

2016

**DESIGUALDADE DE ACESSO
À EDUCAÇÃO SUPERIOR
NO BRASIL E O PLANO
NACIONAL DE EDUCAÇÃO**

Luiz Carlos Zalaf Caseiro

**PNE
EM MOVIMENTO**

3



INEP

Ministério da
Educação

ISSN 2448-4288
ISSN 2448-4296
Online

Presidência da República Federativa do Brasil

Ministério da Educação | **MEC**

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas
Educaçionais Anísio Teixeira | **Inep**

Diretoria de Estudos Educacionais | **Dired**

PNE EM MOVIMENTO 3

DESIGUALDADES DE ACESSO À EDUCAÇÃO SUPERIOR NO BRASIL E O PLANO NACIONAL DE EDUCAÇÃO

Luiz Carlos Zalaf Caseiro



COMITÊ EDITORIAL

Alexandre José de Souza Peres (Inep)

Ana Cristina Murta Collares (UnB)

Eloisa Maia Vidal (UECE)

PNE EM MOVIMENTO 3

DESIGUALDADES DE ACESSO À EDUCAÇÃO SUPERIOR NO BRASIL E O PLANO NACIONAL DE EDUCAÇÃO

Luiz Carlos Zalaf Caseiro*

* Mestre e doutorando em Sociologia pela Universidade de São Paulo (USP). Pesquisador-Tecnologista em Informações e Avaliações Educacionais do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep).

Brasília-DF
Inep/MEC
2016





Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep)
É permitida a reprodução total ou parcial desta publicação, desde que citada a fonte.

ASSESSORIA TÉCNICA DE EDITORAÇÃO E PUBLICAÇÕES

Clara Etiene Lima de Souza clara.souza@inep.gov.br

Roshni Mariana de Mateus roshni.mateus@inep.gov.br

EDITORIA EXECUTIVA

Elenita Gonçalves Rodrigues elenita.rodrigues@inep.gov.br

REVISÃO

Elaine de Almeida Cabral

NORMALIZAÇÃO

Clarice Rodrigues da Costa

PROJETO GRÁFICO/CAPA

Raphael Caron Freitas

DIAGRAMAÇÃO E ARTE-FINAL

José Miguel dos Santos

CATALOGAÇÃO

Clarice Rodrigues da Costa

TIRAGEM

1.000 exemplares

EDITORIA

Inep/MEC – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira

Setor de Indústrias Gráficas – Quadra 04 – Lote 327, Térreo, Ala B

CEP 70610-440 – Brasília-DF – Brasil

Fones: (61) 2022-3070

editoracao@inep.gov.br

DISTRIBUIÇÃO

Inep/MEC – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira

Setor de Indústrias Gráficas – Quadra 04 – Lote 327, Térreo, Ala B

CEP 70610-440 – Brasília-DF – Brasil

Fones: (61) 2022-3062

publicacoes@inep.gov.br - <http://www.publicacoes.inep.gov.br>

A exatidão das informações e os conceitos e opiniões emitidos
são de responsabilidade dos autores.

ESTA PUBLICAÇÃO NÃO PODE SER VENDIDA. DISTRIBUIÇÃO GRATUITA.
PUBLICADA EM 2016.

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

Caseiro, Luiz Carlos Zalaf.

Desigualdade de acesso à educação superior no Brasil e o Plano Nacional de Educação /
Luiz Carlos Zalaf Caseiro. — Brasília : Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais
Anísio Teixeira, 2016.

36 p. -- (PNE em Movimento, ISSN 2448-4288 ; 3)

1. Educação Brasileira. 2. Políticas Públicas. 3. Plano Nacional de Educação. 4.
Desigualdades Socioeducacionais I. Título.

CDU 37.014.5

SUMÁRIO



| | |
|---|----|
| Resumo..... | 7 |
| Introdução | 9 |
| 1 A recente expansão da educação superior..... | 10 |
| 2 Estratificação educacional e transições escolares | 13 |
| 3 Metodologia | 17 |
| 3.1 Dados | 17 |
| 3.2 Procedimentos | 18 |
| 4 Resultados | 21 |
| 4.1 Estatísticas descritivas | 21 |
| 4.2 Resultados do modelo..... | 22 |
| Considerações finais..... | 27 |
| Referências bibliográficas..... | 31 |
| Instruções aos colaboradores da série PNE em Movimento..... | 35 |



RESUMO

O Plano Nacional de Educação (PNE), em sua estratégia 12.9, determina a ampliação da participação proporcional de grupos historicamente desfavorecidos na educação superior brasileira. Com o objetivo de contribuir para a avaliação dessa estratégia, este artigo compara as chances de acesso à educação superior brasileira para indivíduos de diferentes grupos socioeconômicos em 2004 e 2014. Para isso, são utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad). Por meio de modelos de regressão logística, testa-se a hipótese sociológica da desigualdade maximamente mantida. De acordo com essa hipótese, espera-se que, em países nos quais o acesso à graduação não se encontra próximo à universalização para os estratos sociais mais privilegiados, como é o caso do Brasil, a expansão das matrículas leve a um aumento na desigualdade das chances de acesso a esse nível de ensino. Isso ocorreria pois os grupos sociais mais privilegiados são capazes de aproveitar melhor novas oportunidades que surgem com a ampliação do acesso. Os resultados obtidos neste artigo refutam essa hipótese para o período analisado, no Brasil. Nota-se, entre 2004 e 2014, a redução das desigualdades socioeconômicas nas chances de acesso à educação superior no Brasil, indicando uma ruptura da trajetória crescente dessa desigualdade que se apresentava desde a década de 1960, observada por diversos estudos. Por fim, propõe-se que esta metodologia seja estendida para a avaliação de outras estratégias do PNE.

Palavras-chave: estratificação educacional; educação superior; desigualdades educacionais; avaliação de políticas educacionais; Plano Nacional de Educação.

ABSTRACT

Inequalities of access to higher education and the Brazilian Plan for Education

The Brazilian National Plan for Education targets the increase of proportional participation of historically disadvantaged groups in higher education (strategy 12.9). This article seeks to contribute with the evaluation of this strategy. For this purpose, it compares the odds of access to higher education in Brazil for individuals from different social groups in 2004 and 2014, using data from a National Household Survey. Through logistic regression models, it tests the maximum maintained inequality hypothesis. This hypothesis states that if the access to higher education is not near to universalization for individuals from the most privileged social strata, as it is the case of Brazil, the enrolment expansion will lead to an increase in inequalities of access in this educational level. This would occur because the most privileged social strata are able to take more advantage of new opportunities that arise with expansion. However, the results of this article refute this hypothesis for Brazil between 2004 and 2014. During this period, there was a reduction on the socioeconomic inequalities on the odds of access to higher education. This indicates an important rupture on the trend of growing inequalities on access to higher education that takes place in Brazil since 1960s, as observed by several studies. To conclude, it is expected that the methodology presented in this study may be extended to evaluate other strategies of the Brazilian Plan for Education.

Keywords: educational stratification; higher education; educational inequalities; educational policies; Brazilian National Plan for Education.

INTRODUÇÃO

O Plano Nacional de Educação (PNE) estabelece vinte metas e 254 estratégias que devem orientar a política educacional brasileira, em todos os níveis e modalidades de ensino, até 2024 (Lei nº 13.005/2014). No que tange à educação superior, um dos objetivos é a expansão do acesso para, pelo menos, 33% da população de 18 a 24 anos (meta 12). O cumprimento integral dessa meta pressupõe ainda a observância a diversas estratégias a ela associadas, o que inclui, entre outras (Brasil, 2014): “ampliar a participação proporcional de grupos historicamente desfavorecidos na educação superior, inclusive mediante a adoção de políticas afirmativas, na forma da lei.” (estratégia 12.9).

O objetivo deste artigo é investigar se a expansão do acesso à graduação pela população de 18 a 24 anos de idade, entre 2004 e 2014, deu-se de forma concomitante à ampliação da participação proporcional de grupos historicamente desfavorecidos nesse nível de ensino. Ou seja, busca-se averiguar em que medida a estratégia 12.9 do PNE já vinha sendo, ao menos parcialmente, cumprida ao longo do último decênio. A questão central desta pesquisa é: a expansão da educação superior, entre 2004 e 2014, ocorreu de forma a contribuir prioritariamente para o acesso de grupos sociais historicamente desfavorecidos ou beneficiou mais o acesso de segmentos sociais já anteriormente privilegiados?

Para alcançar esse objetivo, são utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) e lança-se mão de um modelo de regressão logística que estima

as chances de acesso à graduação para indivíduos de diferentes grupos étnico-raciais, habitantes das grandes regiões do Brasil, de áreas rurais e urbanas, de homens e mulheres e jovens com diferentes estruturas familiares e rendas domiciliares *per capita*. Espera-se que a metodologia utilizada neste artigo possa ser replicada ao longo dos próximos anos para avaliar a redução das desigualdades educacionais em diferentes níveis de ensino, nos termos do PNE.

Este artigo organiza-se em cinco seções, além desta introdução. Na seção 1, é realizada uma contextualização de recentes políticas para expansão da oferta e para redução das desigualdades no acesso aos cursos de graduação no Brasil. Na sequência, segue uma breve revisão da literatura sociológica sobre estratificação educacional que embasa a hipótese de trabalho. A terceira seção é destinada à exposição da metodologia da pesquisa. Na quarta seção, são apresentados e interpretados os resultados obtidos. Por fim, apresentam-se as considerações finais.

1 A RECENTE EXPANSÃO DA EDUCAÇÃO SUPERIOR

O número de matrículas nos cursos de graduação no Brasil ampliou-se consideravelmente no último decênio, partindo de 4,2 milhões em 2004 e alcançando 7,8 milhões em 2014, de acordo com os dados do Censo da Educação Superior. O acesso da população brasileira de 18 a 24 anos à graduação, objeto de nosso estudo, também cresceu substantivamente no período, passando de 12,3% dessa população, em 2004, para 21,2%, em 2014, segundo os dados da Pnad.

Diversas políticas públicas estimularam a ampliação da graduação no Brasil tanto na rede pública quanto na rede privada. Muitas dessas políticas incluíram iniciativas que buscam reduzir as desigualdades no acesso e na permanência de estratos sociais menos privilegiados nesse nível de ensino. Os dados utilizados nesta pesquisa permitem apenas avaliar se houve ou não uma redução em algumas desigualdades socioeconômicas para o ingresso nos cursos de graduação, mas não permitem avaliar qual foi o impacto das políticas públicas nesse processo. Não obstante, é relevante realizar uma breve caracterização do escopo e da magnitude dessas políticas para uma melhor compreensão do contexto sociopolítico no qual ocorreram as transformações analisadas.

No caso da expansão da rede privada de educação superior, destacam-se a ampliação do Fundo de Financiamento Estudantil (Fies) e a criação do Programa Universidade para

Todos (Prouni). O Fies, instituído em 1999 pelo governo federal, oferece financiamento público aos alunos de Instituições de Educação Superior (IES) privadas, com renda familiar de até 20 salários mínimos para o pagamento total ou parcial das mensalidades.¹ Os juros do financiamento do Fies são menores que as taxas de mercado, e os estudantes podem pagar a maior parte de seus débitos após a conclusão do curso. O programa expandiu enormemente sua cobertura entre 2004 e 2014: o total de estudantes beneficiados cresceu de 318,7 mil para 1,9 milhões, e os desembolsos anuais do programa passaram de R\$ 629 milhões para R\$ 12,2 bilhões.² Tendo em vista que a demanda pelo programa é maior que a oferta, o Ministério da Educação (MEC) estabeleceu, em 2009, critérios adicionais para seleção dos beneficiários, privilegiando estudantes com menor renda familiar, negros, indígenas, egressos de escolas públicas e aqueles que nunca cursaram anteriormente uma graduação (Brasil. MEC, 2009).

O apoio para o acesso e permanência de estudantes de baixa renda na educação superior aumentou em 2005 com a implementação do Prouni, que oferece bolsas de estudo integrais (para estudantes com renda familiar *per capita* de até 1,5 salário mínimo) ou parciais (até 3 salários mínimos) para estudantes de IES privadas. A concessão da bolsa do Prouni exige que o estudante beneficiado tenha cursado o ensino médio em escola pública. Exceções a essa última regra são estudantes oriundos de escolas privadas que possuíam bolsa integral, pessoas com deficiência e professores da rede pública inscritos em cursos relacionados ao exercício do magistério. O Prouni também busca estimular a redução das desigualdades no acesso à educação superior ao estabelecer a existência de cotas aos pretos, pardos e indígenas nas IES privadas que aderirem ao programa. O percentual de bolsas reservadas deve ser proporcional ao tamanho populacional desses grupos étnico-raciais na unidade da Federação (UF) da IES ofertante, de acordo com o último Censo Demográfico disponível (Brasil, 2005). No ano de 2014, foram beneficiados 306,7 mil alunos com bolsas do Prouni, sendo que pouco mais de dois terços deles receberam bolsas integrais para o pagamento de mensalidades. Segundo dados do MEC, em 2014, a população negra respondia por metade dos contratos do Fies (50,1%) e do Prouni (52,1%).³

Várias políticas também procuraram ampliar o acesso aos cursos de graduação nas IES públicas no período. Em 2006, foi instituída a Universidade Aberta do Brasil (UAB), ofertando cursos na modalidade a distância nas IES públicas, com o propósito de “expandir

¹ O teto de renda para os beneficiários do Fies foi modificado em 2015 para 2,5 salários mínimos de renda familiar *per capita*, de acordo com o Decreto nº 8.498, de 10 de agosto de 2015.

² Dados dos relatórios de gestão do Fies, disponíveis em <http://sisfiesportal.mec.gov.br>.

³ Dados do Portal Brasil: Em 3 anos, 150 mil negros ingressaram em universidades por meio de cotas.

e interiorizar a oferta de cursos” e “reduzir as desigualdades de oferta de ensino superior entre as diferentes regiões do País.” (Brasil, 2006). Segundo dados apresentados por Basso e Prado (2013), o sistema UAB contava, em 2013, com a adesão de 103 IES públicas e mais de 270 mil matrículas, sendo 52,5% em cursos de licenciatura.

Outra importante medida para expansão das Universidades Públicas Federais foi a criação do Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni) em 2007 (Brasil, 2007). Esse programa destinou grande soma de recursos para a ampliação da infraestrutura das universidades federais (Baptista *et al.*, 2013). Embora falte uma avaliação abrangente do programa, o fato é que durante a sua vigência a rede federal de educação superior foi aquela que obteve o maior crescimento relativo (Tabela 1). Entre 2007 e 2012, as matrículas em cursos de graduação nas IES federais cresceram 69,6%, em ritmo mais de duas vezes superior ao da expansão das demais redes. O repasse das verbas do Reuni era condicionado a diversas medidas administrativas que deveriam ser implementadas pelas IES participantes, entre elas a criação de mecanismos de inclusão social a fim de garantir a igualdade de oportunidades de acesso e permanência a todos cidadãos. Em 2012, 68% das IES federais que aderiram ao programa já haviam implementado alguma forma de ação afirmativa (Daflon; Feres; Campos, 2013).

TABELA 1 Expansão das matrículas em cursos de graduação durante a vigência do Reuni

| | 2007 | 2012 | Varição % |
|--------------------------|-----------|-----------|-----------|
| Públicas | 1.281.203 | 1.897.376 | 48,1% |
| - Federais | 641.094 | 1.087.413 | 69,6% |
| - Estaduais e Municipais | 640.109 | 809.963 | 26,5% |
| Privadas | 3.968.944 | 5.140.312 | 29,5% |
| Total | 5.250.147 | 7.037.688 | 34,0% |

Fonte: Censo da Educação Superior/Inep. Elaboração do autor.

Entre as ações afirmativas, encontra-se a rápida expansão da política de reserva de vagas (cotas) para estudantes oriundos de escolas públicas e para a população de baixa renda, negra e indígena. Essa expansão teve início antes da legislação federal, com a implementação de cotas raciais e para estudantes de escolas públicas nas universidades estaduais do Rio de Janeiro, em 2002, e da Bahia, em 2003 (Guimarães, 2003). Nos anos subsequentes, diversas outras IES públicas passaram a adotar diversos tipos de ações afirmativas para estudantes de baixa renda, oriundos de escolas públicas, negros e indígenas, seja por força de leis estaduais, seja por decisões dos próprios conselhos universitários (Lima, 2010). Essa tendência, fruto especialmente da pressão social exercida

pelo movimento negro (Guimarães, 2003), culminou na aprovação de uma legislação que tornou obrigatória a reserva de vagas para estudantes oriundos de escolas públicas, de baixa renda, negros e indígenas em todas as IES federais. A “lei de cotas”, aprovada em 2012 (Lei nº 12.711/2012), determina que, até 2016, todas as IES federais devem reservar 50% de suas vagas para estudantes que tenham cursado o ensino médio integralmente em escolas públicas e, dentre esses, 50% com renda familiar *per capita* de até 1,5 salário mínimo. De forma semelhante ao que ocorre com o Prouni, há critérios étnico-raciais, de forma a garantir o acesso de pretos, pardos e indígenas nas mesmas proporções populacionais observadas em cada UF, entre as vagas reservadas.

2 ESTRATIFICAÇÃO EDUCACIONAL E TRANSIÇÕES ESCOLARES

As políticas públicas acima descritas buscam, em alguma medida, mitigar o processo de reprodução das desigualdades sociais que ocorre durante a escolarização. Esse processo é há muito tempo identificado pela literatura sociológica do campo da estratificação educacional, que investiga as relações existentes entre as origens sociais dos estudantes e os resultados da escolarização. Embora exista grande variedade de perspectivas e metodologias, encontram-se nessa literatura ao menos duas ideias centrais, fundamentadas teórica e empiricamente:

- A educação formal, ou escolarização, é ao mesmo tempo um meio para a mobilidade social e uma forma de reprodução das desigualdades sociais.
- A ampliação do acesso à educação não garante a redução das desigualdades educacionais. Esta depende de diversos fatores relacionados ao contexto social e da existência de políticas públicas inclusivas.

A primeira ideia central foi provavelmente exposta pela primeira vez por Max Weber que, no início do século 20, apontou para o papel ambíguo da educação formal na sociedade moderna. Segundo o autor, os resultados da escolarização serviriam, por um lado, como forma de seleção meritocrática dos indivíduos para o acesso a ocupações prestigiadas. Por outro lado, entretanto, o acesso à educação formal poderia ser controlado por determinados grupos de *status* para manterem seus privilégios sociais (Weber, 1994).

A partir da década de 1960, diversas pesquisas empíricas passaram a demonstrar esse papel ambíguo da escolarização tanto como fonte de mobilidade social quanto como um mecanismo de reprodução das desigualdades sociais existentes. Nesse sentido, Coleman *et al.* (1966) mostraram que o contexto familiar e a cor da pele dos estudantes norte-americanos eram mais importantes para determinar suas notas do que a qualidade da escola na qual estudavam. No mesmo período, no contexto francês, Bourdieu cunhou o conceito de capital cultural para explicar como a educação escolar atuava para reproduzir as desigualdades sociais. As crianças oriundas de classes privilegiadas incorporariam no contexto familiar determinadas disposições sociais, gostos, símbolos e atitudes que as diferenciam das demais. Esse capital cultural seria recompensado no ambiente escolar, onde essas crianças eram consideradas naturalmente mais aptas ao aprendizado. Desse modo, a escola legitimava as atitudes das classes dominantes enquanto superiores, estimulando seus filhos a atingirem posições sociais semelhantes às de seus pais (Bourdieu, 1998).

Apesar da tendência de reprodução das desigualdades sociais pelo sistema escolar, Blau e Duncan (1967) identificaram que a escolarização era o fator mais importante para a mobilidade social intergeracional nos Estados Unidos. Porém, a educação formal não era capaz de produzir o mesmo efeito sobre a mobilidade social para indivíduos com diferentes características étnico-raciais, sendo que os negros obtinham, em maior número, ocupações inferiores às dos brancos, ainda que tivessem origens sociais e trajetórias escolares semelhantes. Os autores apontaram, dessa forma, que somente a expansão do sistema educacional não era suficiente para garantir melhores oportunidades de inserção ocupacional.

Diversas pesquisas mostram que essas duas faces do resultado da educação formal continuam válidas na sociedade brasileira contemporânea. Barros *et al.* (2001) e Soares e Collares (2006) encontram forte associação entre os recursos culturais e econômicos das famílias dos estudantes e o desempenho escolar. Outros trabalhos enfatizam ainda a importância da estrutura familiar para o sucesso educacional. Nesse sentido, Silva e Hasenbalg (2002) e Mont’Alvão (2011) mostram que famílias monoparentais, chefiadas apenas por mulheres, apresentam filhos com as menores médias escolares e com menores chances de acesso à graduação.

Em um trabalho pioneiro, Mare (1980) inaugurou uma nova estratégia metodológica para investigar como as características socioeconômicas dos indivíduos influenciam suas chances de obter acesso aos diferentes níveis educacionais. Para isso, o autor subdividiu o sistema educacional em uma série sequencial de transições, momentos nos quais os

indivíduos podem continuar estudando ou desligar-se do sistema educacional. Essas transições eram associadas ao início e ao final dos níveis e etapas de ensino institucionalizados – conclusão do ensino médio e ingresso na graduação. Por meio de modelos de regressão logística, Mare (1980) avaliou a mudança no efeito das desigualdades socioeconômicas sobre as chances de os indivíduos completarem cada uma das transições escolares ao longo do tempo.

A técnica utilizada por Mare (1980) deu início a uma série de trabalhos comparativos que investigaram como as desigualdades socioeconômicas no acesso a um determinado nível de ensino variam durante a expansão da oferta educacional. Em um contexto de expansão da educação superior, é razoável supor que o acesso a esse nível de ensino aumente para todos os grupos socioeconômicos. Entretanto, isso não significa, necessariamente, que o sistema de educação superior se tornou menos desigual na alocação proporcional dos diferentes grupos sociais entre as vagas disponíveis – como preconiza a estratégia 12.9 do PNE. Por exemplo: embora a expansão da oferta permita que tanto os mais pobres quanto os mais ricos ampliem seu acesso, o acesso dos mais ricos pode crescer proporcionalmente mais do que o acesso dos mais pobres. Nesse contexto hipotético, a desigualdade cresce com a expansão.

Utilizando a metodologia proposta por Mare (1980), Shavit e Blossfield (1993) organizaram uma coletânea de artigos comparando o efeito das origens socioeconômicas sobre as chances de os indivíduos completarem diferentes transições educacionais em treze países. Identificaram que, a despeito da ampliação dos sistemas de ensino em todos os países estudados, em onze deles o efeito das desigualdades socioeconômicas manteve-se constante, ou até mesmo ampliou-se. Com base nessas evidências, Raftery e Hout (1993) formularam a hipótese da “desigualdade maximamente mantida” (MMI)⁴, que possui duas premissas principais:

1. Os grupos sociais privilegiados tendem a conseguir se beneficiar mais da expansão de um nível de ensino, qualquer que seja ele. Quando a oferta educacional é ampliada, os estratos sociais com mais capital cultural, capital socioeconômico e da etnia dominante conseguem ampliar, ou, ao menos, manter constante sua participação proporcional entre os matriculados. Essa participação, entretanto, tem um teto, ou um nível de saturação. Somente quando o acesso encontra-se praticamente universalizado entre os membros dos estratos privilegiados é que a participação proporcional dos grupos mais desfavorecidos passa a se ampliar.

⁴ *Maximally Maintained Inequality*, no original.

2. Quando o acesso passa a se tornar mais igualitário em um determinado nível de ensino, ocorre um deslocamento das desigualdades sociais para a transição escolar posterior. Assim, quando apenas um grupo social restrito conclui o ensino médio, o peso das origens sociais nas chances de acesso à educação superior tende a ser pequeno, uma vez que a seletividade do sistema educacional já reteve os estratos sociais menos privilegiados em suas etapas anteriores. À medida que a população que conclui o ensino médio se torna mais heterogênea, o peso das desigualdades socioeconômicas nas chances de acesso à educação superior tende a crescer.

Com base na hipótese da MMI, Shavit, Arum e Gamoran (2007) organizaram uma nova coletânea de artigos investigando a relação entre a expansão do ensino médio, a expansão da educação superior e o efeito das origens sociais sobre as chances de acesso a esse último nível de ensino em 15 países, ao longo da segunda metade do século 20. Os autores trabalharam com a hipótese de um nível de saturação na educação superior correspondente a 80%. Ou seja, somente após os estratos sociais mais privilegiados atingirem 80% de acesso à educação superior, espera-se uma redução das desigualdades de origem social. Essa redução foi verificada em apenas quatro países, sendo que dois deles já haviam atingido o nível de saturação do acesso para os estratos sociais mais privilegiados, o que significa que, entre os 15 países analisados, apenas dois não se conformavam à hipótese da MMI, levando os autores a reafirmarem sua validade.

Essa mesma hipótese vem sendo testada e comprovada para o caso brasileiro, com a mesma metodologia utilizada pelos autores supracitados. Nesse sentido, Brito (2014) e Ribeiro, Ceneviva e Brito (2015) utilizaram dados do Censo Demográfico entre 1960 e 2010 e concluíram que, apesar da grande expansão das matrículas na educação superior que ocorreu nesses 50 anos, as desigualdades socioeconômicas nas chances de acesso a esse nível de ensino cresceram expressivamente. Prates e Collares (2014) encontraram resultados semelhantes utilizando dados da Pnad para o período entre 1982 e 2006. Esses autores explicam o aumento das desigualdades no acesso à educação superior em conformidade com os pressupostos da teoria da MMI, corroborando-a. Ou seja, na medida em que a população que concluiu o ensino médio ampliou-se, houve um aumento da heterogeneidade do público elegível à graduação e da seletividade nesse nível de ensino. Nesse contexto, foram justamente os estratos sociais de maior capital econômico e cultural que mais se beneficiaram da expansão.



Uma vez que a população que conclui o ensino médio e é elegível a ingressar na graduação continua a se tornar cada vez mais heterogênea (Ribeiro; Ceneviva; Brito, 2015), e que o acesso à graduação no Brasil ainda encontra-se distante de atingir um nível de saturação, mesmo entre os estratos socioeconômicos mais elevados (Brito, 2014), a literatura sobre transições escolares e a hipótese da MMI conduz à expectativa de que ainda não tenha ocorrido, mesmo num período mais recente, uma redução das desigualdades no acesso à educação superior brasileira. Mesmo quando consideramos os dados mais atualizados disponíveis, relativos à Pnad de 2014, constata-se que o acesso à graduação continua ainda longe da universalização para qualquer estrato populacional considerado.⁵

Esta pesquisa utiliza a mesma metodologia dos trabalhos citados nos sete últimos parágrafos para analisar as desigualdades de acesso aos cursos de graduação brasileiros em um período mais curto e mais recente. Busca-se, com isso, responder à pergunta desta pesquisa: a expansão da educação superior, entre 2004 e 2014, ocorreu de forma a contribuir prioritariamente para o acesso de grupos sociais historicamente desfavorecidos? Além de sua relevância sociológica, a resposta a essa pergunta é uma forma de avaliar em que medida a estratégia 12.9 do PNE já vem sendo, ao menos parcialmente, cumprida na sociedade brasileira.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

Em nossa análise, trabalhamos com os dados da Pnad/IBGE, uma pesquisa por amostragem probabilística de domicílios com periodicidade anual. A Pnad foi implementada no País em 1967 e passou a cobrir todo o território nacional a partir de 2004 (Collares, 2013), primeiro ano considerado neste artigo.

Para testar nossa hipótese de trabalho, utilizamos dois conjuntos de dados de coorte transversal da Pnad, referentes aos anos de 2004 e 2014. Selecionamos, então, apenas os indivíduos de 18 a 24 anos (idade de referência do PNE para o acesso à graduação) que já concluíram o ensino médio e que possuíam informações sobre a renda familiar *per capita* e

⁵ Ver Tabela 2, a ser apresentada na seção 4.1 do presente artigo.

declaração de cor/raça. Os segmentos amostrais da Pnad resultantes desse recorte possuem 20.611 (2004) e 21.642 (2014) registros, representando, respectivamente, populações de 9,6 milhões e 12,2 milhões de jovens, ao ponderarmos pelo peso amostral.

Os dados da Pnad têm sido amplamente utilizados em pesquisas sobre a escolarização da população brasileira (Mont’Alvão, 2011). Esses dados possuem, todavia, algumas limitações para o estudo da estratificação educacional de nível superior. A primeira delas ocorre porque a Pnad fornece informações sobre relações de parentesco apenas para os indivíduos que residem num mesmo domicílio. Isso significa que somente é possível identificar a escolaridade, a ocupação e a renda dos pais dos estudantes quando esses moram juntos. Entretanto, os estudantes de graduação – mesmo os mais jovens, como é o caso daqueles que são incluídos pelo recorte desta pesquisa –, muitas vezes, já iniciaram o desligamento em relação à família de origem, impossibilitando a obtenção de informações sobre o capital cultural familiar para todo o universo relevante. Limitação semelhante ocorre em relação à mensuração da influência do capital econômico da família. Embora quase dois terços dos jovens brasileiros de 18 a 24 anos ainda morassem com pelo menos um dos pais em 2014, segundo os dados da Pnad, aqueles que moram sozinhos podem ou não ter alguma forma de auxílio financeiro da família que não é passível de mensuração com os dados da pesquisa. Além disso, a renda domiciliar *per capita* (variável utilizada nesta pesquisa como proxy para influência do capital socioeconômico) pode variar bastante ao longo do ciclo de vida dos indivíduos, produzindo resultados diversos ao longo de sua escolarização.

Outra limitação ocorre em virtude do desenho amostral da Pnad, que possui três níveis de estratificação e conglomeração. Essa complexidade amostral não permite o tratamento de todas as observações como independentes e identicamente distribuídas, conforme ocorre com amostras aleatórias simples, pressupostas pelos modelos de regressão (Silva; Pessoa; Lila, 2002). Silva e Hasenbalg (2002) afirmam que, nessas condições, cria-se um viés para baixo, de tamanho reduzido, nas estimativas dos erros padrões dos modelos de regressão. A rigor, isso implica que os testes de significância do modelo tendem a estar superestimados e deve-se proceder com cautela na generalização dos resultados para toda a população.

3.2 Procedimentos

A análise da influência das desigualdades socioeconômicas sobre as chances de acesso a diversos níveis educacionais é feita por meio de modelos de regressão logística.

Esses modelos têm a vantagem de permitir a comparação entre o efeito das variáveis socioeconômicas para distribuições educacionais diversas, pois seus coeficientes medem apenas a alocação proporcional entre os diferentes grupos socioeconômicos, não sendo influenciados pelo tamanho da distribuição educacional, ao contrário do que ocorre com os coeficientes do modelo de regressão linear (Mare, 1981; Park, 2007). Por isso, os modelos de regressão logística possibilitam a realização de estudos comparativos entre diferentes coortes de indivíduos e entre diferentes regiões geográficas (Shavit; Arum; Gamoran, 2007). Além disso, justamente por medir apenas a variação proporcional do acesso entre diferentes grupos socioeconômicos, a regressão logística é uma ferramenta que se mostra adequada para o propósito de avaliação da meta 12.9 do PNE.

Na presente análise, utiliza-se um modelo de regressão logística para estimar o efeito das características socioeconômicas sobre as chances de acesso à graduação em dois momentos distintos (2004 e 2014), para duas coortes populacionais de mesma faixa etária: 18 a 24 anos. A primeira coorte, analisada no ano de 2004, é composta por jovens nascidos entre 1980 e 1986, enquanto a segunda coorte, analisada em 2014, por jovens nascidos entre 1990 e 1996. O modelo estima as chances de acesso à educação superior dessas populações para as diferentes Grandes Regiões brasileiras e para o seguinte conjunto de características socioeconômicas:

- *Situação de domicílio*: rural ou urbana.
- *Cor/raça*: são comparadas as chances de acesso de dois grandes grupos, um que contém a população negra e a indígena, e outro com a população branca e amarela (majoritariamente descendente de imigrantes do leste asiático). A agregação dessas categorias possui duas justificativas. A primeira é o marco legal: o PNE estabelece como uma de suas estratégias a ampliação do acesso de afrodescendentes e indígenas à educação superior (estratégia 12.5). Além disso, os negros e indígenas são beneficiários de políticas de ações afirmativas, como mencionado anteriormente. A segunda justificativa é de ordem estatística: uma vez aplicados os filtros de idade e de conclusão do ensino médio, há quantidade muito pequena de indivíduos indígenas e amarelos amostrados pela Pnad, o que impossibilita qualquer conclusão sobre esses grupos. Optamos então pela agregação dessas categorias pelo fato de os indígenas possuírem taxas de acesso à educação superior mais próximas às dos negros, enquanto os amarelos possuem taxas de acesso mais próximas às dos brancos.
- *Sexo*: homem ou mulher.

- *Renda domiciliar per capita*: busca medir o efeito do capital econômico familiar sobre as chances de acesso à graduação. Como mencionado, é aproximada, uma vez que a informação pode representar duas situações para a faixa etária considerada: (i) aqueles que já deixaram a casa dos pais e declaram sua própria renda; (ii) aqueles que vivem com os pais e tendem a declarar majoritariamente a renda dos pais (Collares, 2013). Para a comparabilidade dos resultados, os valores observados em 2004 foram inflacionados para valores de 2014 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor, do IBGE. Em seguida, para facilitar a interpretação, a renda domiciliar *per capita* foi dividida por 100. Desse modo, os coeficientes resultantes estimam o efeito médio da variação de R\$ 100 na renda domiciliar *per capita* sobre as chances de acesso à graduação.
- *Mora com os pais*: sim ou não. Em virtude das limitações supramencionadas da Pnad, essa variável é introduzida para controlar o capital econômico pelo fato de os jovens morarem ou não com os pais. Espera-se que jovens que moram com os pais tenham mais tempo para se dedicar aos estudos e recebam auxílio financeiro que possibilite, eventualmente, adiar a entrada no mercado de trabalho, aumentando suas chances de acesso à educação superior.

Em suma, o modelo de regressão logística utilizado estima as chances de um indivíduo de 18 a 24 anos ter acesso à graduação, após a conclusão do ensino médio, em função do seu local de moradia (Grandes Regiões e situação de domicílio), de características adsritas (raça, sexo e idade), de uma dimensão da estrutura familiar (se mora ou não com os pais) e de seu capital econômico aproximado (renda domiciliar *per capita*). Esse modelo pode ser descrito pela seguinte equação:

$$\log \left[\frac{\pi_i}{1-\pi_i} \right] = \beta_0 + \sum_k \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

Onde,

i e k representam, respectivamente, cada indivíduo da amostra e cada uma das características socioeconômicas medidas (variáveis independentes);

π_i é a probabilidade estimada de um indivíduo de 18 a 24 anos obter acesso à graduação, dado que concluiu o ensino médio; conseqüentemente, $1-\pi_i$ é a probabilidade de ele não obter acesso a esse nível de ensino;

β_0 e β_k são os coeficientes do modelo, sendo que β_0 é a constante e β_k mede o efeito de cada uma das variáveis sobre o logaritmo natural das chances de o indivíduo acessar a graduação. Como pode ser observado na equação, a chance é o resultado da divisão entre a probabilidade de um dado indivíduo acessar a educação superior pela probabilidade de ele não acessar esse nível de ensino. Apesar de a variável de resposta – o logaritmo das chances – ser de difícil interpretação, basta calcularmos o exponencial dos parâmetros para obter o valor das chances de cada grupo socioeconômico ou étnico-racial obter acesso à educação superior. Esse procedimento ficará mais claro na próxima seção.

X_{ik} é o vetor das variáveis explicativas, ou seja, das características socioeconômicas dos indivíduos amostrados, no caso: local de moradia, características adscritas, estrutura familiar e capital socioeconômico; e

ε_i é o resíduo, ou a influência de todos os outros fatores não considerados pelo modelo sobre as chances de os indivíduos amostrados ingressarem na graduação.

Após a estimação do modelo, compara-se os coeficientes obtidos para cada fator socioeconômico considerado nas duas coortes analisadas, de modo a testar a hipótese de que houve uma mudança nas chances proporcionais de acesso à graduação no Brasil, para os diferentes grupos sociais, concomitante à expansão das matrículas ocorrida no último decênio.

4 RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

Na Tabela 2 são apresentadas as taxas de acesso à graduação, em 2004 e 2014, para as diferentes características incluídas no modelo. Observa-se a permanência de importantes desigualdades nas taxas médias de acesso à graduação entre os grupos socioeconômicos considerados ao longo do período. Jovens do Norte e do Nordeste apresentam índices menores do que os jovens das demais regiões. Do mesmo modo, negros e indígenas, residentes de áreas rurais e homens têm índices menores que, respectivamente, brancos e amarelos, residentes de áreas urbanas e mulheres. Jovens que moram com os pais possuem maiores taxas de acesso em relação aos que não moram. A maior diferença é observada entre jovens de diferentes níveis de renda. Em 2004, aqueles que pertencem ao grupo

10% mais pobre da população, em renda domiciliar *per capita*, tinham taxas de acesso à graduação 10 vezes menores em relação ao grupo dos 10% mais ricos. Entretanto, nota-se também que houve um aumento nas taxas médias de acesso para todas as categorias ao longo do decênio. No caso da renda domiciliar *per capita*, observa-se que a taxa de acesso dos 10% mais pobres dobrou, enquanto a taxa de acesso dos 10% mais ricos subiu apenas marginalmente. Nota-se ainda, conforme foi mencionado na segunda seção do presente artigo, que o acesso à educação superior não se encontra próximo à universalização para nenhum grupo estudado. Na próxima subseção, portanto, será testada a hipótese da MMI, investigando a evolução da influência de cada uma dessas características nas chances de acesso à graduação no Brasil.

Tabela 2 Taxas de acesso à graduação para a população de 18 a 24 anos que já concluiu o ensino médio, segundo categorias sociais – 2004 e 2014 (em %)

| Categorias | | 2004 | 2014 |
|------------------------------------|----------------------|------|------|
| Grande Região de moradia | Norte | 25,5 | 32,3 |
| | Nordeste | 27,7 | 31,4 |
| | Sudeste | 34,6 | 38,7 |
| | Sul | 36,7 | 40,2 |
| | Centro-Oeste | 37,3 | 43,4 |
| Situação de moradia | Rural | 16,4 | 22,6 |
| | Urbana | 34,0 | 38,2 |
| Cor/Raça | Indígena | 19,9 | 27,3 |
| | Preta | 20,7 | 27,0 |
| | Parda | 22,4 | 28,7 |
| | Branca | 38,5 | 44,0 |
| Sexo | Amarela | 54,9 | 61,0 |
| | Masculino | 32,0 | 34,4 |
| | Feminino | 34,2 | 39,5 |
| Estrutura familiar | Não mora com os pais | 32,2 | 35,3 |
| | Mora com os pais | 35,5 | 42,5 |
| Renda domiciliar <i>per capita</i> | 10% mais pobres | 6,3 | 12,0 |
| | 10% mais ricos | 67,7 | 69,4 |

Fonte: Pnad/IBGE. Elaboração do autor

4.2 Resultados do modelo

A seguir, apresentamos os resultados das regressões logísticas para o ano inicial (2004) e final (2014) do período estudado em cada uma das Grandes Regiões brasileiras

e para todo o território nacional (Tabela 3). Os resultados já são apresentados em razões de chance (calculadas pelo exponencial dos parâmetros da regressão) e representam o aumento ou a redução das chances médias de um indivíduo entre 18 e 24 anos que já concluiu o ensino médio obter acesso ao nível superior, em função de pertencer a uma categoria socioeconômica e em função do acréscimo de R\$ 100 em sua renda domiciliar *per capita*. Razões de chance maiores que 1 indicam aumento das chances de acesso à graduação em relação à categoria de referência.

No nível Brasil, ao compararmos os parâmetros dos modelos de 2004 e 2014, nota-se a redução do efeito de quase todas as variáveis independentes sobre as chances de a população de 18 a 24 acessar a graduação. A exceção é a variável “sexo”, que apresenta oscilação na direção de um aumento da vantagem das mulheres sobre os homens. Esses resultados vão no sentido contrário ao esperado pela hipótese da desigualdade maximamente mantida (Raftery; Hout, 1993; Shavit; Arum; Gamoran, 2007). A redução das desigualdades, entretanto, não foi uniforme em todas as Grandes Regiões. A seguir, aprofundamos a análise para cada componente do modelo.

Tabela 3 Modelo de regressão logística para chances de acesso à educação superior – Brasil e Grandes Regiões – 2004 e 2014*

| | Brasil | | Norte | | Nordeste | | Sudeste | | Sul | | Centro-Oeste | |
|-------------------------|--------|------|-------|------|----------|------|---------|------|------|------|--------------|------|
| | 2004 | 2014 | 2004 | 2014 | 2004 | 2014 | 2004 | 2014 | 2004 | 2014 | 2004 | 2014 |
| Constante | 0,02 | 0,06 | 0,02 | 0,06 | 0,02 | 0,05 | 0,02 | 0,05 | 0,02 | 0,05 | 0,04 | 0,08 |
| Urbano | 2,11 | 1,91 | 1,76 | 2,31 | 3,52 | 2,10 | 2,10 | 1,52 | 1,86 | 1,99 | 2,05 | 2,52 |
| Mulher | 1,37 | 1,52 | 1,21 | 1,20 | 1,20 | 1,50 | 1,37 | 1,57 | 1,79 | 1,63 | 1,16 | 1,48 |
| Branco | 1,67 | 1,53 | 1,86 | 1,65 | 1,41 | 1,50 | 1,93 | 1,67 | 1,95 | 1,82 | 1,54 | 1,46 |
| Mora com os pais | 2,10 | 1,99 | 2,38 | 1,89 | 1,57 | 1,87 | 2,29 | 2,11 | 2,46 | 2,32 | 2,25 | 2,04 |
| Renda (R\$ 100 de 2014) | 1,11 | 1,08 | 1,14 | 1,08 | 1,16 | 1,09 | 1,10 | 1,08 | 1,10 | 1,06 | 1,09 | 1,06 |
| R2 (Nagelkerke) | 0,27 | 0,20 | 0,22 | 0,17 | 0,30 | 0,18 | 0,25 | 0,22 | 0,26 | 0,18 | 0,25 | 0,16 |

*Todos os resultados foram significantes para $\alpha < 0,001$
 Fonte: Pnad/IBGE. Elaboração do autor.

Constante: é uma estimativa das chances de acesso à graduação para um indivíduo que teve um valor igual a zero atribuído para todas as características medidas. No caso do modelo apresentado, a constante estima a chance média de acesso à educação superior para um indivíduo de 18 a 24 anos que já concluiu o ensino médio, é morador da área rural, do sexo masculino, negro ou indígena, mora sem os pais e não possui renda domiciliar. Como era de

se esperar pelas análises descritivas, um indivíduo com essas características tem chances muito reduzidas de acesso à educação superior. Em 2004, essa chance era, em média, de apenas 0,02, considerando o Brasil como um todo, o que equivale a uma probabilidade média de 1,9%. Na Região Centro-Oeste, essa chance era de 0,04, ou probabilidade de 3,8%. Em 2014, a chance de um indivíduo com essas mesmas características obter acesso à graduação elevou-se para 0,06 no Brasil e para 0,08 no Centro-Oeste, que correspondem a probabilidades médias de acesso de 5,7% e 7,4%, respectivamente. Apesar de ainda ser improvável um jovem com essas características obter acesso à educação superior no Brasil, suas chances aumentaram no período.

Situação de moradia: há uma grande diferença entre as chances de os habitantes das áreas rurais e urbanas obterem acesso à educação superior. Em 2004, um habitante de uma área urbana tinha, em média, 2,1 vezes mais chances de estar matriculado na graduação do que um habitante de uma área rural. Em 2014, essa razão continuou elevada, mas caiu para 1,9 vezes. A redução das desigualdades entre os jovens das áreas rurais e urbanas no acesso à graduação, entretanto, não ocorreu em todas as regiões. No Norte, no Sul e no Centro-Oeste, as chances de os habitantes das áreas urbanas ingressarem em cursos de graduação cresceram mais rápido do que as chances dos habitantes das áreas rurais. No Nordeste e no Sudeste, justamente as duas regiões mais populosas do País, houve, em contrapartida, uma importante redução da razão entre as chances de os habitantes das áreas urbanas e rurais ingressarem na educação superior, o que fez com que essa razão declinasse também em nível nacional. Isso significa que, no agregado, a participação na educação superior de jovens de 18 a 24 anos que vivem em áreas rurais cresceu proporcionalmente mais do que a participação de jovens das áreas urbanas.

Sexo: o efeito dessa variável sobre a variável dependente aumentou no período em quase todas as regiões, exceto nas Regiões Norte e Sul. No nível nacional, em 2004 as mulheres possuíam chances 37% superiores às dos homens de ingressarem na graduação. Em 2014, essa relação aumentou para 52%. Na Região Norte, entretanto, a razão entre as chances de mulheres e homens se matricularem em cursos de graduação permaneceu constante no período, com chances 20% maiores para as mulheres. No Sul a desigualdade entre os sexos foi reduzida, embora continue a ser a mais elevada do País: em 2004 as mulheres tinham 79% mais chances de acesso; em 2014, 63%. Notou-se, portanto, uma convergência entre as diferentes regiões nas razões entre as chances de mulheres e homens acessarem a graduação. Para a totalidade do território nacional, todavia, a participação das mulheres aumentou proporcionalmente mais que a dos homens.

Raça: em ambos os anos, os indivíduos brancos ou amarelos apresentam chances substantivamente superiores de ingressar na graduação em relação aos negros e indígenas. Entretanto, essa desigualdade foi reduzida em 15 pontos percentuais no País, indicando que a participação de brancos e amarelos cresceu proporcionalmente menos que a participação de negros e indígenas no período. Em 2004, o primeiro grupo possuía chances 67% superiores em relação ao segundo de ingressar na graduação. Em 2014, essa vantagem caiu para 53%, considerando todo o território nacional. Não obstante, a razão entre as chances de acesso desses dois grandes grupos cresceu no Nordeste de 1,4, em 2004, para 1,5 em 2014. Ressalta-se que a desigualdade racial no acesso à graduação no Nordeste era a menor dentre todas as regiões, em 2004, e convergiu para um patamar similar ao do resto do País.

Mora com os pais: essa variável mostrou-se uma importante previsora do acesso à graduação. Em 2004, os jovens que moravam com os pais tinham 2,1 vezes mais chances de acessar esse nível de ensino. Em 2014, essa vantagem continuou elevada, mas foi reduzida para 1,99 vezes. Essa redução ocorreu de maneira mais acentuada na Região Norte, onde jovens que moravam com os pais tinham 2,38 vezes mais chances de acesso à graduação em 2004 e 1,89 mais chances de acesso em 2014. Em contrapartida, essa desigualdade, relacionada à estrutura familiar, cresceu no Nordeste, onde os jovens que moravam com os pais tinham 1,57 mais chances de acesso à graduação em 2004, e 1,87 mais chances em 2014. De forma semelhante às desigualdades raciais, a desigualdade entre essas diferentes estruturas familiares cresceu apenas no Nordeste, mas manteve um patamar inferior à média nacional.

Renda domiciliar per capita: Em 2004, cada R\$ 100 adicionado à renda domiciliar *per capita* causava um aumento médio de 11% nas chances de acesso à graduação para os jovens no Brasil. Em 2014, esse aumento médio foi de 8%. Diferente das outras características medidas, a influência da renda nas chances de acesso à educação superior decresceu em todas as regiões do País de modo relativamente uniforme. Se por um lado as desigualdades entre as classificações de cor/raça cresceram no Nordeste, por outro lado foi também nessa região que houve a maior redução do efeito da renda sobre as chances de ingresso à graduação. Nessa região, em 2004, cada R\$ 100 adicionados à renda domiciliar *per capita* causava, em média, um aumento de 16% nas chances de acesso a esse nível de ensino. Em 2014, esse aumento foi da ordem de 9%, notando-se mais uma vez uma tendência de convergência na magnitude do efeito das diferentes características socioeconômicas entre as regiões.

Poder explicativo: A redução do poder explicativo do modelo entre 2004 e 2014 ocorreu no nível Brasil – de 27% para 20% (R^2 Nagelkerke) – e em todas as grandes regiões, sendo mais acentuada no Nordeste – redução de 30% para 18%. Isso significa que apenas as cinco variáveis que utilizamos nesta pesquisa foram capazes de explicar 27% das chances de os jovens de 18 a 24 anos, que concluíram o ensino médio, ingressarem na graduação em 2004, e esse poder explicativo foi reduzido para 20% em 2014. Essa redução corrobora com a refutação da hipótese da MMI para o período analisado, indicando a diminuição do peso das desigualdades socioeconômicas medidas sobre as chances de acesso à graduação.

CONSIDERAÇÕES FINAIS



Os resultados obtidos indicam que a expansão da educação superior ocorrida entre 2004 e 2014 deu-se, em nível nacional, de forma a contribuir mais, proporcionalmente, para o acesso de grupos sociais historicamente desfavorecidos (afrodescendentes e indígenas, habitantes do campo e indivíduos de menor renda domiciliar *per capita*), em relação aos grupos sociais anteriormente privilegiados (brancos e amarelos, habitantes de localizações urbanas e indivíduos de maior renda domiciliar *per capita*). Além disso, observou-se, também, uma redução do efeito de morar com os pais sobre as chances de acesso à educação superior para os jovens de 18 a 24 anos. Esse resultado é relevante por três motivos:

1. Indica que algumas das estratégias do PNE para a educação superior já vinham sendo parcialmente cumpridas ao longo do decênio passado.
2. Mostra que houve uma quebra na trajetória anterior, de aumento do efeito de certas condições socioeconômicas (como renda domiciliar *per capita*, cor/raça e situação de moradia) sobre as chances de acesso à graduação, identificadas em pesquisas anteriores. Nesse sentido, Ribeiro, Ceneviva e Brito (2015) mostraram que entre 1960 e 2010 havia uma tendência de aumento, mais ou menos constante, no efeito das mesmas características socioeconômicas medidas neste artigo sobre as chances de os concluintes do ensino médio ingressarem

na graduação. Prates e Collares (2014), por sua vez, identificaram a mesma tendência entre 1982 e 2006. Nossa pesquisa mostrou que essa tendência foi revertida entre 2004 e 2014.

3. Consequentemente, constata-se que a hipótese da desigualdade maximamente mantida testada positivamente em diversos países, por meio da mesma metodologia utilizada neste artigo, e corroborada para períodos anteriores da expansão do ensino superior brasileiro, aparentemente não se aplica para a expansão da educação superior brasileira que ocorreu no último decênio.⁶ Isso porque as desigualdades nas chances de acesso à educação superior começam a declinar antes de esse nível de ensino encontrar-se universalizado mesmo nos estratos sociais mais privilegiados.

Outros dois resultados da pesquisa são também dignos de nota. O primeiro deles é o crescimento da vantagem das mulheres em relação aos homens no acesso à educação superior. Segundo pesquisa de Brito (2014), as mulheres apresentam chances cada vez mais superiores às dos homens de ingressar na educação superior desde a década de 1980.⁷ No período analisado nesta pesquisa, mais recente e restritivo, essa vantagem continuou a crescer, porém não de maneira uniforme entre as diferentes Grandes Regiões brasileiras.

Esse é justamente o outro aspecto relevante desta pesquisa. Ao analisar comparativamente como a desigualdade de acesso à graduação incide nas diferentes regiões do País, foram encontradas realidades bem distintas. A desigualdade entre os sexos, por exemplo, foi reduzida na Região Sul, onde era mais acentuada no ano de 2004. Fenômeno semelhante é observado para quase todas as variáveis consideradas, com exceção da renda. A desigualdade de acesso entre os moradores das áreas rurais e urbanas era maior no Nordeste e menos intensa no Norte em 2004. Ao longo do decênio analisado, o Nordeste teve a maior redução dessa modalidade de desigualdade, enquanto o Norte teve o maior crescimento. Já a desigualdade entre diferentes grupos étnicos raciais caiu em todas as regiões com exceção do Nordeste, justamente onde esta desigualdade tinha o menor patamar em 2004 e, apesar do crescimento, permaneceu em patamares inferiores à

⁶ Isso não significa, entretanto, que a situação brasileira recente de redução das desigualdades relativas no acesso à educação superior, antes de esse acesso encontrar-se próximo a um nível de saturação entre os estratos sociais mais privilegiados, seria única no mundo. No próprio trabalho supracitado de Shavit, Arum e Gamoran (2007), esses autores apontam que dois dos 15 países analisados não se conformaram à hipótese da desigualdade maximamente mantida.

⁷ Cabe aqui uma importante ressalva quanto a essa vantagem das mulheres: ela ocorre apenas quando consideramos o acesso à graduação como um todo. Há, entretanto, uma estratificação horizontal nos cursos de graduação, sendo que as mulheres ingressam mais em cursos de menor retorno salarial do que os homens, como revelam Ribeiro e Schlegel (2015).

média nacional em 2014. Em suma, nota-se uma tendência de redução das desigualdades *entre* as diferentes regiões, para as características sociais medidas. Essa tendência é expressa por certa convergência das razões de chance de acesso à educação superior entre *as regiões* para cada um dos diferentes grupos sociais considerados.

O único critério para o qual a desigualdade de acesso caiu em todas as regiões foi a renda domiciliar *per capita*. Para essa variável, a queda do efeito do aumento da renda sobre as chances de acesso à graduação também foi maior onde a desigualdade era maior, no Nordeste. Fenômeno semelhante ocorreu com o poder explicativo do modelo: em todas as regiões e, conseqüentemente, no nível Brasil, o poder explicativo das variáveis medidas sobre as chances de acesso à graduação foi reduzido, e isso ocorreu de forma mais acentuada no Nordeste.

Falta ainda, todavia, responder a uma pergunta deixada em aberto por esta pesquisa: em que medida as políticas públicas inclusivas criadas ou expressivamente ampliadas nesse período (Prouni, Fies e ações afirmativas) tiveram um papel determinante nesse processo? Infelizmente os dados que utilizamos não nos permitem obter tal resposta. Mas pretendemos avançar nesse sentido em futuros trabalhos.

Cabe ressaltar que o efeito da maioria das características socioeconômicas examinadas sobre as chances de acesso à educação superior ainda é bastante elevado em todas as regiões. Isso revela que, a despeito da redução das desigualdades ocorrida no último decênio, persistem ainda desigualdades estruturais no acesso à educação superior brasileira. Isso indica que, embora não possamos determinar qual foi o efeito das políticas públicas inclusivas até agora, o propósito que essas políticas buscam atingir – a redução das desigualdades – continua pertinente.

Por fim, uma vez que a superação das desigualdades educacionais em todos os níveis de ensino é uma das diretrizes do Plano Nacional de Educação, propõe-se que a metodologia deste artigo possa ser aperfeiçoada e estendida para uma avaliação mais abrangente da eficácia da política educacional brasileira.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS



BAPTISTA, C. M. et al. O Estado da Arte sobre o REUNI. In: COLOQUIO DE GESTIÓN UNIVERSITARIA EN AMÉRICAS, 13., 2013, Buenos Aires. *Anais...* Florianópolis: INPEAU, 2013. p. 1-22.

BARROS, R. et al. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1-42, abr. 2001.

BASSO, R. A.; PRADO, M. R. Universidade Aberta do Brasil: política de democratização e interiorização da educação superior pública a distância no Brasil. In: COLÓQUIO LUSO-BRASILEIRO DE EDUCAÇÃO A DISTÂNCIA, 3., 2013, Lisboa. *Anais...* Lisboa: LEAD, 2013. p. 1-14.

BLAU, P.; DUNCAN, O. D. *The American occupational structure*. New York: Wiley, 1967.

BOURDIEU, P. *A economia das trocas simbólicas*. 5. ed. São Paulo: Perspectiva, 1998.

BRASIL. Decreto nº 5.800, de 8 de junho de 2006. Dispõe sobre o Sistema Universidade Aberta do Brasil- UAB. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 9 jun. 2006. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2006/decreto/d5800.htm>.

BRASIL. Decreto nº 6.096, de 24 de abril de 2007. Institui o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais- REUNI. *Diário Oficial da União*,

Brasília, DF, 25 abr. 2007. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/decreto/d6096.htm>.

BRASIL. Decreto nº 8.498, de 10 de agosto de 2015. Altera o decreto nº 7.790, de 15 de agosto de 2012, que dispõe sobre financiamento do Fundo de Financiamento Estudantil – FIES. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 11 ago. 2015. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2015-2018/2015/Decreto/D8498.htm>.

BRASIL. *Em 3 anos, 150 mil negros ingressaram em universidades por meio de cotas*. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/educacao/2015/11/cotas-elevam-presenca-de-negros-nas-universidades-federais>>. Acesso em: 26 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 11.096, de 13 de janeiro de 2005. Institui o Programa Universidade para Todos- PROUNI, regula a atuação de entidades beneficentes de assistência social no ensino superior; altera a Lei no 10.891, de 9 de julho de 2004, e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 14 jan. 2005. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2005/Lei/L11096.htm>.

BRASIL. Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012. Dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino técnico de nível médio e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 30 ago. 2012. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/l12711.htm>.

BRASIL. Lei nº 13.005, de 25 de junho de 2014. Aprova o Plano Nacional de Educação- PNE e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 16 jun. 2014. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/CCIVIL_03/_Ato2011-2014/2014/Lei/L13005.htm>.

BRASIL. Ministério da Educação (MEC). *FIES: Programa de Financiamento Estudantil*. Disponível em: <<http://sisfiesportal.mec.gov.br/>>. Acesso em: 20 mar. 2016.

BRASIL. Ministério da Educação (MEC). Portaria Normativa nº 02, de 13 de fevereiro de 2009. Dispõe sobre procedimentos para adesão de instituições, inscrição, seleção e contratação de candidatos ao processo seletivo do Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior- FIES referente ao primeiro semestre de 2009. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 16 fev. 2009. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/sesu/arquivos/pdf/FIES/portarias_2009/portaria_normativa_02_de_13022009_proc_seletivo_fies_regular.pdf>.

BRASIL. Ministério da Educação (MEC). *PROUNI: Programa Universidade Para Todos*. Disponível em: <<http://prouniportal.mec.gov.br/>>. Acesso em: 25 mar. 2016.

BRITO, M. M. A. de. *A dependência na origem: desigualdades no sistema educacional brasileiro e a estruturação social das oportunidades*. 2014. 270 f. Tese (Doutorado em Sociologia)- Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.

COLEMAN, J. et al. *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: US Department of Health, Education and Welfare, 1966.

COLLARES, A. C. The expansion of higher education in Brazil between 1982 and 2006: disentangling age, period and cohort effects. *Population Review*, v. 52, n. 2, p. 19-48, 2013.

DAFLON, V.; FERES, J.; CAMPOS, L. Ações afirmativas raciais no ensino superior público brasileiro: um panorama analítico. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 43, n. 148, p. 302-327, jan./abr. 2013.

GUIMARÃES, A. S. Acesso de negros às universidades públicas. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, n. 118, p. 247-268, mar. 2003.

LIMA, M. Desigualdades raciais e políticas públicas: ações afirmativas no governo Lula. *Novos Estudos*, São Paulo, n. 87, p. 77-95, jul. 2010.

MARE, R. D. Social background and school continuation decisions. *Journal of the American Statistical Association*, New York, v. 75, n. 370, p. 295-305, Jun.1980.

MARE, R. D. Change and stability in educational stratification. *American Sociological Review*, [Menasha], v. 46, n. 1, p. 459-511, Feb. 1981.

MONT'ALVÃO, A. estratificação educacional no Brasil do século XXI. Dados: *Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, v. 54, n. 2, p. 389-430, 2011.

PARK, H. South Korea: educational expansion and inequality of opportunity for higher education. In: SHAVIT, Y.; ARUM, R.; GAMORAN, A. (Eds.). *Stratification in higher education: a comparative study*. Stanford: Stanford University Press, 2007. p. 87-112.

PRATES, A. A.; COLLARES, A. C. *Desigualdade e expansão do ensino superior na sociedade contemporânea*. Belo Horizonte: Fino Traço, 2014.

RAFTERY, A.; HOUT, M. Maximally maintained inequality: expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-75. *Sociology of Education*, Albany, v. 66, n. 1, p. 41-62, 1993.

RIBEIRO, C. C.; CENEVIVA, R.; BRITO, M. M. Estratificação educacional entre jovens no Brasil: 1960 a 2010. In: ARRETCHE, M. (Org.). *Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos cinquenta anos*. São Paulo: Ed. Unesp, 2015. p. 79-108.

RIBEIRO, C. C.; SCHLEGEL, R. Estratificação horizontal da educação superior no Brasil. In: ARRETCHE, M. (Org.). *Trajetórias das desigualdades*. São Paulo: Ed. Unesp, 2015. p. 133-162.

SILVA, P. L., PESSOA, D. G.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência & Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

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

SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H-P. *Persistent inequality: a comparative study of educational attainment in thirteen countries*. San Francisco: Westview Press, 1993.

SHAVIT, Y.; ARUM, R.; GAMORAN, A. *Stratification in higher education: a comparative study*. Stanford: Stanford University Press, 2007.

SOARES, J. F.; COLLARES, A. C. Recursos familiares e o desempenho cognitivo dos alunos do ensino básico brasileiro. Dados: *Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, v. 49, n. 3, p. 615-481, 2006.

WEBER, M. *Ensaio de sociologia*. Rio de Janeiro: Zahar, 1994.

INSTRUÇÕES AOS COLABORADORES DA SÉRIE PNE EM MOVIMENTO



A série documental *PNE em movimento* tem como objetivo divulgar estudos e pesquisas sobre as metas, as estratégias, os programas e as políticas públicas relacionadas ao Plano Nacional de Educação (PNE), objetivando maximizar o alcance da sua discussão, bem como atender aos requisitos da Lei nº 13.005, de 25 de junho de 2014, que prevê que o Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) publicará estudos para aferir a evolução no cumprimento das metas do PNE.

A série publica artigos autorais inéditos, resultantes de estudos e pesquisas que apresentem consistência, rigor metodológico e originalidade na abordagem do tema e contribuam para o monitoramento e a avaliação do PNE.

Como publicar na série PNE em movimento

Ao submeter um original para publicação na série, devem ser observadas as normas para apresentação de originais, conforme estabelece o Manual da Linha Editorial do Inep, disponível no endereço eletrônico <http://publicacoes.inep.gov.br/portal/subcategoria/41>, além das diretrizes especificadas a seguir.

1. Os artigos devem trazer referência explícita ao PNE, suas metas ou estratégias, em seu título e em seu resumo. Podem ser encaminhados em qualquer época, devem ter entre 25 e 45 páginas, 35.000 e 55.000 caracteres (com espaços) e ser redigidos em língua portuguesa.

2. Autoria: o número de autores por artigo não poderá exceder o total de quatro pessoas. Caso mais pessoas tenham participado da construção do artigo, recomenda-se mencionar em nota de rodapé o grau de colaboração dos participantes da pesquisa, caracterizando-os como estagiários, auxiliares de pesquisa, bolsistas etc.
3. Mídia: os originais deverão ser encaminhados em arquivo no formato *word*, digitados em espaço 1,5, com extensão de 35.000 a 55.000 caracteres, incluindo os espaços (a extensão do artigo inclui título, resumo e palavras-chave – em português e em inglês –, figuras, tabelas, gráficos e quadros). Os arquivos não devem exceder o tamanho de 2MB.
4. Ilustrações: a série é eletrônica, em cores, e as ilustrações deverão possuir resolução a partir de 300 dpi, acompanhadas de fontes e de títulos que permitam compreender o significado dos dados reunidos. Os quadros, as tabelas e os gráficos (de preferência em *excel*) deverão obedecer às normas de apresentação tabular do IBGE. As fotografias, desenhos e mapas serão aceitos se apresentados em condições de fácil reprodução.
5. Título: o título do artigo deve ser breve (máximo de 200 caracteres com espaço), específico e descritivo, e vir, também, traduzido para o inglês.
6. Resumos: os artigos deverão ter, obrigatoriamente, resumos informativos em português e inglês, com até 1.500 caracteres com espaço.
7. Palavras-chave: os artigos devem apresentar três a cinco palavras-chave referentes a seu conteúdo, em português e em inglês, escolhidas em vocabulário controlado: Thesaurus Brasileiro de Educação – disponível em: <http://inep.gov.br/pesquisa/thesaurus>.
8. Ineditismo: a série *PNE em movimento* segue as diretrizes básicas para a integridade da atividade científica do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq (<http://cnpq.br/diretrizes/>), segundo as quais o “autor deve sempre dar crédito a todas as fontes que fundamentam diretamente seu trabalho” (item 1); “para evitar qualquer caracterização de autoplágio, o uso de textos e trabalhos anteriores do próprio autor deve ser assinalado, com as devidas referências e citações” (item 7).

Os artigos devem ser encaminhados exclusivamente para o *e-mail* seriepne@inep.gov.br, junto com o formulário de submissão de originais, que inclui declaração de originalidade e termo de cessão definitiva de direitos autorais.

Para obter o formulário para submissão de originais, as normas editoriais ou mais informações sobre a Série PNE em movimento, escreva para:

seriepne@inep.gov.br



CC BY-NC

VENDA PROIBIDA

