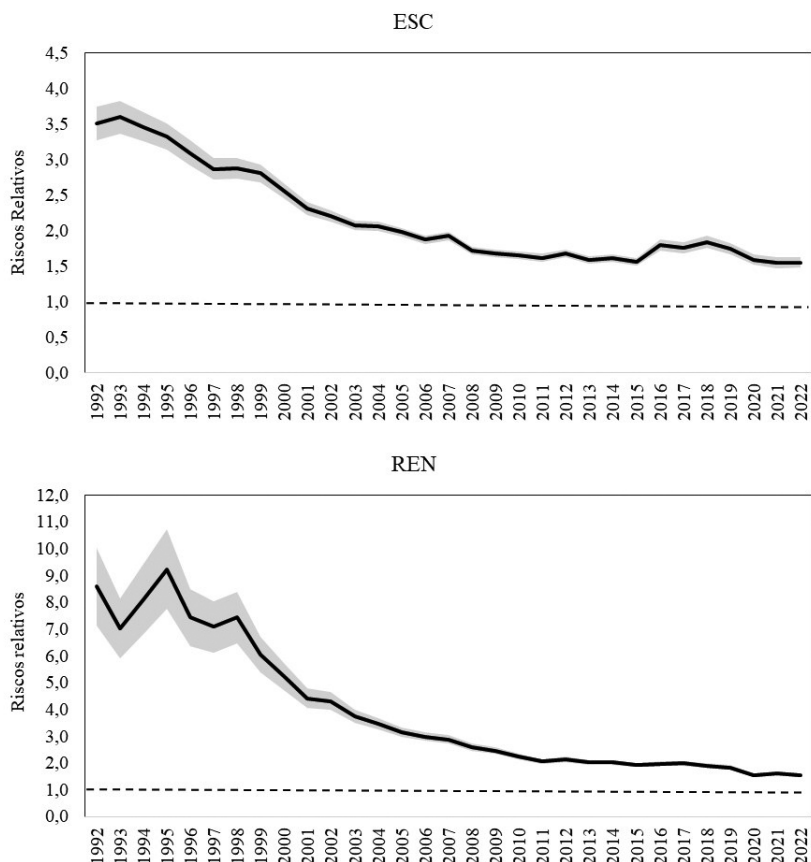
Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

Nota: (**) $p < 0,01$; (*) $p < 0,05$

Figura 2

Riscos relativos ajustados (RRA) de conclusão do ensino médio (DEP1), por classe de origem (CATs), escolaridade (ESC) e renda (REN) – Brasil, 1992-2022





Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

Nota: intervalo de confiança de 95%.

Os parâmetros da Tabela 1 já nos fornecem duas indicações relevantes. Primeiro, que as variáveis inseridas no modelo agem no sentido esperado: possuem chances maiores de conclusão do ensino médio os moradores de áreas urbanas das regiões sul e sudeste, brancos, do sexo feminino, e filhos de grandes empregadores, profissionais liberais e outros estratos ocupacionais mais altos. Segundo, que tais vantagens apresentam, em geral, tendência de redução ao longo das décadas. No caso da origem social, há uma clara redução dos coeficientes entre 1992 e 2012 e, então, certa tendência de maior estabilidade entre 2012 e 2022.

A Figura 2 nos permite analisar esse movimento em um nível mais detalhado. No início do período, em 1992, filhos de profissionais de nível superior tinham probabilidade 6,7 vezes maior que a dos filhos de tra-

balhadores manuais não qualificados de terem concluído ensino médio (DEP1). Essa vantagem começa a apresentar clara tendência de queda a partir da metade da década de 90 e, em 2011, o RRA chega a 1,7. A partir daí aquela tendência de redução perde força, ainda que a reta continue em uma tendência declinante – de modo que em 2022 o RRA chega a 1,4.

O movimento descrito acima, para o caso das CATs, é muito similar àquele que ocorre para ESC e REN, como também pode ser observado nos gráficos inferiores da Figura 2. Portanto, a tendência das últimas décadas foi de grande redução da desigualdade na probabilidade de conclusão do ensino médio, com forte queda entre meados da década de 1990 e 2012 e, a partir daí, uma tendência de maior estabilidade com uma diminuição em ritmo mais lento.

Os resultados até então analisados mostram grande redução da desigualdade na formação do estoque de jovens aptos a ingressar no ensino superior. Os dados da Tabela 2 e da Figura 3, por sua vez, incluem a transição para o ensino superior em nossa apreciação.

Tabela 2

Razões de chance (OR) dos modelos *logit* para o ingresso no ensino superior (DEP2) – Brasil, 1992, 2002, 2012 e 2022

	1992	2002	2012	2022
CAT do chefe do domicílio onde o entrevistado reside				
Grandes empregadores	23,248**	25,241**	7,983**	13,743**
Profissionais de nível superior	62,400**	50,176**	13,920**	10,194**
Pequenos empregadores	10,425**	16,205**	5,975**	5,746**
Ocupações médias	8,069**	7,592**	4,194**	4,878**
Trabalhadores do terciário especializado	3,610**	4,339**	2,367**	2,553**
Trabalhadores do secundário	2,018**	2,560**	1,386**	2,003**
Trabalhadores agrícolas	1,181	0,762	0,662**	1,096
Sexo				
Mulheres	1,661**	1,779**	2,064**	2,068**
Cor ou raça				
Negros	0,275**	0,347**	0,448**	0,528**
Idade, em anos				
	1,327**	1,282**	1,251**	1,363**

Tabela 2

Razões de chance (OR) dos modelos *logit* para o ingresso no ensino superior (DEP2) – Brasil, 1992, 2002, 2012 e 2022 (cont.)

	1992	2002	2012	2022
Região geográfica				
Nordeste	0,750*	0,735	0,980	0,915
Sudeste	1,161	1,131	1,021	0,973
Sul	1,272	1,217	1,167	0,942
Centro-Oeste	^a	1,280	1,335	1,480**
Localização geográfica				
Rural	0,239**	0,375**	0,408**	0,641**
Intercepto				
	0,000**	0,000**	0,002**	0,000**
N.	15.115	19.227	15.504	14.737
AIC	2.940.328	6.308.092	8.591.847	9.408.655
BIC	2.940.443	6.308.217	8.591.970	9.408.776
χ^2	1.509	2.686	2.262	1.539
GL	14	15	15	15
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00
Log pseudolikelihood	-1.470.149	-3.154.030	-4.295.908	-4.704.311
Pseudo R ²	0,301	0,272	0,202	0,186

Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

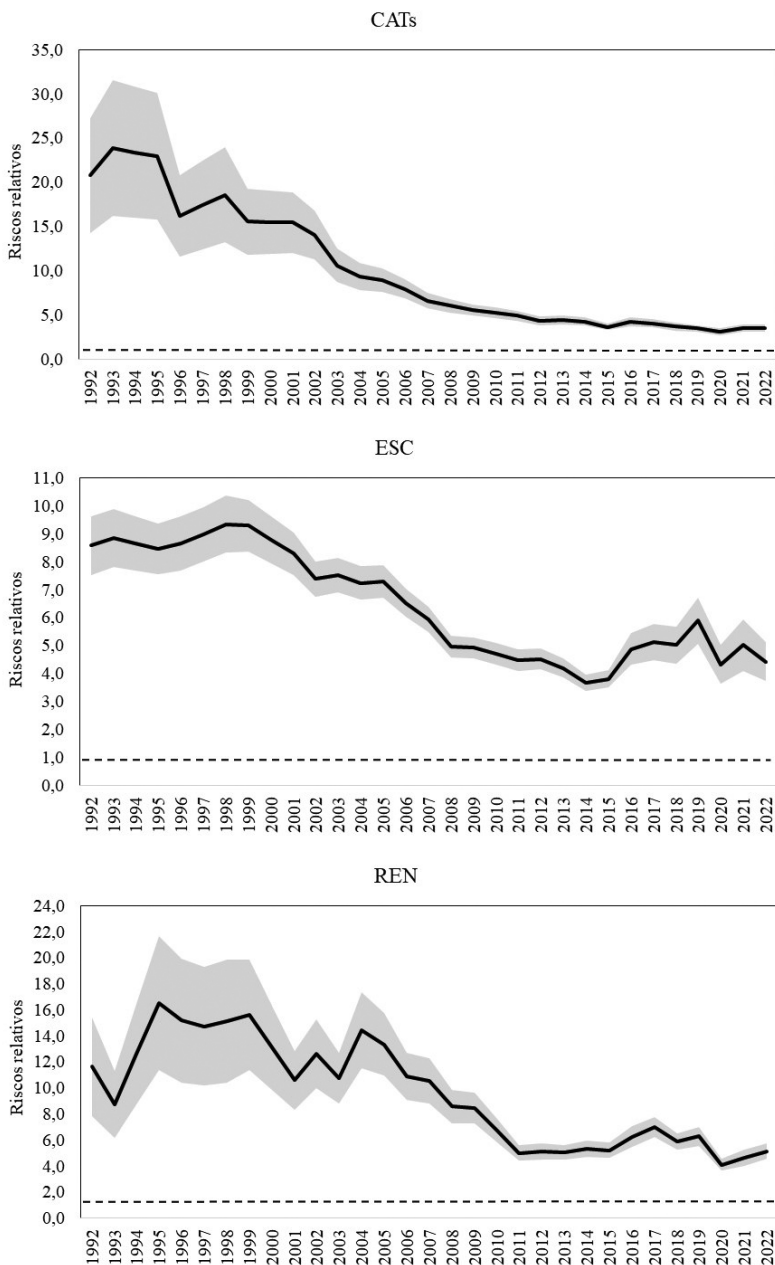
Nota¹: (**) p<0,01; (*) p<0,05

Nota²: (^a) omitido em função da ocorrência de colinearidade

Como esperado, os parâmetros da Tabela 2 seguem lógica e tendência muito semelhantes às aquelas já comentadas no caso da Tabela 1. Chama atenção, no entanto, que enquanto a região geográfica parece perder relevância quando incluímos o acesso ao ensino superior (DEP2), os parâmetros referentes à origem social aumentam muito. E, uma vez mais, apresentam clara tendência de queda até 2012, com maior estabilidade a partir daí até 2022.

Figura 3

Riscos relativos ajustados (RRA) de ingresso no ensino superior (DEP2), por classe de origem (CATs), escolaridade (ESC) e renda (REN) – Brasil, 1992-2022



Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

Nota: intervalo de confiança de 95%.

A Figura 3 torna mais fácil observar a enorme desigualdade de acesso ao ensino superior no Brasil. No caso das CATs, na metade da década de 1990 a probabilidade de um filho de profissionais do ensino superior ingressar em uma universidade (DEP2) era vinte e três vezes maior que a de um filho de trabalhadores manuais não qualificados. No caso de ESC, a vantagem de um filho de pais com doze ou mais anos de estudo, em relação a um filho de pais com um a quatro anos de escolaridade, era de 8,5 vezes. E, no caso de REN, filhos do quintil de renda mais alto tinham probabilidade 16,5 vezes maior, que filhos do quintil mais baixo. Ou seja, não importa a medida indicadora de origem social, a desvantagem das camadas mais baixas é gigantesca.

Felizmente, como também pode ser observado na Figura 3, independente da medida utilizada, observamos clara e forte redução dessa desvantagem no período analisado. No caso das CATs, essa tendência se inicia em meados da década de 1990 e vai até 2015 (RRA de 3,7); no caso de ESC, a dinâmica é semelhante até 2014 (RRA de 3,7), sendo que a partir daí a tendência é de aumento das desigualdades; e, no caso de REN, uma tendência mais constante de queda só se inicia a partir de 2005, sendo sustentada até 2011 (RRA de 5,0), quando uma leve tendência de alta se apresenta até aproximadamente 2020.

Variações desse tipo são esperadas, já que estamos comparando indicadores distintos de origem social, que incluem e excluem diferentes fatias da população. De um modo geral, no entanto, o resultado que se apresenta é de forte redução da desigualdade de acesso ao ensino superior entre meados da década de 1990 e meados da segunda década do século XXI; a partir daí, a tendência é de estabilidade e/ou aumento das desigualdades.

As desigualdades expressas na Figura 3 podem ser tomadas como o acúmulo de vantagens e desvantagens presentes em todas as transições educacionais até o ingresso no ensino superior, incluindo esta última. Mas interessa também analisar especificamente as barreiras que separaram o ensino médio do ensino superior, ou seja, as desigualdades presentes nessa transição em especial, sem incluir as transições pregressas. Os dados da Tabela 3 e da Figura 4 trazem essas informações.

Tabela 3

Razões de chance (OR) dos modelos logit para o ingresso no ensino superior, condicional à conclusão do ensino médio (DEP3) – Brasil, 1992, 2002, 2012 e 2022

	1992	2002	2012	2022
CAT do chefe do domicílio onde o entrevistado reside				
Grandes empregadores	7,108**	14,440**	5,587**	11,778**
Profissionais de nível superior	14,709**	27,248**	9,397**	7,723**
Pequenos empregadores	3,256**	10,217**	4,111**	4,634**
Ocupações médias	2,885**	4,844**	3,040**	3,795**
Trabalhadores do terciário especializado	1,958**	3,377**	1,892**	2,213**
Trabalhadores do secundário	1,517	2,005**	1,155	1,694**
Trabalhadores agrícolas	1,136	1,154	0,754	1,080
Sexo				
Mulheres	1,104	1,288**	1,689**	1,818**
Cor ou raça				
Negros	0,416**	0,429**	0,490**	0,575**
Idade, em anos				
	1,112**	1,168**	1,138**	1,276**
Região geográfica				
Nordeste	0,831	0,870	0,886	0,897
Sudeste	1,209	1,013	0,785	0,928
Sul	1,242	1,206	1,051	1,030
Centro-Oeste	^a	1,387	1,245	1,567**
Localização geográfica				
Rural	0,514**	0,618**	0,470**	0,654**
Intercepto				
	0,033**	0,006**	0,032**	0,002**
N.	3.006	8.641	9.436	10.750
AIC	1.678.988	4.678.577	6.715.657	7.951.224
BIC	344	1.317	1.182	1.002
χ^2	14	15	15	15
GL	0	0	0	0
p-value	0	0	0	0
Log pseudolikelihood	-839.434	-2.339.216	-3.357.755	-3.975.538
Pseudo R ²	0,301	0,272	0,202	0,186

Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

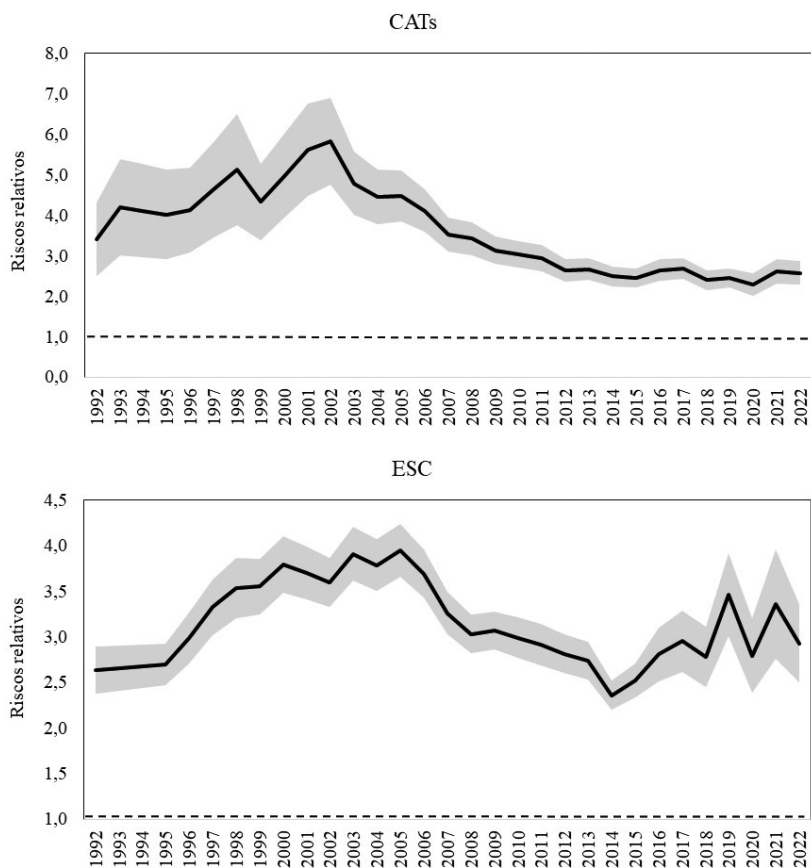
Nota¹: (**) p<0,01; (*) p<0,05

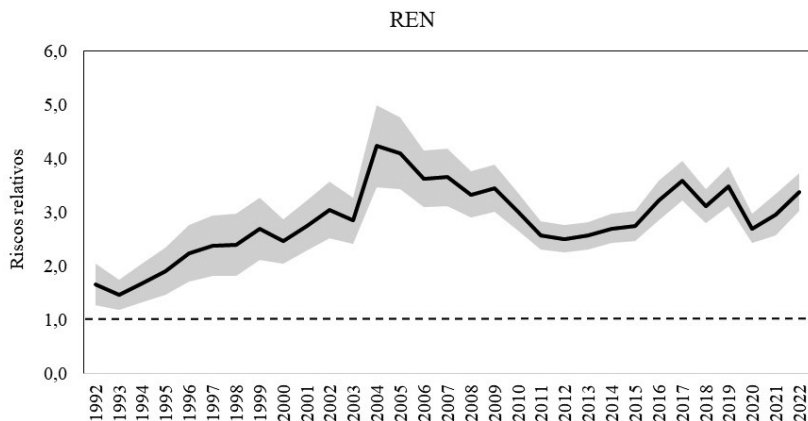
Nota²: (^a) omitido em função da ocorrência de colinearidade

É evidente, quando olhamos a Tabela 3, o quanto as OR relativas à origem social são menores do que aquelas presentes na tabela anterior (Tabela 2). Tal resultado é esperado, dado que agora estamos analisando não o acúmulo de desvantagens, mas somente as desigualdades em uma transição específica. Ainda assim, os parâmetros indicam um nível bastante elevado de desigualdade de ingresso. Além disso, é importante notar, por meio das OR para as CATs, que essa desigualdade parece ter aumentado entre 1992 e 2002, para então se reduzir entre 2002 e 2012; a partir daí, entre 2012 e 2022, a tendência é de maior estabilidade, com alguns parâmetros variando em direções distintas.

Figura 4

Riscos relativos ajustados (RRA) de ingresso no ensino superior (DEP3), condicional à conclusão do ensino médio, por classe de origem (CATs), escolaridade (ESC) e renda (REN) – Brasil, 1992-2022





Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

Nota: intervalo de confiança de 95%.

A série histórica dos RRA, na Figura 4, torna mais fácil a tarefa de interpretar tais tendências. Seja para as CATs, para ESC ou para REN, o padrão é semelhante: observamos um primeiro momento de aumento da desigualdade; um segundo momento de queda acentuada da mesma; e um terceiro momento de estabilização (no caso das CATs) ou novo aumento da barreira de ingresso no ensino superior (no caso de ESC ou REN). É importante notar, também, por meio da Figura A2, que mesmo analisando outras categorias sócio-ocupacionais essa leitura geral seria a mesma. As diferenças que aparecem, como vemos na Figura 4, dizem respeito à intensidade dos movimentos e, acima de tudo, aos períodos em que aqueles três momentos se iniciam e se encerram.

No caso das CATs, no início da série, em 1992, filhos de profissionais do ensino superior tinham probabilidade 3,4 vezes maior de entrarem na universidade (condicional a ter completado o ensino médio – DEP3) que filhos de trabalhadores manuais não qualificados. Esses RRA crescem e atingem um pico de 4,5 no ano de 2005, e a partir daí entram em declínio, chegando a 2,4 em 2015. Entre os anos de 2015 e 2022, então, a tendência é de pequenas variações anuais, com um leve saldo de elevação no final do período, quando os RRA chegam a 2,6.

Em relação aos modelos que usam ESC, o pico da série também se dá em 2005, quando os RRA chegam a 3,9. Há então uma queda significativa dos RRA até 2014, quando chegam a 2,4, e então um novo ciclo de alta, atingindo a cifra de 2,9 ao final da série. Para REN o ápice da série é no

ano de 2004, quando os RRA atingem o valor de 4,2, seguido então de uma queda até 2012, ano em que os RRA chegam a 2,5. Já na década final, entre 2012 e 2022, a tendência é de alta, fazendo os RRA atingirem a cifra de 3,4.

Em termos de saldo final do período inteiro, comparando somente os anos de 1992 e 2022, a única diferença estatisticamente significativa é para o caso de REN, onde há um aumento da desigualdade. Ou seja, após três décadas de um período de forte expansão do ensino superior no Brasil, o saldo final é, na perspectiva mais otimista, de manutenção do nível de desigualdades. Mas, como vimos, a comparação simplista entre o início e o final da série histórica esconde três momentos com dinâmicas muito distintas, que poderiam ser resumidos da seguinte forma: 1. aumento substantivo das desigualdades entre 1992 e 2004/2005; redução contínua e significativa das desigualdades até aproximadamente 2012-2015, dependendo da medida utilizada; 3. aumento das desigualdades até 2022, com intensidade variada – dependendo do indicador de origem social utilizado.

Tabela 4

Razões de chance (OR) dos modelos logit para estar matriculado em uma instituição pública, condicional a ter ingressado no ensino superior (DEP4) – Brasil, 2002, 2012 e 2022

	2002	2012	2022
CAT do chefe do domicílio onde o entrevistado reside			
Grandes empregadores	0,928	1,137	0,706
Profissionais de nível superior	1,308	1,674**	0,966
Pequenos empregadores	0,951	1,075	0,790
Ocupações médias	1,088	1,002	0,944
Trabalhadores do terciário especializado	0,893	0,934	0,857
Trabalhadores do secundário	1,382	1,126	0,890
Trabalhadores agrícolas	1,824	1,594	0,882
Sexo			
Mulheres	0,835	0,884	0,822*
Cor ou raça			
Negros	1,375**	0,954	1,291*
Idade, em anos			
	0,988	0,957	1,015
Região geográfica			
Nordeste	3,052	2,029*	1,171
Sudeste	0,767	0,668	0,679**

Tabela 4

Razões de chance (OR) dos modelos logit para estar matriculado em uma instituição pública, condicional a ter ingressado no ensino superior (DEP4) – Brasil, 2002, 2012 e 2022 (cont.)

	2002	2012	2022
Sul	0,879	0,818	0,586**
Centro-Oeste	1,299	0,979	0,530**
Localização geográfica			
Rural	0,707	0,693	1,269
Intercepto			
	0,388	1,004	0,542
N.	3.003	3.410	3.943
AIC	1.501.320	2.270.864	3.057.370
BIC	1.501.416	2.270.962	3.057.470
χ^2	195	144	81
GL	15	15	15
p-value	0	0	0
Log pseudolikelihood	-750.644	-1.135.416	-1.528.669
Pseudo R ²	0,057	0,039	0,022

Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

Nota¹: (**) p<0,01; (*) p<0,05

Nota²: (°) omitido em função da ocorrência de colinearidade

As desigualdades, conforme discutimos nas seções anteriores, não se encerram após a barreira de entrada no ensino superior. Mesmo entre estudantes do mesmo nível vertical de ensino há desigualdades que se estruturam de modo horizontal. No Brasil, como vimos, a principal divisão horizontal em nosso ensino superior é a distinção entre instituições públicas – federais e estaduais – e privadas. Com exceção das universidades confessionais, além de algumas privadas mais específicas, em geral as instituições de ensino superior públicas contam com maior prestígio e qualidade. Enquanto a barreira de ingresso no setor público se dá via exames classificatórios de seleção, como o Enem, no setor privado essa barreira se dá principalmente pelo valor das mensalidades.

A Tabela 4 traz as OR para os modelos de ingresso em instituições públicas em vez de privadas (DEP4), para 2002, 2012 e 2022. O que mais chama atenção nesses resultados é que quase todos os parâmetros são estatisticamente não significativos, incluindo aqueles que indicam a origem social dos estudantes. Logo, as mesmas variáveis que tanta influência

exercem sobre as chances de ingressar no ensino superior, em geral não apresentam efeito significativo sobre a rede de ensino acessada pelos estudantes que conseguem ingressar.

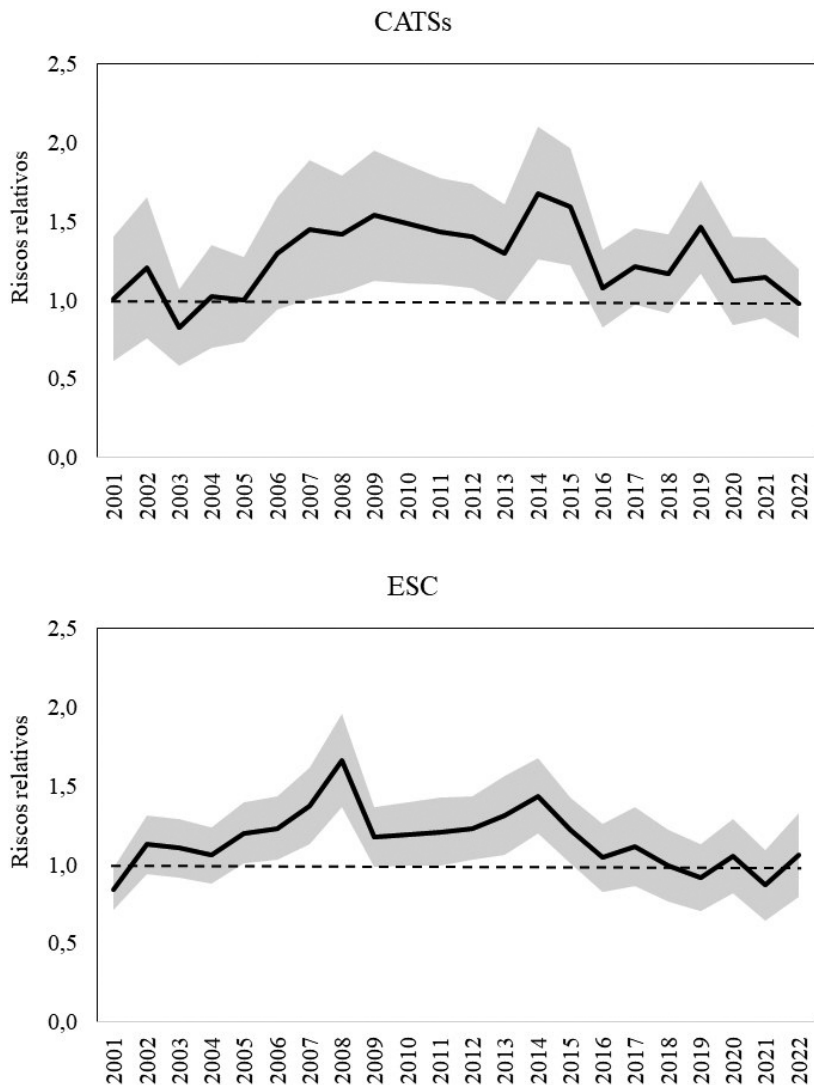
De todo modo, nos atemos aqui especificamente aos parâmetros referentes à origem social, a comparação dos três períodos permite observar, primeiro, um movimento de aumento das OR entre 2002 e 2012 – no caso dos profissionais de nível superior, as OR chegam a ser significativas em 2012 – e, segundo, de queda das OR entre 2012 e 2022. O exame da série histórica dos RRA, na Figura 5, permite analisar essas possíveis tendências com maior cuidado.

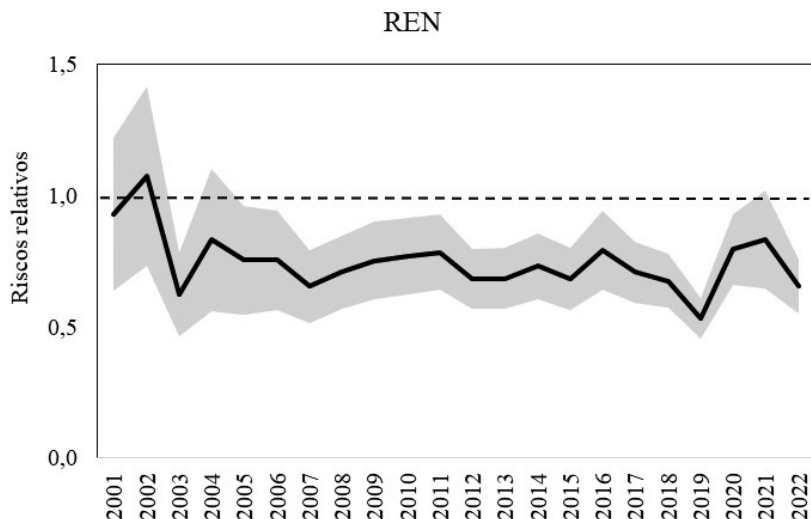
Os três gráficos da Figura 5 mostram que, seja para as CATs, para ESC ou para REN, as variações observadas no período ficam, em geral, dentro dos intervalos de confiança (área sombreada). Portanto, não é possível afirmar, com grau adequado de certeza, que essas variações de fato ocorreram no período analisado. De todo modo, algumas evidências interessantes podem sim ser observadas.

Primeiro, que tanto para as CATs quanto para ESC, na maior parte da série histórica os RRA estão significativamente acima do valor um, indicando que os filhos dos estratos mais altos apresentam maior probabilidade que os de estratos mais baixos de se dirigirem às instituições públicas. O mesmo, no entanto, não é verdade para os quintis de renda (REN), já que no gráfico inferior a linha se mantém significativamente abaixo de um na maior parte da série. Tal resultado é consistente com os dados apresentados por Senkevics (Senkevics et al., 2022) e indicam que, enquanto a barreira de entrada nas instituições públicas, mais seletivas em termos de desempenho, depende majoritariamente do capital cultural dos pais – o que, por sua vez, tem forte impacto no rendimento acadêmico dos estudantes –, o ingresso nas instituições privadas é mais sensível ao capital econômico da família de origem.

Figura 5

Riscos relativos ajustados (RRA) de matrícula em instituição pública (DEP4), condicional ao ingresso no ensino superior, por classe de origem (CATs), escolaridade (ESC) e renda (REN) – Brasil, 2001-2022





Fonte: PNAD 1992-2015 e PNADc 2016-2022 (IBGE). Tabulação própria.

Nota: intervalo de confiança de 95%.

Segundo, tanto para as CATs quanto para ESC, a tendência temporal observada se aproxima de uma parábola com concavidade voltada para baixo – ainda que tal movimento não seja estatisticamente significativo. Desse modo, primeiro temos uma tendência de aumento dos RRA, de 2003/2004 até aproximadamente 2014, para então uma tendência de queda dos RRA, com muitas variações anuais. Com efeito, é como se a vantagem dos estratos superiores no ingresso às instituições públicas tivesse primeiro aumentado – até aproximadamente 2014 – e, então, diminuído. Nos três gráficos, entretanto, não há variações significativas quando comparamos o início (2001) e o final (2022) da série histórica.

Resta evidente, portanto, que a principal barreira ainda é o acesso ao ensino superior, e que as distinções horizontais – ao menos em termo de rede acessada – permanecem em segundo plano. É importante frisar, no entanto, que outras barreiras horizontais, como diferentes cursos superiores, graus acadêmicos, turnos e modalidades (presencial ou à distância) ou os diferenciais de prestígio das instituições, não foram consideradas, e podem sim apresentar associação significativa com a origem social dos estudantes (Carvalhoes, Ribeiro, 2019).

Conclusões

Nos últimos trinta anos o Brasil passou pelo chamado segundo ciclo de expansão do ensino superior, tendo apresentado aumento de 514% no número de matrículas. Em diálogo com a bibliografia nacional e internacional sobre o tema das DOE, a pergunta mais ampla que visamos responder foi se tamanha expansão teria sido capaz de reduzir as barreiras sociais no acesso àquele nível de ensino. Os resultados encontrados, alcançados por meio de análises multivariadas com dados da PNAD e da PNADc do IBGE, podem ser sistematizados nos quatro pontos listados e comentados nos parágrafos seguintes.

Primeiro, é preciso deixar muito claro que a caminhada até o ensino superior hoje é bem mais democrática que há três décadas (Figura 3). Um exemplo hipotético torna esse fato mais evidente. Imaginemos dois jovens com origens sociais distintas, o primeiro filho de profissionais do ensino superior, e o segundo de trabalhadores manuais não qualificados. Se ambos tivessem chegado à faixa etária de 18 a 24 anos em 1992, o segundo jovem teria probabilidade 20,8 vezes maior que o primeiro de ter ingressado no ensino superior. Caso tivessem chegado à mesma faixa etária em 2022, a probabilidade seria *somente* 3,5 vezes maior.

Segundo, que tamanha queda na desigualdade de acesso ao ensino superior se deu, em grande medida, em função da redução na força das barreiras às transições anteriores no sistema de ensino, até a conclusão do nível médio. Hoje as probabilidades daqueles dois jovens hipotéticos estarem aptos a (tentar) ingressar no ensino superior são muito mais próximas do que seriam em 1992 (Figura 2). E isso se deve, substancialmente, à enorme expansão do ensino básico ocorrida ao longo das últimas décadas, beneficiando também os estratos inferiores – conforme esperado pela teoria da MMI. Tais resultados corroboram H1.

O terceiro e principal ponto que destacamos, por sua vez, diz respeito especificamente à barreira de ingresso no ensino superior entre aqueles que haviam completado o ensino médio. Aqui o quadro é bem mais complexo. Conforme elaboramos em H2, os resultados indicam que o movimento ao longo das últimas três décadas está longe de ser homogêneo: houve elevação das barreiras de acesso entre 1992-2004, queda entre 2005-2014 e estabilização com leve tendência de aumento entre 2015-2022. Ou seja, ao longo das três últimas décadas alternamos momentos de EEI, EDI e MMI (Alon, 2009).

Em consonância com a literatura sobre DOE (Shavit et al., 2007; Breen et al., 2010), tais resultados deixam claro que a expansão em si do ensino superior esteve longe de garantir a democratização do acesso ao mesmo. Foi somente em um contexto muito específico, entre meados da primeira e meados da segunda décadas deste século, que as barreiras de acesso ao ensino superior – entre aqueles que haviam concluído o ensino médio – foram reduzidas. Tal contexto pode ser caracterizado por três fatores que julgamos fundamentais: 1. expansão do ensino superior proporcionalmente maior que a elevação do número de concluintes do ensino médio; 2. fortalecimento das políticas voltadas à democratização do acesso ao ensino superior; 3. redução das desigualdades entre os estratos sociais. Infelizmente, os dados não nos permitem testar quais desses fatores teriam sido mais ou menos importantes nesse processo.

Com o arrefecimento dos três fatores acima mencionados, desde aproximadamente 2015 o processo de redução das barreiras sociais na transição entre o ensino médio e o ensino superior foi interrompido. E, segundo algumas medidas adotadas neste trabalho, é possível até mesmo que estejamos presenciando leve aumento daquelas barreiras ao longo dos últimos anos. Esse certamente é o resultado mais relevante, porém menos animador, trazido por este estudo.

E, finalmente, as evidências levantadas mostraram que o principal entrave à democratização do ensino superior no Brasil ainda é vertical.²² Em boa parte do período analisado não é possível afirmar que haja relação entre origem social e rede de ensino frequentada entre aqueles que conseguiram vencer a barreira de acesso ao ensino superior. Apesar disso, os resultados trazem evidências favoráveis à nossa terceira hipótese (H3), com as barreiras para o ingresso nas instituições públicas apresentando tendência de aumento entre 2004 e 2014, e de redução a partir daí.

Além disso, vimos que o efeito da origem social sobre a rede de ensino frequentada é distinto se mensuramos o nível socioeconômico da família de origem por escolaridade ou renda: famílias com mais escolaridade tendem a aumentar chances de ingresso nas instituições públicas; famílias com maiores rendimentos, por sua vez, tendem a aumentar chances de ingresso em instituições privadas. O resultado vai ao encontro de análises publicadas recentemente, que mostram que o regime de ingresso em universidades públicas e privadas é diverso. Nas primeiras impera a

seleção via desempenho – este, como se sabe, fortemente afetado pela escolaridade dos pais –, enquanto nas demais há maior peso do poder aquisitivo das famílias no processo seletivo (Senkevics et al., 2022).

Em resumo, os resultados aqui apresentados contribuem e complementam inúmeros estudos que já vinham analisando as barreiras sociais de ingresso ao ensino superior ao longo das últimas décadas no Brasil (Salata, 2018a; Picanço, 2015; Mont`Alvão, 2014; Brito, 2017; Collares, 2010). Nossa principal contribuição é ter reunido dados da PNAD antiga com a PNADc, permitindo assim a análise comparada do que ocorrera a partir de 2015, justamente quando o cenário político e econômico do país sofre importantes mudanças, com efeitos palpáveis sobre as políticas educacionais. E, como nossos resultados tornam evidente, esse novo cenário foi significativamente desfavorável à democratização do acesso ao ensino superior entre aqueles que conseguiram completar o ensino médio.

(Recebido para publicação em 20 de novembro de 2023)

(Aprovado para publicação 10 de maio de 2024)

Notas

1. Pesquisa realizada anualmente pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).
2. Importante mencionar que 81,7% desse crescimento de matrículas no período se deu no âmbito das instituições privadas de ensino superior.
3. Cabe apontar que, desde 2015, é o ensino à distância que vem garantindo o crescimento do número de matrículas na graduação de ensino superior. Entre 2015 e 2022, o saldo de matrículas na modalidade presencial é de menos 1,5 milhões.
4. Todos os dados provenientes do Censo da Educação Superior (INEP).
5. Fatores como as eleições de 1982 e a criação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (Fundef), em 1996, também devem ser mencionados. Para maiores detalhes, consultar Ribeiro (2011).
6. O Programa Universidade para todos (Prouni), utiliza as vagas ociosas do setor privado para expandir o acesso de camadas populares através de bolsas de estudo. A concessão de bolsas é feita em três modalidades: bolsa integral, com o pagamento completo das parcelas do curso superior, para alunos com renda per capita de até um salário-mínimo e meio; bolsa parcial de 50% e bolsa parcial de 25% para alunos com renda de até três salários-mínimos.
7. O Fundo de Financiamento ao Estudante de Ensino Superior (Fies), visa financiar a graduação de estudantes matriculados em universidades não gratuitas. O valor financiado é pago ao final do curso, com condições facilitadas e parcelas mais acessíveis.

8. Adotado por algumas universidades a partir do início da década de 2000, o sistema de cotas ganha impulso em 2012, com a lei n. 12.711, a partir da qual as universidades federais foram obrigadas, no prazo de quatro anos, a garantir metade das matrículas a estudantes oriundos do ensino médio público, mesclando também critérios de renda e raciais.
9. Incluindo aqueles que evadiram ou abandonaram, que concluíram, que ainda estavam estudando ou que ingressaram mas não concluíram nem mesmo o primeiro ano.
10. Para o período 2012-2019 utilizamos os dados agregados na 1ª visita; já para o período 2020-2022 fazemos uso dos dados agregados na 5ª visita. A mudança se justifica porque no período da pandemia de Covid-19 o IBGE deixou de divulgar os dados agregados na 1ª visita. De todo modo, não é esperado que haja diferenças significativas entre os dados da 1ª e da 5ª visita, dado que ambas constituem amostras representativas da mesma população em um mesmo período.
11. Com exceção dos anos de 1994, 2000 e 2010, quando não houve realização da PNAD.
12. Do ponto de vista geográfico, retiramos da análise os moradores de áreas rurais da região norte, que só foram incluídos na amostra da PNAD a partir de 2004.
13. A informação sobre a rede de ensino frequentada só foi incluída na PNAD no ano de 2001, e por essa razão os modelos que tratam de DEP4 se restringirão ao período 2001-2022.
14. 1. Grandes empregadores; 2. Profissionais de nível superior; 3. Pequenos empregadores; 4. Ocupações médias; 5. Trabalhadores do terciário especializado; 6. Trabalhadores do secundário; 7. Trabalhadores do terciário não-especializado (referência); 8. Trabalhadores agrícolas
15. 1. Sem escolaridade; 2. De 1 a 4 anos de estudo (referência); 3. De 5 a 8 anos de estudo; 4. De 9 a 11 anos de estudo; 5. 12 ou mais anos de estudo.
16. A classificação foi realizada a cada ano, separadamente. E o primeiro quintil (Q1) foi utilizado como categoria de referência nos modelos.
17. As *odds-ratio* nada mais são que o exponencial dos parâmetros estimados pelos modelos *logit*. Valores acima de 1 (um) representam uma contribuição para o aumento das chances de se atingir aquela condição, enquanto valores abaixo de 1 (um) indicam contribuição para redução das chances e se atingir a condição examinada no modelo.
18. O *risco-relativo* é calculado pela divisão entre as probabilidades estimadas (através do modelo estatístico) de que o grupo A e o grupo B atinjam determinada condição.
19. Para o cálculo dos RRA primeiro estimamos as probabilidades marginais (*over estimation sample*) através do comando *margins* e, depois, calculamos as razões por meio do comando *nlcom*. Alternativamente, também utilizamos o comando *adjrr*. Para mais informações sobre o procedimento, ver Norton et al., 2013.
20. Para as RRA entre outras categorias, ver a Figura A2.
21. Para os anos em que não houve coleta da PNAD, estimamos o RRA como ponto médio do período imediatamente anterior e posterior.
22. Nossa análise, no entanto, não considerou importantes distinções internas ao ensino superior, como grau de prestígio das instituições, turno, curso, modalidade etc., mas somente a divisão entre rede pública e privada. Portanto, é preciso cautela para não fazer inferências para além desta última dimensão.

Referências

- Alon, Sigal. (2009), "The Evolution of Class Inequality in Higher Education: Competition, Exclusion, and Adaptation". *American Sociological Review*, v. 74, pp. 731-755. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/0003122409074005>
- Barbosa, Rogério J.; Ferreira de Souza, Pedro H.; Soares, Serguei S. D. (2020), "Distribuição de Renda nos Anos 2010: uma década perdida para desigualdade e pobreza". *Texto Para Discussão IPEA*, v. 2610, pp. 1-45.
- Barros, Ricardo P.; Carvalho, Mirela; Franco, Samuel; Mendonça, Rosane. (2010), "Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil". *Texto para Discussão IPEA*, v. 1460, pp. 1-52.
- Breen, Richard; Luijckx, Ruud; Müller, Walter; Pollak, Reinhard. (2009), "Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries". *American Journal of Sociology*, v. 114, n. 5, pp. 1475-1521. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/595951>
- Breen, Richard; Luijckx, Ruud; Müller, Walter; Pollak, Reinhard. (2010). "Long-term Trends in Educational Inequality in Europe: Class Inequalities and Gender Differences." *European Sociological Review*, v. 26, n. 1, pp. 31-48. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/esr/jcp001>
- Brito, Murillo Marcshner Alves de. (2017), "Novas Tendências Ou Velhas Persistências? Modernização e expansão educacional no Brasil". *Cadernos de Pesquisa*, v. 47, n. 163, pp. 224-263. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/198053143789>
- Carvalhoes, Flavio; Ribeiro, Carlos Antônio. (2019), "Estratificação horizontal da educação superior no Brasil: Desigualdades de classe, gênero e raça em um contexto de expansão educacional." *Tempo Social*, v. 31, n. 1, pp. 195-233. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/0103-2070.ts.2019.135035>
- Collares, Ana Cristina Murta. (2010), *Educational inequalities and the expansion of postsecondary education in Brazil, from 1982-2006*. Tese de doutorado em Sociologia, University of Wisconsin-Madison, Wisconsin, Estados Unidos da América
- Cunha, Luiz Antônio Constant Rodrigues. (2007), "Ensino superior e universidade no Brasil", in Veiga, Cynthia Greive; Lopes, Eliana Marta Teixeira; Filho, Luciano Mendes de Faria (org.), *500 Anos de Educação no Brasil*. Belo Horizonte, Autêntica, pp. 151-204
- Durham, Eunice R. (2003), *O ensino superior no Brasil: público e privado*. Documento de trabalho, Universidade de São Paulo (USP), Núcleo de Pesquisas sobre Ensino Superior da Universidade de São Paulo, São Paulo. Disponível em: <https://sites.usp.br/nupps/wp-content/uploads/sites/762/2020/12/dt0303.pdf>
- Goldthorpe, Harry John. (1996), "Class Analysis and the Reorientation of Class Theory: The Case of Persisting Differentials in Educational Attainment". *The British Journal of Sociology*, v. 47, n. 3, pp. 481-505. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/591365>
- INEP. (2022), *Censo da Educação Superior 2021*. Brasília, Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira.
- INEP. (2023), *Censo da Educação Superior 2022*. Brasília, Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira.
- Jackson, Michelle. (2013), "How is inequality of educational opportunity generated? The case of primary and secondary effects". In Jackson, Michelle (org.), *Determined to Succeed? Performance versus choice in educational attainment*. Stanford, Stanford University Press, pp. 1-33.

- Kerr, Clark; Dunlop, John T.; Harbison, Frederick; Myers, Charles A. (1964), *Industrialism and Industrial Man*. Nova York, Oxford University Press (Galaxy).
- Lareau, Annette. (2003), *Unequal Childhoods: class, race and family life*. Los Angeles, University of California Press.
- Lucas, Samuel. (2001), "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects". *American Journal of Sociology*, v. 106, n. 6, pp. 1642-1690. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/321300>
- Mancebo, Deise. (2017), "Crise político-econômica no Brasil: breve análise da educação superior". *Educação & Sociedade*, v. 38, n. 141, pp. 875-892. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/ES0101-73302017176927>
- Mare, Robert D. (1981), "Change and stability in educational stratification". *American Sociological Review*, v. 46 n. 1, pp. 72-87. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2095027>
- Mare, Robert D. (2011), "Introduction to symposium on unmeasured heterogeneity". *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 29, n. 3, pp. 239-245. Disponível em: [10.1016/j.rssm.2011.05.004](https://doi.org/10.1016/j.rssm.2011.05.004)
- Martins, Carlos Benedito. (2009), "A Reforma Universitária de 1968 e a abertura para o ensino superior privado no Brasil". *Educação e Sociedade*, v. 30, n. 106, pp. 15-35. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0101-73302009000100002>
- Mont` Alvão, Arnaldo Lopo. (2014), "Tendências das Desigualdades de Acesso ao Ensino Superior no Brasil: 1982-2010". *Educação & Sociedade*, v. 35, n. 127, pp. 417-441. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0101-73302014000200005>
- Mood, Carina. (2010), "Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it". *European Sociological Review*, v. 26, n. 1, pp. 67-82. Disponível em: [10.1093/esr/jcp006](https://doi.org/10.1093/esr/jcp006)
- Neves, Clarissa E.; Martins, Carlos B. (2016), "Ensino Superior no Brasil: uma visão abrangente". in Dwyer, Tom; Zen Eduardo; Weller, Wivian; Shuguang, jlu; Kaiyuan, Guo (orgs.), *Jovens universitários em um mundo em transformação: uma pesquisa sino-brasileira*. Brasília, IPEA, pp. 95-124. Disponível em: https://portalantigo.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/livros/livros/160715_livro_jovens_universitarios.pdf
- Norton, Edward C., Morgen M. Miller, and Lawrence C. Kleinman. (2013), "Computing adjusted risk ratios and risk differences in Stata." *The Stata Journal*, v. 13, n. 3, pp. 492-509. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/1536867X13013003>
- Picanço, Felícia. (2015), "Juventude por cor e renda no acesso ao ensino superior: somando desvantagens, multiplicando desigualdades?". *Revista Brasileira de Ciências Sociais (RBCS)*, v. 30, n. 88, pp. 145-181. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.17666/3088145-179/2015>
- Powers, Daniel; Xie, Yu. (2008), *Statistical methods for categorical data analysis*. Bingley (UK), Emerald Group Publishing.
- Prates, Antonio Augusto Pereira; Collares, Cristina Murta. (2014), *Desigualdade e expansão do ensino superior na sociedade contemporânea*. Belo Horizonte, Fino Traço.
- Raftery, Adrian; Hout, Michael. (1993), "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75". *Sociology of Education*, v. 66, n. 1, pp. 41-62. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2112784>

- Ribeiro, Carlos Antônio Costa. (2011), “Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais”. *Dados*, v. 54, n. 1, pp. 41-87. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0011-52582011000100002>
- Ribeiro, Luiz Cesar de Queiroz; Ribeiro, Marcelo Gomes. (2013), *Análise Social do Território: metodologia para o estudo da estrutura urbana brasileira*. Rio de Janeiro, LetraCapital.
- Salata, Andre. (2016), “Inequalities and the Brazilian new democracy: income distribution between classes in recent decades”. *Sociologia & Antropologia*, v. 6, n. 1, pp. 181-208. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/2238-38752016v6i18>
- Salata, Andre. (2018a), “Ensino Superior no Brasil das Últimas Décadas: redução nas desigualdades de acesso?”. *Tempo Social*, v. 30, n. 2, pp. 219-253. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/0103-2070.ts.2018.125482>
- Salata, A. (2018b), Distribuição de renda no Brasil entre 2002 e 2013: Redução das desigualdades entre classes? *Latin American Research Review*, 53(1), pp. 76-95. Disponível em: <https://doi.org/10.25222/larr.252>
- Salata, Andre; Ribeiro, Marcelo Gomes. (2022), Boletim Desigualdade nas Metrôpoles. v. 9, pp. 1-41.
- Senkevics, Adriano. (2021), “A expansão recente do ensino superior”. *Cadernos de Estudos e Pesquisas em Políticas Educacionais*, v. 3, n. 4, pp. 199-246. Disponível em: <https://doi.org/10.24109/27635139.ceppe.v3i4.4892>
- Senkevics, Adriano; Carvalhaes, Flavio; Ribeiro, Carlos Antônio. (2022), “Mérito ou Berço? Origem social e desempenho no acesso ao ensino superior”. *Cadernos de Pesquisa*, v. 52, pp. 1-25. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/198053149528>
- Shavit, Yossi; Blossfeld, Hans-Peter. (1993), *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Westview Press.
- Shavit, Yossi; Arum, Richard; Gamoran, Adam. (2007), *Stratification in Higher Education: a comparative analysis*. Stanford, Stanford University Press.
- Treiman, Donald J. (1970), “Industrialization and Social Stratification”. *Sociological Inquiry*, v. 40, n. 2, pp. 207-234. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.1970.tb01009.x>
- Zhou, Xiang. (1981), “Equalization or selection? Reassessing the “meritocratic power” of a college degree in intergenerational income mobility”. *American Sociological Review*, v. 84, n. 3, pp. 459-485. Disponível em: <https://doi.org/10.1177/0003122419844992>