

# Ensino Superior no Brasil das últimas décadas

## Redução nas desigualdades de acesso?<sup>1</sup>

André Salata\*

### Introdução

A escolaridade alcançada pelos indivíduos é, conforme já amplamente demonstrado por inúmeros estudos, no Brasil e no exterior, uma variável chave para a explicação das desigualdades na sociedade contemporânea, constituindo-se como fator crucial para as chances de os indivíduos conseguirem emprego, para o status da ocupação obtida e, também, para os rendimentos auferidos por meio desta. Mais especificamente, o ingresso no Ensino Superior e sua conclusão se consolidaram, nas últimas décadas, como um dos principais meios através dos quais os estratos mais elevados da sociedade brasileira garantem o acesso, seu e de seus filhos, às posições sociais mais valorizadas e bem remuneradas (Hasenbalg, 2003). O prêmio obtido no mercado de trabalho por aqueles que possuem Ensino Superior completo se mostra de grande magnitude e presta importante contribuição para a explicação das enormes desigualdades de rendimento no país (Menezes-Filho *et al.*, 2007). Assim, conseguir ou não

\* Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS) – Porto Alegre – Rio Grande do Sul – Brasil.

1. Este documento foi elaborado no âmbito da Rede Observatório da Dívida Social das Universidades Católicas da América Latina (RED ODSAL), com base na Organização das Universidades Católicas da América Latina e Caribe (ODUCAL), e financiamento da Porticus. O trabalho também contou com auxílio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), por meio de bolsa de Produtividade em Pesquisa (PQ).

ter acesso ao Ensino Superior é, no Brasil, um elemento marcante no processo de reprodução das desigualdades.

Historicamente, na rede de Ensino Superior no Brasil – dada sua cobertura ainda limitada, a concorrência acirrada de ingresso e os custos exigidos pela rede privada – há uma sobre-representação dos estratos superiores e médios da população. Os últimos anos, no entanto, trouxeram outros elementos para essa dinâmica, com novo ciclo de expansão da rede de Ensino Superior, além de iniciativas e políticas públicas visando a redução das desigualdades de acesso (Neves *et al.*, 2007).

O presente artigo tem como objetivo verificar se nas últimas duas décadas, em decorrência desse processo de expansão e, também, da ação de políticas públicas, podemos identificar uma redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior no Brasil<sup>2</sup>. Mais especificamente, estaremos interessados em analisar os efeitos da classe de origem sobre as chances de acesso a esse nível de ensino, assim como sobre a qualidade desse acesso, se através da rede pública ou privada, nos últimos anos. Para isso, faremos uso dos dados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio (PNAD-IBGE), para os anos de 1995, 2005 e 2015, que serão analisados por meio de estatísticas descritivas e modelos *logit* multivariados.

Após esta introdução, na seção seguinte fazemos uma breve revisão da bibliografia sobre a relação entre desigualdades sociais e expansão da rede de ensino, a fim de apresentar e fundamentar as nossas hipóteses de trabalho. Na seção subsequente nós realizamos uma breve exposição acerca do padrão histórico de desenvolvimento do Ensino Superior no Brasil, assim como de seus recentes desdobramentos e expansão. Na quarta seção descrevemos os dados a serem utilizados e, em seguida, os resultados alcançados. Finalmente, nas conclusões, retomamos os pontos iniciais do artigo, procurando relacioná-los aos resultados encontrados.

### Expansão do sistema educacional e desigualdades sociais

A relação entre expansão e democratização do sistema de ensino tem sido objeto de intenso debate dentro dos estudos sobre estratificação social. A questão principal que se coloca é se a expansão dos sistemas de ensino tornaria a sociedade moderna mais fluida, ou seja, se reduziria as desigualdades de oportunidades (Shavit e Bolsfeld, 1993)<sup>3</sup>. O que se procura analisar, portanto, é a relação entre a origem social (renda domiciliar, escolaridade dos pais, classe social etc.) e o nível de escolaridade

2. Sobre esse tema, ver também Picanço (2015), Mont'Alvão (2011; 2015) e Marteleto *et al.* (2016).

3. No Brasil diversos trabalhos já trataram da estratificação educacional, como Valle Silva (2003) e Ribeiro (2011).

alcançado pelos indivíduos. Quanto mais forte essa relação, menor a igualdade de oportunidades em uma sociedade e maiores as vantagens dos indivíduos provenientes de famílias mais privilegiadas. Ao mesmo tempo, se a força dessa relação apresentar tendência de queda no decorrer dos anos, é sinal de redução das desigualdades de oportunidades e, conseqüentemente, de democratização do sistema de ensino.

Destarte, o objetivo de grande parte dos estudos sobre esse tema tem sido verificar se a expansão do sistema de ensino, típica das sociedades modernas, por si só tem sido capaz de reduzir aquela relação entre a origem social e o nível de escolaridade alcançado pelos indivíduos (Shavit e Arum, 2007).

Inicialmente, próximos da perspectiva funcionalista e no âmbito da teoria da modernização, muitos autores acreditavam que a expansão do sistema de ensino e o crescente acesso da população a este necessariamente levariam à redução das desigualdades. Progressivamente, os requisitos técnicos, inerentes ao desenvolvimento econômico, e a escolarização da população acarretariam a substituição de critérios *adscritos* – origem social, gênero, raça, entre outros – por critérios *alcançados* de estratificação – mérito, esforço, inteligência etc. (Blau e Duncan, 1967; Treiman, 1970; Kerr *et al.*, 1973). Se essa perspectiva estivesse correta, a tendência seria de uma crescente igualdade de oportunidades (mensurada via estudos de mobilidade e/ou sucesso escolar) e, inversamente, de um declínio do efeito da classe de origem dos indivíduos sobre seu destino social.

No entanto, diante de resultados empíricos que, em grande medida, contradiziam aquelas expectativas, perspectivas menos otimistas ganharam espaço dentro deste debate, em especial as teorias reprodutivistas (Bourdieu e Passeron, 1975; Bowles e Gintis, 1976; Willis, 1977).

Para essa abordagem o sistema de ensino, em vez de promover a igualdade de oportunidades, teria a função de reproduzir as desigualdades presentes na sociedade. O êxito escolar resultaria não apenas das diferenças de capital cultural na família de origem, mas, também, dos diferenciais de classe na propensão a investir no mercado escolar. Por meio de um processo denominado por Bourdieu (1998) de “causalidade do provável”, os indivíduos internalizariam suas chances (isto é, as probabilidades objetivas de seu grupo social) de acesso a esse ou àquele bem (material ou simbólico), transformando a condição objetiva em esperança subjetiva.

Mais recentemente, a abordagem da escolha racional vem ganhando espaço nesse debate, contrapondo-se às perspectivas culturalistas da reprodução social. Um dos autores mais relevantes aqui é Boudon (1981), para quem a posição relativa dos indivíduos na hierarquia social seria suficiente para dar conta das diferentes aspirações educacionais entre eles. Se a aspiração aos níveis mais avançados de educação é menos frequente nas classes baixas, isso não se deveria a uma menor valorização

da educação entre estas, mas sim à maior distância – e maiores custos – que seus membros teriam que percorrer para alcançá-la. Ao ter que escolher entre continuar estudando ou abandonar a escola, pesariam então as chances de sucesso – sendo o nível de rendimento escolar um importante indicador, utilizados pelos estudantes e suas famílias – e os custos relativos. Como o rendimento escolar dos estudantes de classes mais baixas tende a ser menor (em função do volume reduzido de recursos econômicos e culturais) e os custos relativos mais elevados, estes apresentariam maior probabilidade de abandonar a escola precocemente do que os estudantes de classes mais altas.

Ainda dentro da abordagem da escolha racional, e em grande medida influenciados pelo trabalho de Boudon, Breen e Goldthorpe (1997) procuram desenvolver um modelo formal a fim de explicar as escolhas dos jovens entre continuar ou não seus estudos, levando em consideração o efeito da classe de origem sobre essas escolhas. A hipótese de Breen e Goldthorpe (1997) é que as desigualdades de classe no sucesso escolar se mantêm constantes, não obstante a crescente escolarização da população e a redução dos custos associados às escolhas mais ambiciosas (o que ajuda a explicar a expansão em si), em função de os balanços de custos e benefícios específicos de cada classe se manterem relativamente inalterados. Ou seja, a expansão escolar *por si* reduz os custos de se optar por continuar estudando, mas o faz para todas as classes; conseqüentemente, as diferenças relativas entre as classes se manteriam constantes, explicando então a conservação das desigualdades.

Do ponto de vista mais empírico, diversos estudos foram desenvolvidos a fim de verificar a relação entre origem social, sucesso escolar e expansão do sistema de ensino, sendo o trabalho de Mare (1980) a maior referência nesse debate. Se, por um lado, a abordagem inaugurada por Mare (1980) tem o mérito de revelar a relação não linear entre a origem de classe e o sucesso escolar, já que a força desta varia conforme os indivíduos se movimentam em direção a níveis educacionais mais elevados, por outro, não é capaz de explicar a manutenção desses efeitos ao longo do tempo – a despeito da expansão da rede de ensino.

A hipótese da Desigualdade Maximamente Mantida (*Maximally Maintained Inequality* – MMI), desenvolvida por Raftery e Hout (1993), por sua vez, visa justamente dar conta dessa manutenção dos efeitos de classe ao longo do tempo. O postulado básico da MMI é o de que qualquer expansão educacional irá trazer benefícios proporcionalmente maiores ao grupo mais preparado para aproveitá-la, mantendo inalteradas as chances relativas de acesso das diferentes classes. Apenas quando o acesso das classes em vantagem atingir um ponto de saturação – supostamente próximo de 100% – é que as demais classes terão condições de reduzir suas desvantagens relativas. Ou seja, a não ser que essa expansão seja direcionada às classes em desvantagem, ou

então, que haja uma redução nas desigualdades entre classes, as desvantagens relativas permanecerão constantes, não obstante a expansão do sistema de ensino, até que o acesso das classes em vantagem tenha atingido o nível de saturação.

Destarte, a simples expansão do sistema de ensino não acarretaria em redução dos efeitos de origem sobre as transições escolares, até que se atinja o ponto de saturação. Seria, inclusive, possível que o efeito de classe sobre as transições posteriores aumente ao longo do tempo, tornando-se maior que seu efeito sobre as primeiras transições, em função da expansão nos níveis inferiores e, conseqüentemente, da crescente concorrência pelo acesso aos níveis mais altos de ensino.

Mais recentemente, a hipótese da Desigualdade Efetivamente Mantida (*Effectively Maintained Inequality – EMI*) trouxe alguns elementos novos para o debate (Lucas, 2001). Como vimos, para a abordagem da MMI haveria redução nas desigualdades desde que o acesso das classes em vantagem, a determinado nível de ensino, atingisse certo ponto de saturação. No entanto, é possível que em contextos em que há essa redução das distâncias relativas nas chances de realizar uma transição, as classes mais altas busquem outros caminhos para assegurar suas vantagens, como, por exemplo, o acesso a redes de ensino, instituições e/ou cursos de maior prestígio e qualidade.

Desse modo, mesmo em cenários onde o acesso é universalizado até para as classes mais baixas, é possível que as desigualdades sejam mantidas através dos diferenciais de ingresso a instituições de qualidade e prestígio distintos.

Tanto o modelo proposto por Mare (1980), quanto as hipóteses derivadas da MMI e da EMI, já foram amplamente testadas em inúmeros países, incluindo o Brasil, e os resultados em geral são coerentes com seus postulados – apesar das peculiaridades do sistema de ensino de cada país e, também, de alguns casos em que os resultados fogem à regra (Shavit e Bolssfeld, 1993; Shavit e Arum, 2007; Valle Silva, 2003; Ribeiro, 2011). Fica evidente, portanto, que aquela hipótese mais otimista, que previa a redução das desigualdades de sucesso escolar em função da simples expansão do sistema de ensino, tem sido problematizada pelo corpo de pesquisas sobre esse tema. E tanto as teorias da reprodução, quanto aquelas mais voltadas para a escolha racional podem ajudar a explicar os mecanismos que levam aos resultados encontrados e, assim, à confirmação de algumas hipóteses derivadas do MMI e do EMI.

### Educação superior no Brasil

Os indicadores de escolaridade no Brasil ainda são pouco satisfatórios, mesmo quando comparados a países com nível de desenvolvimento similar. Sobre a educação superior, mais especificamente, a taxa de acesso da população em idade adequada ainda fica bem abaixo de países como Argentina e México, por exemplo, e muito

distante dos países mais desenvolvidos, como Alemanha, Estados Unidos, Coréia do Sul e Itália (Neves *et al.*, 2007). Não obstante, desde meados do século passado presenciámos uma acentuada expansão de todos os níveis de ensino, incluindo o superior (Durham, 2003; Ribeiro, 2011).

Até a década de 1930, quando foi criado o Ministério dos Negócios da Educação e Saúde Pública, no governo de Getúlio Vargas, o sistema de ensino no Brasil era muito reduzido e não contava com nenhuma Universidade. A partir de então, sucessivas reformas institucionais, junto ao desenvolvimento econômico e as transformações urbanas e sociais experimentadas pela sociedade brasileira, possibilitaram seu rápido crescimento.

Ao lado das reformas de 1961 e 1971<sup>4</sup>, o desenvolvimento econômico do país e sua acelerada urbanização também contribuíram para a expansão da população atendida pelo sistema de ensino. A crescente demanda por qualificação, fruto dos processos antes mencionados, foi a grande responsável pelo expressivo crescimento do Ensino Superior no país entre as décadas de 1960 e 1970. Devido à sua maior agilidade em atender à crescente demanda, o setor privado apresentou, nesse período, uma expansão maior que a do setor público, que também se ampliou consideravelmente. Desde então, portanto, duas características têm marcado o sistema de Ensino Superior brasileiro: a primeira é sua expansão tardia e, ainda hoje, discreta, quando comparada a outros países; a segunda é a presença marcante do setor privado, que hoje é responsável por um percentual de matrículas maior que o do setor público.

Se até meados da década de 1960 a expansão do Ensino Superior era paralela à expansão da educação secundária, a partir desse momento a segunda passa a ocorrer de modo mais acelerado que a primeira, especialmente após a reforma de 1971. Na década de 1980, então, essa distância se torna ainda maior, já que enquanto que os níveis fundamental e médio de educação continuavam a se expandir, o Ensino Superior ficou estagnado. Tal diferença, que se deu a partir do final da década de 1960, entre o ritmo de expansão dos níveis fundamental e médio e a expansão do Ensino Superior, acabou criando uma competição ainda mais acirrada para o acesso a este último nível de ensino, favorecendo os estudantes provenientes das camadas médias e superiores.

Ao longo desse processo de expansão consolidou-se, no Brasil, um sistema de Ensino Superior que, de modo muito simplista, poderia ser dividido em dois grandes grupos: o primeiro formado por instituições públicas, de maior prestígio

4. 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 tiveram um importante peso nesse processo. Ver Ribeiro (2011).

e mais difícil acesso; e um segundo grupo, composto pelas instituições privadas, de menor prestígio e onde o ingresso é menos concorrido. Em ambas, as classes superiores e médias estão sobrerrepresentadas, seja em função da maior capacidade para arcar com os custos envolvidos, em especial na rede privada, ou então da vantagem obtida nos concorridos exames de vestibular, notadamente para o ingresso nas universidades públicas.

Foi somente em meados da década de 1990 que a rede de Ensino Superior voltou a se expandir e, mais uma vez, de modo proporcionalmente maior para o setor privado – mas também no setor público. A esse último ciclo de expansão do Ensino Superior, iniciado em meados da década de 1990, somou-se a implementação de uma série de políticas públicas voltadas também à democratização do acesso. Entre essas políticas, destacam-se as seguintes: o sistema de cotas, o Programa Universidade para Todos (Prouni) e o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies)<sup>5</sup>.

O sistema de cotas, adotado por algumas poucas universidades a partir do início da década de 2000, ganha impulso em 2012, quando foi sancionada a lei n. 12.711, que obrigava as instituições federais a, gradualmente, no prazo de quatro anos, garantir 50% das matrículas a estudantes oriundos do ensino médio público, mesclando também critérios de renda e raciais. Já o Prouni, anunciado no ano de 2004 e transformado em lei (n. 11.096) em 2005, tem como objetivo conceder bolsas de estudo, integrais e parciais, para alunos de instituições privadas de Ensino Superior. Para concorrer à bolsa integral o aluno deve ser proveniente da rede pública e ser oriundo de família com renda mensal bruta de até um salário mínimo e meio *per capita*; já para as bolsas parciais a renda não deve exceder três salários mínimos. Finalmente, o Fies, regulamentado em 1999, visa conceder financiamento a estudantes matriculados em instituições privadas de Ensino Superior, cujo curso tenha obtido avaliação adequada pelo governo. Atualmente, é exigido que o estudante tenha renda familiar mensal bruta de até três salários mínimos *per capita*, e que tenha obtido uma pontuação mínima no Exame Nacional de Ensino Médio (Enem)<sup>6</sup>.

5. Além das políticas aqui destacadas, especificamente voltadas para a democratização do acesso ao Ensino Superior, outros programas e ações do governo devem ser considerados, como o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni) e o Sistema de Seleção Unificada (Sisu).
6. Desde que o Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) passou a ser o agente operador do Fies, em 2010, a quantidade de contratos cresceu substancialmente a cada ano. Junto a essa mudança, foram estabelecidas novas regras do financiamento, como a redução dos juros e o aumento do prazo de carência e de amortização. Em 2010, foram firmados 75,9 mil contratos; em 2011, esse número pulou para 153,9 mil, chegando a 305,8 mil em 2012. A partir do segundo semestre de 2015, no entanto, as condições para recorrer ao financiamento foram dificultadas, entre outras medidas, pelo aumento dos juros cobrados.

Como resultado da expansão do Ensino Superior nas últimas duas décadas, conforme pode ser verificado nos gráficos 05 e 06, em anexo, houve um aumento expressivo no número de instituições e matrículas nesse nível de ensino. No entanto, como também deve ser notado nos mesmos gráficos, e conforme já havíamos mencionado, tal expansão se deu principalmente no setor privado, que em 2014 somava 2.070 instituições, responsáveis por 4.664.542 matrículas. Em comparação, no mesmo ano a rede pública era representada por 298 instituições de ensino superior (IES), somando 1.821.629 matrículas – considerando somente cursos de graduação presenciais.

Com efeito, nas últimas décadas o Ensino Superior brasileiro foi marcado por três processos inter-relacionados: sua expansão, políticas direcionadas à sua democratização e, mais uma vez, assim como nos ciclos anteriores, uma crescente participação do setor privado. Diante desse quadro, alguns pesquisadores sobre o tema têm se perguntado se, de fato, essa expansão, junto às políticas anteriormente mencionadas, teria conseguido realizar seu objetivo de democratizar o acesso ao Ensino Superior, ou apenas direcionaria os estudantes oriundos das classes inferiores a instituições privadas de segundo escalão, que em geral oferecem ensino de qualidade e reconhecimento inferior ao das públicas (Honorato e Heringer, 2015; Santos, 2011; Catani *et al.*, 2006)<sup>7</sup>.

### Hipóteses, dados e métodos

Diante do cenário previamente apresentado, cabe perguntar se o último ciclo de expansão do Ensino Superior, associado às políticas anteriormente enumeradas, teria sido capaz de reduzir as desigualdades de acesso, por classe de origem dos estudantes, ao Ensino Superior no Brasil nas últimas duas décadas?

Com base nessa questão mais geral, há quatro hipóteses que pretendemos testar neste trabalho:

- Hipótese 1: houve redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior (não condicional), por classe de origem, entre 1995 e 2015.
- Hipótese 2: para os estudantes que completaram o ensino médio (condicional), não houve redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior, por classe de origem, entre 1995 e 2005.
- Hipótese 3: para os estudantes que completaram o ensino médio (condicional),

7. Se, por um lado, o percentual de jovens, entre 18 e 24 anos, que estava cursando ou havia completado o Ensino Superior, subiu de 7,3% para 22,2% entre 1995 e 2015 (ver gráfico 07, em anexo), dentre os que estavam cursando 71,9% o faziam na rede privada em 2015 (PNAD-IBGE). Assim, nos últimos anos verificamos a expansão do Ensino Superior, mas, ao mesmo tempo, a marcante presença das IES privadas.



houve redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior, por classe de origem, entre 2005 e 2015.

- Hipótese 4: para os estudantes que ingressaram no ensino superior (condicional), houve aumento da desigualdade de acesso às instituições públicas (em relação às privadas), entre 2005 e 2015.

Basicamente, portanto, estaremos testando a hipótese de que a expansão do Ensino Superior no Brasil, ocorrida nos últimos vinte anos, associada às políticas implementadas mais recentemente foram capazes de reduzir as desigualdades de acesso por classe de origem. No entanto, estaremos dividindo essa hipótese geral em quatro hipóteses mais específicas.

A primeira delas afirma que, considerando todos os jovens, e não apenas os que já completaram o Ensino Médio, teria havido redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior<sup>8</sup>. Aqui estaremos interessados na relação mais ampla entre origens e destinos, e não especificamente na barreira que separa o Ensino Médio do Ensino Superior. Desse modo, é possível que, dada a expansão e democratização das etapas iniciais do sistema educacional brasileiro, a desigualdade de acesso aos níveis mais elevados tenha se reduzido, mesmo que a barreira específica de entrada no Ensino Superior tenha se mantido constante e/ou até se elevado. Tal hipótese se baseia, como vimos, nos pressupostos da teoria funcionalista e suas derivações (Blau e Duncan, 1967; Treiman, 1970; Kerr *et al.*, 1973).

Já as hipóteses seguintes são condicionais e consideram apenas os jovens aptos a entrarem no Ensino Superior – que concluíram o Ensino Médio –, atentando especificamente para a força da barreira entre este e o Ensino Médio. Essas hipóteses dizem respeito a dois períodos distintos: 1995 a 2005, e 2005 a 2015. Como vimos, apesar de os últimos vinte anos poderem ser caracterizados pela expansão do Ensino Superior no Brasil, é apenas no último período que a maior parte das políticas voltadas para a democratização do acesso ao Ensino Superior foram implementadas, e também que a expansão deste último fez frente à expansão do Ensino Médio. Desse modo, se por um lado esperamos, de acordo com a teoria da MMI (Raftery e Hout, 1993) – corroborada por diversos estudos nacionais e internacionais –, que a simples expansão não seja suficiente para reduzir as desigualdades de acesso (hipótese 2), por outro, esperamos que nos últimos anos tenha sido possível reduzir aquelas desigualdades (hipótese 3)<sup>9</sup>.

8. Ou seja, nos modelos não condicionais são incluídos todos os jovens na idade indicada e que, portanto, teriam condições de ter concluído o Ensino Médio e ingressado no Ensino Superior.

9. Em função da limitação dos dados, no entanto, não seremos capazes de testar efetivamente o papel que as políticas públicas possam ter tido em uma eventual redução das desigualdades de acesso. Além disso, é importante lembrar que, desde o ano de 2004, tem havido redução das desigualdades de rendimento

Vimos, entretanto, que as desigualdades podem ser mantidas mesmo quando o ingresso a determinado nível de ensino é democratizado, em função da diversidade qualitativa existente no interior do sistema de ensino – hipótese EMI (Lucas, 2001). Na seção anterior, mencionamos as diferenças internas ao Ensino Superior brasileiro e a marcante divisão entre instituições públicas – de maior prestígio – e privadas – de menor status. De tal modo, lançamos a hipótese de que, para os estudantes que ingressaram no ensino superior, houve aumento da desigualdade de acesso às instituições públicas em relação às privadas (hipótese 4).

Testaremos essas hipóteses por meio de um conjunto de modelos *logit*<sup>10</sup>.

Quanto ao recorte utilizado, trabalharemos somente com jovens entre 18 e 24 anos, que é a idade em que idealmente deveriam cursar o Ensino Superior<sup>11</sup>. Além disso, para sermos capazes de considerar a origem social deles, teremos que limitar nossa amostra aos jovens que estivessem no papel de *filhos* no domicílio, o que reduz o nosso número de casos a quase 70% do total de jovens naquela faixa etária.<sup>12</sup> Finalmente, do ponto de vista geográfico, nossa análise compreende todo o Brasil, com exceção das áreas rurais da Região Norte, que só começaram a fazer parte da PNAD a partir do ano de 2004. O Quadro 1 descreve as variáveis utilizadas nos modelos.

Teremos, primeiramente, entre nossas variáveis independentes, informações a respeito de características individuais, como idade, sexo e cor<sup>13</sup>. Em seguida, temos variáveis relativas ao capital social das famílias de origem, como o número de filhos e uma indicadora de família monoparental<sup>14</sup>. Posteriormente encontramos as variáveis geográficas: uma indicadora da região do país, outra que discrimina moradia em área rural e, a última, indicadora de domicílio em região metropolitana<sup>15</sup>.

Em seguida, temos a classe sócio-ocupacional do chefe do domicílio em que reside o jovem. Neste trabalho utilizaremos o esquema de classes desenvolvido por

entre classes (Salata, 2016), o que também pode vir a contribuir para a redução do efeito de origem sobre as chances de acesso.

10. Para uma exposição mais detalhada sobre esses tipos de modelo, ver Powers e Xie (2008).
11. Desse modo, jovens com atraso escolar, ainda cursando o Ensino Médio, ou então que tenham interrompido seus estudos após concluir aquela etapa, são tratados como não tendo acesso ao Ensino Superior, por mais que posteriormente possam vir a fazê-lo.
12. Esses recortes, sem dúvida, trazem limitações às nossas análises, cujos resultados devem então ser tratados com cautela.
13. Aqueles autodeclarados “amarelos” e “indígenas”, por seu caráter residual, não foram considerados nas análises.
14. Conforme já corroborado por estudos previamente realizados, estudantes provenientes de famílias com mais filhos e/ou monoparentais apresentam maiores desvantagens, já que tendencialmente recebem menos atenção dos responsáveis (Valle Silva, 2003).
15. Assim considerada pelas PNADs: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além do Distrito Federal (DF).

QUADRO 1  
*Descrição das Variáveis Utilizadas nos Modelos*

Nome	Descrição	Tipo	Categorias
<b>Variáveis dependentes</b>			
<b>Ensino Superior</b>	Indica se o jovem (18-24 anos) está cursando, já cursou ou já concluiu o Ensino Superior (incluindo mestrado e doutorado).	Dummy	0- Não 1- Sim
<b>Ensino Superior (condicional)</b>	Indica se o jovem (18-24 anos) está cursando, já cursou ou já concluiu o Ensino Superior (incluindo mestrado e doutorado) - somente para jovens com Ensino Médio completo.	Dummy	0- Não 1- Sim
<b>Rede de Ensino (condicional)</b>	Indica o tipo de instituição na qual o jovem (18-24 anos) estuda - somente para jovens que cursam o Ensino Superior (apenas graduação).	Dummy	0- Privada 1- Pública
<b>Variáveis independentes</b>			
<b>idade</b>	Idade, em anos completos	Contínua	---
<b>mulheres</b>	sexo	Dummy	0- Homens 1- Mulheres
<b>negros</b>	Cor autodeclarada	Dummy	0- Brancos 1- Negros
<b>filhos</b>	Número de filhos no domicílio	Contínua	---
<b>monoparental</b>	Indicador de domicílios sem cônjuge	Dummy	0- Não 1- Sim
<b>região</b>	Região Geográfica	Dummies	1- Norte 2- Nordeste 3- Sudeste (referência) 4- Sul 5- Centro-Oeste
<b>rural</b>	Tipo de moradia em área rural	Dummy	0- Urbano 1- Rural
<b>metrópoles</b>	Indicadora de região de moradia	Dummy	0- Não Metrópole 1- Metrópole
<b>classe de origem</b>	Indica a classe socio-ocupacional do chefe do domicílio onde reside o jovem.	Dummies	1- Profissionais 2- Administradores e Gerentes 3- Proprietários empregadores 4- Não-manual de rotina 5- Trab. conta própria 6- Trab. Manuais Qualificados 7- Trab. Manuais Não-Qualif. (referência) 8- Empregadores Rurais 9- Empregados Rurais

Fonte: Tabulação do próprio autor.

Valle Silva (1992), como *proxy* das situações de classe. Originalmente esse esquema contava com dezoito categorias, mas aqui utilizaremos sua versão agregada em nove grupos (Scalon, 1999): Profissionais, Administradores e Gerentes, Proprietários Empregadores, Empregados Não Manuais de Rotina, Trabalhadores Conta Própria<sup>16</sup>, Trabalhadores Manuais Qualificados, Trabalhadores Manuais Não Qualificados, Empregadores Rurais e Trabalhadores Rurais.

Para agrupar as ocupações nas dezoito categorias, Valle Silva (1992) adotou como critério a homogeneidade das posições de mercado e trabalho, levando em consideração também a distinção entre contexto rural e urbano, setor manual e não manual, e a separação entre setores de serviços (terciário) e industriais (secundário); neste último, eram separadas as indústrias modernas e as indústrias tradicionais<sup>17</sup>.

16. Valle Silva (1992) denominava essa categoria de “Proprietários Conta Própria”, mas aqui iremos utilizar “Trabalhadores Conta Própria”.

17. Posteriormente, Scalon (1999), ao estudar padrões de mobilidade no Brasil, agregou as dezoito categorias originais em apenas nove – conforme descrito no Quadro 05, em anexo.

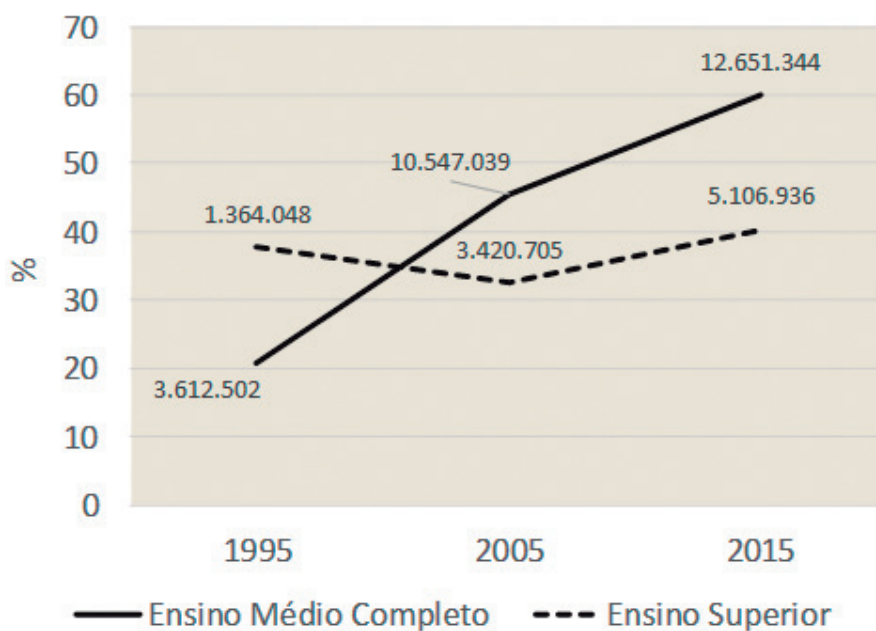
## Resultados

Antes de tratarmos especificamente dos resultados derivados dos modelos, e assim dos testes de nossas hipóteses, é importante trazermos algumas estatísticas descritivas que podem nos ajudar a melhor contextualizar a análise aqui realizada. O Gráfico 1 contém informações a respeito da quantidade de jovens que haviam completado o Ensino Médio e, entre estes, daqueles que cursavam ou haviam completado o Ensino Superior, para as duas últimas décadas.

No Gráfico 1, enquanto as linhas representam os valores percentuais, os rótulos indicam os números absolutos. No que diz respeito aos jovens com Ensino Médio completo, a tendência é de claro e acentuado crescimento absoluto – saindo de 3,6 milhões, em 1995, para mais de 12 milhões em 2015 – e percentual – de 20% a quase 60% no período analisado. Em relação aos jovens no Ensino Superior, o quadro é um pouco diferente. Em termos absolutos verificamos uma tendência acentuada de crescimento no período, já que o número de jovens cursando o Ensino Superior (ou com Ensino Superior completo) salta de 1,3 milhões, em 1995, para 5,1 milhões em 2015,

GRÁFICO 1

*Jovens (18-24 anos) com Ensino Médio Completo e Jovens (18-24 anos) Cursando Ensino Superior\* (com ensino médio completo) – Brasil\*\*, 1995, 2005 e 2015 (%)*



\* Também foram considerados os que cursavam pós-graduação e os que já haviam concluído o Ensino Superior.\*\* Com exceção dos domicílios da Região Norte localizados em áreas rurais.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015 (tabulação do próprio autor).

passando por 3,4 milhões em 2005. Ou seja, a quantidade de jovens no Ensino Superior quase quadruplica nas duas últimas décadas. Porém, como também houve expansão do Ensino Médio, os valores percentuais não sofrem tanta alteração – indo de 37% para 40% no período – e chegam inclusive a apresentar redução entre 1995 e 2005.

É apenas na última década, entre 2005 e 2015, que a expansão do Ensino Superior consegue ser proporcionalmente maior que a do Ensino Médio, acarretando então um aumento do percentual de jovens que, tendo Ensino Médio completo, ingressam no Ensino Superior. Portanto, diferente do que aconteceu entre 2005 e 2015, na primeira década do período analisado a expansão do Ensino Superior não foi suficiente para fazer frente à crescente demanda de jovens que completavam o ensino médio. Desse modo, é importante lembrarmos que estamos estudando as desigualdades de acesso em um momento de expansão do Ensino Superior e, também, dos níveis de ensino precedentes.

Iniciaremos nossa análise com base em modelos não condicionais, que incluem todos os jovens na idade indicada, a despeito de terem ou não concluído o Ensino Médio. Os resultados nos fornecerão um panorama geral das desigualdades de acesso ao Ensino Superior, sem, no entanto, tratar especificamente da barreira entre este e o Ensino Médio. Desse modo, eventuais reduções dos efeitos de origem sobre as chances de acesso poderão ser reflexo da diminuição das barreiras em etapas anteriores do sistema de ensino, não refletindo necessariamente uma democratização da passagem entre o Ensino Médio e o Ensino Superior.

Vejam no Quadro 2 os resultados dos modelos *logit* para os três anos analisados<sup>18</sup>. Antes de tratarmos dos coeficientes relativos às classes, que constituem o foco deste estudo, algumas observações sobre os efeitos das variáveis individuais, de capital social e geográficas devem ser realizadas<sup>19</sup>.

Conforme esperado, a idade tem um efeito positivo sobre as chances de acesso ao Ensino Superior, de modo que quanto maior a idade, maiores as chances. As mulheres possuem chances maiores do que os homens de ingressar no Ensino Superior e esse efeito apresenta tendência de aumento no período analisado, saltando de 76% para 107% entre 1995 e 2015<sup>20</sup>. Indivíduos negros (pretos e pardos) possuem chances menores do que brancos de acessar o Ensino Superior, mas essa desvantagem tem se

18. Para rodar os modelos fizemos uso dos pesos amostrais, sem, no entanto, realizar a expansão da amostra, de modo que testes de hipóteses foram realizados com o número real de casos. Para os testes dos coeficientes utilizamos erros robustos em todos os modelos, que foram rodados no software Stata/IC v.15.

19. A parte inferior dos quadros traz algumas estatísticas de ajuste dos modelos.

20. Nos quadros são apresentados os exponenciais dos coeficientes dos modelos, ou seja, as razões de chance. Essas podem ser lidas em termos percentuais aplicando-se a seguinte fórmula:  $[\exp(b)-1]*100$ . Para mais detalhes, consultar Powers e Xie (2008).

QUADRO 2

*Modelos Logit: Razões de Chance [exp(b)] para o Ingresso no Ensino Superior – Brasil, 1995, 2005 e 2015*

Variáveis Independentes	1995	2005	2015
Idade	1,323***	1,250***	1,252***
Mulheres	1,765***	1,907***	2,076***
Negros	0,417***	0,436***	0,593***
Filhos	0,753***	0,739***	0,756***
Monoparentais	0,677***	0,693***	0,702***
Norte	0,696*	0,805**	0,991
Nordeste	0,772**	0,714***	0,943
Sul	1,086	1,342***	1,226**
Centro-Oeste	1,113	1,40***	1,557***
Rural	0,364***	0,377***	0,501***
Metrópoles	1,219*	1,026	0,900*
Profissionais	35,594***	19,814***	9,891***
Administradores e Gerentes	13,959***	9,789***	5,891***
Proprietários empregadores	13,329***	10,092***	4,838***
Não-manual de rotina	6,002***	4,004***	3,264***
Trabalhadores conta própria	3,524***	3,3420***	2,191***
Trabalhadores manuais Qualif.	2,180***	1,593***	1,524***
Empregadores Rurais	9,619***	7,599***	6,789***
Empregados Rurais	1,078	1,154	0,934
Constante	0,000***	0,002***	0,004***
N.	17803	24123	16766
Wald chi2 (DF)	1951.74 (19)	3520.76 (19)	2328.74 (19)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,3035	0,2676	0,1825

\*\*\*p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05 +p<0.1.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

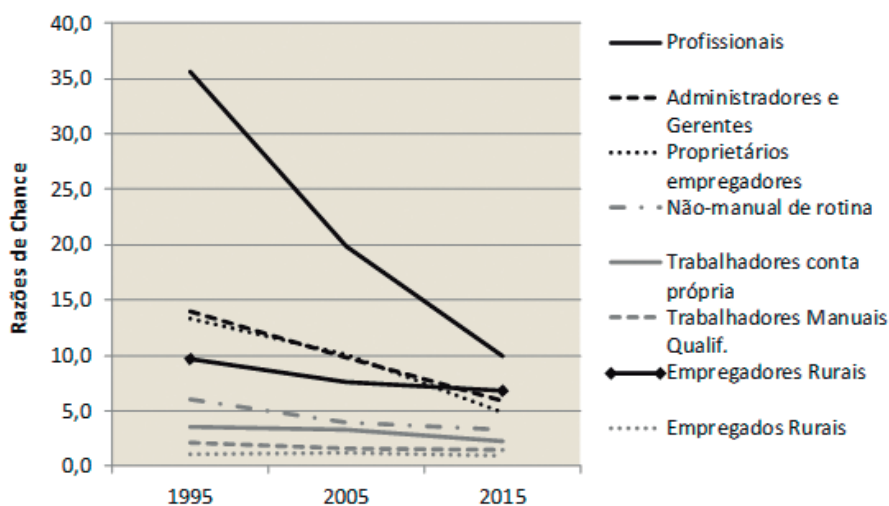
reduzido. Se, em 1995, o fato de ser negro reduzia essas chances em 59%, em 2015 essa desvantagem ficava em 41%.

Também as variáveis indicadoras de capital social se mostraram relevantes para explicar as chances de acesso. Em 2015, por exemplo, para cada filho a mais na família, a chance de acesso era reduzida em 25%, e jovens provenientes de famílias monoparentais apresentavam chances 30% menores.

Quanto às variáveis geográficas, alguns resultados devem ser observados. Se o fato de o jovem residir em área metropolitana exercia um efeito positivo nas chances de ingresso ao Ensino Superior em 1995, esse efeito se torna negativo nos anos mais recentes – talvez pela maior atratividade de um mercado de trabalho que esteve em expansão. O mesmo não pode ser dito em relação à residência em área rural, que ainda em 2015 diminuía em 50% aquelas chances, apesar da redução desse efeito em relação ao início do período. Já a interpretação em relação aos efeitos da região geográfica onde reside o jovem é mais complicada. Por um lado, destaca-se o efeito positivo de residir nas regiões Sul e Centro-Oeste, em relação à região Sudeste (categoria de

GRÁFICO 2

*Modelos Logit: Efeitos da Classe de Origem\* para o Ingresso no Ensino Superior – Brasil, 1995, 2005 e 2015*



\*Categoria de referência: Trabalhadores Manuais Não Qualificados.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

referência). Por outro, a residência nas regiões Norte e Nordeste apresentava claro efeito negativo ainda em 2015.

Por fim, vamos analisar os coeficientes relativos à classe de origem dos jovens. Um primeiro ponto que chama atenção é o fato de, nos três anos estudados, todos os coeficientes serem positivo e altamente significativos – com exceção dos filhos de Trabalhadores Rurais –, indicando que a categoria de referência (Trabalhadores Manuais Não Qualificados) apresenta desvantagem em relação a todas as demais<sup>21</sup>. No entanto, vemos também que os efeitos variam bastante entre as categorias, destacando-se as vantagens dos filhos de Empregados Não Manuais de Rotina, Empregadores Rurais, Administradores e Gerentes, Proprietários Empregadores e, principalmente, Profissionais. O Gráfico 2 nos auxilia na compreensão desses resultados.

Dois fatores devem ser notados no Gráfico 2: a enorme desigualdade de acesso ao Ensino Superior no Brasil por classe de origem – representada graficamente pelas distâncias entre as retas –, e a tendência de redução da mesma nas últimas décadas – representada graficamente pela inclinação negativa das linhas<sup>22</sup>.

21. Tendo sido, por esta razão, escolhida como categoria de referência. Além disso, também levamos em consideração o elevado número de casos que se encontram nesta categoria. É importante ressaltar, entretanto, que os coeficientes apresentados seriam diferentes caso adotássemos outra categoria de referência.

22. Os intervalos de confiança dos coeficientes, assim como seus erros, podem ser encontrados nos quadros 6 e 7, em anexo.

Destaca-se, especialmente, a enorme vantagem dos filhos de Profissionais, que em 1995 apresentavam 35 vezes mais chances de acesso ao Ensino Superior que os filhos de Trabalhadores Manuais Não Qualificados. Há um enorme *gap*, então, para as linhas que representam os filhos de Proprietários Empregadores<sup>23</sup> e Administradores e Gerentes – cuja chance de acesso, em relação à categoria de referência, era 13 vezes maior –, e também os Empregadores Rurais (chances 9 vezes maiores) e Empregados Não Manuais de Rotina (chances 6 vezes maiores). As demais categorias (Proprietários Empregadores, Trabalhadores Manuais Qualificados) também apresentam vantagens, porém menores, sobre a categoria de referência.

Ao mesmo tempo, devemos notar a tendência geral de inclinação negativa das retas, indicando a diminuição das desigualdades de acesso ao longo do período. A vantagem dos filhos dos Profissionais, por exemplo, chegava a menos de 10 vezes no final do período, diminuindo para menos de um terço; e a dos filhos de Proprietários Empregadores e Administradores e Gerentes ficava em torno de 5 vezes em 2015. Para as demais categorias também verificamos uma tendência geral de redução dos efeitos e, portanto, das desigualdades – o que é graficamente representado pela maior proximidade das retas no final do período analisado.

Desse modo, os resultados sustentam nossa primeira hipótese, de que houve redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior, por classe de origem, entre 1995 e 2015. Apesar de a origem de classe ainda exercer um enorme efeito sobre as possibilidades de ingresso, o acesso aos níveis mais elevados de ensino tornou-se mais democrático ao longo das últimas décadas. Porém, como estávamos trabalhando com um modelo não-condicional, que não restringia nossa amostra apenas aos jovens que haviam completado o Ensino Médio, estando assim aptos a ingressar no Ensino Superior, não temos ainda condições de verificar se tal redução das desigualdades teria se dado em etapas anteriores do sistema de ensino e/ou na transição do Ensino Médio ao Superior – foco de nossa análise neste artigo.

Assim, para termos condições de tratar especificamente do efeito da expansão do Ensino Superior nos últimos anos, não considerando os níveis anteriores, rodamos também modelos condicionais à conclusão do Ensino Médio, que nos permitirão testar nossas hipóteses 2 e 3. O Quadro 3 traz os coeficientes (razões de chance) dos modelos *logit* condicionais para cada um dos anos.

Observamos que os coeficientes dos modelos condicionais (Quadro 03) são similares, porém tendencialmente menores, que os dos modelos não condicionais, apresentados anteriormente. O fato de encontrarmos efeitos menores já seria espe-

23. É importante notar que esta categoria é formada, em grande medida, por pequenos e médios proprietários.



QUADRO 3

*Modelos Logit: Razões de Chance [exp(b)] para o Ingresso no Ensino Superior, Condicional à Conclusão do Ensino Médio – Brasil, 1995, 2005 e 2015*

Variáveis Independentes	1995	2005	2015
Idade	1,120***	1,138***	1,135***
Mulheres	1,187*	1,448***	1,625***
Negros	0,599***	0,530***	0,646***
Filhos	0,829	0,763***	0,774***
Monoparentais	0,817+	0,772***	0,801***
Norte	0,671*	1,086	1,201*
Nordeste	0,820+	0,898+	1,034
Sul	1,105	1,514***	1,353***
Centro-Oeste	1,301*	1,715***	1,890***
Rural	0,742	0,504***	0,501***
Metrópoles	1,238**	0,994	0,925
Profissionais	12,602***	13,67***	8,018***
Administradores e Gerentes	5,954***	7,382***	4,808***
Proprietários empregadores	6,556***	8,057***	4,001***
Não-manual de rotina	3,221***	3,255***	2,671***
Trabalhadores conta própria	2,117***	2,886***	1,940***
Trabalhadores manuais Qualif.	1,737***	1,389***	1,376***
Empregadores Rurais	5,196***	5,935***	5,772***
Empregados Rurais	1,411+	1,486***	1,114
Constante	0,038***	0,028***	0,057***
N.	4.307	12.069	10.890
Wald chi2 (DF)	553.27 (19)	1774.29 (19)	1230.36 (19)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.1435	0.1786	0.1246

\*\*\*p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05 +p<0.1.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

rado, dado que os modelos anteriores, não condicionais, consideram o acúmulo de desigualdades ao longo de todas as etapas presentes no sistema de ensino, e não apenas na barreira entre Ensino Médio e Superior. Dada essa similaridade com os resultados anteriormente apresentados, aqui daremos prioridade à análise dos efeitos de classe.

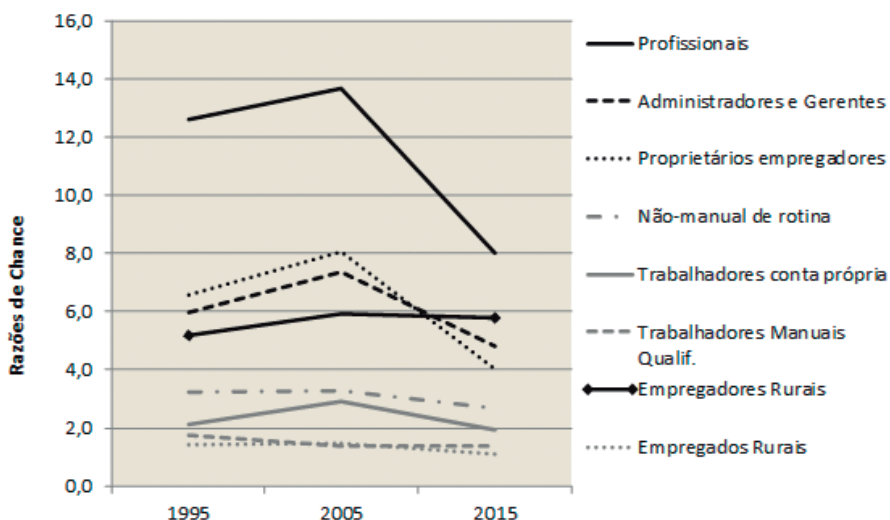
Mesmo quando consideramos apenas os jovens que concluiriam o Ensino Médio, as desigualdades de acesso ao Ensino Superior, por classe de origem, ainda se mostram muito expressivas, e o Gráfico 3 nos auxilia em sua interpretação.

No ano de 1995, por exemplo, filhos de Profissionais apresentavam chances de ingresso no Ensino Superior 12 vezes maiores que filhos de Trabalhadores Manuais Não Qualificados, dada a conclusão do Ensino Médio<sup>24</sup>. Já para os filhos de Empregadores Rurais, Proprietários Empregadores e Administradores e Gerentes, as chances eram em torno de 6 vezes maiores. Para os filhos dos Empregados Não Manuais de

24. Os intervalos de confiança dos coeficientes, assim como seus erros, podem ser encontrados nos quadros 8 e 9, em anexo.

GRÁFICO 3

*Modelos Logit: Efeitos da Classe de Origem\* para o Ingresso no Ensino Superior, Condicional à Conclusão do Ensino Médio – Brasil, 1995, 2005 e 2015*



\*Categoria de referência: Trabalhadores Manuais Não Qualificados.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

Rotina essa vantagem era de 3,2 vezes, de 2,1 para os filhos dos Proprietários Conta Própria, e de 1,4 a dos filhos de Empregados Rurais.

Verificamos, portanto, um quadro de imensas desigualdades de acesso ao Ensino Superior, de acordo com a classe de origem dos jovens, mesmo em se tratando de um modelo condicional à conclusão do Ensino Médio – descartando, então, as disparidades existentes nos níveis precedentes de ensino – e controlado por todas as outras variáveis inseridas no mesmo. Vemos, também, que algumas classes apresentam vantagens muito maiores do que outras, destacando-se principalmente os filhos de Profissionais, seguidos dos Administradores e Gerentes, Proprietários Empregadores e Empregadores Rurais. São, dessa maneira, e conforme esperado, os jovens provenientes de classes com maior acúmulo de capital econômico e cultural aqueles que apresentam as maiores vantagens no acesso ao Ensino Superior.

Porém, o Gráfico 3 também torna evidente que a magnitude desses efeitos apresenta importantes variações ao longo do período analisado. De um modo geral, o quadro é de aumento ou estagnação dos coeficientes entre 1995 e 2005 e de redução dos mesmos entre 2005 e 2015. Por exemplo, no caso dos filhos de Profissionais, em 1995 suas chances de ingresso eram 12 vezes maiores que a categoria de referência, subindo para 13 vezes em 2005 e caindo para 8 vezes em 2015.

Assim, apesar de ainda muito alta, as desigualdades de acesso eram menores em 2015 do que há uma década.

Tais resultados dão suporte às nossas segunda e terceira hipóteses de trabalho: por um lado, não verificamos tendência de redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior, por classe de origem, entre 1995 e 2005; por outro, houve redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior, por classe de origem, entre 2005 e 2015. Apesar de ter havido expansão do sistema de Ensino Superior brasileiro em todo o período aqui analisado, foi somente na última década que essa expansão foi acompanhada de uma maior democratização do acesso a este.

Na próxima seção discutiremos melhor estes resultados, procurando relacioná-los com as referências tratadas nas sessões anteriores. Antes, no entanto, testaremos nossa quarta hipótese, a respeito do aumento das desigualdades qualitativas no interior do sistema de Ensino Superior; ou, mais especificamente, que para os estudantes que ingressaram no Ensino Superior, houve aumento da desigualdade de acesso às instituições públicas (em relação às privadas). Ou seja, estaremos interessados na qualidade desse ingresso.

O Quadro 4 traz os coeficientes dos modelos para o ingresso em instituições públicas de Ensino Superior – tendo os que ingressaram em instituições privadas como referência – para os anos de 2005 e 2015<sup>25</sup>.

O primeiro ponto a ser destacado no Quadro 4 é que, quando comparamos com os modelos anteriores, há uma visível redução dos efeitos das variáveis independentes, de modo que muitas se tornam estatisticamente não significativas. Apenas os coeficientes de região geográfica se mantêm consistentemente significativos no período analisado, sendo possível afirmar que jovens residentes na região Sudeste (categoria de referência) apresentam chances inferiores de acesso às instituições públicas. Tal resultado poderia ser explicado pela grande concentração de instituições privadas naquela região. Seguindo essa tendência, a residência em área rural também tende a reduzir as chances de acesso às instituições públicas, apresentando efeito significativo em 2015<sup>26</sup>.

Os dados indicam um ajuste inferior ao dos modelos anteriormente rodados, o que significa que, em seu conjunto, as variáveis utilizadas têm um poder explicativo maior para o ingresso no ensino superior do que para a qualidade desse ingresso, ou seja, para o tipo de rede em que se deu o ingresso. De acordo com a bibliografia sobre o tema, resultados nessa direção já seriam esperados, dada a conhecida tendência de

25. Como em 1995 não havia uma variável discriminando o tipo de instituição, rodamos esses modelos apenas para 2005 e 2015.

26. Para além das variáveis geográficas, outras características apresentam tendências pouco consistentes entre os anos, como o efeito de gênero, raça e de capital social.

QUADRO 4

*Modelos Logit: Razões de Chance [exp(b)] para o Ingresso no Ensino Superior em Instituições Públicas (em relação a Instituições Privadas), Condicional ao Ingresso no Ensino Superior – Brasil, 2005 e 2015*

Variáveis Independentes	2005	2015
Idade	1,001	0,981
Mulheres	0,917	0,836*
Negros	1,177+	1,002
Filhos	1,179**	1,073
Monoparentais	0,979	1,040
Norte	2,198***	1,775***
Nordeste	3,262***	2,098***
Sul	1,464**	0,920
Centro-Oeste	1,448**	1,360**
Rural	0,838	0,705+
Metrópoles	0,617***	0,908
Profissionais	1,376+	1,885***
Administradores e Gerentes	0,963	1,075
Proprietários empregadores	0,713+	1,010
Não-manual de rotina	1,128	1,149
Trabalhadores conta própria	0,798	0,927
Trabalhadores manuais Qualif.	0,799	1,154
Empregadores Rurais	0,648	1,165
Empregados Rurais	1,051	1,604*
Constante	0,208**	0,371*
N.	3.869	4.189
Wald chi2 (DF)	227.60 (19)	128.34
Prob > chi2	0.000	0.000
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.0600	0.0286

\*\*\*p<0.001 \*\*p<0.01 \*p<0.05 +p<0.1.

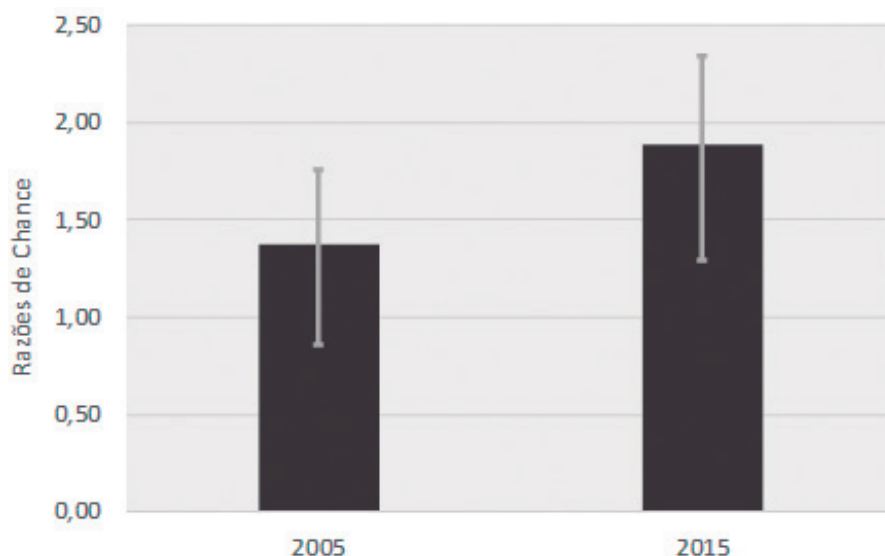
Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 2005 e 2015.

os efeitos das variáveis de origem social diminuiriam ao longo das transições escolares. Como as barreiras para o ingresso no Ensino Superior são muito fortes, conforme atestamos nos modelos anteriores, o público que as supera tende a ser mais homogêneo em suas características sociais, diminuindo então o poder de explicação das variáveis utilizadas sobre a qualidade do ingresso.

Entre os coeficientes que mais nos interessam, relativos à classe de origem, também encontramos essa mesma tendência de redução dos efeitos quando comparados aos modelos anteriores. Apesar de todos os coeficientes apresentarem tendência de aumento no período analisado – o que poderia denotar uma elevação das desigualdades e do efeito de classe de origem –, somente aqueles relativos à vantagem dos filhos de Profissionais são estatisticamente significativos em ambos os anos. De fato, conforme pode ser verificado também no Quadro 12 (em anexo), há pouca variação entre as

GRÁFICO 4

*Modelos Logit: Efeitos da Classe de Origem (Profissionais)\* para o Ingresso no Ensino Superior em Instituições Públicas (em relação à Instituições Privadas), Condicional ao Ingresso no Ensino Superior – Brasil, 2005 e 2015*



\*Categoria de referência: Trabalhadores Manuais Não Qualificados .

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 2005 e 2015.

classes de origem no que diz respeito à rede de ensino – se pública ou privada – dos jovens que cursam o Ensino Superior. Para quase todas as categorias o percentual de jovens em instituições públicas fica em torno de 25%, sendo os filhos de Profissionais a principal exceção – já que, entres estes, aquele percentual sobe de 32% para 37% no período analisado<sup>27</sup>.

Segundo os resultados dos modelos rodados, dado o ingresso no Ensino Superior, em 2005 um jovem filho de Profissionais tinha uma chance 37% maior de estar em uma instituição pública do que um filho de Trabalhadores Manuais Não Qualificados (categoria de referência). Essa mesma vantagem subia para 88% em 2015. Assim, dentro do sistema de ensino superior, os filhos de Profissionais mais uma vez se destacam em suas vantagens, apresentando tendência significativamente maior de acesso às instituições públicas. O Gráfico 4 compara estes coeficientes, indicativos da vantagem dos filhos de Profissionais, entre 2005 e 2015.

Além do valor dos coeficientes (em razões de chance), representado graficamente pelas barras, o Gráfico 4 traz também os intervalos e confiança (95%) dos mesmos

27. Outra exceção são os filhos de Empregados Rurais, que também apresentam percentual um pouco mais elevado de estudantes em instituições públicas.

– representados pelos colchetes<sup>28</sup>. Como podemos verificar, apesar de a tendência observada ser de aumento da vantagem dos filhos de Profissionais entre 2005 e 2015, essa variação fica dentro dos intervalos de confiança, não sendo possível afirmar, com um nível adequado de certeza, que de fato houve elevação daquele efeito. Por outro lado, se em 2005 não podíamos rejeitar com 95% de confiança a hipótese nula de que os filhos de Profissionais não apresentavam vantagens sobre os filhos de Trabalhadores Manuais Não Qualificados, em 2015 já seria possível rejeitá-la.

Desse modo, os dados apresentados sustentam apenas em parte a nossa quarta hipótese, de que houve aumento da desigualdade de acesso às instituições públicas (em relação às privadas), por origem social. Assim, neste caso não podemos ser muito conclusivos em nossas afirmações. O que constatamos, em primeiro lugar, é que o efeito da origem social sobre o tipo de instituição em que houve o ingresso é menor do que sobre o ingresso em si, o que, conforme já comentamos, seria esperado<sup>29</sup>. Verificamos também que os filhos de Profissionais mais uma vez se destacam, apresentando chances significativamente maiores de estudarem em instituições públicas. Entretanto, apesar de termos constatado a tendência de aumento destas vantagens, os resultados não nos permitem afirmar que houve elevação das mesmas.

## Conclusões

Os resultados alcançados neste trabalho, apresentados na seção anterior, seguem uma tendência já verificada em diversos outros países (Shavit e Arum, 2007): a expansão do Ensino Superior não leva, necessariamente, à democratização da barreira de acesso ao mesmo. A origem social dos jovens, mensurada com base na classe sócio-ocupacional do chefe de domicílio, continua exercendo forte efeito sobre as chances de ingresso no Ensino Superior no Brasil, a despeito da expansão do mesmo. Além disso, a diminuição do efeito de classe sobre a chance de alcançar o Ensino Superior parece mais atrelada à democratização do acesso aos níveis anteriores de ensino. Ademais, quando tratamos apenas das barreiras de acesso àquele nível, condicional à conclusão do Ensino Médio, a tendência de redução das desigualdades não é contínua ao longo das duas últimas décadas, fazendo-se presente somente nos últimos anos. Por fim, tal redução das desigualdades nas chances de acesso parece se combinar com desigualdades horizontais, ou qualitativas, no interior do sistema de ensino.

28. Os intervalos de confiança dos demais coeficientes, assim como seus erros, podem ser encontrados nos Quadros 10 e 11, em anexo.

29. É importante lembrar que as desigualdades qualitativas, ou horizontais, dentro do sistema de ensino podem se dar não apenas na distinção entre instituições públicas e privadas, mas também de acordo com o prestígio das instituições, dos cursos etc.

Desse modo, os resultados apresentados na seção anterior dão suporte às nossas hipóteses iniciais, baseadas na abordagem da MMI. Um dos pilares da perspectiva da Desigualdade Maximamente Mantida (MMI) é de que a expansão da rede de ensino não leva, necessariamente, à democratização do acesso à mesma, a não ser que atinja um determinado ponto de saturação. Conforme verificamos nos resultados apresentados, a despeito de sua expansão ao longo das duas últimas décadas, é somente nos últimos anos que verificamos uma substantiva redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior no Brasil, condicional à conclusão do Ensino Médio.

Tomando-se por base a teoria da Desigualdade Maximamente Mantida (MMI), podemos encontrar algumas possíveis explicações para este resultado. A primeira, e talvez mais coerente, é a de que somente nos últimos anos a expansão da rede de Ensino Superior fez frente à crescente demanda originada nos níveis de ensino anteriores – que também se expandiram. Como vimos, de acordo com a MMI, é possível que a expansão de um determinado nível de ensino acarrete mais desigualdades no acesso a níveis mais elevados, já que produziria uma maior demanda. Parece ser este o caso entre 1995 e 2005, quando a expansão do Ensino Superior ainda não acompanha o crescimento da demanda. Tal mecanismo, então, explicaria o motivo pelo qual somente entre 2005 e 2015 encontramos redução significativa das desigualdades de acesso ao Ensino Superior, condicionais à conclusão do Ensino Médio.

Uma segunda explicação poderia girar em torno das políticas públicas, como o Prouni, Fies e as cotas, voltadas especificamente para a democratização do acesso ao Ensino Superior. Tais políticas foram criadas e/ou ganharam mais fôlego a partir da última década, e é possível que tenham tido algum efeito sobre a redução das desigualdades de acesso. Se, por um lado, a simples expansão da rede de ensino não provocaria, necessariamente, a democratização do acesso – conforme previsto pela MMI –, por outro, uma expansão associada a políticas voltadas para sua democratização poderia produzir tal efeito. Infelizmente, no entanto, nossos dados não nos permitem testar especificamente as implicações de tais políticas para as desigualdades de acesso.

Finalmente, é plausível pensarmos que a redução das desigualdades econômicas entre classes, ocorrida na última década (Salata, 2016, 2018), tenha também contribuído para a redução das desigualdades de acesso ao Ensino Superior. Afinal, como vimos, uma diminuição das desigualdades econômicas seria capaz de reduzir os diferenciais de custos, entre classes, associados à opção dos jovens por continuar estudando (Breen e Goldthorpe, 1997).

É relevante destacarmos, conforme demonstrado por parte dos resultados apresentados, que a relação entre origem social e acesso ao Ensino Superior – não condicional à conclusão do Ensino Médio –, apesar de ser ainda muito marcante, apresentou clara tendência de queda nas últimas décadas. Tal resultado deve ser explicado, principal-

mente, pela forte expansão dos níveis de ensino precedentes (Ensino Fundamental e Ensino Médio), contribuindo para a democratização do público apto a ingressar no Ensino Superior<sup>30</sup>. Como consequência desses movimentos, nos últimos anos verificamos algumas mudanças no perfil dos jovens atendidos pelas Instituições de Ensino Superior, de acordo com sua classe de origem<sup>31</sup>.

Nesse sentido, seja considerando especificamente a passagem do Ensino Médio ao Ensino Superior na última década, ou então a relação não condicional entre origem social e ingresso no Ensino Superior, podemos afirmar que a sociedade brasileira se tornou mais fluida e democrática nos últimos anos. Apesar disso, devemos considerar que o peso da origem social sobre as chances de os jovens ingressarem no Ensino Superior (condicional ou não à conclusão do Ensino Médio) ainda é muito marcante. Jovens provenientes de famílias de classes mais altas, com maior acúmulo de capital econômico e, principalmente, cultural, ainda hoje possuem chances muito mais altas de atingir aquele nível de ensino do que jovens de classes trabalhadoras.

Com efeito, no que diz respeito ao acesso ao Ensino Superior, por um lado a tendência observada é positiva e vai ao encontro de perspectivas mais otimistas, para as quais a expansão do sistema de ensino promoveria uma equalização das oportunidades, reduzindo assim o peso da origem social sobre a escolaridade alcançada pelos indivíduos (Blau e Duncan, 1967; Treiman, 1970; Kerr *et al.*, 1973). Por outro lado, o efeito ainda muito relevante da origem de classe sobre as chances de acesso ao Ensino Superior endossa as abordagens reprodutivistas, em sua vertente culturalista (Bourdieu e Passeron, 1975; Bowles e Gintis, 1976; Willis, 1977) e/ou da escolha racional (Boudon, 1981; Breen e Goldthorpe, 1997).

No decorrer deste trabalho afirmamos que, nas últimas décadas, a significativa expansão do Ensino Superior no Brasil esteve atrelada a uma crescente participação do setor privado, e nos perguntamos se a expansão ocorrida nos últimos anos não teria direcionado os estudantes oriundos das classes inferiores a instituições privadas, que tendem a oferecer ensino de qualidade e reconhecimento inferior ao das públicas (Honorato e Heringer, 2015; Santos, 2011; Catani *et al.*, 2006). Os resultados alcançados trazem indícios, de modo não conclusivo, da elevação dos efeitos de classe – em especial para os filhos de Profissionais – sobre as chances de acessar o Ensino Superior através instituições públicas. Desse modo, é possível que a característica dual do Ensino Superior no Brasil esteja se acentuando, contribuindo assim para o incremento das chamadas desigualdades qualitativas ou horizontais – estando de acordo com o modelo das *Desigualdades Efetivamente Mantidas* (EMI) (Lucas, 2001).

30. Para uma ilustração sobre este ponto, ver também os Gráficos 8 e 9, em anexo.

31. Ver Gráfico 10, em anexo.



No entanto, como vimos, ainda é cedo para corroborarmos aquela hipótese. No que concerne ao Ensino Superior no Brasil, a principal barreira de classe continua se dando no ingresso em si – incluindo aqui a passagem pelas barreiras precedentes, que tornam o jovem apto ao ingresso. Verificamos que os efeitos da origem social sobre o tipo de instituição – se pública ou privada –, ou seja, sobre a qualidade desse ingresso, é menor, destacando-se mais uma vez os filhos de Profissionais, com maior presença na rede pública. Apesar de termos encontrado alguns indícios nesse sentido, não é possível afirmar, com nível de confiança adequado, que tais efeitos estejam se elevando. Mas é plausível supor que, em se continuando o processo de redução das barreiras de acesso, os efeitos de origem social sobre a rede de ensino – ou a qualidade do acesso – se tornem mais acentuados nos próximos anos.

Portanto, os resultados aqui apresentados tornam evidente um cenário em que padrões positivos e negativos se entrelaçam. Os efeitos ainda muito relevantes e agudos da origem social para o acesso ao Ensino Superior – condicional ou não à conclusão do Ensino Médio –, foram reduzidos nos últimos anos. Entretanto, é possível que a essas desigualdades verticais venham a somar-se, cada vez mais, desigualdades horizontais dentro do sistema de ensino, sobre o tipo ou a qualidade daquele acesso. Não obstante, em relação ao acesso ao Ensino Superior, a sociedade brasileira de hoje se mostra mais democrática e aberta que aquela de duas décadas atrás, apesar das enormes desigualdades que ainda persistem.

### Referências Bibliográficas

- BLAU, Peter M. & DUNCAN, Otis Dudley. (1967), *The American occupational structure*. Nova York, Wiley.
- BOUDON, Raymond. (1981), *A desigualdade das oportunidades: a mobilidade social nas sociedades industriais*. Brasília, Editora Universidade de Brasília.
- BOURDIEU, Pierre. (1998), “Futuro de classe e causalidade do provável”. In: BOURDIEU, Pierre. *Escritos de educação*. Petrópolis, Vozes, pp. 81-126.
- BOURDIEU, Pierre & PASSERON, Jean-Claude. (1975), *A reprodução: elementos para uma teoria do sistema de ensino*. Rio de Janeiro, Francisco Alves.
- BOWLES, Samuel & GINTIS, Herbert. (1976), *Schooling in capitalist America*. Londres, Routledge.
- BREEN, Richard & GOLDTHORPE, John H. (1997), “Explaining educational differentials towards a formal rational action theory”. *Rationality and Society*, 9 (3): 275-305.
- CATANI, Afrânio Mendes *et al.* (2006), “Prouni: democratização do acesso às instituições de Ensino Superior?” *Educar*, (28): 125-140.
- DURHAM, Eunice Ribeiro. (2003), *O Ensino Superior no Brasil: público e privado*. São Paulo, Nupes-USP.

- HASENBALG, Carlos. (2003). "A transição da escola para o trabalho". In: HASENBALG, Carlos & VALLE SILVA, Nelson do (orgs.). *Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida*. Rio de Janeiro, Topbooks, vol. 1, pp. 147-172.
- HONORATO, Gabriela & HERINGER, Rosana. (2015), *Acesso e sucesso no Ensino Superior: uma sociologia dos estudantes*. Rio de Janeiro, Faperj.
- KERR, Clark *et al.* (1973), *Industrialism and industrial man*. Harmonds Worth, Penguin.
- LUCAS, Samuel R. (2001). "Effectively maintained inequality: education transitions, track mobility, and social background effects". *American Journal of Sociology*, 106 (6): 1642-90.
- MARE, Robert. (1980), "Social background and school continuation decisions". *Journal of the American Statistical Association*, 75 (370): 295-305.
- MARTELETO, Letícia *et al.* (2016), Educational stratification after a decade of reforms on higher education access in Brazil. *Research in Social Stratification and Mobility*, 46: 99-111.
- MENEZES-FILHO, Naércio *et al.* (2007), "Educação e queda recente da desigualdade no Brasil." In: BARROS, Ricardo Paes de *et al.* (orgs), *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro, Ipea, pp. 185-304.
- MONT'ALVÃO, Arnaldo. (2011), "Estratificação educacional no Brasil do século XXI". *Dados*, 54 (2): 389-430.
- MONT'ALVÃO, Arnaldo. (2015), "Tendências das desigualdades de acesso ao Ensino Superior no Brasil, 1982-2010". *Educação & Sociedade*, 35 (127): 417-441.
- NEVES, Clarissa Eckert Baeta *et al.* (2007), "Acesso, expansão e equidade na educação superior: novos desafios para a política educacional brasileira". *Sociologias*, 9 (17): 124-157.
- PICANÇO, Felícia. (2015), "Juventude por cor e renda no acesso ao Ensino Superior: somando desvantagens, multiplicando desigualdades?" *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 30 (88): 145-181.
- POWERS, Daniel & XIE, Yu. (2008), *Statistical methods for categorical data analyses*. Bingley, Emerald.
- RAFTERY, Adrian E. & HOUT, Michael. (1993), "Maximally maintained inequality: expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-1975". *Sociology of Education*, 66 (1): 41-62.
- RIBEIRO, Carlos Antônio Costa. (2011), "Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil". *Dados*, 54 (1): 41-87.
- SALATA, André. (2016), "Inequalities and the Brazilian new democracy: income distribution between classes in recent decades". *Sociologia & Antropologia*, 6 (1): 181-208.
- SALATA, André. (2018), "Distribuição de renda no Brasil entre 2002 e 2013: redução das desigualdades entre classes?" *Latin American Research Review*, 53 (1): 76-95.
- SANTOS, Clarissa Tagliari. (2011), *A chegada ao Ensino Superior: o caso dos bolsistas do Prouni da PUC-RIO*. Rio de Janeiro, dissertação de mestrado, Instituto de Filosofia e Ciências Sociais da Universidade Federal do Rio de Janeiro.
- SCALON, Celi. (1999), *Mobilidade social no Brasil: padrões e tendências*. Rio de Janeiro, Revan.

SHAVIT, Yossi & ARUM, Richard. (2007), *Stratification in higher education: a comparative study*. California, Stanford University Press.

SHAVIT, Yossi & BLOSSFELD, Hans-Peter. (1993), *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*. Boulder, CO, Westview Press.

TREIMAN, Donald J. (1970), "Industrialization and social stratification". In: LAUMANN, Edward O. (org.). *Social stratification: research and theory for the 1970s*. Indianapolis, Bobbs Merrill.

VALLE SILVA, Nelson do. (1992), *Uma classificação ocupacional para o estudo da mobilidade e da situação de trabalho no Brasil*. Rio de Janeiro, IUPERJ (mimeo.).

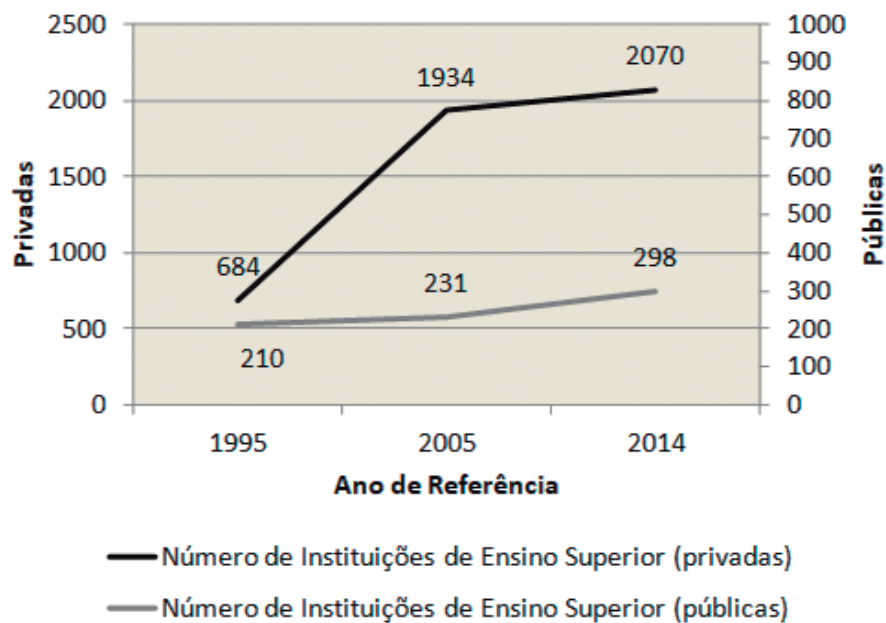
VALLE SILVA, Nelson do. (2003), "Expansão escolar e estratificação educacional no Brasil". In: HASENBALG, Carlos & VALLE SILVA, Nelson do (orgs.). *Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida*. Rio de Janeiro, Topbooks, vol.1, pp. 105-147.

WILLIS, Paul E. (1977), *Learning to labor: how working class kids get working class jobs*. Nova York, Columbia University Press.

Anexo

GRÁFICO 5

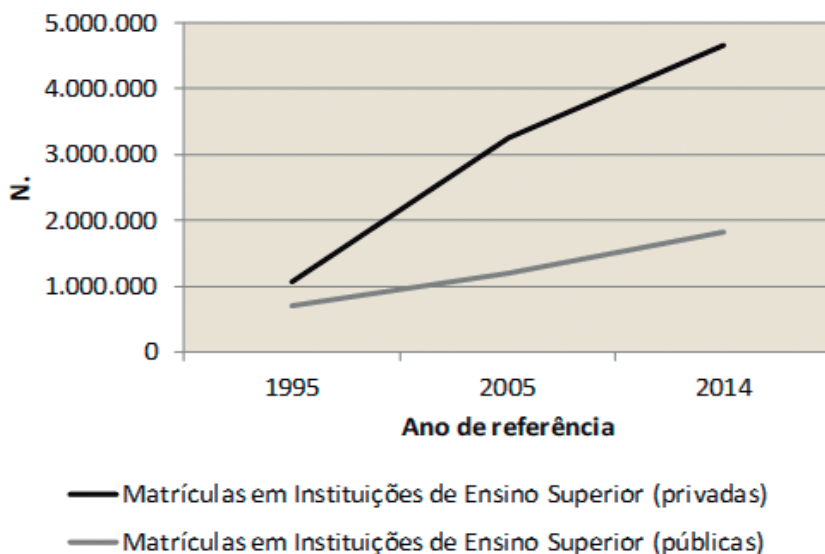
*Instituições de Ensino Superior, Públicas e Privadas - Brasil, 1995, 2005 e 2014*



Fonte: Censo da Educação Superior (INEP), 1995, 2005 e 2014 (tabulação do próprio autor).

GRÁFICO 6

Matrículas no Ensino Superior\*, em Instituições Públicas e Privadas – Brasil, 1995, 2005 e 2014

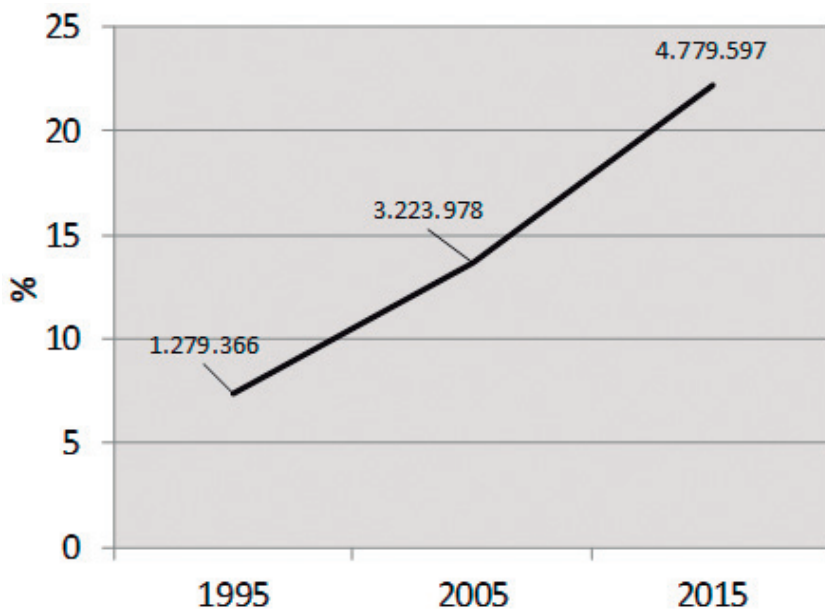


\*Somente para cursos de graduação presenciais.

Fonte: Censo da Educação Superior (INEP), 1995, 2005 e 2014 (tabulação do próprio autor).

GRÁFICO 7

Percentual e Número de Jovens, entre 18 e 24 anos de Idade, que Cursavam ou Haviam Concluído o Ensino Superior\* – Brasil\*\*, 1995, 2005 e 2015

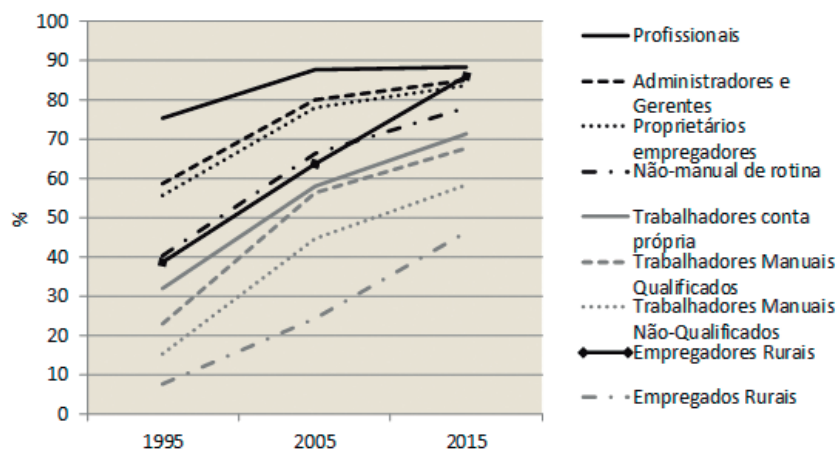


\* Também foram considerados os que cursavam pós-graduação. \*\*Excluindo-se as áreas rurais da Região Norte.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

GRÁFICO 8

Jovens (18-24 anos) com Ensino Médio Completo, por Classe de Origem - Brasil\*\*, 1995, 2005 e 2015 (%)

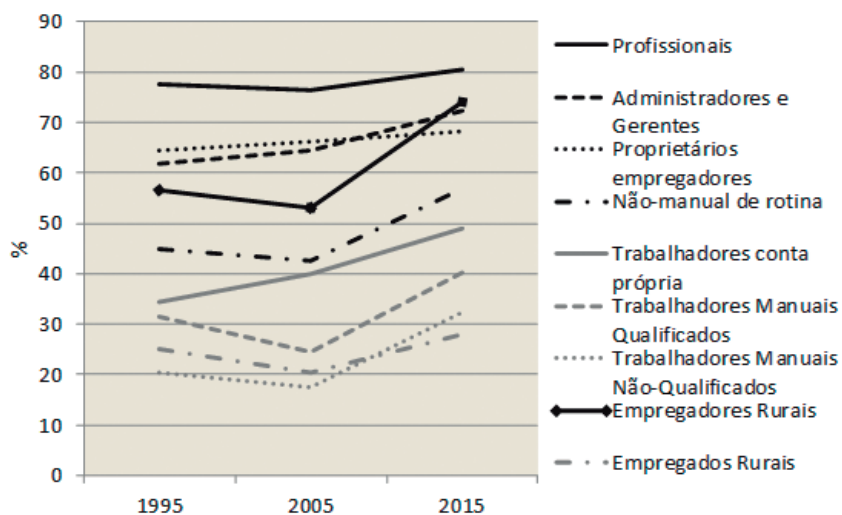


\*\*Excluindo-se as áreas rurais da Região Norte.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

GRÁFICO 9

Jovens (18-24 anos) Cursando Ensino Superior\* (entre os que possuem Ensino Médio Completo), por Classe de Origem - Brasil\*\*, 1995, 2005 e 2015 (%)

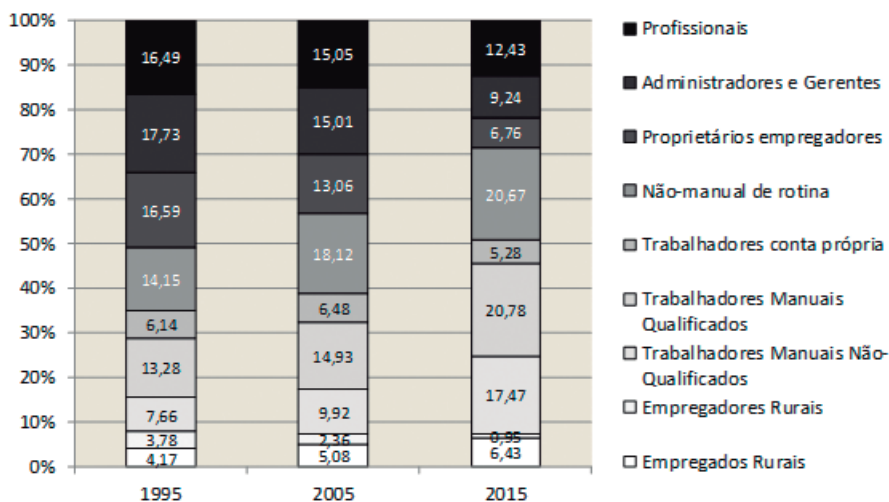


\* Também foram considerados os que cursavam pós-graduação, ou que tinham Ensino Superior completo. \*\*Excluindo-se as áreas rurais da Região Norte.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

GRÁFICO 10

*Perfil dos Jovens (18-24 anos) Cursando Ensino Superior, por Classe de Origem – Brasil\*\*, 1995, 2005 e 2015 (%)*



\*\*Excluindo-se as áreas rurais da Região Norte.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

QUADRO 5

*Categorias Sócio-ocupacionais Agregadas, Segundo as Categorias Originais*

Categorias Agregadas	Categorias Originais
1- Profissionais	1- Profissionais 3- Profissionais liberais
2- Administradores e Gerentes	2- Dirigentes e administradores de alto nível 4- Empregados em funções administrativas
3- Proprietários Empregadores	6- Proprietários empregadores na ind., com. e serv.
4- Empregados Não Manuais de Rotina	5- Não Manuais de rotina e funções de escritório 8- Técnicos, artistas e supervisores do trabalho manual
5- Trabalhadores Conta Própria	7- Trabalhadores por conta-própria (sem empregados)
6- Trabalhadores Manuais Qualificados	9- Trabalhadores manuais em indústrias modernas 11- Trabalhadores manuais dos serviços em geral
7- Trabalhadores Manuais Não Qualificados	10- Trabalhadores manuais em indústrias tradicionais 12- Trabalhadores no serviço doméstico 13- Vendedores ambulantes 14- Artesãos
8- Empregadores Rurais	15- Proprietários (empregadores) no setor primário
9- Empregados Rurais	16- Técnicos e administradores no setor primário 17- Produtores agrícolas autônomos 18- Trabalhadores rurais

Fonte: elaboração do autor.

QUADRO 6

*Modelos Logit: Coeficientes (b) e Erros-padrão Robustos para o Ingresso no Ensino Superior – Brasil, 1995, 2005 e 2015*

Variáveis Independentes	1995		2005		2015	
	Coef. (b)	Erro Padrão Robusto	Coef. (b)	Erro Padrão Robusto	Coef. (b)	Erro Padrão Robusto
Idade	0,280	0,016	0,224	0,011	0,225	0,011
Mulheres	0,568	0,065	0,646	0,044	0,731	0,042
Negros	-0,873	0,082	-0,830	0,049	-0,522	0,045
Filhos	-0,283	0,024	-0,301	0,019	-0,279	0,021
Monoparentais	-0,390	0,090	-0,366	0,054	-0,352	0,049
Norte	-0,361	0,141	-0,217	0,079	-0,009	0,069
Nordeste	-0,259	0,088	-0,337	0,057	-0,059	0,055
Sul	0,083	0,084	0,295	0,059	0,204	0,062
Centro-Oeste	0,107	0,100	0,343	0,066	0,443	0,068
Rural	-1,008	0,186	-0,974	0,108	-0,689	0,093
Metrópoles	0,198	0,068	0,026	0,047	-0,105	0,046
Profissionais	3,572	0,145	2,986	0,097	2,292	0,101
Administradores e Gerentes	2,636	0,127	2,281	0,089	1,774	0,096
Proprietários empregadores	2,590	0,129	2,312	0,092	1,577	0,106
Não-manual de rotina	1,792	0,131	1,387	0,075	1,183	0,065
Trabalhadores conta própria	1,260	0,151	1,207	0,097	0,785	0,093
Trabalhadores manuais Qualif.	0,780	0,125	0,466	0,075	0,422	0,061
Empregadores Rurais	2,264	0,195	2,028	0,155	1,915	0,265
Empregados Rurais	0,075	0,184	0,144	0,101	-0,067	0,091
Constante	-8,282	0,370	-6,186	0,246	-5,468	0,239

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

QUADRO 7

*Modelos Logit: Intervalo de Confiança (95%) dos Efeitos da Classe de Origem\* para o ingresso no Ensino Superior – Brasil, 1995, 2005 e 2015*

Categorias	1995		2005		2015	
	95%(-)	95%(+)	95%(-)	95%(+)	95%(-)	95%(+)
Profissionais	26,777	47,316	16,379	23,971	8,111	12,063
Administradores e Gerentes	10,878	17,914	8,229	11,647	4,880	7,113
Proprietários empregadores	10,342	17,181	8,429	12,083	3,934	5,951
Não-manual de rotina	4,648	7,753	3,459	4,635	2,876	3,707
Trabalhadores conta própria	2,619	4,741	2,763	4,043	1,828	2,628
Trabalhadores Manuais Qualif.	1,707	2,786	1,376	1,845	1,353	1,719
Empregadores Rurais	6,558	14,110	5,611	10,294	4,038	11,414
Empregados Rurais	0,751	1,547	0,947	1,408	0,781	1,118

\*Categoria de referência: Trabalhadores Manuais Não Qualificados.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

QUADRO 8

*Modelos Logit: Coeficientes (b) e Erros-padrão Robustos para o Ingresso no Ensino Superior, Condicional à Conclusão do Ensino Médio – Brasil, 1995, 2005 e 2015*

Variáveis Independentes	1995		2005		2015	
	Coef. (b)	Erro Padrão Robusto	Coef. (b)	Erro Padrão Robusto	Coef. (b)	Erro Padrão Robusto
Idade	0,114	0,021	0,130	0,013	0,127	0,012
Mulheres	0,172	0,078	0,371	0,048	0,486	0,047
Negros	-0,512	0,099	-0,634	0,054	-0,435	0,050
Filhos	-0,187	0,031	-0,270	0,024	-0,255	0,025
Monoparentais	-0,202	0,106	-0,259	0,059	-0,221	0,055
Norte	-0,399	0,164	0,082	0,088	0,184	0,077
Nordeste	-0,198	0,105	-0,107	0,062	0,033	0,060
Sul	0,100	0,103	0,415	0,065	0,303	0,069
Centro-Oeste	0,263	0,122	0,540	0,075	0,637	0,078
Rural	-0,298	0,213	-0,684	0,117	-0,690	0,101
Metrópoles	0,214	0,079	-0,006	0,051	-0,078	0,050
Profissionais	2,534	0,177	2,616	0,109	2,082	0,119
Administradores e Gerentes	1,784	0,147	1,999	0,097	1,570	0,111
Proprietários empregadores	1,880	0,155	2,087	0,103	1,387	0,119
Não-manual de rotina	1,170	0,147	1,180	0,080	0,983	0,071
Trabalhadores conta própria	0,750	0,169	1,060	0,105	0,663	0,102
Trabalhadores manuais Qualif.	0,552	0,140	0,329	0,079	0,319	0,067
Empregadores Rurais	1,648	0,228	1,781	0,177	1,753	0,308
Empregados Rurais	0,344	0,203	0,396	0,109	0,108	0,100
Constante	-3,245	0,481	-3,563	0,285	-2,864	0,276

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.

QUADRO 9

*Modelos Logit: Intervalo de Confiança (95%) dos Efeitos da Classe de Origem\* para o ingresso no Ensino Superior, Condicional à Conclusão do Ensino Médio – Brasil, 1995, 2005 e 2015*

Categorias	1995		2005		2015	
	95%(-)	95%(+)	95%(+)	95%(-)	95%(+)	95%(-)
Profissionais	8,917	17,811	11,047	16,933	6,350	10,126
Administradores e Gerentes	4,467	7,939	6,105	8,927	3,868	5,976
Proprietários empregadores	4,842	8,877	6,587	9,856	3,170	5,050
Não-manual de rotina	2,413	4,299	2,785	3,806	2,324	3,072
Trabalhadores conta própria	1,521	2,949	2,348	3,548	1,590	2,368
Trabalhadores Manuais Qualif.	1,320	2,288	1,190	1,621	1,208	1,568
Empregadores Rurais	3,326	8,117	4,199	8,392	3,159	10,551
Empregados Rurais	0,949	2,099	1,201	1,839	0,916	1,355

\*Categoria de referência: Trabalhadores Manuais Não Qualificados.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 1995, 2005 e 2015.



QUADRO 10

*Modelos Logit: Coeficientes (b) e Erros-padrão Robustos para o Ingresso no Ensino Superior em Instituições Públicas (em Relação às Instituições Privadas), Condicional ao Ingresso no Ensino Superior – Brasil, 2005 e 2015*

Variáveis Independentes	2005		2015	
	Coef. (b)	Erro Padrão Robusto	Coef. (b)	Erro Padrão Robusto
Idade	0,001	0,022	-0,019	0,021
Mulheres	-0,087	0,082	-0,178	0,077
Negros	0,163	0,095	0,002	0,085
Filhos	0,165	0,047	0,070	0,044
Monoparentais	-0,021	0,107	0,039	0,092
Norte	0,788	0,149	0,574	0,125
Nordeste	1,182	0,107	0,741	0,101
Sul	0,382	0,113	-0,083	0,120
Centro-Oeste	0,371	0,124	0,308	0,115
Rural	-0,176	0,218	-0,348	0,191
Metrópoles	-0,482	0,086	-0,096	0,082
Profissionais	0,320	0,164	0,634	0,140
Administradores e Gerentes	-0,038	0,168	0,072	0,162
Proprietários empregadores	-0,338	0,181	0,010	0,183
Não-manual de rotina	0,120	0,158	0,139	0,126
Trabalhadores conta própria	-0,226	0,197	-0,076	0,194
Trabalhadores manuais Qualif.	-0,225	0,166	0,143	0,127
Empregadores Rurais	-0,434	0,325	0,153	0,450
Empregados Rurais	0,050	0,219	0,473	0,185
Constante	-1,570	0,502	-0,990	0,475

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 2005 e 2015.

QUADRO 11

*Modelos Logit: Intervalo de Confiança (95%) dos Efeitos da Classe de Origem\* para o Ingresso no Ensino Superior em Instituições Públicas (em Relação às Instituições Privadas), Condicional ao Ingresso no Ensino Superior – Brasil, 2005 e 2015*

Categorias	2005		2015	
	95%(+)	95%(-)	95%(+)	95%(-)
Profissionais	0,998	1,899	1,432	2,482
Administradores e Gerentes	0,692	1,340	0,782	1,477
Proprietários empregadores	0,500	1,017	0,705	1,447
Não-manual de rotina	0,828	1,536	0,898	1,470
Trabalhadores conta própria	0,542	1,174	0,633	1,357
Trabalhadores Manuais Qualif.	0,577	1,106	0,900	1,480
Empregadores Rurais	0,343	1,224	0,482	2,815
Empregados Rurais	0,684	1,616	1,116	2,308

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 2005 e 2015.

QUADRO 12

*Percentual de Jovens (18-24), que Cursam Ensino Superior (Graduação) em Instituições Públicas ou Privadas, por Classe de Origem – Brasil, 2005-2015*

Classe de Origem	Públicas		Privadas	
	2005	2015	2005	2015
<b>Profissionais</b>	32,66	37,22	67,34	62,78
<b>Administradores e Gerentes</b>	25,3	25,28	74,7	74,72
<b>Proprietários empregadores</b>	21,05	24,67	78,95	75,33
<b>Não-manual de rotina</b>	28,03	27,38	71,97	72,62
<b>Trabalhadores conta própria</b>	25,22	23,78	74,78	76,22
<b>Trabalhadores Manuais Qualificados</b>	22,44	26,13	77,56	73,87
<b>Trabalhadores Manuais Não-Qualif.</b>	26,77	24,38	73,23	75,62
<b>Empregadores Rurais</b>	23,73	23,6	76,27	76,4
<b>Empregados Rurais</b>	32,1	32,06	67,9	67,94

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD-IBGE), 2005 e 2015.

**Resumo***Ensino Superior no Brasil das últimas décadas: redução nas desigualdades de acesso?*

Nas últimas décadas podemos identificar uma significativa expansão do Ensino Superior no Brasil, acompanhada de importantes alterações na composição socioeconômica dos estudantes. O objetivo principal deste trabalho é verificar se esses movimentos levaram também a uma redução das desigualdades nas chances de acesso a esse nível educacional. Com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (IBGE), para os anos de 1995, 2005 e 2015, buscaremos não somente descrever as tendências observadas nas duas últimas décadas, como também testar empiricamente, por meio de modelos multivariados, a hipótese de redução das desigualdades de acesso. Mais especificamente, estaremos interessados em avaliar a possível redução dos efeitos de classe de origem sobre as chances de acesso ao Ensino Superior, assim como sobre a qualidade desse acesso, se através da rede pública ou privada, ao longo das últimas duas décadas.

Palavras-chave: Ensino superior; Acesso; Desigualdades; Expansão; Brasil.

**Abstract***Higher Education in Brazil in the last years: reduction in inequalities of access?*

In the last decades, we can identify a significant expansion of higher education in Brazil, accompanied by important changes in the socioeconomic composition of the students. The main objective of this study is to verify if these movements also led to a reduction of inequalities in the chances of access to this educational level. Based on data from the National Household Sample Survey (IBGE), for the years 1995, 2005 and 2015, we will try not only to describe the trends observed in the last two decades, but also to test empirically, through multivariate models, the hypothesis of the reduction of inequalities of access. More specifically, we will be interested in evaluating the possible reduction of the effects of class of origin on the chances of access to higher education and, also, on the kind of institution, if public or private, over the last two decades.

Keywords: Higher education; Access; Inequalities; Expansion; Brazil.

Texto recebido em 11/1/2017 e aprovado em 21/7/2017.

DOI: 10.11606/0103-2070.ts.2018.125482

ANDRÉ SALATA é professor adjunto do Programa de Pós-graduação em Ciências Sociais da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). E-mail: andre.salata@pucrs.br.

