

## ARTIGOS

# NOVAS TENDÊNCIAS OU VELHAS PERSISTÊNCIAS? MODERNIZAÇÃO E EXPANSÃO EDUCACIONAL NO BRASIL

MURILLO MARSCHNER ALVES DE BRITO

### RESUMO

*O artigo tem por objetivo investigar padrões de associação entre origens sociais e destinos educacionais nos níveis fundamental, médio e superior, ao longo do processo de modernização da sociedade brasileira. A análise baseia-se na agenda de pesquisa em modelos de progressão educacional e na agenda comparativa internacional que dela deriva. São apresentados resultados da estimação de modelos de progressão educacional a partir de dados dos censos demográficos entre 1960 e 2010, e os principais achados evidenciam parâmetros de desigualdade distintos por nível educacional – diminuição relativa na conclusão do ensino fundamental, desigualdades persistentes na conclusão do nível médio e desigualdades crescentes na entrada do ensino superior.*

**DESIGUALDADE SOCIAL • EDUCAÇÃO • MODERNIZAÇÃO • NÍVEIS DE ENSINO**

## NEW TRENDS OR PERSISTENT INEQUALITIES? MODERNIZATION AND EDUCATIONAL EXPANSION IN BRAZIL

### ABSTRACT

*The article aims to investigate patterns of association between social origins and educational destinations in primary, secondary and higher education, throughout the modernization of Brazilian society. The analysis is based on the research agenda on educational transition models and on the international comparative agenda derived from it. Results of the estimation of educational transition models are presented, using demographic census data from 1960 to 2010, and the main findings evidence different inequality parameters by educational level – relative decline in primary education conclusion, persistent inequalities in the completion of secondary education and increasing inequalities in higher education entrance.*

**SOCIAL DISADVANTAGE • EDUCATION • MODERNIZATION • LEVELS OF EDUCATION**

## NOUVELLES TENDANCES OU INÉGALITÉS PERSISTANTES? MODERNISATION ET EXPANSION ÉDUCATIVE AU BRÉSIL

### RÉSUMÉ

*Cet article vise à investiguer des modèles d'association entre origine sociale et destin éducationnel aux niveaux élémentaire, secondaire et supérieur, tout au long du processus de modernisation de la société brésilienne. L'analyse se base sur l'agenda de recherche concernant les modèles de progression éducative ainsi que sur l'agenda de comparaison internationale dont il dérive. Sont présentés des résultats concernant l'estimation de la progression éducationnelle sur la base des données des recensements démographiques de 1960 à 2010. Les conclusions principales mettent en évidence certains paramètres d'inégalité qui sont fonction du niveau d'éducation – diminution de l'inégalité relative à la conclusion de l'enseignement élémentaire, inégalités persistantes à la conclusion du niveau secondaire, inégalités croissantes pour ce qui est de l'entrée dans l'enseignement supérieur.*

**INÉGALITÉ SOCIALE • ÉDUCATION • MODERNISATION •  
NIVEAU D'ENSEIGNEMENT**

## ¿NUEVAS TENDENCIAS O VIEJAS PERSISTENCIAS? MODERNIZACIÓN Y EXPANSIÓN EDUCACIONAL EN BRASIL

### RESUMEN

*El artículo tiene el objetivo de investigar patrones de asociación entre orígenes sociales y destinos educacionales en los niveles fundamental, medio y superior, a lo largo del proceso de modernización de la sociedad brasileña. El análisis se basa en la agenda de investigación de modelos de progresión educacional y en la agenda comparativa internacional que de ella deriva. Se presentan resultados de la estimación de modelos de progresión educacional a partir de datos de los censos demográficos realizados entre 1960 y 2010, y los principales hallazgos ponen de manifiesto parámetros de desigualdad distintos por nivel educacional –disminución relativa en la conclusión de la educación fundamental, desigualdades persistentes en la conclusión del nivel medio y desigualdades crecientes en el ingreso a la educación superior.*

**DESIGUALDAD SOCIAL • EDUCACIÓN • MODERNIZACIÓN •  
NIVEL DE ENSEÑANZA**

**A**S PERSPECTIVAS MAIS PROEMINENTES DE ANÁLISE DE CLASSES NA LITERATURA sociológica recente em estratificação social (OLIN-WRIGHT, 1979, 2005; ERIKSON; GOLDTHORPE; PORTOCARRERO, 1979; BREEN, 2005) partem de um ponto consensual sobre como a educação constitui o principal mecanismo de ordenação em sociedades modernas. Assim, tanto a diminuição das desigualdades de oportunidades educacionais como a ampliação da oferta educacional podem promover mudanças na configuração das chances de mobilidade social e na estruturação do sistema ocupacional. Portanto, a análise das desigualdades educacionais está estreitamente relacionada aos padrões de estruturação de classes e de possibilidades de mobilidade social, constituindo-se em tema central na agenda de estudos sobre desigualdades sociais.

### **DESIGUALDADES EDUCACIONAIS: A ASSOCIAÇÃO ENTRE ORIGENS SOCIAIS E DESTINOS EDUCACIONAIS**

Uma maneira bastante usual de mensurar a desigualdade educacional é analisar a distribuição dos anos de escolarização completos na população. Em geral, as análises sociológicas da desigualdade educacional fundamentadas nesse indicador (BLAU; DUNCAN, 1967; SEWELL; HAUSER, 1975; HAUSER; FEATHERMAN, 1976; e SILVA; HASENBALG, 2000, para o caso brasileiro) apontam o aumento substantivo no nível médio de

escolarização da população ao longo do processo de modernização no século XX, com diminuição das desigualdades de alcance educacional (entre sexos, grupos étnico-raciais, entre residentes em áreas urbanas e rurais, e grupos de renda). Por outro lado, ao investigar a relação entre origens sociais e alcance educacional, tais análises demonstram que, mesmo nesse contexto de expansão do sistema educacional e da escolarização da população, a origem social ainda assim apresenta impacto relevante sobre a escolarização formal, e indivíduos com origem em classes sociais privilegiadas têm em média mais anos de estudo completos. No entanto, a conclusão mais forte dessa agenda de pesquisas é a de que a expansão educacional tende a diminuir as desigualdades de alcance educacional, seja aumentando a oferta educacional e as taxas de matrícula entre coortes, seja aumentando o nível de escolarização média dos pais e possibilitando a emergência de condições familiares de origem mais propícias à escolarização. O argumento geral é o de que *quanto mais alto o grau de modernização, menores as desigualdades educacionais*. Em todos os casos, trata-se de análises que se baseavam na estimação de uma função linear (modelos de mínimos quadrados ordinários – MQO) sobre os anos de escolarização completos. Na década de 1980, essa visão passa a ser duramente questionada, com a introdução de inovações conceituais e de avanços metodológicos que partem do pressuposto de que os efeitos da origem de classe sobre o alcance educacional não são lineares e que, portanto, a origem social exerce influência distinta sobre o alcance educacional *dependendo do nível educacional* considerado, o que os modelos lineares de alcance educacional não seriam capazes de identificar.

Mare (1980, 1981) introduz inovações conceituais e metodológicas que se constituíam em uma resposta crítica aos achados da agenda de pesquisa em desigualdades educacionais então vigente e às suas considerações a respeito da associação entre modernização e desigualdades de oportunidades educacionais. Buscando uma redefinição do conceito de estratificação educacional, argumenta pelo seu desmembramento em dois aspectos essencialmente distintos: o primeiro é a dispersão própria da distribuição da escolarização formal – a modernização de fato implicou um incremento no nível educacional médio das populações; o segundo é a medida do quanto, dada uma certa distribuição, determinados grupos socioeconômicos atingem níveis mais altos do que outros – como essa distribuição (que cresce em níveis gerais) associa-se a parâmetros socioeconômicos, dimensões indicadoras da *origem social* dos indivíduos. Nesse sentido, um sistema educacional é tido como mais aberto ou democrático quanto menor a associação entre a origem social dos alunos e seu alcance no sistema (SILVA, 2003).

A fim de possibilitar que a análise da estratificação educacional fosse sensível às dimensões conceitualmente distintas, Mare (1980, 1981) propõe que o processo de escolarização formal seja concebido

como uma sequência de transições entre níveis educacionais – uma série de decisões do tipo “sim/não” sobre a continuidade do indivíduo no sistema educacional. Empiricamente, isso possibilitaria evidenciar diferenciais de classe e origem socioeconômica nas chances de progressão educacional por nível, de forma independente da tendência de crescimento na proporção de indivíduos que atingem determinados níveis educacionais, ela mesma decorrente da expansão educacional e da melhoria das condições de origem familiar para a escolarização formal ao longo do século XX. Tal formulação teórica do processo de escolarização formal da população ficou conhecida como modelo de transições educacionais e deu início a uma profícua agenda de pesquisa em desigualdades de oportunidades educacionais.

O desenvolvimento da agenda de pesquisa em modelos de transição efetivou-se com a documentação de uma diversidade de estudos de caso nacionais que utilizavam o modelo logístico de decisões sequenciais como estratégia empírica para a investigação de padrões de desigualdades de oportunidades educacionais. A coletânea internacional comparada organizada por Shavit e Blossfeld (1993) é um importante exemplo da consolidação dessa agenda,<sup>1</sup> contando-se também quantidade considerável de trabalhos em periódicos científicos de referência sobre casos nacionais,<sup>2</sup> com repercussão acadêmica relevante também na produção brasileira.<sup>3,4</sup>

A coletânea de evidências empíricas internacionais recorrentemente documenta dois padrões de associação entre origens sociais e destinos educacionais em sociedades em processo de modernização: o *padrão de coeficientes declinantes*, que supõe que a associação entre origens e destinos educacionais tende a decrescer à medida em que o estudante avança para transições superiores no sistema de ensino; e o *padrão de desigualdades persistentes*, que supõe que as diferenças de classe na realização de transições tendem a ser constantes (ou persistentes) entre coortes no século XX, a despeito da expansão educacional – por mais que as taxas de participação escolar tenham crescido para todas as classes de origem, as vantagens associadas a origens socioeconômicas tenderam a permanecer constantes. Tais padrões constituíram-se, assim, em hipóteses privilegiadas de investigação sobre a relação entre modernização e igualdade de oportunidades educacionais, inspirando parte dos desenvolvimentos teóricos na área (RAFTERY; HOUT, 1993; HOUT; RAFTERY; BELL, 1993; BREEN; GOLDTHORPE, 1997; GOLDTHORPE; JACKSON, 2008).

Influenciados pela produção empírica baseada no modelo de transições educacionais, partimos de um argumento sobre o papel central da associação entre origens sociais e destinos educacionais para a reflexão sobre desigualdades sociais. Utilizamos, assim, dos modelos de transição educacional para investigar a distribuição das oportunidades educacionais ao longo do processo de modernização do país, buscando

1 Os casos nacionais investigados são: sociedades capitalistas ocidentais – Estados Unidos, Alemanha Ocidental, Inglaterra e País de Gales, Itália, Suíça, Holanda e Suécia –, sociedades capitalistas não-ocidentais – Japão e Taiwan – e países de herança socialista – Polônia, Hungria e Tchecoslováquia.

2 Raftery e Hout (1993), Gerber e Hout (1995), Gerber (2000), Karen (2002), Chang (2003), Ayalon e Shavit (2004), Vallet (2004), Kesler (2005), Torche (2005), Hout (2006), Breen et al. (2009), Ianelli e Patterson (2007), Wu (2010), para citar alguns.

3 Silva e Souza (1986), Hasenbalg e Silva (2002), Fernandes (2005), Rios-Neto e Guimarães (2010), Torche (2010), Montalvão (2011), Ribeiro (2011), Marteleto, Carvalhaes e Hubert (2012), Marteleto et al. (2012), Picanço (2015), Ribeiro, Ceneviva e Alves de Brito (2015).

4 Não é nosso objetivo neste artigo discutir de maneira detida os desenvolvimentos teóricos mais recentes. Buscaremos nos referir à literatura na interpretação dos nossos resultados, na medida em que traga análises que toquem controvérsias mais recentes de maneira relevante. Uma discussão mais detida sobre os termos atuais do debate teórico na área pode ser encontrada em Alves de Brito (2014).

sempre dialogar com a literatura sobre o tema que se debruça também sobre o estudo do caso brasileiro.

## **TRAJETÓRIAS EDUCACIONAIS NO BRASIL DESDE 1960**

O problema de pesquisa sobre o qual este artigo se debruça é a associação entre origem social e destinos educacionais, e a variável dependente de interesse é a escolarização dos indivíduos. Ainda que qualquer tipo de resposta que se elabore para o problema de pesquisa envolva necessariamente a incorporação de indicadores sobre a origem social dos indivíduos, é necessário que se tenha uma definição clara sobre como medir a escolarização dos indivíduos, antes de se avançar na exploração das relações de associação que nos interessam mais diretamente. A discussão da literatura pertinente sustenta de maneira robusta as vantagens da utilização do modelo de decisões sequenciais. Considerando que nosso objetivo é investigar os padrões de estratificação educacional ao longo do processo de modernização do país, o que nos remonta aos anos 1960, optamos pela utilização dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Tal escolha implica, no entanto, necessidades de padronização específicas referentes à forma como a escolaridade dos indivíduos foi captada nesses levantamentos.

Um problema central é o de que o sistema educacional brasileiro passou por reformas no período coberto por nossos dados (as Leis de Diretrizes e Bases da Educação Nacional – LDBs – de 1961, 1971 e 1996) que impactaram sobre a estruturação normativa das carreiras educacionais e também sobre as formas de captação da escolarização. A legislação no início da década de 1960 definia o sistema educacional brasileiro em quatro ciclos (primário – quatro anos; ginásial do ensino médio – quatro anos; colegial do ensino superior – três anos; e o ensino superior, de duração variável). Os ciclos ginásial e colegial se subdividiam entre ramos de ensino (secundário, comercial, industrial, agrícola, normal e outros). A legislação que passa a vigorar em 1971 promove alterações nessa normatização, unificando os ciclos primário e ginásial do ensino médio (que passa a ensino de 1º grau, com oito anos), renomeando o ciclo colegial superior para 2º grau, mantendo-o com três anos, mas com incorporação da educação profissionalizante e a possibilidade de um ciclo de quatro anos. Tais reformas incluem também o 2º ciclo no escopo da escolaridade compulsória. Em 1996, é introduzida a distinção entre educação básica e educação superior. A educação básica, a única modalidade segmentada no corpo normativo da LDB, distingue entre: 1) a educação infantil, categoria introduzida nessa reforma; 2) a educação fundamental, que substitui o antigo ensino de 1º grau, mantendo a duração de oito anos e; 3) o ensino médio, que substitui o antigo ensino

de 2º grau, mas sem a educação profissionalizante. Esta última, bem como a educação de jovens e adultos e a educação especial tornam-se modalidades específicas (RIGOTTI, 2004).

Ainda que tenham ocorrido transformações na estruturação das carreiras educacionais, é possível elaborar um modelo de transições que seja adequado para representá-las desde 1960, aplicável a todos os levantamentos censitários desde então. Em sua versão mais detalhada, conta com sete transições. Neste artigo, interessam-nos diretamente três transições educacionais específicas: a conclusão do ensino fundamental, a conclusão do ensino médio e a entrada na universidade. O quadro abaixo descreve as três transições que nos interessam e as trajetórias educacionais que elas implicam.<sup>5</sup>

**QUADRO 1**  
**ESTRUTURA DE TRANSIÇÕES EDUCACIONAIS COM BASE NOS CENSOS**  
**DEMOGRÁFICOS DE 1960 A 2010**

GRAU	TRANSIÇÃO	DESCRIÇÃO	T1	T2	T3
Ensino fundamental	T1 - Conclusão do ensino fundamental	Entrou no sistema educacional (SE), completou 4 anos e completou o ensino fundamental (até 8ª série) (T1)	1	0	0
Ensino médio	T2 - Conclusão do ensino médio	Entrou no SE, completou 4 anos e completou o ensino fundamental (até 8ª série), entrou no ensino médio e completou o ensino médio (2).	1	1	0
Ensino superior	T3 - Entrada no ensino superior	Entrou no SE, completou 4 anos de educação básica e completou o ensino fundamental (até 8ª série), entrou no ensino médio e completou o ensino médio e entrou no ensino superior (T3).			

Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos (IBGE, 1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

Um indivíduo que tenha, digamos, seis anos de escolaridade, não completou sequer a primeira transição que nos interessa, a conclusão do ensino fundamental (que requer no mínimo oito anos de estudo). Nesse caso, podemos afirmar que  $T_1=0$ ,  $T_2=0$  e  $T_3=0$ . Por outro lado, o indivíduo que completou o ensino superior terá realizado todas as transições medidas pelas nossas estimativas (ou seja, para esse indivíduo,  $T_1=1$ ,  $T_2=1$ ,  $T_3=1$ ).

Determinados níveis educacionais não são acessíveis a indivíduos em determinadas faixas etárias; assim, pode-se ter uma ideia aproximada da idade do indivíduo a partir de sua posição na trajetória escolar (caso ele ainda esteja no sistema educacional). Nesse sentido, buscou-se estruturar a análise da evolução das transições educacionais partindo da comparação entre categorias populacionais significativas. Isso significa recortar algumas faixas etárias no espectro populacional a respeito das quais se tenha determinadas expectativas específicas quanto à sua posição na trajetória educacional, expectativas essas que possam ser utilizadas como referências para avaliação dos resultados empíricos. As faixas etárias selecionadas foram as seguintes:

<sup>5</sup> A estrutura completa de compatibilização das carreiras educacionais brasileiras nos censos demográficos, com sete níveis de escolarização, pode ser encontrada em Alves de Brito (2014) e Ribeiro, Ceneviva e Alves de Brito (2015).



- (1) **População entre 16 e 18 anos** – realização de  $T_1$ , (conclusão do ensino fundamental);
- (2) **População de 19 e 20 anos** – realização de  $T_1$  e  $T_2$  (conclusão do ensino médio);
- (3) **População de 21 a 25 anos** – realização de  $T_1$  e  $T_2$  e  $T_3$  (entrada na universidade).

A comparação estrutura-se em recortes transversais da população em cada faixa etária de interesse, extraídas dos Censos de 1960 a 2010.<sup>6</sup> Trata-se de comparar, por exemplo, a população de 16 a 18 anos de 1960 com a de 1970, 1980, e assim por diante. O ano de 1960 é utilizado como ponto de partida por três razões principais: 1) consideramos que os anos 1960 representam um momento no qual a modernização do país ainda era incipiente, com uma concentração muito alta da população fora das regiões urbanas e níveis baixos de institucionalização do mercado de trabalho (GUIMARÃES; BARONE; ALVES DE BRITO; 2015); 2) utilizando 1960 como ponto de partida, nos é permitido cobrir trajetórias educacionais ao longo de todos os principais movimentos de reforma ocorridos no sistema educacional e; 3) uma razão operacional – o censo demográfico de 1960 é o primeiro na série histórica para o qual se tem acesso aos microdados amostrais, necessários para que possamos realizar as análises que nos interessam.

## COMO EVOLUIU A ESCOLARIZAÇÃO DOS JOVENS BRASILEIROS? TRANSIÇÕES CONDICIONAIS E POPULAÇÕES ELEGÍVEIS

Uma maneira de descrever a evolução da escolarização da população é buscar representar a relação entre o total da população que poderia atingir um certo nível educacional (ou realizar uma transição  $T_x$ ) e a população que de fato atinge esse nível.

Com o intuito de apresentar uma descrição dos indicadores de transição educacional no país, reuniremos aqui evidências empíricas sobre dois aspectos – a evolução da demanda (como varia a população elegível a  $T_x$ ) e a dinâmica da progressão educacional (qual a proporção de jovens elegíveis a  $T_x$  que de fato realizam tal transição) – para documentar a evolução da escolarização da população jovem no país. Dois indicadores são necessários para a efetivação dessas análises: a) a população elegível às transições, como indicador da demanda pelo nível educacional  $x$  e; b) a taxa de transição condicional, como indicador da dinâmica da progressão educacional, expressa pela razão entre a população elegível à realização da transição  $x$  e a população que efetivamente completa tal transição.

A literatura recente documenta como as mudanças no nível médio de escolarização e nas chances de realização de transições

6

As bases de dados utilizadas podem ser encontradas para *download* gratuito na página do Centro de Estudos da Metrópole – CEM -, disponível em: <<http://www.ffich.usp.br/centrodametropole/1147>>. Acesso em: 10 maio 2013.



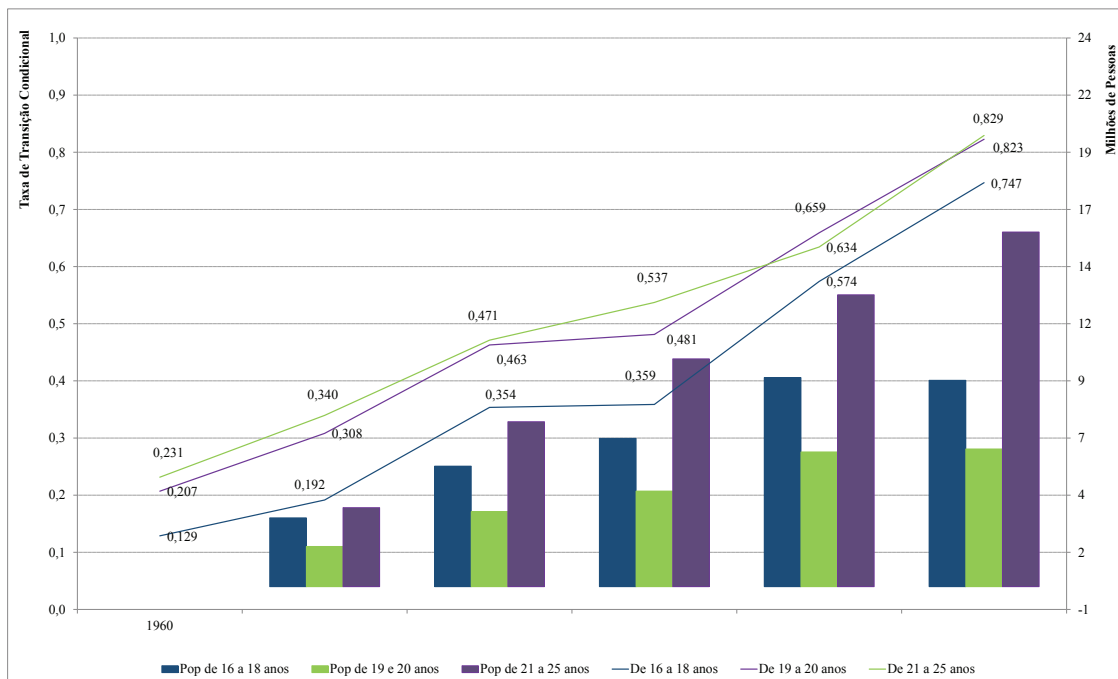
educacionais cada vez mais elevadas denotavam a existência de um claro movimento de crescimento do acesso à educação, no país, entre 1960 e 2010, em especial entre populações mais jovens (FERNANDES, 2005; RIBEIRO, 2011; MARTELETO et al., 2012; ALVES DE BRITO, 2014; RIBEIRO; CENEVIVA; ALVES DE BRITO, 2015). Ora, se isso ocorre sobre uma base populacional com coortes cada vez menores ao longo do tempo, significa que o sistema educacional não precisa ampliar sua capacidade de incorporação para garantir acesso pleno. Mas se, pelo contrário, a expansão da escolarização ocorre sobre bases populacionais com coortes cada vez maiores ao longo do tempo, é necessário o aumento da oferta de vagas e a manutenção, ou incremento, na proporção da população incorporada, sob pena de restrição do acesso.

A mesma lógica se aplica à reflexão sobre qualquer um dos níveis educacionais: para cada nível, sempre há uma configuração temporal específica da relação entre população elegível e população que acessa. Esse processo promove um “efeito dominó” sobre as trajetórias educacionais, uma vez que garantir o acesso a determinado nível educacional necessariamente implica aumentar o volume de demanda pelo nível imediatamente superior. Isso significa que, aumentando a oferta absoluta (vagas) de maneira exatamente proporcional ao aumento da população elegível à realização de  $T_n$ , o sistema educacional mantém constantes seus níveis de incorporação relativa, e não há ganhos de acesso. Para que haja, a oferta absoluta em  $T_n$  deve crescer de maneira mais acelerada do que cresce a população elegível a  $T_n$  (aumentando a capacidade relativa de absorção do sistema).

E o que ocorreu no caso brasileiro para os três níveis de escolarização que nos interessam? A acessibilidade desses níveis cresceu, manteve-se constante ou diminuiu? Para cada nível de escolarização, temos uma narrativa distinta. Considerando as nossas três populações de interesse para a conclusão do ensino fundamental (16-18 anos; 19-20 anos e 21-25 anos), o Gráfico 1 apresenta a evolução da população elegível e as taxas de transição condicionadas para a conclusão do ensino fundamental. Na forma como estruturada a análise, os gráficos descrevem: a) nas barras, qual a população elegível à transição (em milhões de pessoas) e; b) nas linhas, qual a proporção desse volume populacional que efetivamente consegue realizar a transição (uma linha para cada faixa etária), e tais indicadores apresentados para cada ponto na série. As populações elegíveis às transições são decrescentes à medida que se avança nos níveis educacionais, já que a população elegível a  $T_2$  só pode, necessariamente, ter completado  $T_1$ . A população que realiza  $T_{n+1}$  é, por definição, um subconjunto da população que realizou  $T_n$ .

## GRÁFICO 1

CONCLUSÃO DO ENSINO FUNDAMENTAL CONDICIONADA À CONCLUSÃO DOS QUATRO PRIMEIROS ANOS DE ESTUDO ( $T_1$ ) - TAXA DE TRANSIÇÃO CONDICIONAL E POPULAÇÃO ELEGÍVEL A  $T_1$  - FAIXAS ETÁRIAS SELECIONADAS - 1960, 1970, 1980, 1991, 2000 E 2010



Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos (IBGE, 1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

Os resultados apresentados no Gráfico 1, que tratam da transição de conclusão do ensino fundamental, sugerem aumento na população elegível à conclusão do ensino fundamental em todas as faixas etárias. Os principais ganhos de acesso se dão a partir dos anos 2000, no período da reforma promovida pela LDB em 1996, que transforma os termos do que é normatizado como educação fundamental. Pode-se afirmar que o sistema educacional brasileiro conseguiu aumentar a acessibilidade desse nível em um contexto no qual cresceu também a população elegível a essa transição, o que caracteriza ganhos de acesso relativo e não somente absoluto.

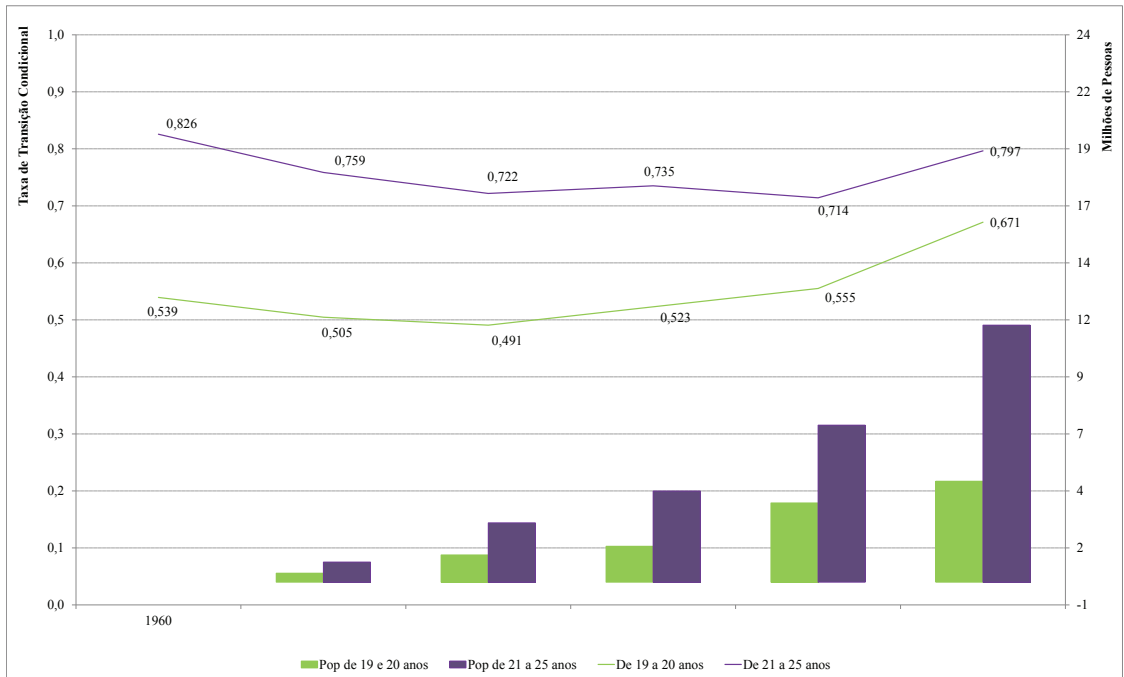
Mas o comportamento da taxa de transição condicionada até 1991 sugere que a conclusão do ensino médio foi historicamente barreira pronunciada na continuidade das trajetórias educacionais brasileiras, e até então menos da metade dos jovens que completaram os primeiros quatro anos de estudo concluíam o ensino fundamental. Castro (2000) argumenta como a adoção crescente de políticas de progressão automática é um elemento importante para se compreender como a diminuição média nos níveis de distorção idade-série, a partir dos anos 1990, contribui para a tendência de aumento nas taxas de transição, observada a partir de 1991. De 2000 em diante, a barreira da conclusão do ensino fundamental passa a se mostrar menos proeminente, com

aumento nas taxas de transição, que atingem mais de 70% da população elegível em todas as faixas etárias analisadas. A melhoria na acessibilidade aos níveis fundamentais no período 2000-2010 relaciona-se, segundo Menezes-Filho e Kirschbaum (2015), à manutenção da tendência decrescente observada nos anos 1990 com relação à defasagem idade-série, e também à **acentuação da tendência** da diminuição do trabalho entre crianças e jovens em idade escolar.

A segunda transição que nos interessa é a de conclusão do ensino médio. O Gráfico 2 apresenta também a evolução da população elegível e as taxas de transição condicionadas:

## GRÁFICO 2

CONCLUSÃO DO ENSINO MÉDIO CONDICIONADA À ENTRADA ( $T_2$ ) - TAXA DE TRANSIÇÃO CONDICIONAL E POPULAÇÃO ELEGÍVEL A  $T_2$  - FAIXAS ETÁRIAS SELECIONADAS - 1960, 1970, 1980, 1991, 2000 E 2010



Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos (IBGE, 1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

Nossos resultados sugerem um aumento significativo na população elegível, efeito do crescimento na acessibilidade a níveis fundamentais. As taxas de transição condicionadas, por outro lado, apresentam certa estabilidade na proporção de indivíduos elegíveis que realizam  $T_2$ . De maneira geral, não houve ganhos significativos em acessibilidade relativa, mas há crescimento da oferta absoluta.

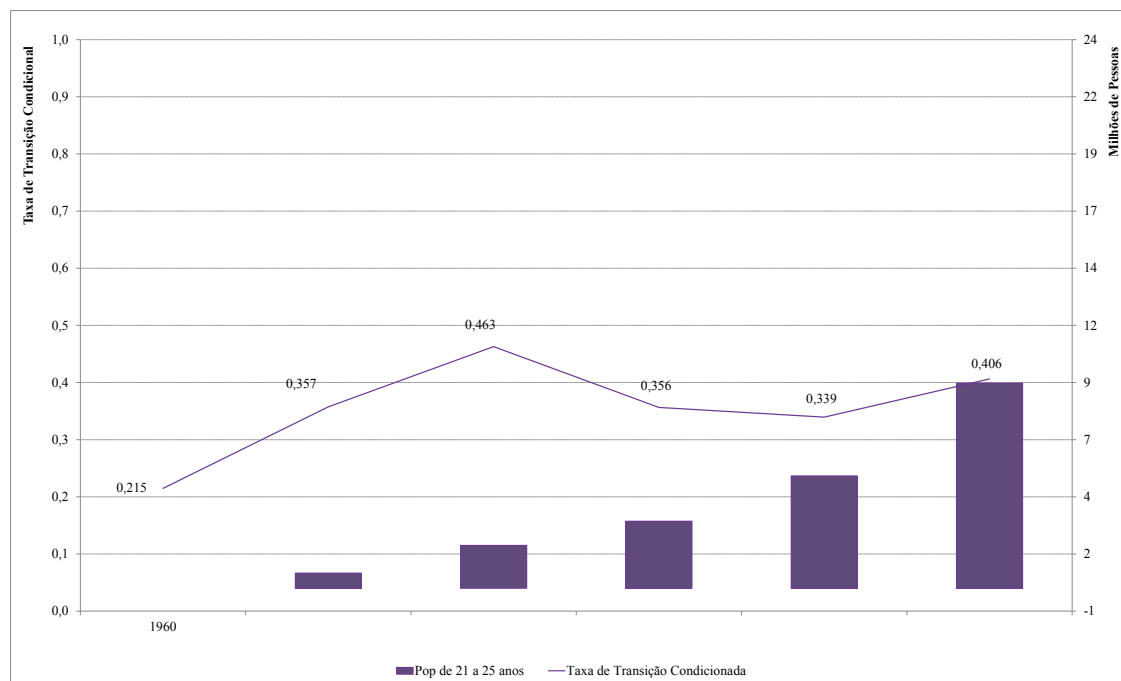
A acessibilidade relativa do sistema chega inclusive a experimentar queda entre 1991 e 2000, momento no qual se observa um primeiro grande aumento no volume de população elegível. Se, por um lado, tratava-se de um período de crise macroeconômica no qual a restrição

às oportunidades ocupacionais aumentava as exigências de escolarização – o que contribuiu para que houvesse um aumento nas proporções de estudantes que progrediam rumo ao ensino médio (CASTRO, 2000) –, por outro lado, o cenário econômico pouco favorável tornava mais alto o custo de permanência e progressão no sistema educacional, o que acabava por tornar a inserção no mercado de trabalho mais precoce para jovens de famílias de nível socioeconômico mais baixo (TORCHE, 2010; MARTELETO; CARVALHAES; HUBERT, 2012). Entre 2000 e 2010, há uma mudança nessa tendência, com aumento no indicador de acesso relativo, caracterizando o único ponto no qual há ganhos gerais de acessibilidade relativa. O avanço no acesso ao ensino médio pela população entre 17 e 25 anos a partir de 2000 também é documentado por Menezes-Filho e Kirschbaum (2015), que reafirmam, para os anos 2000, a consolidação das tendências de melhoria no acesso a partir de meados dos anos 1990. Mas, em geral, o papel dessa transição enquanto barreira à escolarização da população no período analisado não atinge a proeminência que assumiu, em especial entre 1960 e 1991, a conclusão do ensino fundamental.

Por fim, o Gráfico 3 apresenta os resultados da evolução da população elegível e da taxa de transição condicionada para a transição de entrada na universidade:

### GRÁFICO 3

ENTRADA NO ENSINO SUPERIOR CONDICIONADA À CONCLUSÃO DO ENSINO MÉDIO – TAXA DE TRANSIÇÃO CONDICIONAL E POPULAÇÃO ELEGÍVEL A  $T_3$  – JOVENS DE 21 A 25 ANOS - 1960, 1970, 1980, 1991, 2000 E 2010



Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos (IBGE, 1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

A estabilidade nos níveis de acessibilidade caracteriza a entrada na educação superior ao longo da modernização brasileira. Nossos resultados sugerem que esse é um ponto crítico nas trajetórias educacionais, no qual os indivíduos tendem mais frequentemente a abandonar o sistema educacional. Ainda assim, a pressão demográfica se impõe, e as coortes de elegíveis são de tamanho crescente, como nas demais transições analisadas. Formas da expressão social ainda incipiente dessas pressões são documentadas por Carvalho (2007), quando demonstra como a Reforma Universitária de 1968 foi uma resposta governamental quando, na década de 1960, o total de candidatos inscritos nos exames vestibulares evidenciava o aumento da demanda por educação superior no país, que não era acompanhada por um aumento na oferta de vagas. Esse primeiro movimento de ampliação do acesso ao ensino de nível superior se refletiu em taxas de transição crescentes de entrada na universidade, observadas entre 1960 e 1980. O período 1991-2000 é marcado por estabilidade nos níveis de acesso e, na análise desse período específico, Castro (2000), Torche (2010) e Marteleto, Carvalhaes e Hubert (2012) defendem o argumento do aumento no custo de oportunidade da progressão rumo à universidade, em um contexto econômico de crise, dado que os custos diretos e indiretos de escolarização são especialmente altos no nível superior.

Somente a partir de meados da década de 1990, ancorada em mudanças nas regras de funcionamento das instituições de ensino superior que diversificaram o setor no país, há uma retomada da trajetória de expansão na oferta de vagas – oferta que, desde meados dos anos 1990 até o início dos anos 2000, foi marcada principalmente pela expansão de vagas no setor privado. O período 2000-2010 marca um aumento muito significativo no volume populacional elegível à entrada na universidade, que praticamente dobra. Para esse período, nossa análise permite afirmar que o sistema apresentou aumento em sua capacidade relativa de provimento de acesso, pois o volume absoluto de oferta de vagas em instituições de terceiro grau acompanhou o crescimento da população elegível, como evidencia o incremento no indicador de transição condicionada. O vigor apresentado pela expansão nos anos 2000, além de refletir uma tendência que já era observada nos anos 1990 (alavancada pelas mudanças nas regras de funcionamento das instituições), foi também tributário da melhoria na capacidade de investimento estatal direto – em instituições públicas – e indireto – através do aumento no volume de bolsas concedidas em instituições privadas. Para Lima (2011), essas transformações na capacidade de investimento estatal podem ser bem representadas através de programas como o Programa de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais – ReUni – e o Programa Universidade para Todos – ProUni. Nossos resultados, no entanto, evidenciam que a entrada no ensino superior permanece como a

maior barreira à progressão educacional dos jovens brasileiros, com as mais baixas taxas de transição entre os níveis analisados.

Nossos resultados não diferem muito de análises que apontam grandes movimentos estruturais de avanço da escolarização na população brasileira (MENEZES-FILHO; KIRSCHBAUM, 2015; RIBEIRO, 2011; CASTRO, 2000): a enorme expansão do ensino fundamental; a inexistência de aumentos substantivos na conclusão do ensino médio; e incrementos no acesso ao ensino superior. Trata-se de um cenário no qual, entre as coortes mais jovens, atingir o segundo ciclo da progressão educacional (nível médio) é mais frequente do que entre coortes mais antigas. Sob esse argumento, entende-se que, com a expansão nos níveis fundamentais de ensino, decrescem as desigualdades de oportunidade, que se deslocam para níveis mais avançados da trajetória educacional. Em períodos mais recentes (pós-2000), nossos resultados sugerem que esses padrões são mais evidentes na conclusão do ensino médio e na entrada do ensino superior.

## CLASSE SOCIAL E PROGRESSÃO EDUCACIONAL

A descrição do processo de expansão educacional é tarefa contextual importante, mas não toca ainda diretamente o problema de pesquisa, a associação entre origem social e os destinos educacionais. Cabe agora buscar investigar como os padrões de acessibilidade observados se distribuíram entre as diferentes classes sociais. Incrementos na associação entre classe e chances de progressão a um dado nível educacional, ao longo do tempo, caracterizam aumento nos níveis de desigualdade e decréscimos na associação evidenciam diminuição. Com a utilização do modelo de transições, é possível identificar pontos específicos da trajetória educacional nos quais as desigualdades de oportunidades são mais altas e, para isso, é necessário que tenhamos acesso à informação sobre a origem social dos jovens. Nesse ponto, há uma limitação na análise que propomos.

Geralmente, na literatura sobre estratificação e mobilidade social, os indicadores de origem social mais utilizados são a escolaridade e a ocupação dos pais do indivíduo. Ao contrário de outras pesquisas,<sup>7</sup> o censo demográfico não conta com perguntas retrospectivas que permitam reconstruir a condição socioeconômica de um indivíduo adulto à época de sua juventude. A informação de origem social só está disponível para os indivíduos que são filhos nos domicílios. Assim, o que se pode discutir com base em resultados empíricos censitários é a evolução da estratificação educacional entre os *brasileiros jovens*.

Trata-se de uma questão comum às análises sobre estratificação educacional no país. Poucos são os estudos sobre o caso brasileiro que contam com a informação retrospectiva sobre a origem social para todos

7 Como as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios - Pnad - de 1973, 1982, 1988 e 1996, a pesquisa *Dimensões sociais das desigualdades* (UNIVERSIDADE DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO, 2008) ou a pesquisa *School to Work Transition Survey - a Methodological Guide* (International Labour Organization, 2009), por exemplo.

os indivíduos (SILVA; SOUZA, 1986; FERNANDES, 2005; TORCHE, 2010; RIBEIRO, 2011). Na maior parte, são estudados os indivíduos na condição de filhos, assumindo informações do domicílio e dos pais como indicadores de origem social. Silva (2003) investiga apenas os filhos na população entre 6 e 19 anos e as chances de progressão à conclusão da 1ª série, à conclusão dos primeiros quatro anos de estudo e à conclusão dos primeiros oito anos de estudo; Hasenbalg e Silva (2002) analisam a população de filhos entre seis e 19 anos e as chances de realização de oito transições entre a 1ª e a 8ª séries do ensino fundamental; Rios-Neto e Guimarães (2010), todo o espectro de transições educacionais para a população entre sete e 25 anos na condição de filhos no domicílio; Montalvão (2011) também recorta somente os indivíduos na condição de filhos, entre 17 e 25 anos, e suas chances de progressão rumo à conclusão do ensino médio e à entrada na universidade; Marteleto *et al.* (2012) analisam a população de jovens entre 15 e 19 anos na condição de filhos no domicílio e suas chances de conclusão do ensino fundamental e entrada no ensino médio. Ademais, a maior parte dos trabalhos restringe-se a populações jovens em idade escolar adequada aos níveis fundamental e médio e, com isso, tenta contornar a questão da ausência das informações sobre origem social para idades mais avançadas, ao custo do sacrifício das análises sobre transições educacionais mais elevadas.

O presente estudo tampouco poderá escapar dessa estratégia, e analisaremos somente as chances de progressão dos indivíduos que se encontram na condição de filhos no domicílio. Trataremos, é certo, de uma faixa etária ampliada com relação à que geralmente é utilizada nesse tipo de estudo, o que sugere cautela nas análises para os indivíduos mais velhos (em especial a partir dos 21 anos), dadas suas maiores chances de autonomização com relação ao domicílio de origem e, portanto, maiores chances de inexistência da informação sobre classe de origem. Mas consideramos relevante manter as análises sobre as transições educacionais mais elevadas, seja pela riqueza de dados que a amplitude temporal da análise com base nos censos aporta, seja pela robustez das estimativas decorrentes da abrangência amostral das bases de dados, mas principalmente pela possibilidade de tecer considerações sobre transições educacionais em todos os níveis de ensino (fundamental, médio e superior).

## DADOS E MÉTODOS

### POPULAÇÃO E VARIÁVEIS DEPENDENTES

Foram selecionados todos os indivíduos entre 16 e 25 anos na condição de filhos no domicílio. As transições educacionais analisadas foram a conclusão do ensino fundamental ( $T_1$ ), a conclusão do ensino médio ( $T_2$ ) e a entrada na universidade ( $T_3$ ) – sempre condicionadas à



realização da transição imediatamente anterior –, e o objetivo foi investigar o efeito da classe de origem sobre as chances de realização dessas transições. Para cada transição, foi estimado o modelo de progressão educacional em sua forma tradicional, em cada faixa etária, utilizando como variável dependente uma formulação binária condicional da progressão – realizou ou não realizou a transição em questão. Contamos, assim, com três variáveis dependentes.

## VARIÁVEIS DE INTERESSE - ORIGEM SOCIAL

A *classe de origem* do indivíduo é a variável-teste das estimações e o foco principal dos resultados reportados neste artigo. Alguns estudos utilizam o esquema Erikson-Goldthorpe-Portocarrero – EGP (ERIKSON; GOLDTHORPE; PORTOCARRERO, 1979) de classificação de ocupações, que distingue nove classes de categorias ocupacionais principais (RAFTERY; HOUT, 1993; BREEN; JONSSON, 2000; KESLER, 2005; BREEN et al., 2009). Outros trabalhos utilizam indicadores de *status* ocupacional (BLAU; DUNCAN, 1967) adaptados para comparações internacionais (GANZEBOOM; DE GRAAF; TREIMAN, 1992) e à Classificação Brasileira de Ocupações (PASTORE; SILVA, 2000). Esse é o caso de parte dos estudos na área que se debruçaram sobre dados para o Brasil (FERNANDES, 2005; TORCHE, 2010; RIBEIRO, 2011, RIBEIRO; CENEVIVA; ALVES DE BRITO, 2015) e de parte dos estudos internacionais (MARE, 1981; HOUT; RAFTERY; BELL, 1993; LUCAS, 2001). Neste trabalho, decidimos por empregar uma versão modificada do esquema EGP, e o fizemos por duas razões: 1) trata-se de uma oportunidade de aplicação da revisão da recodificação das categorias ocupacionais utilizadas nas pesquisas domiciliares do IBGE em esquemas de classe;<sup>8</sup> e 2) nenhum dos trabalhos que analisam o caso brasileiro utilizou essa medida de classe para avaliar os efeitos da origem sobre as chances de progressão.

A classificação ocupacional adotada é uma variação do esquema EGP original, que define 11 classes (ERIKSON; GOLDTHORPE, 1992). Tal tipologia opera com base em dois princípios de diferenciação do trabalho para agrupar ocupações: especificidade do conhecimento exigido para a realização da tarefa e dificuldade de monitoramento. A esses se soma a propriedade do meio de produção. O resultante é um esquema de classes que separa proprietários e não proprietários e qualifica os não proprietários de acordo com o tipo de relação de trabalho que mantêm, na relação com o empregador, a partir dos princípios da especificidade e do monitoramento (BREEN, 2005):

- I. Profissionais de alta qualificação (*Higher grade professionals*) – Trabalhadores não manuais de alta qualificação, profissionais,

8

O autor agradece à equipe do Projeto “Censo/CEM – 50 anos de dados”, coordenada pela Prof<sup>a</sup>. Marta Arretche, e ao pesquisador Rogério Jerônimo Barbosa, do Centro de Estudos da Metrópole, pela cessão dos arquivos de codificação ocupacional elaborados no âmbito do projeto.

9

Nos domicílios onde ambos estavam presentes e ocupados, prevalecia a classe mais alta entre a ocupação de ambos. Na ausência da informação para algum dos cônjuges, a definição da classe baseava-se na única informação presente. Os casos para os quais não havia informação ocupacional para nenhum dos cônjuges foram excluídos.

10

Os resultados reportados neste artigo destacam a variável de classe de origem, e as análises focam-se, portanto, nesse indicador. Nesse sentido, fazemos uma apresentação sumária das demais variáveis utilizadas nas estimações, sem explorar os parâmetros associados a essas variáveis, que podem ser encontrados em detalhes em Alves de Brito (2014).

11

As variáveis binárias inseridas nas estimações discriminam o nível educacional das mães em sete níveis de escolarização, representando os graus completos e incompletos – desde o analfabetismo até o nível superior completo.

gerentes, grandes proprietários. Alta especificidade, alta dificuldade de monitoramento;

II. Profissionais de baixa qualificação (*Lower grade professionals*) – Trabalhadores não manuais de baixa qualificação, administradores, gerentes em pequenos estabelecimentos. Especificidade mais baixa do que em I, alta dificuldade de monitoramento;

IIIa. Não manuais de rotina qualificados (*Routine non-manuals, higher degree*) – Baixa especificidade, alta dificuldade de monitoramento;

IIIb. Não manuais de rotina de baixa qualificação (*Routine non-manuals, lower degree*) – Baixa especificidade, baixa dificuldade de monitoramento;

IVa2. Proprietários e empregadores (*Proprietors and employers*);

IVc1. Empregadores rurais (*Rural employers*);

IVc2. Pequenos produtores rurais (*Self-employed farmers and subsistence agriculture workers*);

V. Técnicos e supervisores de trabalho manual (*Technicians and supervisors of manual workers*);

VI. Trabalhadores manuais qualificados (*Skilled workers*);

VIIa. Trabalhadores manuais de baixa qualificação (*Semi-, and unskilled workers*);

VIIb. Trabalhadores rurais (*Agricultural workers*);

Nas nossas análises, utilizamos uma codificação que agrega as 11 classes originais em quatro classes derivadas: a) profissionais e empregadores (classes I + II + IVa2 + IVc1); b) trabalhadores não manuais de rotina (IIIa + IIIb); c) supervisores de trabalho manual e trabalhadores manuais qualificados (V + VI) e; d) trabalhadores manuais não qualificados (IVc2 + VIIa + VIIb). Empregamos uma conjugação entre classe da mãe e do pai para gerar uma definição de classe para a família.<sup>9</sup>

#### DEMAIS VARIÁVEIS UTILIZADAS NAS ESTIMAÇÕES<sup>10</sup>

Assumida como indicador da origem social dos jovens, o efeito da *escolarização* dos pais nos estudos recentes indica que quanto mais alta a escolaridade, maiores as chances de realização das transições nos níveis fundamentais; o efeito sobre as chances de transição em níveis mais avançados é objeto de ampla discussão (MARE, 1981; HOUT; RAFTERY; BELL, 1993; LUCAS, 2001; HOUT, 2006; AYALON; SHAVIT, 2004; KESLER, 2005; MILESI, 2010; ROKSA; VELEZ, 2010; KARLSON, 2011; para o caso brasileiro, FERNANDES, 2005; TORCHE, 2010; RIBEIRO, 2011). Usamos a escolaridade da mãe a fim de favorecer a inclusão de casos na análise. Utilizamos uma sequência de variáveis binárias,<sup>11</sup> assumindo a possibilidade de existência de efeitos específicos dos

diferentes níveis de escolaridade das mães sobre as chances de progressão dos filhos (MARE; CHANG, 2006).

Diferenças na oferta educacional justificam a inserção de variáveis indicadoras referentes a cada uma das *regiões do país* (CASTRO, 2000; HASENBALG; SILVA, 2002; MONTALVÃO, 2011) e as diferenças na oferta educacional também justificam a inserção de controles por *tipo de região de residência* (FERNANDES, 2005; RIBEIRO, 2011; RIBEIRO; CENEVIVA; ALVES DE BRITO, 2015). As desigualdades *raciais* em acesso são também extensamente documentadas na literatura, e optamos por distinguir três categorias raciais, com base em resultados recentes de pesquisa na área (HASENBALG; SILVA, 2002; FERNANDES, 2005; RIBEIRO, 2011; MONTALVÃO, 2011) que demonstram heterogeneidades entre pardos e pretos. Raça/etnia é também uma variável comumente empregada na análise de casos internacionais, em especial no caso norte-americano (AYALON; SHAVIT, 2004; LUCAS, 2001; MILESI, 2010).<sup>12</sup>

O *sexo* é uma variável independente muito comumente utilizada nos estudos sobre transições educacionais. Com a evolução da escolarização média das mulheres (fenômeno observado também em outros países) ao ponto de atingirem escolaridade média mais alta do que os homens, acredita-se que mulheres apresentam chances mais altas de realização de transições. Como indicador do nível de rendimento domiciliar, utilizamos a *renda per capita domiciliar*, obtida dividindo-se o total da renda familiar de todas as fontes pelo total de moradores do domicílio. Estudos nacionais e internacionais têm demonstrado efeitos positivos da renda sobre as chances de transição tanto no Brasil quanto em outros países (LUCAS, 2001; HASENBALG; SILVA, 2002; MILESI, 2010; ROKSA VELEZ, 2010; MONTALVÃO, 2011), muito embora tais efeitos variem entre as transições e entre tipos de transição.

Por fim, a *composição familiar* foi controlada com a utilização de três indicadores: 1) família monoparental (na qual se observa a ausência de cônjuge), associada à diminuição nas chances de progressão (MARE, 1981; SILVA; HASENBALG, 2000; LUCAS, 2001; MILESI, 2010; LUCAS; FUCCELLA; BERENDS, 2011; MONTALVÃO, 2011; RIBEIRO, 2011); 2) uma variável que indica se o indivíduo é o filho mais velho (primogênito); e 3) o número de irmãos.

## ESPECIFICAÇÃO DO MODELO DE ANÁLISE

Estimamos o modelo de transições condicionadas tradicional, baseado em um logit sequencial no qual as chances de realização de  $T_n$  para a população que realizou  $T_{n-1}$  são avaliadas. A especificação pode ser descrita em:

12

Infelizmente, a informação sobre raça não está disponível para o Censo de 1970, e, portanto, os modelos estimados para esse ano não contam com essa variável.

São investigadas as chances de que um indivíduo  $i$ , da faixa etária  $j$ , no ano  $t$  consiga realizar a transição  $T_n$ , dado que realizou  $T_{n-1}$ . Os demais termos definidos são os seguintes:

$\alpha_{ijt}$  = constante para os indivíduos da faixa etária  $j$  no ano  $t$ ;

Variáveis de origem social (no caso do indicador de classe da família, a categoria de referência é o grupo formado pelas classes IVc2 + VIIa + VIIb, ou seja, trabalhadores manuais não qualificados; no caso da escolaridade da mãe, ensino fundamental incompleto):

$X_1$  = classe da família;

$X_2$  = escolaridade da mãe

Demais controles (a categoria de referência para raça são os jovens que se autodeclararam pretos; no caso das regiões, o Sudeste):

$X_3$  = idade (em anos completos);

$X_4$  = renda per capita domiciliar (em R\$ de 2012);

$X_5$  = família monoparental (ausência de cônjuge=1);

$X_6$  = n° de irmãos;

$X_7$  = primogênito (filho mais velho=1);

$X_8$  = residência rural;

$X_9$  = sexo (feminino=1);

$X_{10}$  = raça;

$X_{11}$  = região.

São estimadas as probabilidades previstas de realização de  $T_n$  dada a realização de  $T_{n-1}$ , para cada faixa etária recortada em cada ano do censo demográfico. Respeitando-se a formatação inicial da expectativa da realização de cada uma das transições por faixa etária, tem-se: 16 a 18 anos, coeficientes e probabilidades previstas de realização de  $T_1$ ; 19/20 anos, de  $T_1$  e  $T_2$ ; e 21-25, de  $T_1$ ,  $T_2$  e  $T_3$ .

## RESULTADOS

Na Tabela A1 (Anexo 1), são reportadas as médias para as variáveis utilizadas nas estimações, que trazem informações contextuais importantes sobre a evolução geral desses indicadores, o que contribui para uma melhor compreensão sobre a dinâmica dos fatores associados à estratificação educacional no período.

Analisamos a associação entre origem social e educação em um contexto de aumento nos níveis médios de escolaridade da geração dos pais e de mudanças na estrutura de classes, com diminuição no tamanho

proporcional das classes de trabalhadores não-qualificados e rurais e crescimento relativo nos demais estratos, mais acentuado entre trabalhadores manuais qualificados (V + VI) e trabalhadores não manuais de rotina (IIIa + IIIb). Os jovens no Brasil se tornam uma população urbana (mais de 80% estão nas cidades), e os domicílios nos quais residem experimentam aumento nos seus níveis de rendimento. A estrutura das famílias jovens também muda: tendem a diminuir de tamanho, e uma proporção cada vez mais alta é composta de arranjos monoparentais. Trata-se de um cenário de transformações profundas na sociedade brasileira que caracteriza o processo de modernização e urbanização do país.

Retomando nosso problema de pesquisa, a pergunta que se coloca a partir desse ponto é a seguinte: os processos de modernização da sociedade brasileira e de expansão educacional ensejaram quais padrões de estratificação educacional?

### ENSINO FUNDAMENTAL: DESDE QUANDO UNIVERSAL?

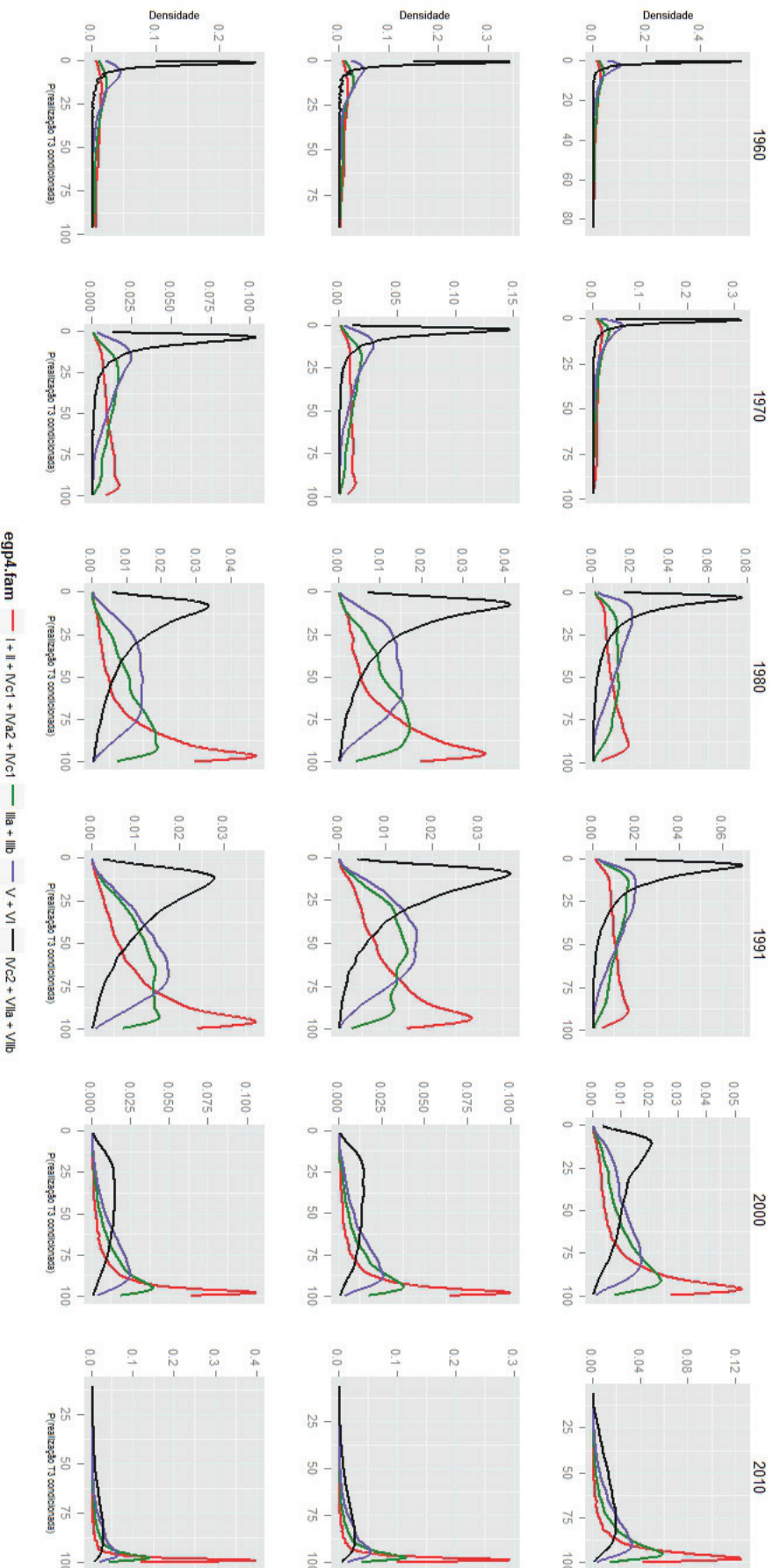
Alguns estudos brasileiros sobre o tema sugerem que há tendências distintas de acessibilidade por classe nos segmentos do ensino fundamental, sendo mais pronunciadas as barreiras quanto mais próximas à conclusão (HASENBALG, SILVA, 2002; SILVA, 2003; FERNANDES, 2005), ainda que tais barreiras venham diminuindo se analisadas coortes sucessivas (RIOS-NETO; GUIMARÃES, 2010; MARTELETO et al., 2012). Tal processo sugere diminuição das desigualdades de classe no acesso à conclusão desse nível educacional, ainda que com persistentes barreiras regionais (SILVA, 2003) e raciais (FERNANDES, 2005; RIBEIRO, 2011).

A documentação de parâmetros de estratificação nos primeiros níveis do ensino fundamental é convergente na literatura, mas não há um consenso tão claro com relação à conclusão. Buscamos identificar como os dados censitários retratam tais parâmetros de desigualdades, e o painel de gráficos a seguir apresenta os resultados para as chances preditas de conclusão do ensino fundamental por classes de origem. Nos gráficos, cada uma das curvas representa uma das quatro classes definidas a partir do EGP. No eixo x, tem-se a probabilidade de realização da transição em foco e, no eixo y, uma medida da concentração nas faixas de probabilidades. A área sob cada uma das curvas é igual a um, e a variação na posição dos picos de concentração em certos pontos do eixo x (que define probabilidades maiores ou menores) entre as diferentes classes marca diferenças na concentração dos casos em faixas de probabilidades preditas, evidenciando as desigualdades de classe (controlando-se também pelas demais variáveis incorporadas às estimações).<sup>13</sup>

13

Se selecionamos no gráfico uma certa faixa de probabilidades de realização da transição de interesse – digamos, entre 50 e 60% de chances –, a diferença entre as áreas de cada uma das curvas dentro dessa faixa de probabilidades é uma representação gráfica do diferencial de classes nas chances de progressão.

**PAINEL 1**  
**DISTRIBUIÇÃO EMPÍRICA DAS PROBABILIDADES PREDITAS DE REALIZAÇÃO DE  $T_1$  POR CLASSE DE ORIGEM E POR FAIXAS ETÁRIAS - 1960-2010**



Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos do IBGE (1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).



Nossos resultados indicam que, nas décadas de 1960-1970, a conclusão do ensino fundamental constituía-se em barreira muito relevante à escolarização dos jovens no país e, mesmo em estratos sociais mais elevados, as chances de progressão eram baixas. A partir de 1980, as classes mais altas passam a se caracterizar por níveis mais altos de acesso a  $T_1$ , e vantagens relativas significativas se configuram entre jovens com origem privilegiada. Entre 1991 e 2000, os níveis de acesso sobem para todos os estratos, mas a estrutura de desigualdades de classe se mantém, sugerindo que os ganhos de acesso foram ainda maiores para os estratos mais altos. Por fim, em 2010, as chances de progressão continuam significativamente desiguais entre as classes, mesmo com aumento no nível geral de acesso a  $T_1$ , favorecendo jovens com origem em todos os estratos. As estimações sugerem diminuição nas desigualdades – que não foi linear –, com períodos de persistência, principalmente entre 1991 e 2010.

Os resultados são congruentes com uma interpretação usual na literatura que sugere a adequação da hipótese da desigualdade maximamente mantida para a interpretação da estratificação educacional nos níveis elementares no Brasil (SILVA, 2003; RIOS-NETO; GUIMARÃES, 2010; TORCHE, 2010; RIBEIRO, 2011; MARTELETO et al., 2012). Segundo esse argumento, uma vez derrubadas as barreiras de classe à realização de transições elementares, os mecanismos de estratificação tendem a se deslocar para níveis educacionais mais altos. As evidências sugerem que a acessibilidade aumenta primeiro entre as classes mais altas e depois se expande para as classes mais baixas, e, mesmo com ganhos em acessibilidade geral, desigualdades de classe permanecem – portanto, permanece o desafio da universalização.

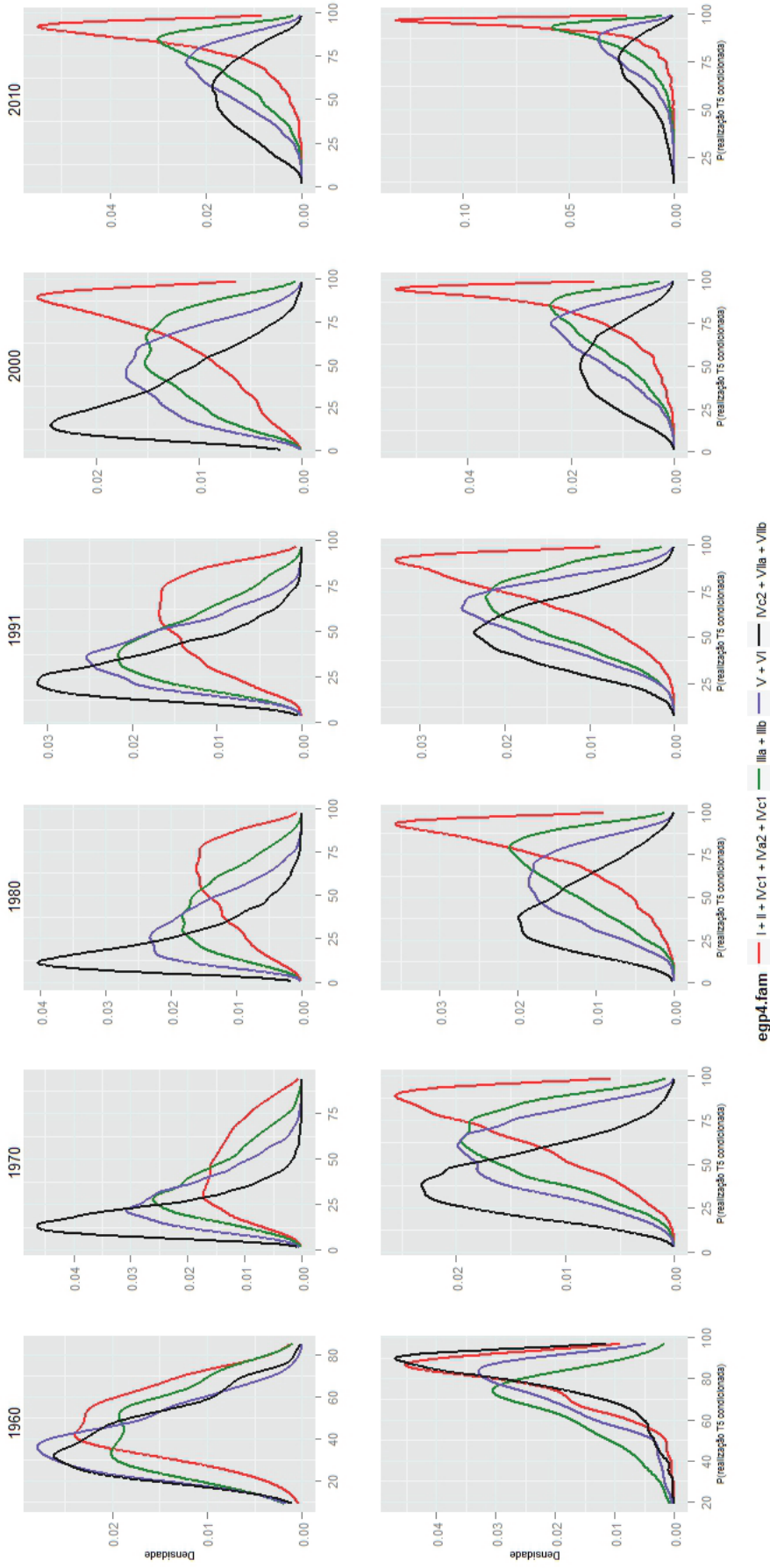
## **ENSINO MÉDIO: DESIGUALDADE E PERSISTÊNCIA**

Os parâmetros de estratificação educacional documentados para a conclusão do ensino médio são menos unívocos do que para os níveis fundamentais de ensino. Parte da literatura especializada toma o caso brasileiro como uma evidência dos limites do processo de expansão educacional, devido ao recrudescimento das desigualdades observado nos anos 1980-1990 (RIBEIRO, 2011), típico de países da periferia do capitalismo internacional, que sofreram de forma mais intensa os impactos da crise econômica (TORCHE, 2010). FERNANDES (2005) adiciona a essas evidências a dimensão racial, demonstrando como tal recrudescimento associou-se principalmente aos jovens pretos e pardos. Tomadas em conjunto, as evidências desses trabalhos nos sugerem que a conclusão do ensino médio é um ponto da progressão educacional no qual as desigualdades de oportunidade podem hipoteticamente ser, quando não persistentes, crescentes, tanto ao longo do tempo como em relação às transições anteriores na carreira educacional dos indivíduos.



Nossa análise sugere uma evolução um pouco distinta das tendências de conclusão do ensino médio apresentadas na literatura. O Pannel 2 apresenta o conjunto de nossos resultados para essa transição, com as curvas de distribuição empíricas das probabilidades de realização de  $T_2$  por classe de origem:

**PAINEL 2**  
**DISTRIBUIÇÃO EMPÍRICA DAS PROBABILIDADES PREDITAS DE REALIZAÇÃO DE T<sub>2</sub> POR CLASSE DE ORIGEM E POR FAIXAS ETÁRIAS - 1960-2010**



Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos do IBGE (1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

Observa-se como a idade é uma função importante das chances: de maneira geral, os mais jovens têm menos chances de concluir o ensino médio. Tratava-se de uma transição tão rara em 1960 que a distribuição das chances de progressão era similar entre as classes, sugerindo que a simples elegibilidade a  $T_2$  se constituía em um fator importante das chances de progressão, independente da origem social. Entre 1970 e 1980, em um período marcado pela estagnação nos níveis gerais de acesso, a desigualdade cresce com o incremento nas chances dos jovens de classe mais alta, processo que se aprofunda entre 1980-1991, estendendo-se até 2000. De 2000 em diante, há uma incorporação mais significativa dos demais estratos (especialmente intermediários e entre os jovens de mais idade), com cada vez mais jovens elegíveis em todos os estratos em patamares altos de chances de conclusão do ensino médio. O que os resultados documentam é um amplo processo de diferenciação pautado por parâmetros de classe na estruturação das chances de concluir o ensino médio, ao longo da modernização do país, que apenas começa a alcançar os segmentos socioeconômicos menos privilegiados da população.

Nossos resultados avançam principalmente no que diz respeito à avaliação das tendências temporais da estratificação educacional nesse nível. O principal achado relaciona-se à notável persistência do efeito da classe, que se efetiva independentemente do crescimento no volume populacional elegível à realização dessa transição. Essa é a principal característica na evolução da estratificação nesse nível no país. Tal achado adiciona-se às tendências observadas por Torche (2010), ao documentar a persistência, nos anos 2000-2010, de uma desigualdade que crescia durante a recessão econômica dos anos 1980 e que se sustenta em um cenário macroeconômico mais favorável ao investimento educacional, como o experimentado pelo Brasil no período 2000-2010. Os resultados para o período como um todo evidenciam como a persistência histórica dos efeitos da origem sobre a conclusão do ensino médio promoveu a efetivação de um padrão desigual de acessibilidade entre classes de origem.

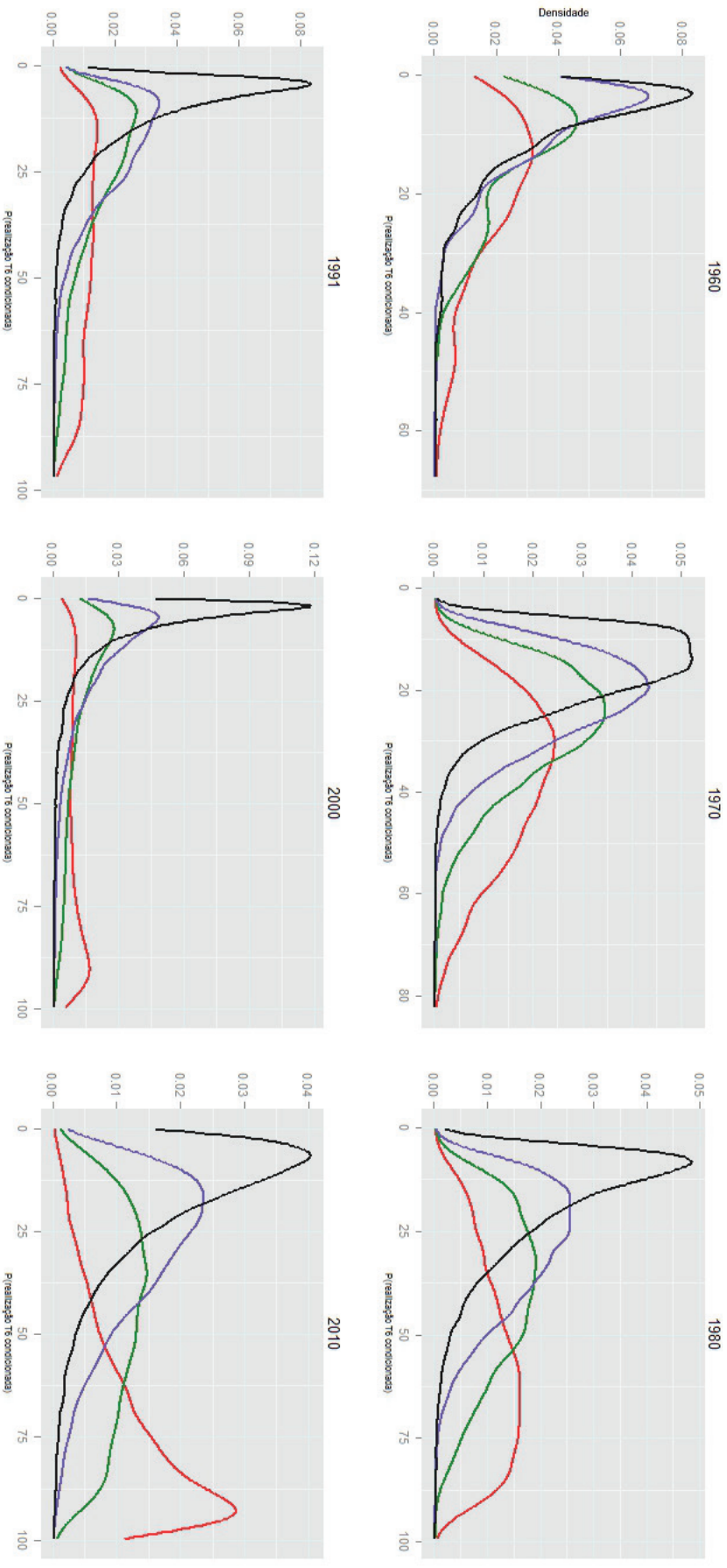
As análises sobre a progressão educacional no ensino médio demonstram como a evolução da acessibilidade a esse nível de escolarização foi marcada pela persistência ou pelo aprofundamento das desigualdades com base em características de origem social. Nesse sentido, difere significativamente da diminuição temporal nos efeitos da origem sobre as chances de progressão no nível fundamental. Mas o padrão de inclusão registra similaridades perversas e marcantes entre os dois níveis de ensino, sugerindo que os ganhos de acesso foram sempre efetivados através de uma hierarquização dos estratos: os mais altos ganham primeiro, depois seguem-se os estratos mais baixos. Esse processo desigual de incorporação dos jovens ao nível médio de ensino ocorre de maneira mais proeminente na conclusão do ensino médio, e os resultados demonstram a persistência temporal dessas desigualdades.

## ENSINO SUPERIOR: APROFUNDAMENTO DAS DESIGUALDADES DE ACESSO

A discussão sobre a entrada no ensino superior, na literatura sobre estratificação educacional no país, esteve em alguns trabalhos vinculada principalmente a conclusões que demonstraram como os efeitos da origem social eram pequenos sobre essa transição (o padrão de coeficientes declinantes), dado o nível de seletividade do sistema, que impunha barreiras à trajetórias educacionais em níveis mais fundamentais de ensino (SILVA; SOUZA, 1986; RIBEIRO, 2011). Mas a distribuição recente das oportunidades educacionais (entre coortes mais jovens) mudou, como vimos, o que pode ter promovido transformações nos padrões de estratificação do acesso ao ensino superior em períodos recentes.

Outros trabalhos (TORCHE, 2010; RIOS-NETO; GUIMARÃES, 2010) documentam incremento do efeito da origem sobre o acesso à universidade para coortes, passando pelo sistema educacional na década de 1980, em recrudescimento das desigualdades ainda mais significativo do que o observado para a conclusão do ensino médio. Desigualdades de classe no acesso ao ensino superior, que eram crescentes – e não persistentes –, seriam uma característica distintiva dos sistemas educacionais de países em desenvolvimento, diferenciando-os dos países centrais, para os quais não havia registro desse tipo de tendência. O que podem nos dizer os dados censitários sobre essa dinâmica? Nossos resultados apontam que a distribuição das chances de realização de  $T_3$  por classes de origem guarda similaridades com a dinâmica observada para os outros níveis educacionais analisados, como demonstram os dados do Painel 3:

**PAINEL 3**  
**DISTRIBUIÇÃO EMPÍRICA DAS PROBABILIDADES PREDITAS DE REALIZAÇÃO DE  $T_3$  POR CLASSE DE ORIGEM - JOVENS DE 21 A 25 ANOS - 1960-2010**



Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos do IBGE (1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

Em 1960, parte-se de um ponto no qual as chances de entrada na universidade são baixas para todas as classes de origem, mas há uma dispersão muito maior dos dois estratos mais altos no eixo das chances de progressão. Em 1970, o escalonamento entre os estratos passa a se demonstrar de maneira mais clara, com ganhos em acesso mais destacados para o estrato mais alto, ainda que para nenhuma das classes de origem haja concentração em níveis altos de chances de progressão. Em 1980, as curvas referentes aos dois estratos intermediários se tornam mais dispersas ao longo do eixo das chances, o que sugere ganhos nas chances de acesso à universidade para esses estratos em relação a 1970. Mas os principais ganhos se dão entre os jovens com origem no estrato mais alto, que, pela primeira vez na série histórica, concentram-se nas faixas acima de 50% de chances de progressão. A passagem de 1980 para 1991 marca um aprofundamento nas desigualdades de acesso à universidade. Em um cenário no qual os níveis de acesso geral a  $T_3$  diminuem, a concentração dos jovens com origem no estrato mais baixo em faixas baixas de chances de progressão é ainda maior do que se observava em 1980; o mesmo pode ser dito com relação aos dois estratos intermediários, para os quais a tendência observada é de deslocamento das curvas para a esquerda, indicando maiores concentrações em patamares mais baixos de chances de progressão. A transição de 1991 para 2000, marcada pela estabilidade nos padrões gerais de acesso, favoreceu ganhos nos estratos intermediários e maiores barreiras ao estrato mais baixo.

Após mais de 20 anos de estabilidade nos níveis gerais de acesso ao ensino superior, o período 2000-2010 é marcado por uma elevação nesses níveis. O gráfico para 2010 sugere que os ganhos são significativos para o estrato mais baixo, que, ainda que permaneça concentrado em patamares baixos de chances de progressão, apresenta distribuição mais dispersa do que em qualquer outro ponto na série histórica. Entre os estratos intermediários, a distribuição das chances também se apresenta mais dispersa. Mas é notável como também se aprofunda o acesso a  $T_3$  entre os jovens com origem no estrato superior, que, em 2010, passam a se concentrar em patamares altos de chances de entrada no ensino superior. Esse achado sugere que os ganhos em nível de acessibilidade entre 2000 e 2010 não se traduziram até aqui em diminuição da estratificação por classe de origem no acesso à universidade: jovens de origem socioeconômica privilegiada mantiveram seus benefícios em chances de acesso, mesmo em um contexto de aumento geral nas oportunidades educacionais de nível superior.

O principal achado segue a pista sugerida por Rios-Neto e Guimarães (2010) e Torche (2010) e revela que períodos recentes consolidam, para o caso brasileiro, a tendência de recrudescimento das desigualdades de origem sobre a entrada no ensino superior. Os achados acrescentam-se a esse argumento na medida em que localizam essa

tendência de crescimento em um contexto histórico de persistência do efeito da origem que perdurou desde 1960. Mas, diferente do que supõe o argumento em Torche (2010), o aumento das desigualdades entre coortes não se circunscreve àqueles elegíveis à entrada na universidade durante a década perdida dos anos 1980: no caso brasileiro, essa tendência se sustenta (e se aprofunda) entre coortes que eram elegíveis a essa transição nos anos 1990 e 2000 – período no qual há recuperação econômica no país em relação aos anos 1980. Os achados também desafiam as conclusões sobre a adequação do caso brasileiro ao padrão de coeficientes declinantes, pois indicam que, entre os jovens, as desigualdades de classe não somente foram historicamente maiores para  $T_2$  do que para  $T_3$ , mas também apresentaram, em períodos recentes, tendência de aumento nas vantagens associadas à origem nos estratos mais altos.

Nossos resultados sugerem que é na entrada do ensino superior que a associação entre características de origem e progressão educacional se apresenta de forma mais persistente. Em períodos recentes, essa associação tem se incrementado, concomitantemente a um aumento na oferta de vagas de nível superior, colocando em questão os efeitos da expansão recente sobre parâmetros de desigualdades de oportunidades.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

A evolução da estratificação educacional entre os jovens no país, nos últimos 50 anos, evidencia a consolidação de tendências variadas entre os diversos níveis educacionais. Entre essas tendências, conjugam-se diminuições, persistências e recrudescimento das desigualdades em diversos níveis, dependendo dos pontos da progressão educacional dos jovens que são analisados. Com essas evidências, buscamos documentar, a partir da inspiração teórica da agenda de pesquisa em estratificação educacional, parâmetros de acessibilidade dos diversos níveis educacionais por classes e as desigualdades que entrecortaram a incorporação da população jovem brasileira ao sistema educacional, ao longo do processo de modernização. Trata-se de uma agenda interessada na investigação da questão do acesso e que, portanto, não problematiza as desigualdades em aprendizagem – que se acumulam em relação às de acesso – e que constituem outra dimensão muito relevante das desigualdades educacionais, como vem recorrentemente documentando a literatura especializada (ALBERNAZ; FERREIRA; FRANCO, 2002; FRANCO; MANDARINO; ORTIGÃO, 2002; SOARES, 2006; SOARES; COLLARES, 2006; ALVES; SOARES, 2007; BROOKE; SOARES, 2008; ALVES, F., 2010; ALVES, M. T. G., 2010; KOSLINSKI; ALVES; LANGE, 2013; SOARES; ALVES, 2013; BROOKE et al., 2014; SOARES et al., 2014; BARTHOLO; COSTA, 2016; SOARES; ALVES; XAVIER, 2016).

Nossas análises sobre os padrões de estratificação no acesso documentam como a conclusão do ensino fundamental, que se constituiu



historicamente em uma das barreiras mais relevantes à progressão educacional dos jovens, apresenta sinais de persistência das desigualdades de classe, o que sugere que a ampliação da acessibilidade aos níveis elementares historicamente se traduziu apenas parcialmente em uma diminuição das desigualdades de oportunidades na conclusão do ensino fundamental, processo que se intensifica apenas recentemente (pós-2000). Argumentamos, assim, que o ensino fundamental é marcado por um *aumento na acessibilidade com diminuição limitada das desigualdades*, sendo que tal diminuição se deu mais profundamente entre os níveis mais elementares do que na conclusão, podendo ser entendida nos termos de um “deslocamento” das desigualdades.

A persistência das desigualdades é a principal característica que define historicamente no país a acessibilidade à conclusão do nível médio de ensino, favorecendo os jovens do estrato mais alto, sem diferenciar claramente as chances de jovens com origem nos demais estratos. Tal dinâmica efetiva-se em um contexto de expansão da oferta de educação de nível médio, mas que historicamente não foi capaz de mais do que acomodar a pressão demográfica. A exceção é o período entre 2000-2010, durante o qual se observaram ganhos em acessibilidade geral, mas que foram apropriados diferencialmente pelos estratos sociais, o que resultou em recrudescimento das desigualdades. Defendemos, assim, que a evolução da estratificação educacional no nível médio no país é marcada por um *padrão de persistência notável*, o que indica que os mecanismos que operam a distribuição das oportunidades educacionais não mudaram significativamente nos últimos 50 anos, mesmo com a expansão da oferta educacional nesse nível.

O aumento nas desigualdades de oportunidades educacionais é a principal característica observada no período analisado para a acessibilidade ao nível superior. Ainda que se parta de um ponto no qual os níveis de acesso ao ensino superior eram muito baixos, o crescimento dessa acessibilidade se dá às custas de uma desigualdade crescente entre classes. Se as desigualdades por classe de origem são predominantemente persistentes no período, há um claro incremento em períodos recentes, em especial entre 2000 e 2010, momento no qual se observa um aumento nos níveis gerais de acesso à entrada no ensino superior. Dada a proeminência da origem social na definição das chances de entrada na universidade, argumentamos que a estratificação educacional no nível superior nos últimos 50 anos no país é marcada por um *padrão de aumento nas desigualdades*, o que sugere que, para esse nível educacional, a associação entre origem social e chances de progressão vem se fortalecendo em períodos mais recentes, aumentando as desigualdades de oportunidades educacionais de nível superior, sendo um processo, portanto, concomitante à expansão do sistema no país.

Para todos os níveis educacionais analisados, há uma hierarquização do avanço nas chances de progressão de acordo com o estrato social de origem, que tendem sempre a crescer antes entre os estratos mais altos. O que diferencia os diversos níveis educacionais é a concentração das classes de origem em pontos altos de chances de progressão, que caracterizariam acesso universal, e a temporalidade na qual se observa universalidade de acesso para a classe mais alta, à qual se segue o aumento nos níveis de acesso para os demais estratos. Nossos resultados sugerem que esse processo, por enquanto, reduz-se à conclusão do ensino fundamental, para a qual espera-se diminuição nos níveis de desigualdade de acesso por classe no futuro, dada a quase universalidade do acesso a esses níveis para estratos mais altos. Portanto, a desigualdade de classe no acesso à educação permanece um problema de pesquisa relevante na reflexão sobre a expansão dos níveis médio e superior.

## REFERÊNCIAS

- ALBERNAZ, Ângela; FERREIRA, Francisco; FRANCO, Creso. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 3, p. 453-476, 2002.
- ALVES DE BRITO, Murillo M. *A dependência na origem: desigualdades no sistema educacional brasileiro e a estruturação social das oportunidades*. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.
- ALVES, Fátima. Escolhas familiares, estratificação educacional e desempenho escolar: quais as relações?. *Dados – Revista de Ciências Sociais*, v. 53, n. 2, p. 447-468, 2010.
- ALVES, Maria Tereza Gonzaga. Dimensões do efeito das escolas: explorando as interações entre famílias e estabelecimentos de ensino. *Estudos em Avaliação Educacional*, São Paulo, n. 46, p. 271-296, 2010.
- ALVES, Maria Tereza Gonzaga; SOARES, José Francisco. Efeito-escola e estratificação escolar: o impacto da composição de turmas por nível de habilidade dos alunos. *Educação em Revista*, v. 45, p. 25-58, 2007.
- AYALON, Hanna; SHAVIT, Yossi. Educational reforms and inequalities in Israel. The MMI hypothesis revisited. *Sociology of Education*, v. 77, p. 103-120, abr. 2004.
- BARTHOLO, Tiago Lisboa; COSTA, Marcio. Evidências do impacto da composição social das escolas no desempenho dos alunos na rede pública do Rio de Janeiro. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, v. 24, n. 42, p. 498-521, 2016.
- BLAU, Peter; DUNCAN, Otis. *The American occupational structure*. New York: Wiley, 1967.
- BREEN, Richard. Foundations of a neo-Weberian class analysis. In: OLIN-WRIGHT, E. (Org.). *Approaches to class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- BREEN, Richard; GOLDTHORPE, John. Explaining educational differentials. Towards a formal rational action theory. *Rationality and Society*, v. 9, n. 3, p. 275-305, 1997.
- BREEN, Richard; JONSSON, Jan. Analyzing educational careers. A multinomial transition model. *American Sociological Review*, v. 65, n. 2, p. 754-772, out. 2000.
- BREEN, Richard; LUIJKX, Ruud; MULLER, Walter; POLLACK, Reinhard. Nonpersistent inequality in educational attainment: Evidence from eight European countries. *American Journal of Sociology*, v. 114, n. 5, p. 1475-1521, 2009.

- BROOKE, Nigel; FERNANDES, Neimar; MIRANDA, Isabela Pagani; SOARES, Tufi Machado. Modelagem do crescimento da aprendizagem nos anos iniciais com dados longitudinais da pesquisa GERES. *Educação e Pesquisa*, v. 40, n. 1, p. 77-94, 2014.
- BROOKE, Nigel; SOARES, José Francisco (Org.). Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2008.
- CASTRO, Maria Helena. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro. In: HENRIQUES, R. (Org.) *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- CHANG, Sang-Soo. Patterns and changes of educational attainment in Korea. In: ANNUAL MEETING OF THE RESEARCH COMMITTEE ON SOCIAL STRATIFICATION AND MOBILITY OF THE INTERNATIONAL SOCIOLOGICAL ASSOCIATION, 2003, Tóquio. *Annals...* Tóquio: Sunchon National University, 2003.
- ERIKSON, Robert; GOLDTHORPE, John. *The constant flux: a study of class mobility in industrial societies*. Oxford: Oxford University Press, 1992.
- ERIKSON, Robert; GOLDTHORPE, John; PORTOCARRERO, Luciene. Intergenerational class mobility in three western European countries: England, France and Sweden. *The British Journal of Sociology*, v. 30, n. 4, p. 415-441, 1979.
- FERNANDES, Danielle Cireno. Race, socioeconomic development and the educational stratification process in Brazil. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 22, p. 365-422, 2005.
- FRANCO, Creso; MANDARINO, Mônica; ORTIGÃO, Maria Isabel. O Projeto pedagógico e os resultados escolares. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 3, p. 477-494, 2002.
- GANZEBOOM, Harry; DE GRAAF, Paul; TREIMAN, Donald. A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, n. 21, p. 1-56, 1992.
- GERBER, Theodore. Educational stratification in contemporary Russia: Stability and change in the face of economic and institutional crisis. *Sociology of Education*, v. 73, n. 4, p. 219-246, 2000.
- GERBER, Theodore; HOUT, Michael. Educational stratification in Russia during the Soviet period. *American Journal of Sociology*, v. 101, n. 3, p. 611-660, 1995.
- GOLDTHORPE, John; JACKSON, Michelle. Education-based meritocracy. The Barriers to its Realization. In: LAUREAU, A.; CONLEY, D. (Org.). *Social class. How does it work?* New York: Russel Sage Foundation, 2008.
- GUIMARÃES, Nadya Araujo; BARONE, Leonardo Sangali; ALVES DE BRITO, Murillo Marschner. Mercado e mercantilização do trabalho no Brasil (1960-2010). In: ARRETCHE, M. (Org.). *Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos 50 anos*. São Paulo: Editora Unesp, 2015.
- HASENBALG, Carlos; SILVA, Nelson Valle. Recursos familiares e transições educacionais. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 18, p. 67-76, 2002.
- HAUSER, Robert; FEATHERMAN, David. Equality of schooling. Trends and prospects. *Sociology of Education*, v. 49, n. 2, 1976.
- HOUT, Michael. Maximally maintained inequality and essentially maintained inequality: Crossnational comparisons. *Sociological Theory and Methods*, v. 21, n. 2, p. 237-252, 2006.
- HOUT, Michael; RAFTERY, Adrian; BELL, Eleanor. Making the grade. Educational stratification in the United States, 1925-1989. In: SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H. P. (Org.). *Persistent inequality. Changing educational attainment in thirteen countries*. Boulder: Westview Press, 1993.
- IANELLI, Cristina; PATTERSON, Lindsay. Education and social mobility in Scotland. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 25, p. 219-232, 2007.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Censo Demográfico. Rio de Janeiro: IBGE, 1960.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Censo Demográfico. Rio de Janeiro: IBGE, 1970.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Censo Demográfico. Rio de Janeiro: IBGE, 1980.

- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Censo Demográfico. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Censo Demográfico. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Censo Demográfico. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION – ILO. *School to Work Transition Survey: a Methodological Guide*. Geneva, 2009.
- KAREN, David. Changes in access to higher education in the United States: 1980-1992. *Sociology of Education*, v. 75, n. 3, p. 191-210, 2002.
- KARLSON, Kristian. Multiple paths in educational transitions. A multinomial transition model with unobserved heterogeneity. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 29, p. 323-341, 2011.
- KESLER, Christel. Educational stratification and social change: Evidence from German unification. *European Sociological Review*, v. 19, n. 5, p. 467-482, 2005.
- KOSLINSKI, Mariane Campelo; ALVES, Fátima; LANGE, Wolfram Johannes. Desigualdades educacionais em contextos urbanos: um estudo da geografia de oportunidades educacionais na cidade do Rio de Janeiro. *Educação e Sociedade*, v. 34, n. 125, p. 1175-1202, 2013.
- LIMA, Marcia. *Access to higher education in Brazil. Inequalities, educational system and affirmative action policies*. 2011. (ESRC working paper series). Disponível em: <[http://www.fflch.usp.br/centrodametropole/antigo/static/uploads/acces\\_higher\\_education\\_in\\_brazil\\_marcia\\_lima.pdf](http://www.fflch.usp.br/centrodametropole/antigo/static/uploads/acces_higher_education_in_brazil_marcia_lima.pdf)>. Acesso em: ago. 2003.
- LUCAS, Samuel. Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects. *American Journal of Sociology*, v. 106, n. 6, p. 1642-1690, 2001.
- LUCAS, Samuel; FUCELLA, Phillip; BERENDS, Mark. A neo-classical education transitions approach: A corrected tale for three cohorts. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 29, p. 263-285, 2011.
- MARE, Robert. Social background and school continuation decisions. *Journal of the American Statistical Association*, v. 75, p. 295-305, 1980.
- MARE, Robert. Change and stability in educational stratification. *American Sociological Review*, v. 46, n. 1, p. 72-87, 1981.
- MARE, Robert; CHANG, Huey Ci. Family attainment norms and educational stratification in the United States and Taiwan: The effects of parent's school transitions. In: FIELDS, Gary; GRUSKY, David; MORGAN, Stephen (Org.). *Frontiers in economic and social mobility*. Stanford: Stanford University Press, 2006.
- MARTELETO, Letícia; CARVALHAES, Flávio; HUBERT, Celia. Desigualdades de oportunidades educacionais dos adolescentes no Brasil e no México. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, v. 29, n. 2, p. 277-302, 2012.
- MARTELETO, Letícia; GELBER, Denisse; HUBERT, Celia; SALINAS, Viviana. Educational inequalities among Latin American adolescents: Continuities and changes over the 1980s, 1990s and 2000s. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 30, p. 352-375, 2012.
- MENEZES-FILHO, Naercio; KIRSCHBAUM, Charles. Educação e desigualdade no Brasil. In: ARRETICHE, M. (Org.). *Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos 50 anos*. São Paulo: Editora Unesp, 2015.
- MILESI, Carolina. Do all roads lead to Rome? Effect of educational trajectories on educational transitions. *Research in Social Stratification and Mobility*, n. 28, p. 23-44, 2010.
- MONTALVÃO, Arnaldo. Estratificação educacional no Brasil no século XXI. *Dados – Revista de Ciências Sociais*, v. 54, n. 2, p. 389-430, 2011.
- OLIN-WRIGHT, Erik. *Class structure and income determination*. New York: Academic, 1979.
- OLIN-WRIGHT, Erik. Foundations of a neo-marxist class analysis. In: OLIN-WRIGHT, Erik. *Approaches to class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

- PASTORE, José; SILVA, Nelson Valle. *Mobilidade social no Brasil*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- PICANÇO, Felícia. Juventude por cor e renda no acesso ao ensino superior: somando desvantagens, multiplicando desigualdades? *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 30, n. 88, p. 145-181, 2015.
- RAFTERY, Adrian; HOUT, Michael. Maximally maintained inequality: expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-75. *Sociology of Education*, v. 66, n. 1, p. 41-62, 1993.
- RIBEIRO, Carlos Antonio Costa. Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil. *Dados – Revista de Ciências Sociais*, v. 54, n. 1, p. 41-87, 2011.
- RIBEIRO, Carlos Costa; CENEVIVA, Ricardo; ALVES DE BRITO, Murillo Marschner. Estratificação educacional entre jovens no Brasil: 1960-2010. In: ARRETCHE, M. (Org.). *Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos 50 anos*. São Paulo: Editora Unesp, 2015.
- RIGOTTI, José Rangel. Variáveis de educação dos censos demográficos brasileiros de 1960 a 2000. In: RIOS-NETO, Eduardo; RIANI, Juliana (Org.). *Introdução à demografia da educação*. Campinas: Abep, 2004.
- RIOS-NETO, Eduardo; GUIMARÃES, Raquel. The demography of education in Brazil: Inequality of educational opportunities based on grade progression probability. *Vienna Yearbook of Population Research*, v. 8, p. 283-312, 2010.
- ROKSA, Josipa; VELEZ, Melissa. When studying schooling is not enough: Incorporating employment in models of educational transitions. *Research in Social Stratification and Mobility*, n. 28, p. 5-21, 2010.
- SEWELL, William; HAUSER, Robert. *Education, occupation and earnings*. Achievement in the early career. New York: Academic, 1975.
- SHAVIT, Yossi; BLOSSFELD, Hans Peter (Org.). *Persistent Inequality*. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries. Boulder: Westview, 1993.
- SILVA, Nelson Valle. Expansão escolar e estratificação educacional no Brasil. In: SILVA, Nelson Valle; HASENBALG, Carlos (Org.). *Origens e destinos*. Rio de Janeiro: IUPERJ, Ucam, 2003.
- SILVA, Nelson Valle; HASENBALG, Carlos. Tendências da desigualdade educacional no Brasil. *Dados – Revista de Ciências Sociais*, v. 43, n. 3, 2000.
- SILVA, Nelson Valle; SOUZA, Alberto. Um modelo para a análise da estratificação educacional no Brasil. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, n. 58, p. 49-57, ago. 1986.
- SOARES, José Francisco. Measuring cognitive achievement gaps and inequalities: The case of Brazil. *International Journal of Educational Research*, v. 45, n. 3, p. 176-187, 2006.
- SOARES, José Francisco; ALVES, Maria Tereza Gonzaga. Effects of schools and municipalities in the quality of basic education. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 43, n. 149, p. 492-517, 2013.
- SOARES, José Francisco; ALVES, Maria Tereza Gonzaga; XAVIER, Flavia Pereira. Effects of Brazilian schools on student learning. *Assessment in Education: Principles, Policy & Practice*, v. 23, n. 1, p. 75-97, 2016.
- SOARES, José Francisco; COLLARES, Ana Cristina Murta. Recursos familiares e o desempenho cognitivo dos alunos do ensino básico brasileiro. *Dados – Revista de Ciências Sociais*, v. 49, n. 3, p. 615-650, 2006.
- SOARES, Tufi Machado; RIANI, Juliana Lucena; NÓBREGA, Mariana Calife; SILVA, Neimar Fernandes. Escola de tempo integral: resultados do projeto na proficiência dos alunos do ensino fundamental das escolas públicas da rede estadual de Minas Gerais. *Estudos em Avaliação Educacional*, São Paulo, v. 22, p. 111-130, 2014.
- TORCHE, Florencia. Privatization reform and inequality of educational opportunity: the case of Chile. *Sociology of Education*, v. 78, p. 316-343, 2005.
- TORCHE, Florencia. Economic crisis and inequality of educational opportunity in Latin America. *Sociology of Education*, v. 83, n. 2, p. 85-110, 2010.
- UNIVERSIDADE DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. Instituto de Estudos Sociais e Políticos. *Projeto de Sistema de Indicadores de Estratificação e Mobilidade Social*. Rio de Janeiro: UERJ/IESP, 2008.

VALLET, Louis. The dynamics of inequality of educational opportunity in France: change in the association between social background and education in thirteen five-year birth cohorts (1908-1972). In: ANNUAL MEETING OF THE RESEARCH COMMITTEE ON SOCIAL STRATIFICATION AND MOBILITY OF THE INTERNATIONAL SOCIOLOGICAL ASSOCIATION, 2004, Neuchatel. *Annals...* Neuchatel, 2004.

WU, Xiaogang. Economic transition, school expansion, and education inequality in China, 1990-2000. *Research in Social Stratification and Mobility*, n. 28, p. 91-108, 2010.

**MURILLO MARSCHNER ALVES DE BRITO**

Professor da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro – PUC-Rio –,  
Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil

*murillo-marschner@puc-rio.br*

# ANEXO 1

**TABELA A.1**  
**MÉDIA DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NAS ESTIMAÇÕES DOS CENSOS DEMOGRÁFICOS, POR ANO E FAIXA ETÁRIA**

VARIÁVEIS	16 A 18 ANOS						19 A 20 ANOS						21 A 25 ANOS					
	1960	1970	1980	1991	2000	2010	1960	1970	1980	1991	2000	2010	1960	1970	1980	1991	2000	2010
	<b>VARIÁVEL DEPENDENTE - PROGRESSÃO EDUCACIONAL</b>																	
Concluiu ensino fundamental	0,135	0,200	0,373	0,392	0,606	0,770	0,232	0,337	0,514	0,531	0,718	0,856	0,277	0,403	0,557	0,605	0,725	0,871
Concluiu ensino médio	0,160	0,145	0,130	0,149	0,163	0,211	0,529	0,493	0,493	0,525	0,573	0,691	0,814	0,743	0,726	0,745	0,742	0,827
Entrou no ensino superior	0,000	0,124	0,398	0,319	0,276	0,386	0,141	0,258	0,451	0,395	0,341	0,433	0,237	0,375	0,514	0,410	0,397	0,481
<b>ORIGEM SOCIAL</b>																		
classe família - I + II + IVa2 + IVc1	0,107	0,131	0,160	0,185	0,202	0,165	0,111	0,141	0,175	0,198	0,219	0,183	0,128	0,156	0,190	0,204	0,226	0,200
classe família - IIIa + IIIb	0,048	0,081	0,096	0,142	0,145	0,204	0,050	0,082	0,099	0,143	0,143	0,205	0,052	0,084	0,101	0,140	0,138	0,203
classe família - V + VI	0,160	0,201	0,276	0,293	0,310	0,318	0,161	0,193	0,270	0,292	0,306	0,313	0,165	0,184	0,260	0,280	0,294	0,304
classe família - IVc2 + VIIa + VIIb	0,684	0,588	0,468	0,380	0,343	0,313	0,679	0,584	0,456	0,367	0,332	0,298	0,655	0,576	0,450	0,375	0,341	0,293
mãe sem escolarização	0,598	0,513	0,378	0,300	0,155	0,087	0,603	0,516	0,370	0,299	0,161	0,094	0,595	0,517	0,376	0,317	0,189	0,106
mãe com ensino fundamental completo	0,022	0,040	0,082	0,150	0,294	0,462	0,022	0,042	0,087	0,145	0,293	0,471	0,026	0,047	0,087	0,135	0,267	0,461
mãe com ensino médio completo	0,005	0,020	0,044	0,091	0,176	0,296	0,004	0,021	0,047	0,087	0,179	0,311	0,006	0,023	0,046	0,080	0,167	0,309
mãe com superior (completo ou incompleto)	0,000	0,003	0,015	0,034	0,070	0,116	0,000	0,003	0,015	0,031	0,073	0,125	0,001	0,003	0,014	0,028	0,068	0,129
<b>DEMAIS CONTROLES</b>																		
idade	17,0	17,0	16,9	16,9	17,0	17,0	19,5	19,5	19,5	19,5	19,5	19,5	22,7	22,6	22,6	22,7	22,7	22,8
renda <i>per capita</i> domiciliar (em R\$ de 2012)	153,94	209,68	481,96	414,61	563,37	640,89	17719	250,53	581,09	484,87	665,08	773,75	221,32	315,15	699,46	555,51	764,84	923,92
família monoparental (monoparental=1)	0,154	0,149	0,152	0,179	0,212	0,231	0,185	0,175	0,181	0,210	0,240	0,252	0,232	0,220	0,225	0,257	0,282	0,291
nº de irmãos	2,4	2,4	2,4	1,9	1,5	1,1	2,6	2,5	2,5	2,0	1,6	1,2	2,5	2,4	2,3	1,8	1,5	1,0
primogênito (Filho mais velho=1)	0,381	0,386	0,373	0,441	0,480	0,573	0,516	0,523	0,505	0,535	0,584	0,656	0,745	0,748	0,742	0,763	0,794	0,832
residência urbana	0,412	0,543	0,671	0,733	0,800	0,822	0,428	0,559	0,701	0,760	0,821	0,842	0,480	0,595	0,734	0,779	0,834	0,861
sexo (feminino=1)	0,528	0,532	0,540	0,546	0,542	0,533	0,559	0,568	0,570	0,572	0,565	0,552	0,601	0,597	0,586	0,583	0,578	0,561
raça - branco	0,616	-	0,549	0,484	0,519	0,452	0,620	-	0,571	0,509	0,533	0,479	0,642	-	0,588	0,520	0,543	0,493
raça - preto	0,082	-	0,056	0,048	0,060	0,069	0,083	-	0,057	0,050	0,061	0,069	0,083	-	0,060	0,053	0,063	0,071
raça - pardo	0,302	-	0,391	0,465	0,471	0,479	0,297	-	0,368	0,439	0,399	0,453	0,274	-	0,348	0,424	0,388	0,436
região - Norte	0,036	0,037	0,044	0,064	0,071	0,083	0,035	0,036	0,043	0,058	0,067	0,076	0,036	0,034	0,041	0,053	0,064	0,071
região - Sudeste	0,416	0,432	0,430	0,407	0,414	0,402	0,419	0,441	0,459	0,436	0,434	0,425	0,452	0,470	0,495	0,455	0,449	0,439
região - Sul	0,175	0,183	0,170	0,143	0,140	0,140	0,159	0,174	0,166	0,146	0,133	0,138	0,157	0,162	0,157	0,141	0,128	0,127
região - Centro-oeste	0,042	0,052	0,062	0,070	0,073	0,079	0,039	0,048	0,057	0,067	0,071	0,076	0,037	0,046	0,055	0,064	0,069	0,072
região - Nordeste	0,332	0,297	0,294	0,316	0,302	0,296	0,348	0,301	0,275	0,294	0,295	0,286	0,319	0,288	0,252	0,288	0,290	0,291

Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos do IBGE (1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).



## ANEXO 2

## TABELA A.2

COEFICIENTES ESTIMADOS PARA AS CHANCES DE CONCLUSÃO DO ENSINO FUNDAMENTAL, CONDICIONADA À CONCLUSÃO DOS 4 PRIMEIROS ANOS DE ESTUDO (T<sub>1</sub>) POR ANO E FAIXAS ETÁRIAS DE INTERESSE - 1960-2010

	1960		1970		1980		1991		2000		2010	
	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.
<b>16 A 18 ANOS</b>												
Intercepto	-48,966	0,009 **	-52,764	0,000 ***	-42,277	0,000 ***	-36,170	0,000 ***	-31,026	0,000 ***	-46,962	0,000 ***
classe de origem I + II + Iva + IVc1 (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	0,960	0,000 ***	0,717	0,000 ***	0,540	0,000 ***	0,457	0,000 ***	0,339	0,000 ***	0,368	0,000 ***
classe de origem IIIa + IIIB (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	0,671	0,000 ***	0,389	0,000 ***	0,371	0,000 ***	0,214	0,000 ***	0,218	0,000 ***	0,198	0,000 ***
classe de origem V+VI (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	0,128	0,213	0,099	0,000 ***	0,164	0,000 ***	0,179	0,000 ***	0,113	0,000 ***	0,052	0,000 ***
escolaridade da mãe - analfabeta (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,703	0,000 ***	-0,627	0,000 ***	-0,667	0,000 ***	-0,504	0,000 ***	-0,416	0,000 ***	-0,380	0,000 ***
escolaridade da mãe - 4ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,544	0,000 ***	0,600	0,000 ***	0,480	0,000 ***	0,435	0,000 ***	0,412	0,000 ***	0,244	0,000 ***
escolaridade da mãe - 8ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	1,159	0,000 ***	0,728	0,000 ***	0,424	0,000 ***	0,435	0,000 ***	0,390	0,000 ***	0,524	0,000 ***
escolaridade da mãe - ensino médio completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,397	0,397	0,078	0,102	0,206	0,000 ***	0,181	0,000 ***	0,171	0,000 ***	0,003	0,862
escolaridade da mãe - ensino médio incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,408	0,406	0,189	0,000 ***	0,199	0,000 ***	0,319	0,000 ***	0,381	0,000 ***	0,426	0,000 ***
escolaridade da mãe - ensino superior completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	2,077	0,062 *	-0,045	0,549	0,156	0,000 ***	0,277	0,000 ***	0,239	0,000 ***	0,228	0,000 ***
escolaridade da mãe - ensino superior incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-1,876	0,268 *	0,149	0,101	0,050	0,263	0,250	0,000 ***	0,412	0,000 ***	0,342	0,000 ***
escolaridade da mãe - ensino superior completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	4,818	0,039 **	5,050	0,000 ***	3,926	0,000 ***	3,333	0,000 ***	2,871	0,000 ***	4,944	0,000 ***
residência em área rural	-0,722	0,000 ***	-0,760	0,000 ***	-0,742	0,000 ***	-0,537	0,000 ***	-0,320	0,000 ***	0,068	0,000 ***
renda per capita domiciliar (LN)	0,546	0,000 ***	0,633	0,000 ***	0,656	0,000 ***	0,466	0,000 ***	0,521	0,000 ***	0,338	0,000 ***
família monoparental	0,099	0,492	-0,298	0,000 ***	-0,319	0,000 ***	-0,312	0,000 ***	-0,291	0,000 ***	-0,280	0,000 ***
nº irmãos	-0,037	0,159	-0,069	0,000 ***	-0,074	0,000 ***	-0,113	0,000 ***	-0,093	0,000 ***	-0,128	0,000 ***
filho mais velho (indicadora)	0,183	0,013 *	0,186	0,000 ***	0,131	0,000 ***	0,063	0,000 ***	0,041	0,000 ***	-0,017	0,046 *
raça preto (categoria de referência: branco)	1,271	0,000 ***			0,583	0,000 ***	0,561	0,000 ***	0,508	0,000 ***	0,494	0,000 ***
raça pardo (categoria de referência: branco)	10,40	0,001 **			2,06	0,000 ***	2,025	0,000 ***	2,21	0,000 ***	2,222	0,000 ***
região Nordeste (categoria de referência: Sudeste)	0,073	0,448	-0,064	0,000 ***	0,074	0,000 ***	-0,023	0,024 *	-0,706	0,000 ***	-0,442	0,000 ***
região Norte (categoria de referência: Sudeste)	-0,722	0,001 **	-0,461	0,000 ***	-0,321	0,000 ***	-0,318	0,000 ***	-0,839	0,000 ***	-0,605	0,000 ***
região Sul (categoria de referência: Sudeste)	0,064	0,428	0,051	0,000 ***	0,013	0,068 *	0,123	0,000 ***	0,103	0,000 ***	-0,198	0,000 ***
região Centro Oeste (categoria de referência: Sudeste)	-0,379	0,101	-0,255	0,000 ***	-0,242	0,000 ***	-0,201	0,000 ***	-0,565	0,000 ***	-0,252	0,000 ***
sexo (mulher = 1)	-0,287	0,000 ***	0,430	0,000 ***	0,463	0,000 ***	0,597	0,000 ***	0,724	0,000 ***	0,879	0,000 ***
<b>19 E 20 ANOS</b>												
(Intercept)	-9,910	0,000 ***	-7,819	0,000 ***	-7,212	0,000 ***	-6,962	0,000 ***	-4,062	0,000 ***	-2,283	0,000 ***
classe de origem I + II + Iva + IVc1 (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	10,44	0,000 ***	0,770	0,000 ***	0,629	0,000 ***	0,531	0,000 ***	0,412	0,000 ***	0,414	0,000 ***
classe de origem IIIa + IIIB (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	0,501	0,000 ***	0,331	0,000 ***	0,384	0,000 ***	0,239	0,000 ***	0,264	0,000 ***	0,215	0,000 ***
classe de origem V+VI (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	0,122	0,304	0,059	0,000 ***	0,159	0,000 ***	0,222	0,000 ***	0,161	0,000 ***	0,065	0,000 ***
escolaridade da mãe - analfabeta (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,525	0,000 ***	-0,653	0,000 ***	-0,649	0,000 ***	-0,479	0,000 ***	-0,408	0,000 ***	-0,374	0,000 ***
escolaridade da mãe - 4ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,743	0,000 ***	0,564	0,000 ***	0,496	0,000 ***	0,428	0,000 ***	0,394	0,000 ***	0,263	0,000 ***
escolaridade da mãe - 8ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	1,245	0,000 ***	0,971	0,000 ***	0,675	0,000 ***	0,612	0,000 ***	0,485	0,000 ***	0,783	0,000 ***
escolaridade da mãe - ensino médio completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,155	0,838	-0,162	0,047 *	0,153	0,008 **	0,172	0,002 **	0,122	0,000 ***	-0,126	0,001 **
escolaridade da mãe - ensino médio incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,179	0,827	0,452	0,000 ***	0,210	0,001 **	0,272	0,000 ***	0,411	0,000 ***	0,588	0,000 ***
escolaridade da mãe - ensino superior completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	12,367	0,985	0,008	0,961	0,181	0,024 *	0,336	0,000 ***	0,224	0,000 ***	0,019	0,775
escolaridade da mãe - ensino superior incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,008	1,000	0,226	0,283	0,150	0,143	0,279	0,005 **	0,613	0,000 ***	0,455	0,000 ***
escolaridade da mãe - ensino superior completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,153	0,599			0,156	0,000 ***	0,149	0,000 ***	0,164	0,000 ***	0,117	0,000 ***
raça pardo (categoria de referência: branco)	0,518	0,000 ***			0,379	0,000 ***	0,459	0,000 ***	-0,277	0,000 ***	-0,160	0,000 ***
região Nordeste (categoria de referência: Sudeste)	-0,316	0,223	-0,010	0,763	0,173	0,000 ***	0,040	0,094 *	-0,400	0,000 ***	-0,242	0,000 ***
região Norte (categoria de referência: Sudeste)	-0,203	0,055 *	0,030	0,036 *	-0,087	0,000 ***	0,034	0,010 *	-0,010	0,465	-0,152	0,000 ***
região Centro-oeste (categoria de referência: Sudeste)	-0,087	0,756	0,057	0,041 *	0,003	0,866	-0,071	0,000 ***	-0,404	0,000 ***	-0,175	0,000 ***
sexo (mulher = 1)	-0,512	0,000 ***	0,489	0,000 ***	0,511	0,000 ***	0,631	0,000 ***	0,810	0,000 ***	0,952	0,000 ***

\*\*\* p&lt;0,001; \*\* p&lt;0,01; \* p&lt;0,05; . p&lt;0,1.

Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos do IBGE (1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

(continua)



**TABELA A.3**  
**COEFICIENTES ESTIMADOS PARA AS CHANCES DE CONCLUSÃO DO ENSINO MÉDIO, CONDICIONADA À ENTRADA ( $T_2$ ) POR ANO E FAIXAS ETÁRIAS DE INTERESSE - 1960-2010**

	1960		1970		1980		1991		2000		2010		
	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	
<b>19 E 20 ANOS</b>													
(Intercept)	-3,948	0,211	-15,888	0,000	***	-14,052	0,000	***	-13,587	0,000	***	-13,154	0,000
classe de origem I + II + Iva + IVc1 (categoria de referência: IVc2+Vila+VIlb)	0,176	0,515	0,155	0,000	***	0,247	0,000	***	0,111	0,000	***	0,100	0,000
classe de origem IIIa + IIlb (categoria de referência: IVc2+Vila+VIlb)	0,170	0,594	0,008	0,820	0,098	0,000	***	-0,066	0,008	***	-0,004	0,785	0,034
classe de origem V+VI (categoria de referência: IVc2+Vila+VIlb)	-0,044	0,882	-0,098	0,004	**	-0,014	0,408	***	-0,094	0,000	***	-0,052	0,000
escolaridade da mãe - analfabeta (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,005	0,989	-0,104	0,006	**	-0,327	0,000	***	-0,123	0,000	***	-0,258	0,000
escolaridade da mãe - 4ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,409	0,081	0,269	0,000	***	0,278	0,000	***	0,204	0,000	***	0,241	0,000
escolaridade da mãe - 8ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,154	0,472	0,398	0,000	***	0,278	0,000	***	0,200	0,000	***	0,226	0,000
escolaridade da mãe - ensino médio incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,802	0,528	-0,235	0,004	**	0,005	0,916	0,116	0,024	*	-0,134	0,000	***
escolaridade da mãe - ensino médio completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-12,400	0,793	0,431	0,000	***	0,300	0,000	***	0,485	0,000	***	0,495	0,000
escolaridade da mãe - ensino superior incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	1,881	0,985	0,168	0,171	0,009	0,837	0,000	***	0,156	0,005	**	0,127	0,000
escolaridade da mãe - ensino superior completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-13,480	0,985	0,006	0,966	0,006	0,000	***	0,163	0,007	**	0,308	0,000	***
idade	0,106	0,499	0,620	0,000	***	0,487	0,000	***	0,543	0,000	***	0,463	0,000
residência em área rural	0,669	0,066	-0,028	0,501	0,057	0,164	0,000	***	0,057	0,023	*	-0,064	0,000
renda per capita domiciliar (LN)	0,395	0,002	0,522	0,000	***	0,535	0,000	***	0,384	0,000	***	0,577	0,000
família monoparental	0,126	0,753	-0,072	0,074	*	-0,297	0,000	***	-0,269	0,000	***	-0,277	0,000
nº irmãos	0,064	0,325	-0,028	0,000	***	-0,046	0,000	***	-0,071	0,000	***	-0,038	0,000
filho mais velho (indicadora)	0,514	0,004	0,197	0,000	***	0,151	0,000	***	0,060	0,000	***	0,083	0,000
raça preto (categoria de referência: branco)	-0,961	0,268				0,545	0,000	***	0,403	0,000	***	0,501	0,000
raça pardo (categoria de referência: branco)	-0,788	0,393				0,149	0,000	***	0,130	0,002	**	0,196	0,000
região Nordeste (categoria de referência: Sudeste)	-0,109	0,627	-0,176	0,000	***	-0,101	0,000	***	-0,034	0,086	*	-0,407	0,000
região Norte (categoria de referência: Sudeste)	-0,387	0,424	-0,601	0,000	***	-0,323	0,000	***	-0,381	0,000	***	-0,613	0,000
região Sul (categoria de referência: Sudeste)	0,382	0,104	-0,382	0,014	*	0,107	0,000	***	0,249	0,000	***	0,002	0,897
região Centro-oeste (categoria de referência: Sudeste)	-0,220	0,745	-0,521	0,000	***	-0,200	0,000	***	-0,100	0,000	***	-0,332	0,000
sexo (mulher = 1)	-0,769	0,000	***	0,419	0,000	***	0,507	0,000	***	0,423	0,000	***	0,586
<b>21 A 25 ANOS</b>													
(Intercept)	-15,450	0,535	-27,625	0,000	***	-26,343	0,000	***	-22,344	0,000	***	-17,233	0,000
classe de origem I + II + Iva + IVc1 (categoria de referência: IVc2+Vila+VIlb)	-0,168	0,552	0,172	0,000	***	0,254	0,000	***	0,155	0,000	***	0,117	0,000
classe de origem IIIa + IIlb (categoria de referência: IVc2+Vila+VIlb)	-0,736	0,019	*	-0,052	0,087	-	0,025	0,154	-0,078	0,000	***	0,002	0,915
classe de origem V+VI (categoria de referência: IVc2+Vila+VIlb)	-0,343	0,263	-0,101	0,000	***	-0,049	0,001	***	-0,118	0,000	***	-0,051	0,000
escolaridade da mãe - analfabeta (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,154	0,615	-0,077	0,007	**	-0,278	0,000	***	-0,146	0,000	***	-0,231	0,000
escolaridade da mãe - 4ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,042	0,849	0,348	0,000	***	0,269	0,000	***	0,173	0,000	***	0,185	0,000
escolaridade da mãe - 8ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,230	0,307	0,389	0,000	***	0,329	0,000	***	0,234	0,000	***	0,207	0,000
escolaridade da mãe - ensino médio incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-1,131	0,086	-0,417	0,000	***	-0,103	0,043	*	-0,084	0,123	*	-0,166	0,000
escolaridade da mãe - ensino médio completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	1,610	0,030	0,607	0,000	***	0,420	0,000	***	0,545	0,000	***	0,509	0,000
escolaridade da mãe - ensino superior incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,852	0,518	0,097	0,561	-0,046	0,449	0,000	***	0,206	0,005	**	0,094	0,025
escolaridade da mãe - ensino superior completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	13,320	0,985	0,083	0,682	0,337	0,000	***	0,096	0,237	0,000	***	0,359	0,000
idade	1,018	0,643	1,893	0,000	***	1,720	0,000	***	1,553	0,000	***	1,072	0,000
residência em área rural	0,657	0,100	*	0,069	0,050	-	0,040	0,041	*	0,059	0,067	*	-0,097
renda per capita domiciliar (LN)	0,178	0,148	0,650	0,000	***	0,685	0,000	***	0,449	0,000	***	0,622	0,000
família monoparental	0,073	0,858	-0,011	0,049	*	-0,025	0,000	***	-0,061	0,000	***	-0,008	0,058
nº irmãos	-0,095	0,616	0,216	0,000	***	0,162	0,000	***	0,068	0,000	***	0,107	0,000
filho mais velho (indicadora)	1,423	0,043	*			0,534	0,000	***	0,366	0,000	***	0,354	0,000
raça preto (categoria de referência: branco)	1,424	0,059	*			0,177	0,000	***	0,132	0,000	***	0,121	0,000
raça pardo (categoria de referência: branco)	0,095	0,661	-0,057	0,014	*	0,092	0,000	***	0,084	0,000	***	-0,146	0,000
região Nordeste (categoria de referência: Sudeste)	-0,651	0,145	-0,508	0,000	***	-0,290	0,000	***	-0,309	0,000	***	-0,325	0,000
região Norte (categoria de referência: Sudeste)	-0,048	0,831	-0,149	0,000	***	-0,162	0,000	***	0,110	0,000	***	-0,024	0,084
região Sul (categoria de referência: Sudeste)	-0,852	0,125	-0,487	0,000	***	-0,284	0,000	***	-0,144	0,000	***	-0,234	0,000
região Centro Oeste (categoria de referência: Sudeste)	-0,662	0,000	***	0,549	0,000	***	0,441	0,000	***	0,398	0,000	***	0,528
sexo (mulher = 1)													

\*\*\* p&lt;0,001; \*\* p&lt;0,01; \* p&lt;0,05; p&lt;0,1.

Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos do IBGE (1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

TABELA A.4

COEFICIENTES ESTIMADOS PARA AS CHANCES DE ENTRADA NO ENSINO SUPERIOR, CONDICIONADA À CONCLUSÃO DO ENSINO MÉDIO (T<sub>3</sub>) POR ANO E FAIXAS ETÁRIAS DE INTERESSE - 1960-2010

	1960		1970		1980		1991		2000		2010							
	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.	COEF.	SIG.						
<b>21 A 25 ANOS</b>																		
(Intercept)	-30,814	0,198	-14,560	0,000	***	-13,165	0,000	***	-10,747	0,000	***	-16,882	0,000	***	-15,074	0,000	***	
classe de origem I + II + IIIa + IVc1 (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	-0,063	0,824	0,253	0,000	***	0,342	0,000	***	0,309	0,000	***	0,333	0,000	***	0,622	0,000	***	
classe de origem IIIa + IIIb (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	-0,506	0,135	0,000	0,996		0,055	0,005	**	0,019	0,453		0,027	0,174		0,238	0,000	***	
classe de origem V+VI (categoria de referência: IVc2+VIIa+VIIb)	-0,694	0,041	*	-0,125	0,000	***	-0,104	0,000	***	-0,104	0,000	***	-0,135	0,000	***	-0,007	0,576	
escolaridade da mãe - analfabeta (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,388	0,348		-0,163	0,000	***	-0,280	0,000	***	-0,140	0,000	***	-0,172	0,000	***	-0,244	0,000	***
escolaridade da mãe - 4ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,512	0,056	.	0,216	0,000	***	0,246	0,000	***	0,258	0,000	***	0,310	0,000	***	0,142	0,000	***
escolaridade da mãe - 8ª série completa (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,223	0,272		0,236	0,000	***	0,378	0,000	***	0,348	0,000	***	0,265	0,000	***	0,301	0,000	***
escolaridade da mãe - ensino médio incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,642	0,367		0,293	0,000	***	0,038	0,400	***	0,255	0,000	***	0,350	0,000	***	0,277	0,000	***
escolaridade da mãe - ensino médio completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	-0,468	0,529		-0,119	0,095	.	0,180	0,000	***	0,108	0,032	*	0,192	0,000	***	-0,044	0,022	*
escolaridade da mãe - ensino superior incompleto (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,580	0,596		0,468	0,000	***	0,335	0,000	***	0,392	0,000	***	0,549	0,000	***	0,862	0,000	***
escolaridade da mãe - ensino superior completo (categoria de referência: até 4ª série incompleta)	0,338	0,814		-0,217	0,067	.	0,090	0,106		0,237	0,000	***	0,228	0,000	***	0,076	0,006	**
idade	2,251	0,282		0,919	0,000	***	0,641	0,000	***	0,474	0,010	**	0,657	0,000	***	0,622	0,000	***
residência em área rural	-0,279	0,498		-0,158	0,001	***	-0,275	0,000	***	-0,246	0,000	***	-0,100	0,000	***	-0,147	0,000	***
renda per capita domiciliar (LN)	0,391	0,003	**	0,389	0,000	***	0,594	0,000	***	0,570	0,000	***	0,974	0,000	***	0,918	0,000	***
família monoparental	0,114	0,775		-0,171	0,000	***	-0,283	0,000	***	-0,261	0,000	***	-0,319	0,000	***	-0,206	0,000	***
nº irmãos	0,040	0,441		0,009	0,145		-0,019	0,000	***	-0,026	0,000	***	0,011	0,056	.	-0,024	0,000	***
filho mais velho (indicadora)	0,357	0,103		0,061	0,007	**	0,146	0,000	***	0,104	0,000	***	0,174	0,000	***	0,132	0,000	***
raça preto (categoria de referência: branco)	-0,432	0,668					0,590	0,000	***	0,426	0,000	***	0,595	0,000	***	0,523	0,000	***
raça pardo (categoria de referência: branco)	-1,879	0,097	.				0,129	0,002	**	-0,023	0,624		0,089	0,005	**	0,134	0,000	***
região Nordeste (categoria de referência: Sudeste)	0,826	0,000	***	0,048	0,054	.	-0,135	0,000	***	-0,383	0,000	***	-0,008	0,623		0,076	0,000	***
região Norte (categoria de referência: Sudeste)	0,288	0,644		0,242	0,000	***	-0,494	0,000	***	-0,614	0,000	***	-0,295	0,000	***	-0,013	0,514	
região Sul (categoria de referência: Sudeste)	-0,108	0,660		0,257	0,000	***	-0,002	0,893		0,014	0,441		0,285	0,000	***	0,097	0,000	***
região Centro Oeste (categoria de referência: Sudeste)	0,996	0,187		0,231	0,000	***	-0,382	0,000	***	-0,373	0,000	***	0,203	0,000	***	0,309	0,000	***
sexo (mulher 1)	1,056	0,000	***	-0,644	0,000	***	0,189	0,000	***	0,393	0,000	***	0,537	0,000	***	0,782	0,000	***

1:0>.d'; 50:0>.d.; 10:0>.d.; 1000:0>.d.\*\*\*

Fonte: Elaboração do autor, com base nos censos demográficos do IBGE (1960, 1970, 1980, 1991, 2000, 2010).

Recebido em: FEVEREIRO 2016 | 91027 Recebido para publicação em: DEZEMBRO 2016