

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS**

Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas  
Programa de Pós-Graduação em Sociologia

Júlia Oyamaguchi Pinheiro de Araujo Moreira

**TRANSIÇÃO PARA A VIDA ADULTA E AS BARREIRAS E  
OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS ENCONTRADAS PELOS  
JOVENS BRASILEIROS, 2009-2019**

Belo Horizonte  
2023

Júlia Oyamaguchi Pinheiro de Araujo Moreira

**TRANSIÇÃO PARA A VIDA ADULTA E AS BARREIRAS E  
OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS ENCONTRADAS PELOS  
JOVENS BRASILEIROS, 2009-2019**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Sociologia da Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre (a) em Sociologia.

Orientadora: Profa. Dra. Danielle Cireno Fernandes

Belo Horizonte

2023

301 M838t 2023	<p>Moreira, Júlia Oyamaguchi Pinheiro de Araújo. Transição para a vida adulta e as barreiras e oportunidades educacionais encontradas pelos jovens brasileiros, 2009-2019 [manuscrito] / Júlia Oyamaguchi Pinheiro de Araújo Moreira. - 2023. 197 f. : il. Orientadora: Danielle Cireno Fernandes.</p> <p>Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas. Inclui bibliografia.</p> <p>1. Sociologia – Teses. 2. Educação – Teses. 3. Jovens – Teses. I. Fernandes, Danielle Cireno. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas. III. Título.</p>
----------------------	---



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE FILOSOFIA E CIÊNCIAS HUMANAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM SOCIOLOGIA

### ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO

Aos 27 (vinte e sete) dias do mês de junho de 2023 (dois mil e vinte e três), reuniu-se a Banca Examinadora de Defesa de Dissertação de Mestrado da discente **Júlia Oyamauchi Pinheiro de Araujo Moreira**, intitulada: "**Transição para a vida adulta e as barreiras e oportunidades educacionais encontradas pelos jovens brasileiros, 2009-2019**". A banca foi composta pelos (as) professores (as) doutores (as): **Danielle Cireno Fernandes** (Orientadora - DSO/UFMG), **Elaine Meire Vilela** (DSO/UFMG) e **Jose Irineu Rangel Rigotti** (UFMG). Procedeu-se a arguição, finda a qual os membros da Banca Examinadora reuniram-se para deliberar, decidindo por unanimidade pela:

Aprovação da Defesa (x)

Reprovação da Defesa( )

**Belo Horizonte, 27 de junho de 2023.**



Documento assinado eletronicamente por **Jose Irineu Rangel Rigotti, Professor do Magistério Superior**, em 27/06/2023, às 15:23, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Elaine Meire Vilela, Professora do Magistério Superior**, em 27/06/2023, às 15:27, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Danielle Cireno Fernandes, Professora do Magistério Superior**, em 27/06/2023, às 15:34, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site [https://sei.ufmg.br/sei/controlador\\_externo.php?acao=documento\\_conferir&id\\_orgao\\_acesso\\_externo=0](https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0), informando o código verificador **2345463** e o código CRC **9C343D5D**.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço aos meus pais, Maria Mieco e Rubaiyat e à minha irmã Clara pelo apoio em toda a minha formação e estímulo a buscar novos desafios.

Ao Flávio, agradeço pelo amor e companheirismo nesta caminhada.

À Dra Danielle Cireno Fernandes, agradeço pela orientação, incentivo e todo o conhecimento compartilhado.

Agradeço aos membros da banca: professores Elaine Vilela e José Irineu Rigotti, cujos comentários e sugestões de melhoria no projeto inicial foram de elevada importância para o desenvolvimento do trabalho e generosamente aceitaram o convite de ler e avaliar o resultado final.

Agradeço ao Programa de Pós-Graduação em Sociologia da Universidade Federal de Minas Gerais por viabilizar os meios necessários à elaboração deste trabalho.

Aos colegas da Secretaria de Cultura e Turismo de Minas Gerais, agradeço pelo suporte no trabalho.

Por fim, agradeço ao meu ditian Tetsuo por ter priorizado a educação em nossa família.

## RESUMO

O estudo analisa e compara os resultados encontrados em relação à permanência na trajetória educacional e à condição de ocupação no mercado de trabalho segundo a raça, gênero, área de residência, condição na família, entre outras variáveis, como forma de compreender como aspectos individuais, socioeconômicos e demográficos influenciam nas perspectivas dos indivíduos na transição para a vida adulta. O período de 2009 a 2019 foi escolhido com a intenção de analisar como a Lei de Cotas pode ter influenciado nas escolhas referentes a estudo e trabalho, por parte dos jovens brasileiros, apresentando novas perspectivas educacionais. Os dados utilizados foram extraídos das PNADs de 2009, 2011 a 2015 e PNADs Contínuas de 2016 a 2019, e foi elaborado modelo para análise das chances dos jovens se encontrarem em alguma das quatro possibilidades: frequenta escola ou universidade, está no mercado de trabalho, concilia estudo e trabalho e não estuda nem trabalha. Em um segundo momento, foram consideradas dimensões socioeconômicas, demográficas e individuais para analisar seus efeitos sobre as chances de evadir a escola e como o comportamento destes jovens foi modificado ao longo do período de análise.

Os resultados da primeira análise apontam para um cenário mais favorável à permanência de jovens de 17 a 29 anos nos estudos, após a implementação de políticas afirmativas relacionadas ao acesso ao ensino superior. De 2009 a 2019, foi observada tendência dos jovens em geral de aumento na proporção do grupo que estuda e não trabalha. Considerando os critérios da Lei de Cotas, a mesma tendência de aumento no grupo daqueles que apenas estudam, foi observada para jovens pretos e pardos e jovens cuja renda familiar per capita era igual ou inferior a 1,5 salário mínimo.

Ademais, em relação à segunda análise do trabalho, os resultados sugerem efeitos positivos indiretos da Lei de Cotas sobre as chances de evasão escolar antes da conclusão do ensino médio. Foi percebido aumento da proporção de jovens pretos e pardos de 15 a 17 anos entre aqueles que frequentam a escola. Além disso, considerando que jovens que trabalham durante carga horária mais elevada apresentam maiores chances de evadir a escola, foi percebida também a redução da proporção de jovens que estudam e trabalham mais de 20 horas semanais.

Desse modo, as conclusões sobre o trabalho indicam que as políticas educacionais de acesso ao ensino superior implementadas no Brasil podem ter motivado jovens a permanecerem nos estudos, diante da maior possibilidade de acesso ao ensino superior. Entretanto, os resultados não podem ser atribuídos inteiramente a essas políticas, visto que existe um contexto econômico, político e social mais amplo que pode reforçar ou amenizar barreiras e oportunidades encontradas pelos jovens ao longo da vida.

Palavras-Chave: Desigualdade educacional. Transição para a vida adulta. Lei de Cotas.

## ABSTRACT

The study analyzes and compares the results found in relation to the permanence in the educational trajectory and the condition of occupation in the labor market according to race, gender, area of residence, family condition, among other variables, as a way of understanding how individual aspects, socioeconomic and demographic factors influence the perspectives of individuals in the transition to adulthood. The period from 2009 to 2019 was chosen with the intention of analyzing how the Quota Law may have influenced the choices regarding study and work, by young Brazilians, presenting new educational perspectives. The data used were extracted from the PNADs from 2009, 2011 to 2015 and Continuous PNADs from 2016 to 2019, and a model was created to analyze the chances of young people finding themselves in one of the four possibilities: attending school or university, being in the job market, conciliates study and work and neither studies nor works. In a second moment, socioeconomic, demographic and individual dimensions were considered to analyze their effects on the chances of dropping out of school and how the behavior of these young people was modified over the period of analysis.

The results of the first analysis point to a more favorable scenario for young people aged 17 to 29 to remain in studies, after the implementation of affirmative policies related to access to higher education. From 2009 to 2019, a trend was observed for young people in general to increase the proportion of the group that studies and does not work. Considering the criteria of the Quota Law, the same upward trend in the group of those who only study was observed for young black and brown people and young people whose per capita family income was equal to or less than 1.5 minimum wage.

Furthermore, in relation to the second analysis of the work, the results suggest indirect positive effects of the Quota Law on the chances of dropping out of school before completing high school. An increase in the proportion of black and brown youth aged 15 to 17 among those attending school was noted. Furthermore, considering that young people who work longer hours are more likely to drop out of school, a reduction in the proportion of young people who study and work more than 20 hours a week was also noticed.

Thus, the conclusions about the work indicate that the educational policies for access to higher education implemented in Brazil may have motivated young people to remain in their studies, given the greater possibility of access to higher education. However, the results

cannot be attributed entirely to these policies, as there is a broader economic, political and social context that can reinforce or alleviate barriers and opportunities encountered by young people throughout their lives.

Keywords: Educational inequality. Transition to adulthood. Quota Law.

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – Proporção de jovens estudantes de 17 a 29 anos, conforme curso que frequentam, de 2009 a 2019	74
GRÁFICO 2 – Proporção de jovens que não estudam de 17 a 29 anos, conforme curso mais elevado que frequentaram anteriormente, de 2009 a 2019	75
GRÁFICO 3 – Proporção das situações de trabalho e estudo entre jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019	82
GRÁFICO 4 – Situações de estudo e trabalho x Gênero para jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019	84
GRÁFICO 5 – Situações de estudo e trabalho x Raça para jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019	86
GRÁFICO 6 – Raça preta e parda x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	88
GRÁFICO 7 – Raça branca x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	90
GRÁFICO 8 – Distribuição das situações de trabalho e estudo conforme raça, para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	92
GRÁFICO 9 – Condição na Família x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2019	94
GRÁFICO 10 – Estado Civil x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2015	97
GRÁFICO 11 – Renda familiar per capita x situação de estudo e trabalho para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2015	99
GRÁFICO 12 – Regiões Nordeste, Sudeste e Sul x situações de estudo e trabalho para jovens de 16 a 29 anos, de 2009 a 2019	101
GRÁFICO 13 – Efeito do Gênero Feminino sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	104
GRÁFICO 14 – Efeito da Raça preta e parda sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	107
GRÁFICO 15 – Efeito da condição de filho na família sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	109
GRÁFICO 16 – Efeito do estado civil solteiro sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2015	111

GRÁFICO 17 – Efeito da Região Nordeste sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2019	113
GRÁFICO 18 – Efeito da Região Norte sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	116
GRÁFICO 19 – Efeito da Região Sudeste sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	118
GRÁFICO 20 – Efeito da Região Sul sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019	120
GRÁFICO 21 – Efeito da Renda familiar mensal per capita Igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2015	122
GRÁFICO 22 – Proporção das situações de estudo para jovens de 15 a 17 anos entre 2009 e 2019	125
GRÁFICO 23 – Não frequenta a escola x Gênero para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	126
GRÁFICO 24 – Não frequenta a escola x Raça para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	127
GRÁFICO 25 – Raça preta e parda x Situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	129
GRÁFICO 26 – Raça branca x Situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	129
GRÁFICO 27 – Não frequenta a escola x Idade para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	131
GRÁFICO 28 – Não frequenta a escola x Tipo de Família para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015	132
GRÁFICO 29 – Não frequenta a escola x Área de residência para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	133
GRÁFICO 30 – Não frequenta a escola x Região para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015	135
GRÁFICO 31 – Frequenta a escola x Região para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015	135
GRÁFICO 32 – Não frequenta a escola x Renda familiar mensal per capita para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015	137
GRÁFICO 33 – Não frequenta a escola x Renda domiciliar para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015	139

GRÁFICO 34 – Não frequenta a escola x Ocupação e Horas de trabalho para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	140
GRÁFICO 35 – Frequenta a escola x Ocupação e Horas de trabalho para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	142
GRÁFICO 36 – Efeito da Idade sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	145
GRÁFICO 37 – Efeito da Região sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	146
GRÁFICO 38 – Efeito da Renda domiciliar (em quintis) sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015	149
GRÁFICO 39 – Efeito da Ocupação e Horas trabalhadas sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	151
GRÁFICO 40 – Efeito do Gênero Feminino sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	153
GRÁFICO 41 – Efeito da Raça preta e parda sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	155
GRÁFICO 42 – Efeito do Tipo de Família Monoparental sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015	157
GRÁFICO 43 – Efeito da Área de Residência rural sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019	158
GRÁFICO 44 – Efeito da Renda familiar mensal per capita igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015	159

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – Diagrama sobre a distribuição de vagas em instituições federais de ensino superior estabelecida na Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012 e Lei nº 13.409 de 28 de dezembro de 2016.	172
TABELA 1 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2009	173
TABELA 2 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2011	174
TABELA 3 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2012	176
TABELA 4 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2013	178
TABELA 5 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2014	179
TABELA 6 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2015	181
TABELA 7 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2016	182
TABELA 8 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2017	184
TABELA 9 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2018	185
TABELA 10 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2019	186
TABELA 11 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2009	188
TABELA 12 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2011	189
TABELA 13 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2012	190
TABELA 14 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2013	191
TABELA 15 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2014	192
TABELA 16 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2015	193
TABELA 17 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2016	194
TABELA 18 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2017	194
TABELA 19 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2018	195
TABELA 20 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2019	196

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>15</b>
<b>2 CONTEXTO EDUCACIONAL BRASILEIRO.....</b>	<b>19</b>
<b>3 ESTRATIFICAÇÃO EDUCACIONAL: PRINCIPAIS ABORDAGENS TEÓRICAS.....</b>	<b>27</b>
<b>4 AS DIFERENTES PERSPECTIVAS DA DESIGUALDADE EDUCACIONAL.....</b>	<b>31</b>
4.1 Desigualdade racial e ações afirmativas.....	40
4.2 Intersecção gênero e raça.....	46
4.3 Estrutura domiciliar.....	50
<b>5 TRABALHO JUVENIL E TRANSIÇÃO PARA A VIDA ADULTA.....</b>	<b>56</b>
<b>HIPÓTESES.....</b>	<b>65</b>
<b>6 METODOLOGIA.....</b>	<b>67</b>
6.1 Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas no modelo 1.....	71
6.2 Quadro 2 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo 2.....	76
<b>7 ANÁLISE DOS DADOS.....</b>	<b>80</b>
7.1 Análise Descritiva de Dados do Modelo 1 referente à Hipótese 1 e Hipótese 3.....	81
7.1.1 Análise das situações de estudo e trabalho conforme a raça.....	87
7.1.2 Análise da variável raça entre os grupos de situação de estudo e trabalho.....	91
7.1.3 Análise das situações de estudo e trabalho conforme a Renda familiar.....	98
7.2 Análise Multivariada do Modelo 1 referente às hipóteses 1 e 3.....	103
7.3 Análise de dados do Modelo 2 referente à hipótese 2.....	124
7.3.1 Análise das situações de estudo conforme a Raça.....	127
7.3.2 Análise das situações de estudo e trabalho conforme a Ocupação e as horas de trabalho...	140
7.4 Análise Multivariada do Modelo 2 referente à hipótese 2.....	144
<b>8 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>161</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>167</b>
<b>APÊNDICE.....</b>	<b>172</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A estratificação educacional descreve a relação entre as possibilidades de acesso à educação dos indivíduos e suas origens sociais, e como as desigualdades podem reverberar ao longo da vida escolar e no trabalho, percebidas por meio da mobilidade social. Segundo Silva (2003, p.105): “o termo ‘estratificação educacional’ diz respeito à dependência do funcionamento do sistema escolar, enquanto responsável pela seleção social e socialização dos jovens, em relação à origem social dos alunos que por ele passam”.

Assim, a estratificação educacional refere-se tanto à mobilidade educacional, observando-se o alcance educacional dos indivíduos conforme as características de origem socioeconômica, quanto à mobilidade social desses indivíduos, segundo a realização socioeconômica ao longo da vida (SILVA, 2003; MONT’ALVÃO, 2013).

Os sistemas escolares se caracterizam como a “forma dominante de socialização das novas gerações no século XX” (SPOSITO, 2003, p.212) reproduzindo a estrutura das relações de força e das relações simbólicas entre as classes. A escola consiste no meio pelo qual a sociedade transmite aos jovens os seus valores e conhecimentos, com vistas a prepará-los para uma conduta de vida e modo de agir para poderem ser inseridos na sociedade e exercerem as funções sociais esperadas.

Para Ribeiro (2011), a escola consiste em um importante instrumento de mobilidade social, uma vez que viabiliza o acesso a posições sociais superiores. No Brasil, a mobilidade educacional ainda é um dos principais meios para se promover a mobilidade social, e por isso é preciso analisar os fatores que podem influenciar as possibilidades de acesso à educação, como características pessoais do estudante (esforço e dedicação); origem socioeconômica; contexto familiar; qualidade da escola; políticas educacionais; entre outros.

De acordo com estudo da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico), o Brasil ocupa a segunda pior posição entre 30 países em termos de mobilidade social e a persistência de renda intergeracional - transmitida de pai para filho - é muito alta (OCDEb, 2018). Isto posto, percebe-se o quanto a desigualdade social ainda persiste no Brasil, e dessa forma é relevante identificar fatores que influenciam a ampliação

ou diminuição dessa transmissão de vantagens ao longo das gerações.

Nos últimos 30 anos foi possível perceber um significativo aumento do atendimento escolar em quase todos os países da OCDE, contudo, no mesmo período houve uma diminuição na mobilidade educacional ascendente absoluta na média desses países, sugerindo que a expansão na educação não resultou em um sistema mais inclusivo (OCDEa, 2018).

Dito isso, o sistema educacional no Brasil apresenta um dualismo entre sistema público e sistema privado, que reforça os mecanismos de exclusão social que se perpetuam pela sociedade. Tendo em vista que o acesso à escola privada é limitado por uma barreira financeira, a maioria dos jovens de origem socioeconômica menos favorecida estudam nas escolas públicas. As instituições escolares da rede pública no Brasil nem sempre apresentam infraestrutura adequada, projetos pedagógicos adaptados às necessidades do mundo globalizado, focados na formação cultural e científica dos estudantes e que permitem o desenvolvimento de competências dos estudantes em diversas tecnologias (LIBÂNEO, 2012).

A juventude brasileira tem se beneficiado da expansão do acesso à educação, apresentando maiores níveis de escolaridade. Por outro lado, os jovens têm vivenciado também a dificuldade de inserção no mercado de trabalho (CARDOSO, 2008; CAMARANO e MELLO, 2006). Desta forma, a juventude consiste em um importante momento da vida no qual se apresentam oportunidades e barreiras, que podem influenciar os caminhos na vida adulta do indivíduo.

O processo de transição para a vida adulta pode ser associado à saída da escola, ao ingresso no mercado de trabalho, à saída da casa dos pais ou à constituição de um novo núcleo familiar (CAMARANO; KANSO; MELLO, 2006). Sendo assim, existem marcadores sociais que podem alterar as condições em que ocorrem os processos de transição do indivíduo para a vida adulta, como renda, educação dos pais, cor/raça, área de residência urbano-rural, entre outros.

Portanto, este trabalho propõe-se a responder à seguinte questão: como variáveis referentes aos atributos individuais, às condições socioeconômicas e demográficas do indivíduo influenciam as suas possibilidades de alcance educacional e ocupacional na transição da

juventude para a vida adulta?

Desse modo, o objetivo do estudo consiste em investigar as barreiras e as oportunidades encontradas pelos jovens nos últimos anos, verificadas a partir das trajetórias de transição para a vida adulta de indivíduos de 17 a 29 anos segundo a raça, gênero, condição no domicílio, estado civil, região e rendimento familiar per capita. O estudo considera quatro possíveis situações para os jovens: frequenta escola ou universidade, está no mercado de trabalho, concilia estudo e trabalho e não estuda nem trabalha.

Ainda, é importante ressaltar que, além dos fatores individuais, socioeconômicos e demográficos que são distintos para cada indivíduo, é preciso considerar também os processos de transformação coletivos, pelos quais toda a população brasileira pode ser influenciada (CAMARANO e MELLO, 2006). É o caso da expansão do acesso à educação, bem como a implementação de políticas afirmativas de ingresso no ensino superior, que serão detalhadas adiante.

A Lei nº 12.711/2012 (Lei de Cotas) consiste em uma das principais políticas educacionais de ação afirmativa, uma vez que reserva vagas no ensino superior para estudantes que cursaram o ensino médio em escolas públicas, além de estudantes de baixa renda e estudantes autodeclarados pretos, pardos e indígenas. Questiona-se os efeitos da implementação dessa política em relação à desigualdade de acesso ao ensino superior, e como pode ter influenciado as oportunidades associadas ao ingresso de estudantes em níveis educacionais no ensino superior, direcionando os caminhos de transição dos jovens para a vida adulta.

O período observado é de 2009 a 2019, compreendendo o período anterior e posterior à Lei nº 12.711/2012 (Lei de Cotas), que favorece o acesso de estudantes de escolas públicas no ensino superior. Os dados utilizados serão extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da PNAD Contínua.

Considerando a evasão escolar elevada no Brasil para a faixa etária de 15 a 17 anos (SALATA, 2019), em um segundo momento, este estudo pretende observar também como o comportamento de jovens de 15 a 17 anos — idade escolar correspondente ao ensino médio — mudou ao longo dos anos observados, tendo em vista possíveis efeitos indiretos da Lei de

Cotas sobre a continuidade na trajetória escolar, como a possível retenção de estudantes em níveis educacionais anteriores ao ensino superior.

Propõe-se analisar e comparar os resultados encontrados em relação à permanência na trajetória educacional e à condição de ocupação no mercado de trabalho segundo as variáveis supracitadas, como forma de compreender como aspectos individuais, socioeconômicos e demográficos influenciam nas perspectivas dos indivíduos na transição para a vida adulta.

Ademais, é importante ressaltar as contribuições pretendidas por esta pesquisa. Primeiramente, no campo da Sociologia, a pesquisa irá contribuir para as demais pesquisas relacionadas à desigualdade educacional, políticas públicas educacionais, Lei de Cotas e transição para a vida adulta. Ainda, serão realizadas contribuições de extrema relevância no campo das políticas públicas, mais precisamente aquelas ligadas à educação, emprego e ao desenvolvimento social.

Ainda, o trabalho pretende subsidiar a elaboração de políticas públicas que sejam compatíveis com as necessidades da população, com o objetivo de minimizar as desigualdades de acesso à educação de qualidade e ao mercado de trabalho.

O trabalho se dividirá em 7 (sete) capítulos, além desta introdução, que apresentam as discussões teóricas, contextualização do problema de pesquisa, metodologia utilizada, análise dos dados e considerações finais. Primeiramente, são apresentados quatro capítulos os quais apresentam a literatura que subsidia os referenciais teóricos onde baseiam-se as hipóteses, bem como a análise de dados deste trabalho.

O capítulo 2 apresenta o contexto do sistema educacional brasileiro; o capítulo 3 introduz as principais abordagens teóricas sobre estratificação educacional; o capítulo 4 expõe literatura que interpreta as dimensões associadas às perspectivas educacionais e o capítulo 5 discute o trabalho juvenil e a transição para a vida adulta.

Em seguida, detalha-se as hipóteses e a metodologia aplicada, apresentando as variáveis utilizadas nos modelos estatísticos e as justificativas metodológicas das escolhas para o estudo. Logo depois, são apresentadas as análises dos dados e os resultados encontrados nos modelos de regressão multivariada. Por fim, expõe-se as considerações finais do trabalho.

## 2 CONTEXTO EDUCACIONAL BRASILEIRO

O sistema educacional brasileiro passou por diversas mudanças nas últimas décadas, com a implementação de reformas e políticas que alteraram a sua estrutura e permitiram, cada vez mais, a ampliação do acesso dos indivíduos a esse serviço essencial. Haja vista que este trabalho leva em consideração as oportunidades educacionais percebidas entre os jovens brasileiros, conforme suas características individuais, sociais e demográficas, é fundamental a compreensão sobre o contexto educacional brasileiro, antes de nos debruçarmos sobre as teorias que nos interessam mais diretamente.

A educação, sob o ponto de vista sociológico, consiste em um processo de formação humana, uma vez que os indivíduos precisam do processo educativo para conhecerem e compreenderem a realidade social, e assim poderem atuar sobre ela. Desse modo, a educação permite a construção do ser humano, e também a realidade na qual se encontra (TOZONI-REIS, 2010).

Historicamente, a escola sempre exerceu papel de extrema importância para a formação das novas gerações, como uma instituição social detentora dos conhecimentos e valores que deveriam ser repassados às crianças e que orientavam a vida em sociedade na qual, segundo Durkheim (1963 apud SPOSITO, 2003), cabia ao professor ensinar a disciplina e as condutas de forma impessoal e racional, atuando como mediador entre o aluno - imaturo - e o mundo social.

Émile Durkheim (1963, apud SPOSITO 2003, p.213) explica a posição privilegiada da escola na preparação do ser humano para a vida em sociedade, em relação às demais instituições:

O fundamento social da moral implicaria a ideia de que ela deveria ser explicada e ensinada, ou seja, objeto de ação deliberada das gerações adultas sobre as novas gerações, substituindo o lugar até então assumido pelos sistemas religiosos na formação das representações e da consciência coletiva.

Para Nóvoa (2009), na transição do século XIX para o século XX, a escola foi assumindo cada vez mais funções, que ultrapassaram a instrução e educação e incluíram o desenvolvimento pessoal, o ensinamento de valores morais e educação para a cidadania. Por conseguinte, a partir do momento em que os países adotaram legislações que determinavam

a obrigatoriedade escolar, as atribuições do sistema escolar se tornaram mais importantes.

Contudo, Nóvoa (2009, p.50) problematiza o que ele chama de “transbordamento da modernidade escolar”, destacando que outras instituições da sociedade como as famílias, organizações culturais e religiosas e de assistência social deveriam assumir parte das responsabilidades que estavam sendo relegadas à escola.

A partir de 1930, o Brasil vivenciou diversas mudanças, provocadas pelos processos de industrialização e de urbanização. O desenvolvimento tecnológico e científico foi acompanhado de mudanças sociais, que provocaram o surgimento de novas necessidades na educação. Desse modo, as classes populares urbanas começaram a criar uma nova percepção sobre o lugar da escola: como um meio de promover a integração à sociedade urbana e industrial (SPOSITO, 2003).

Entretanto, a educação à época era excludente. O acesso era maior no nível elementar, mas à medida que o nível de ensino aumentava, as oportunidades iam se afunilando, por meio de mecanismos de seleção. Desse modo, apenas uma parcela da população conseguia finalizar os estudos da educação básica (SPOSITO, 2003).

Houve três grandes reformas educacionais (RIBEIRO, 2011) no Brasil nos anos de 1961, 1971 e 1982, que provocaram o aumento de vagas no ensino fundamental público e no ensino médio público.

Na década de 1960, entre os dois ciclos do ensino fundamental havia uma divisão, conhecida como admissão, que constituiu uma importante transição na trajetória educacional. Com a promulgação da primeira Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (Lei nº 4.024/61), houve expansão do ensino médio por meio da criação de muitas escolas públicas. Em 1971, a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (Lei nº 5.692/71) ampliou o tempo de ensino obrigatório de 4 para 8 anos. Ademais, o ensino médio, que antes dividia a formação em disciplinas humanísticas e científicas, passou a ser unificado no “segundo grau”. Por sua vez, no início da década de 1980 houve expansão do acesso à educação básica, por meio do aumento significativo de novas escolas de ensino fundamental (RIBEIRO, 2011; TREVISOL e MAZZIONI, 2018).

Silva e Hasenbalg (2000) apontaram mudanças na estrutura familiar brasileira a partir da década de 1970, que também influenciaram o sistema educacional. Com a redução progressiva da taxa de fecundidade, houve a redução do número de filhos e, conseqüentemente, do tamanho das famílias. Ribeiro (2011) analisou os efeitos relacionados à composição familiar no alcance educacional, e observou que os indivíduos que possuem mais irmãos têm menores chances de completar os primeiros níveis educacionais, uma vez que famílias maiores possuem menos recursos disponíveis para investir na educação de cada um dos filhos.

Ainda, o aumento da população infantil residindo em áreas urbanas, na década de 1970 em diante, contribuiu para a melhoria das condições de escolarização (SILVA e HASENBALG, 2000). Conforme Fernandes (2004), a origem urbana é percebida como vantagem nas chances de oportunidade educacional, tendo em vista que indivíduos que viveram em áreas rurais até os 15 anos enfrentaram mais restrições de acesso à educação, se comparados com aqueles que cresceram em áreas urbanas. Além disso, Ribeiro (2011) demonstra que o efeito da variável origem rural decresce ao longo das transições educacionais, sendo mais significativos para a conclusão dos primeiros níveis educacionais.

No Brasil, a educação é um direito assegurado por lei. De acordo com o Art. 205 da Constituição Federal de 1988:

A educação, direito de todos e dever do Estado e da família, será promovida e incentivada com a colaboração da sociedade, visando ao pleno desenvolvimento da pessoa, seu preparo para o exercício da cidadania e sua qualificação para o trabalho (BRASIL, 1988).

No entanto, o dever de assegurar a educação como direito a toda a população e de forma gratuita, foi declarado tardiamente pelo Estado brasileiro: “a despeito de o Estado brasileiro ter reconhecido a educação como um direito social na década de 1930, foi somente em 1988 que o ensino obrigatório foi assumido pela Constituição como um direito público subjetivo” (TREVISOL e MAZZIONI, 2018, p.13). A partir da garantia desse direito na Constituição Federal, o Estado assumiu a responsabilidade de estabelecer os meios para erradicar o analfabetismo e de garantir a universalização da educação básica.

Diante disso, o processo de expansão da escola pública no Brasil se intensificou na década

de 1990, quando houve a extensão do ensino fundamental, o intenso crescimento das matrículas no ensino médio e a presença de alunos mais jovens nos ensinos supletivos. Esse movimento de expansão do acesso, nem sempre acompanhado do aumento da qualidade de ensino, evidenciou novas necessidades dos públicos escolares, além de surgirem “novas modalidades de incorporação, seleção e exclusão dos segmentos trabalhadores e subalternos da sociedade” (SPOSITO, 2003, p.219).

Nesse sentido, é importante ressaltar o dualismo existente no sistema educacional brasileiro entre rede pública e rede privada. Além dos requisitos de acesso que distinguem as duas redes de ensino, as escolas públicas e privadas se diferenciam também nas funções que exercem na sociedade. Segundo Tozoni-Reis (2010), a instituição escolar não possui uma função única e universal. A escola está inserida em uma sociedade com regras, valores e interesses de natureza social, cultural e política e portanto, “a educação no interior da instituição social chamada escola, diz respeito aos valores, ideologias e intenções dos diferentes grupos sociais que disputam seu lugar na hierarquia social” (TOZONI-REIS, 2010, p.4).

À vista disso, a escola pública deve desempenhar função distintiva:

[...] garantir aos sujeitos com oportunidades contraditoriamente desiguais a apropriação de conhecimentos, a formação de valores sociais e culturais, a preparação para o mundo do trabalho e para o desenvolvimento da prática social (TOZONI-REIS, 2010, p.10).

Além disso, em 2006 o Ensino Fundamental de 9 anos foi regulamentado, por meio da Lei nº 11.274, de 6 de fevereiro de 2006, instituindo a obrigatoriedade de matrícula para crianças a partir de 6 anos de idade. Essa política educacional permitiu a permanência de crianças e adolescentes por mais tempo no convívio escolar, possibilitando a formação e aprendizado sobre valores e conhecimentos necessários à vida em sociedade, bem como o desenvolvimento de habilidades e relações sociais, conforme disposto no Art. 32 da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional - Lei nº 9.394/1996.

A Emenda Constitucional nº 59, de 11 de novembro de 2009 alterou o Art. 208 da Constituição Federal de 1988, que estabelecia a obrigatoriedade e gratuidade da educação básica dos 6 aos 14 anos de idade e passou a abranger todos os indivíduos dos 4 aos 17 anos de idade. Ou seja, a matrícula escolar obrigatória para estudantes do ensino fundamental,

passou a incluir também estudantes da pré-escola e do ensino médio (SALATA, 2019).

Embora o processo de expansão educacional que ocorreu no Brasil nas últimas décadas tenha provocado o aumento significativo do acesso à educação básica, ele não foi suficiente para erradicar as desigualdades. Conforme Bourdieu e Passeron (1993), o sistema educacional transforma as desigualdades sociais em desigualdades escolares (BOURDIEU e PASSERON, 1993), mas essa relação não ocorre sempre da mesma forma, e por isso a escola possui papel fundamental em poder intensificar ou diminuir os efeitos das desigualdades sociais sobre as desigualdades escolares (DUBET; DURU-BELLAT; VÉRETOUT, 2012).

A função assumida pela escola pública de “incluir populações excluídas ou marginalizadas pela lógica neoliberal, sem que os governos lhe disponibilizem investimentos suficientes, bons professores e inovações pedagógicas” (CHARLOT, 2005, p.143 apud LIBÂNEO, 2012, p.23) acaba por favorecer a reprodução de desigualdades sociais no ambiente educacional.

Além disso, o sistema educacional brasileiro está absorvendo os indivíduos de maneiras distintas, por meio de novos mecanismos de exclusão escolar: a alta distorção entre idade e série no ensino médio evidencia o alto índice de reprovação e mostra que nem todos estão aprendendo. Embora seja percebida melhora nos índices de ingresso no ensino superior comparando os anos 2000 com os anos 1970, dentre mil alunos que estudavam no ensino primário, apenas 5,6% ingressavam no ensino superior na década de 1970, proporção essa que sobe para 14,6% em 2007, mas ainda evidencia o baixo aproveitamento desses estudantes quanto à continuidade na trajetória escolar (MONT’ALVÃO, 2011).

Mesmo diante de políticas que visam garantir o acesso universal da educação básica, bem como outras que visam possibilitar a permanência dos indivíduos na trajetória educacional e democratizar o acesso ao ensino superior no Brasil, ainda é notável a desigualdade de oportunidades de ascensão social. As origens sociais exercem forte influência sobre o alcance educacional e ocupacional dos indivíduos. Isto é, a expansão escolar não significa a redução da estratificação educacional (MONT’ALVÃO, 2011).

Os indivíduos oriundos de famílias com renda mais elevada apresentam vantagem em

relação aos demais, quanto ao acesso ao ensino superior. Conforme dados do INEP (2006, apud MONT'ALVÃO, 2011), ao observar jovens de 18 a 24 anos de famílias cujos rendimentos familiares são acima de cinco salários mínimos, percebe-se que 50% estão cursando o ensino superior. Por sua vez, somente 12% dos jovens de 18 a 24 anos de famílias com rendimentos até três salários mínimos estão matriculados neste nível educacional.

Conforme analisado por Brito (2014), entre 1991 e 2010 houve um significativo aumento da população elegível à conclusão do ensino médio<sup>1</sup>, tendo em vista que em 1991 a população de 21 a 25 anos elegível à transição educacional correspondente à conclusão do ensino médio era de cerca de 4 milhões de pessoas, e em 2010 essa população saltou para quase 12 milhões de pessoas.

No entanto, considerando a mesma faixa etária, houve queda na taxa de transição educacional entre a entrada e conclusão do ensino médio, entre 1991 e 2000, de 0,735 para 0,714, respectivamente. Desse modo, embora tenham sido percebidos ganhos de acesso ao ensino médio, a capacidade do sistema educacional em transformar a população elegível em população que conclui o ensino médio só aumentou a partir de 2000 (BRITO, 2014).

Nesse sentido, a universalização das matrículas de jovens em idade para cursar o ensino médio consiste em grande desafio para a educação brasileira, uma vez que em 2015 o percentual de jovens de 15 a 17 anos que frequentavam a escola era cerca de 85% (SALATA, 2019).

Por sua vez, a transição correspondente à entrada no ensino superior constitui-se como "a maior barreira que se interpõe às trajetórias educacionais hoje, no Brasil" (BRITO, 2014, p.74), visto que se trata de um momento crucial no qual muitos acabam abandonando o sistema educacional.

Em relação ao ensino superior, a democratização desse nível de ensino ocorreu tardiamente no Brasil, se apresentando como um nível de ensino elitizado por muitas décadas. A partir da

---

<sup>1</sup> A população elegível à realização de determinada transição corresponde aos indivíduos que realizaram a transição anterior. Neste caso, as pessoas que realizaram a transição correspondente à entrada no ensino médio são elegíveis à realização da transição de conclusão do ensino médio (BRITO, 2014).

década de 1960 houve aumento na oferta de vagas: a população de 93 mil estudantes universitários em 1960 passou para 425 mil em 1970, chegando a um milhão de estudantes em 1977 (OLIVEN, 1993, p.75 apud JARDIM e ALMEIDA, 2016). Nesta época, embora não tenha havido expansão significativa das vagas nas instituições públicas de ensino superior, a oferta privada de ensino superior cresceu muito.

O governo Fernando Henrique Cardoso (1995-2002) aprovou a Lei de Diretrizes e Bases da Educação em 1996 e promoveu o crescimento de centros universitários e faculdades privadas no Brasil, utilizando as avaliações dos alunos por meio de exame nacional, como estratégia para garantir a qualidade dos cursos ofertados. Em seguida, durante o governo Luiz Inácio Lula da Silva (2003-2010) houve aumento significativo na quantidade de universidades públicas, bem como o aumento do número de vagas e campi de universidades públicas federais por meio do programa ReUni. No entanto, as instituições privadas continuaram constituindo a maior parte das instituições de ensino superior do país (JARDIM e ALMEIDA, 2016).

Observando as décadas de 1980 a 2010, Brito (2014) identificou um aumento absoluto da população de 21 a 25 anos elegível à entrada no ensino superior, de cerca de 2 milhões de pessoas em 1991 para 9 milhões em 2010. Entretanto, a taxa de transição educacional correspondente à entrada na universidade caiu entre 1980 e 2000, passando de 0,463 para 0,339 e teve aumento de 2000 a 2010, passando para 0,406. Isto é, mesmo diante do crescimento da taxa de transição condicional em 2010, ainda não foi alcançado o patamar de 1980.

Esse resultado pode ser explicado pela crise econômica no período de 1990 a 2000, quando a baixa oferta de emprego aumentava os requisitos de escolaridade, e dessa forma os custos de permanência e avanço na trajetória educacional se tornaram mais altos. Esse cenário empurrou os jovens de condição socioeconômica mais baixa para o ingresso no mercado de trabalho, influenciando a progressão desses jovens nas transições educacionais do ensino médio e ensino superior (BRITO, 2014).

A flexibilização das normas relativas às instituições de ensino superior, possibilitando a criação de centros universitários e faculdades integradas sem vínculo obrigatório com pesquisa e extensão favoreceu o crescimento dos investimentos no ensino superior privado a

partir de meados da década de 1990, que levou à expansão das vagas nesse nível de ensino. Por isso, o período de 2000 a 2010 apresenta taxa de transição condicionada mais alta, indicando que o aumento da população elegível à entrar na universidade foi acompanhado do aumento de vagas no ensino superior (BRITO, 2014).

Duas políticas educacionais de financiamento foram criadas no intuito de reduzir as desigualdades de acesso ao ensino superior no Brasil: o Programa Universidade para Todos (Prouni) e o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies). O Prouni, regulamentado pela Lei nº 11.096/2005, concede bolsas de estudo integrais e parciais para estudantes de baixa renda em cursos de graduação de instituições privadas de ensino superior. Por sua vez, o Fies, disposto na Lei 10.260/2001 e alterado pela Lei 11.552/2007 concede financiamento de até 100% do valor do curso de instituições privadas de ensino superior (JARDIM e ALMEIDA, 2016). Desse modo, o apoio governamental para promover e implementar essas políticas afirmativas permitiu o investimento estatal tanto no aumento da oferta de vagas e cursos nas universidades públicas, quanto no financiamento de bolsas para o ensino superior privado (BRITO, 2014).

Brito (2014) destaca ainda o ReUni (Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais), instituído por meio do Decreto nº 6096/2007, que visava criar condições para a ampliação de vagas nas universidades federais. Além da expansão do acesso ao ensino superior, o programa tinha como uma das diretrizes a ampliação de políticas de inclusão e assistência estudantil. Guimarães, Andrada e Picanço (2017) destacam ainda a importância de iniciativas do programa que incluíram o aumento das vagas no período noturno, ações pedagógicas para evitar a evasão e financiamento da infraestrutura necessária à manutenção das mudanças promovidas pelo programa, visando o crescimento e aprimoramento do ensino superior público no Brasil.

A apresentação do contexto educacional no Brasil permite perceber as diversas iniciativas que visaram a democratização do acesso ao sistema educacional brasileiro, abrangendo a instituição da educação como direito constitucional de todos na Constituição Federal de 1988. Assim como foi demonstrado, a ampliação do acesso não foi suficiente para erradicar as desigualdades educacionais e por isso foram necessárias políticas voltadas à mitigação de desvantagens associadas a minorias.

### **3 ESTRATIFICAÇÃO EDUCACIONAL: PRINCIPAIS ABORDAGENS TEÓRICAS**

Haja vista que o objetivo deste trabalho consiste em investigar as barreiras e as oportunidades que influenciam as possibilidades na trajetória educacional dos jovens na transição para a vida adulta, é importante considerar as seguintes perspectivas teóricas a respeito da estratificação educacional: a perspectiva da modernização, a teoria da reprodução social da educação e a nova perspectiva de estabilidade nos padrões de desigualdades educacionais introduzida por Mare (1980).

A teoria da educação baseada na meritocracia relaciona a classe social de origem, o alcance educacional e a classe social de destino dos indivíduos. Goldthorpe (2003) indica três possíveis comportamentos da relação entre essas variáveis ao longo do tempo, segundo a teoria meritocrática. Primeiro, a associação entre a classe social de origem de um indivíduo e o seu alcance educacional perdem força ao longo do tempo, sendo a expansão educacional uma medida fundamental para aumentar a igualdade de oportunidades educacionais. Outro possível comportamento é o fortalecimento da relação entre o alcance educacional e a classe social de destino, indicando que os mecanismos de seleção na educação e no mercado de trabalho seriam baseados nas competências e desempenho individuais. A terceira possibilidade seria o desaparecimento da associação entre a classe social de origem e a classe social de destino, sendo substituída pela intermediação da educação entre as duas classes sociais. Diante de maior igualdade de oportunidades educacionais, a associação direta entre a classe de origem e a classe de destino perderia força, e essa relação dependeria da educação (GOLDTHORPE, 2003).

Por conseguinte, a perspectiva da modernização defende que, à medida que as sociedades se modernizam e se industrializam, os sistemas educacionais se expandem e assumem papel importante no processo de alocação de status, como equalizadores de oportunidades, funcionando como os principais instrumentos que reparam as desigualdades sociais. Desse modo, as características herdadas da família se tornariam menos importantes para o acesso a posições sociais do que as características adquiridas pelo indivíduo ao longo da vida (PARSONS, 1970; TREIMAN, 1970 apud FERNANDES, 2004).

Outra perspectiva considerada para explicar a estratificação educacional é a teoria da reprodução social da educação. Essa perspectiva se contrapõe à perspectiva meritocrática,

uma vez que sustenta que a educação não possui papel de equalizador de oportunidades, mas sim de manutenção e promoção da desigualdade social (MONT'ALVÃO, 2011).

Conforme Bourdieu e Passeron (1992), o sistema educacional é responsável por transmitir entre as gerações a cultura herdada do passado, estando alinhado aos interesses materiais e simbólicos dos grupos ou classes dominantes de uma formação social. Desse modo, o sistema das ações pedagógicas promove a reprodução da cultura dominante por meio da imposição de um arbitrário cultural. Essa imposição consiste em violência simbólica, uma vez que legitima relações arbitrárias de poder.

De acordo com Bourdieu e Passeron (1992, p.165): “[...] um futuro escolar só é mais ou menos provável para um indivíduo determinado na medida em que constitui o futuro objetivo e coletivo de sua classe ou de sua categoria”. Desse modo, as oportunidades objetivas de acesso à educação e ascensão social das classes populares reforçavam a resignação à exclusão.

Com a democratização do recrutamento do ensino secundário, reduziu-se a “auto-eliminação” dos indivíduos nos estudos primários, visto que houve o aumento da probabilidade de acesso das classes populares ao ensino secundário. Contudo, os sistemas de ensino passaram a exercer sua função conservadora por meio dos mecanismos de seleção. Os exames mascaravam oportunidades de acesso em oportunidades de êxito, reproduzindo a eliminação das classes populares, mas dessa vez de forma legítima e incontestável. Isto é, os mecanismos de exclusão das classes mais baixas passaram a ser aplicados nos níveis educacionais mais altos. Portanto, Bourdieu e Passeron (1992) defendem que o sistema escolar tende a converter as desigualdades sociais em desigualdades de nível escolar.

O conceito de capital cultural (BOURDIEU, 2007) compreende os investimentos e bens culturais provenientes da família fora do sistema educacional formal, como livros, instrumentos e máquinas, além de certificados escolares ou diplomas. Na perspectiva de Bourdieu (2007), filhos de famílias com um baixo nível de capital cultural são menos prováveis de possuírem bens culturais, como hábitos, valores sociais, conhecimento sobre línguas, que podem ajudá-las a alcançar níveis educacionais mais altos. Por conseguinte, o capital cultural constitui elemento de grande importância na trajetória educacional de um indivíduo, visto que “pais que tenham passado pelo sistema (educacional) podem transmitir a

seus filhos o conhecimento e a forma de comportamentos adequados para se obter sucesso no processo de escolarização” (RIBEIRO, 2011, p.54).

Tendo em vista que o sistema educacional reproduz as desigualdades sociais e se utiliza de mecanismos de manipulação para impor práticas culturais dominantes, a escola favorece os indivíduos que possuem mais capital cultural, enquanto tende a excluir os indivíduos que possuem menos capital cultural. Desse modo, os membros de classes ricas garantem sua reprodução por meio da educação, aumentando a escolarização dos filhos e limitando o acesso a níveis mais altos de educação (BOURDIEU, 2007).

“As estratégias de reconversão são apenas um aspecto das ações e reações permanentes pelas quais cada grupo se esforça por manter ou modificar sua posição na estrutura social ou, mais exatamente, em um estágio da evolução das sociedades divididas em classes em que é impossível conservar a não ser pela modificação, modificar para conservar” (BOURDIEU, 2007, p.151).

A posse de um diploma certifica formalmente uma competência específica, demonstrando a posse de uma cultura geral. No entanto, Bourdieu (2007) ressalta que não é possível ter garantia real sobre o que esse diploma assegura, e desse modo existe uma imposição simbólica a respeito desse documento, que acaba representando muito mais do que as competências garantidas pelo diploma.

Por fim, Mare (1980) propôs nova metodologia de estudo para analisar como as características da origem social reverberam no alcance educacional dos indivíduos. O autor considerou que o processo de escolarização é formado por diversas decisões feitas pelos indivíduos e suas famílias. E essas decisões em realizar as transições escolares subsequentes são analisadas a cada nível de escolaridade, considerando apenas os indivíduos que completaram a transição escolar anterior. Caso a análise fosse feita apenas considerando o acesso a cada nível, não haveria distinção entre quem concluiu o nível de escolaridade e quem descontinuou.

Os resultados (MARE, 1980) indicam que o efeito das variáveis de origem socioeconômica sobre as escolhas de continuação na escola apresenta um padrão estável: a partir da transição educacional mais baixa para a mais alta, o efeito das origens socioeconômicas sobre o alcance educacional decresce. No entanto, existem alguns desvios em relação a esse padrão

estável. O efeito do status ocupacional do pai é mais relevante a partir do ensino médio e o efeito da escolaridade da mãe reduz lentamente ao longo dos níveis de escolaridade, enquanto os efeitos da renda familiar e da escolaridade do pai perdem força rapidamente à medida que os níveis educacionais vão aumentando. Por sua vez, fatores além da origem socioeconômica não observados no estudo de Mare (1980), como habilidade e esforço, podem desempenhar um papel mais significativo na continuidade dos estudos nos níveis mais elevados de escolaridade.

Fernandes (2004) utilizou em sua pesquisa dados do período de 1882 a 1963, apenas com indivíduos a partir de 25 anos, com o objetivo de verificar o alcance educacional sob a ótica de três perspectivas teóricas, a fim de compreender a relação do desenvolvimento econômico com a estratificação educacional. A primeira hipótese levou em consideração a perspectiva meritocrática, que sustenta que o desenvolvimento industrial das sociedades modernas e a expansão do sistema educacional provocam a redução da desigualdade de oportunidades educacionais. Por conseguinte, o alcance educacional se torna mais baseado em mérito e menos baseado na herança de status. Portanto, a educação seria percebida como um meio para diferenciar e selecionar pessoas mais hábeis e talentosas, que alcançariam posições de mais prestígio na sociedade. No entanto, ao testar a hipótese meritocrática, foi verificado que a industrialização no Brasil não proporcionou a redução das desigualdades sobre o alcance educacional. Embora alguns determinantes da estratificação educacional tenham seus efeitos atenuados ao longo do tempo, o acesso à educação ainda se mostra altamente relacionado com a origem socioeconômica. Nesse sentido, o efeito da raça aumentou conforme o desenvolvimento econômico, apresentando fortes barreiras nos primeiros níveis educacionais, que vão diminuindo, mas voltam a crescer a partir do terceiro nível educacional até os níveis superiores.

Esse comportamento divergente do efeito da raça, em relação às demais variáveis consideradas no estudo (como educação dos pais, gênero e ocupação dos pais), impede a confirmação da hipótese relacionada à teoria de reprodução social. A referida teoria leva em conta que o modelo de expansão educacional nas sociedades modernas suscitou a exclusão da população mais pobre das posições sociais mais altas, utilizando credenciais como requisito para seleção e alocação no mercado de trabalho, provocando então a manutenção dos privilégios dos grupos sociais dominantes. Contudo, foi verificado que o principal determinante da estratificação educacional era a raça, e não as variáveis de origem

socioeconômica, conforme a teoria defende (FERNANDES, 2004).

Na perspectiva de Mare (1980), os efeitos da origem social sobre a progressão na trajetória educacional vão decrescendo, de modo que nas transições educacionais mais altas, o efeito da origem socioeconômica é mais baixo. Todavia, a hipótese testada não explica o padrão apresentado pela variável raça, que se difere das demais variáveis analisadas (FERNANDES, 2004).

Este capítulo se dispôs a introduzir as principais teorias e conceitos fundamentais para a compreensão dos processos que envolvem a desigualdade educacional. Diversos estudos sobre o tema utilizam as teorias apresentadas como base para desenvolverem suas hipóteses, assim como os estudos que serão detalhados no próximo capítulo.

#### **4 AS DIFERENTES PERSPECTIVAS DA DESIGUALDADE EDUCACIONAL**

Diversas dimensões podem influenciar o alcance educacional dos indivíduos, podendo ser relacionadas a origem socioeconômica, como o rendimento familiar ou a escolaridade dos pais; associadas a aspectos demográficos como composição domiciliar, região e área de residência; ou relativas a aspectos individuais, como raça e gênero. Tendo em vista que este trabalho se debruça sobre os entraves e possibilidades verificados pelos jovens de 16 a 29 anos, consoante a raça, gênero, tipo de família, condição no domicílio, área de residência, região, o presente capítulo apresenta discussão da literatura que considera as dimensões supramencionadas associadas às perspectivas educacionais.

A escola pública desempenha função além do papel de formação dos sujeitos sociais de acordo com os interesses sociais dominantes, pois deve assegurar o acesso a todas as crianças e adolescentes, assim como garantir a igualdade de condições entre os estudantes, permitindo a transmissão e socialização dos aprendizados por meio da promoção da consciência dos estudantes para a transformação social (TOZONI-REIS, 2010). Tendo em vista a limitação de acesso às instituições escolares privadas, nas quais o acesso dos estudantes depende do nível socioeconômico de seus pais, a escola pública possui também a função de acolhimento social dos pobres (LIBÂNEO, 2012).

Destaca-se aqui o dualismo existente no sistema educacional brasileiro, que se apresenta na

disparidade das funções da escola pública e da escola privada, descrita por Nóvoa (2009, p. 64) como “escola a duas velocidades”:

[...] por um lado, uma escola concebida essencialmente como um centro de acolhimento social, para os pobres, com uma forte retórica da cidadania e da participação; por outro lado, uma escola claramente centrada na aprendizagem e nas tecnologias, destinada a formar os filhos dos ricos.

Para Tozoni-Reis (2010, p.13), “as políticas públicas educacionais devem levar em conta que a escola pública é a grande responsável pela formação humana da sociedade”, visto que, segundo o Censo Escolar de 2008, atendia 86,7% das matrículas da educação básica no Brasil. Observando dados mais atualizados, segundo a PNAD Educação 2019 (IBGE, 2020), a rede pública de ensino era responsável por 82,0% dos estudantes do ensino fundamental e 87,4% do ensino médio. Por outro lado, a escola privada é responsável por menos de 20% das matrículas da educação básica e apresenta acesso limitado pelas mensalidades, que consistem em uma barreira financeira.

De acordo com Ribeiro (2011), existem desigualdades de oportunidades relacionadas às escolas públicas e privadas, sendo que os estudantes de escolas privadas possuem mais chances de completar o ensino fundamental e médio do que alunos de escola pública.

A segregação observada no sistema educacional favorece o aumento da desigualdade educacional e, conseqüentemente, a desigualdade social. O estudo de Dubet, Duru-Bellat e Véretout (2012) analisa como as desigualdades sociais influenciam as desigualdades educacionais, e como esses fatores afetam as oportunidades dos indivíduos em diversos países. Os autores observam que a escola não reproduz as desigualdades sociais de forma constante nos países observados, o que permite concluir que a escola possui papel importante na ampliação ou redução dessa reprodução.

Mesmo assim, a mobilidade educacional é um dos principais elementos que promovem a mobilidade social. Todavia, existem diferentes fatores que podem influenciar a transmissão de vantagens ou desvantagens de uma geração para a outra, como as políticas educacionais, a origem socioeconômica e escolaridade dos pais, esforço pessoal do estudante, entre outros (OCDEa, 2018).

Considerando os últimos 30 anos, é notável a expansão do atendimento escolar nos países da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico), e ela explica o declínio da mobilidade ascendente. À medida que o grupo de adultos cujos pais possuem ensino superior aumenta, menos adultos jovens apresentam mobilidade educacional ascendente. Ao considerarmos os adultos não-estudantes (entre 25 e 64 anos), aproximadamente metade possui um nível de educação diferente daquele apresentado por seus pais, sendo a mobilidade ascendente (39%) consideravelmente mais comum do que a mobilidade descendente (11%) (OCDEa, 2018).

No Brasil, a escolaridade dos pais é um fator relevante para a vida dos indivíduos, pois o nível econômico e social transmite-se fortemente ao longo das gerações. O termo “ piso pegajoso ” (OCDEa, 2018, p.249) explica a baixa mobilidade social na população mais pobre: no Brasil, a persistência da renda intergeracional é de 70%, e podem ser necessárias nove gerações para que os indivíduos que compõem o grupo dos 10% mais pobres do país alcancem a renda média brasileira (OCDEb, 2018). As famílias de menor renda dificilmente possuem acesso à educação de qualidade, o que resulta em baixa qualificação profissional, e limita as oportunidades de emprego, perpetuando o ciclo de pobreza e desigualdade (OCDEa, 2018).

A educação é um dos principais meios de acesso a posições ocupacionais e de renda hierarquicamente superiores, logo a diminuição das desigualdades de acesso à educação seria uma das principais maneiras de combater a transmissão de desigualdades ao longo das gerações (RIBEIRO, 2011, p.41).

As políticas de expansão educacional são importantes para garantir a democratização do acesso à educação. Entretanto, o aumento da integração escolar não significa a redução das desigualdades escolares, conforme análise de Dubet, Duru-Bellat e Véretout (2012). Desse modo, o maior índice de escolarização e maior permanência na escola não são suficientes para mitigar a desigualdade no desempenho educacional dos alunos. Por isso, os autores (DUBET; DURU-BELLAT; VÉRETOUT, 2012) consideraram também o papel da organização escolar como importante fator explicativo na reprodução de desigualdades no sistema escolar.

As formas segregativas de organização nas escolas, como a separação entre os alunos com melhor desempenho dos demais, determinam a desigualdade entre os alunos, apresentando

forte correlação (DUBET; DURU-BELLAT; VÉRETOUT, 2012). Ademais, sistemas escolares menos igualitários e com maior descentralização fortalecem o setor privado e favorecem as desigualdades na qualidade da oferta escolar, bem como a segregação entre estabelecimentos escolares.

Ribeiro (2011) observa que a configuração do sistema educacional no Brasil favorece a desigualdade, uma vez que as melhores instituições de ensino superior são públicas, todavia as melhores escolas de educação básica são privadas. Além disso, os efeitos institucionais da escola (pública ou privada) sobre as oportunidades educacionais dos indivíduos se mostram acentuados: indivíduos que estudaram em escolas privadas possuem larga vantagem em relação àqueles que estudaram em escolas públicas, mais significativamente se considerarmos as chances de completar o ensino fundamental e de entrar na universidade.

Entretanto, Dubet, Duru-Bellat e Véretout (2012) enfatizam que a importância da escola na sociedade depende das relações entre diplomas e inserção no mercado de trabalho. Em sociedades nas quais a influência dos diplomas sobre as posições sociais é grande, os mais ricos possuem mais chances de garantir que a posição social de seus filhos seja reproduzida por meio da educação. Portanto, essa competição favorece a reprodução social, havendo correlação positiva entre a influência dos diplomas e a amplitude das desigualdades escolares.

No Brasil, as escolas públicas federais, que possuem processo seletivo rigoroso para entrada, apresentam resultados distintos das demais escolas públicas, representando o grupo que possui mais chances de entrar no ensino superior (RIBEIRO, 2011). Isto posto, percebe-se que a escolha do tipo de escola pode constituir uma estratégia das famílias de nível socioeconômico mais alto para que os indivíduos tenham mais chances de alcance educacional. “[...] O “tipo de escola” é uma característica intermediária e explica parte da associação entre características socioeconômicas de origem e chances de sucesso nas transições educacionais” (RIBEIRO, 2011, p.63).

Tendo em vista que o ingresso nas universidades é feito por meio de provas de seleção (vestibulares), os estudantes das melhores escolas de ensino fundamental e médio terão considerável vantagem em relação aos demais estudantes ao concorrerem a vagas nas

melhores universidades, geralmente públicas e, portanto, gratuitas (RIBEIRO, 2011).

Para Tozoni-Reis (2010), a exclusão e dualismo observados no sistema educacional brasileiro deveriam ser combatidos com a retomada do papel social da escola pública de equalização da sociedade. Além disso, Libâneo (2012, p.6) defende a promoção de escola pública que “articule a formação cultural e científica com as práticas socioculturais em que se manifestam diferenças, valores e formas de conhecimento local e cotidiano”.

Outro problema identificado na trajetória escolar dos jovens brasileiros é a evasão escolar. Analisando o percentual de pessoas que estudam na faixa etária de 10 a 30 anos para os anos de 1996, 2006 e 2015, percebe-se uma redução do percentual conforme crescem os anos de idade. Principalmente na faixa etária de 15 aos 17 anos, a proporção de jovens fora da escola aumenta significativamente (SALATA, 2019).

Salata (2019) se propôs a investigar se a participação de jovens em idade correspondente ao ensino médio — de 15 a 17 anos — no mercado de trabalho no Brasil, bem como a origem socioeconômica da família influenciam suas chances de evasão escolar. Os resultados apontam que o jovem que trabalha durante carga horária acima de 20 horas semanais apresenta mais chances de abandonar a escola, se comparados aos jovens que não trabalham e aqueles que trabalham por uma carga horária menos intensa.

Levando em consideração que as aspirações ocupacionais dos adolescentes influenciam na realização de status ocupacional na vida adulta, Sales (2014) investigou como ocorre esse processo, comparando informações de jovens da região metropolitana de Belo Horizonte, entre 15 e 17 anos de idade em 2009 e posteriormente quando os mesmos jovens tinham entre 20 e 22 anos, em 2014. Os pais dos jovens também foram entrevistados, e dessa maneira, o estudo permitiu captar as perspectivas dos pais e seus efeitos sobre a formação das aspirações ocupacionais dos filhos.

Sales (2014) observou que os jovens de condição socioeconômica desfavorecida e que trabalhavam na adolescência reduziram alguma de suas expectativas: no caso das meninas, as expectativas de rendimento foram mantidas de 2009 para 2014, mas as aspirações sobre o status ocupacional reduziram. Por sua vez, os meninos mantiveram as expectativas sobre o status de ocupação, mas reduziram a expectativa de rendimento.

Já os jovens de origem socioeconômica desfavorecida que não trabalhavam na adolescência mantiveram o nível de aspiração em 2014, tanto de status ocupacional quanto de rendimentos. Por outro lado, quando Sales (2014) investiga os jovens de condição socioeconômica média, as aspirações de rendimento somente aumentaram de 2009 a 2014, enquanto as expectativas de status ocupacional se mantiveram altas ou aumentaram ainda mais.

Ao analisar as motivações para continuar estudando, Sales (2014) identificou que a perspectiva de jovens de origem socioeconômica baixa que trabalhavam na adolescência era diferente dos demais, pois apresentavam interesse em estudar e ganhar melhores salários no futuro para proporcionar melhores condições de vida a seus pais ou filhos. Em contrapartida, os jovens de condição socioeconômica média não demonstraram essa mesma preocupação em cuidar de terceiros, e a motivação em continuar estudando estava relacionada à vontade de aprender mais sobre alguma área de interesse e ao crescimento profissional (SALES, 2014).

Em consonância, as motivações para trabalhar também apontaram a desigualdade conforme o estrato social. Jovens de origem socioeconômica desfavorecida apresentaram mais motivações relacionadas à necessidade de dinheiro para se sustentar, ao passo que a maior parte dos jovens de origem socioeconômica média eram sustentados totalmente ou parcialmente pelos pais, e apresentavam motivações para trabalhar relacionadas a prática do ofício de estudo ou de exercer uma atividade profissional de preferência (SALES, 2014).

Isto é, os indivíduos apresentam uma “percepção estratificada” sobre as expectativas futuras, visto que jovens de origem socioeconômica mais desfavorecida apresentam aspirações ocupacionais e de rendimento menos valorizados que os jovens de classe média (SALES, 2014, p.146).

Ainda que o ensino fundamental e médio no sistema escolar brasileiro tenham vivenciado forte crescimento entre as décadas de 1960 e 1980, o ensino superior não acompanhou essa tendência. Conforme Carvalhaes e Ribeiro (2019), apenas a partir de 1990 foi observada a expansão mais expressiva no número de vagas do sistema de ensino superior no Brasil, reduzindo a desigualdade de acesso a esse nível educacional, aumentando também o número de cursos e os tipos de instituições de ensino superior.

Entre os anos de 1990 e 2010, houve diversas mudanças que influenciaram o aumento de demanda por vagas no ensino superior. De acordo com Guimarães, Andrada e Picanço (2017), nesse mesmo período houve a duplicação do número de matrículas no ensino superior público, enquanto as matrículas da rede privada quintuplicaram. Esse cenário levou ao aumento da competitividade no acesso às instituições públicas, que dispõem de menor número de vagas se comparadas às instituições privadas, além de possuírem maior prestígio acadêmico e serem isentas de mensalidade.

As instituições privadas aumentaram consideravelmente sua atuação, chegando em 2019 a ser responsáveis por 75% das matrículas de cursos de graduação presenciais no Brasil. De acordo com Carvalhaes e Ribeiro (2019), a desigualdade de acesso e a desigualdade de retorno econômico relativo aos diplomas universitários de diferentes cursos são aspectos importantes a serem considerados no estudo da persistência da estratificação horizontal mesmo após a expansão do ensino superior.

Senkevics, Carvalhaes e Ribeiro (2022) relacionaram o desempenho de jovens egressos do ensino médio com o nível socioeconômico, acompanhando os mesmos estudantes ao longo do tempo. Foi observado que o melhor desempenho no Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) era mais provável para jovens de origem socioeconômica mais rica.

O acesso às instituições públicas de ensino superior está positivamente associado a desempenhos mais elevados, enquanto o acesso às instituições privadas apresenta associação positiva com o desempenho apenas até um certo patamar. A partir desse patamar, a associação da probabilidade de ingresso com o desempenho passa a ser negativa (SENKEVICS; CARVALHAES; RIBEIRO, 2022).

Ao levar em consideração também a renda domiciliar, os resultados indicam que jovens dos segmentos mais ricos dispõem de duplo benefício: tendem a apresentar notas mais altas e possuem a proteção do nível socioeconômico, possibilitando o ingresso em instituições privadas mesmo com desempenhos mais baixos. Por sua vez, os jovens mais pobres dispõem de dupla desvantagem: tendem a apresentar notas mais baixas no Enem e possuem acesso restrito às instituições privadas devido à barreira socioeconômica (SENKEVICS; CARVALHAES; RIBEIRO, 2022).

Outra perspectiva foi abordada em estudo inédito no Brasil (RIBEIRO, 2011) a respeito do efeito da riqueza dos pais sobre as chances de alcance educacional dos indivíduos. Diferentemente da renda ou status ocupacional, que são variáveis ligadas diretamente ao mercado de trabalho, a riqueza consiste nos “ativos e bens que as famílias possuem, tais como segunda casa e ativos financeiros, que podem gerar renda que vai além daquela obtida no mercado de trabalho” (RIBEIRO, 2011, p.53).

A riqueza dos pais pode ser herdada ou doada para os filhos, bem como pode significar a disponibilidade de recursos para investir na educação dos filhos. No Brasil, indivíduos provenientes de famílias com riqueza alta apresentavam chances significativamente maiores de completar qualquer uma das cinco transições educacionais consideradas no estudo, se comparados aos indivíduos de famílias que não tinham riqueza (RIBEIRO, 2011).

Desse modo, o efeito da riqueza dos pais persiste até as últimas transições educacionais, ao contrário de outras variáveis estudadas para medir a desigualdade no sistema educacional, que apresentam comportamento decrescente ao longo das transições (RIBEIRO, 2011).

O conceito de estratificação horizontal é definido por “diferenças institucionais que estruturam a oferta do ensino entre escolas e cursos em um mesmo nível educacional” (CARVALHAES e RIBEIRO, 2020, p.15) e os estudos sobre estratificação horizontal no ensino superior propõem que “as condições socioeconômicas das famílias dos estudantes estão fortemente associadas ao tipo de curso e de instituição aos quais esses estudantes têm acesso” (CARVALHAES e RIBEIRO, 2019, p.200).

Isto posto, Carvalhaes e Ribeiro (2019) se dedicaram a compreender as relações da origem socioeconômica, educação dos pais, gênero e raça, com a desigualdade de oportunidades no acesso aos cursos e instituições de ensino superior, considerando seu prestígio e retornos no mercado de trabalho. O estudo mostrou que os estudantes de alto nível socioeconômico têm mais chances de estudar em cursos universitários de alto retorno, que são também aqueles de maior prestígio (CARVALHAES e RIBEIRO, 2019).

O estudo de Sales (2014) sobre aspirações ocupacionais e realização de status ocupacional na transição para a vida adulta utiliza o conceito de "outros significantes" (MEAD, 1934), que corresponde aos indivíduos que compõem o ambiente social humano e, por meio das

interações sociais, exercem influência sobre as atitudes dos indivíduos. Na infância, os pais costumam exercer o papel de outros significantes. No entanto, ao longo da vida os indivíduos podem escolher outros membros da família, professores ou amigos para exercerem esse papel.

Desse modo, os olhares, conversas, gestos e demais formas de comunicação entre indivíduo e outro significativo influenciam como o primeiro formará sua auto-imagem, bem como desenvolverá suas aspirações e expectativas (MEAD, 1934 apud SALES, 2014).

Na pesquisa de Sales (2014), foi questionado quem seriam as pessoas que exerciam maior influência sobre os jovens entrevistados e a maior parte deles respondeu que seriam os pais, ou um dos pais junto com outro membro da família, como avós e irmãos. Isto posto, ao analisar as expectativas sobre trabalho, rendimento e educação dos filhos, a autora observou que os resultados foram semelhantes às aspirações dos filhos.

Comparando as expectativas dos pais de condição socioeconômica desfavorecida em relação a seus filhos, de 2009 para 2014, é possível observar que houve uma redução significativa. Em 2009, grande parte dos pais tinha expectativa que os filhos se formassem no ensino médio, mencionando ocupações que exigiam diploma universitário. Já em 2014, muitos dos filhos haviam parado de estudar, e as expectativas declaradas pelos pais foram reduzidas conforme esse desempenho educacional (SALES, 2014).

Portanto, as aspirações educacionais dos jovens do estudo são estratificadas, uma vez que grande parte dos jovens mais pobres tinham aspirações de estudar até o ensino superior e, da mesma forma, todos os jovens de condição social média aspiravam fazer a faculdade — sendo que 40% pretendiam fazer também pós-graduação. Ao comparar as aspirações apresentadas em 2009 e o status ocupacional e educacional em 2014, é observado que 100% dos jovens de classe média concluíram o ensino médio e ingressaram na faculdade, enquanto apenas 20% dos jovens de origem socioeconômica desfavorecida iniciaram um curso superior, pois perceberam pouco incentivo dos pais diante das barreiras sociais impostas no acesso ao ensino superior. Essa desigualdade é percebida também ao analisar os status ocupacionais encontrados em 2014 entre os jovens de estratos sociais diferentes, tanto para os cargos quanto para os rendimentos (SALES, 2014).

#### 4.1 Desigualdade racial e ações afirmativas

Os estudos que analisam a desigualdade educacional comumente verificam maiores desvantagens percebidas por indivíduos de nível socioeconômico mais baixo, bem como de raça preta ou parda. Diante disso, as políticas de ações afirmativas voltadas para o ensino superior adotadas no Brasil a partir da década de 2000 visavam reduzir as desigualdades observadas no acesso a este nível de ensino, particularmente para estudantes de origem socioeconômica desfavorecida e de raça preta, parda e indígena. Tais políticas demarcaram mudanças significativas no ensino superior brasileiro, uma vez que representaram a tentativa de minimizar as desvantagens sofridas pela população beneficiária desses programas no momento de transição para o ensino superior.

Considerando que este estudo pretende investigar como as políticas afirmativas — mais especificamente a Lei de Cotas — influenciaram o comportamento dos jovens em suas trajetórias educacionais ao longo dos últimos anos, faz-se necessário explorar os estudos que se dedicam a compreender as mudanças verificadas em torno dessas políticas.

O comportamento da variável raça em estudos de estratificação educacional no Brasil merece atenção, conforme já apontado por Fernandes (2004), consiste no comportamento da variável raça. Enquanto variáveis que medem os efeitos das origens socioeconômicas sobre o alcance educacional dos indivíduos tendem a perder valor ao longo das transições educacionais, o efeito da raça apresenta comportamento contrário. Segundo Fernandes (2004, p.34), o efeito da raça se constitui em um efeito líquido: “ter nascido preto ou pardo constrange as chances do alcance educacional de um indivíduo independente da educação dos pais, da ocupação do pai, do sexo e do fato de ter vivido numa área rural ou urbana até os quinze anos de idade”.

Ademais, é percebido que os níveis educacionais mais baixos apresentam barreira social mais difícil de romper do que os níveis educacionais mais altos. Enquanto variáveis como educação da mãe, educação do pai e status ocupacional do pai apresentam efeito decrescente ao longo das transições escolares, a variável raça apresenta silhueta em formato de "U". Isso significa que ser preto ou pardo dificulta as chances de o indivíduo realizar as primeiras transições educacionais. Esse efeito negativo diminui ao longo das transições intermediárias, mas tendem a aumentar nos níveis educacionais mais altos, correspondentes ao ensino médio em diante (FERNANDES, 2004).

Em conformidade, Brito (2014) observa que, de 1960 a 2000, em qualquer uma das quatro faixas etárias consideradas no estudo entre 12 e 25 anos, percebeu-se o efeito negativo sobre as chances de jovens pretos realizarem a primeira transição, referente à entrada no sistema educacional, se comparados a brancos e a pardos. Embora a desigualdade racial associada à realização da primeira transição educacional decresça ao longo dos anos entre brancos e pretos, as diferenças entre as chances de pretos e pardos conservam-se constantes até 2010, quando jovens das três raças passam a apresentar chances similares de realizar a primeira transição educacional.

Por outro lado, as chances de realização da quinta transição educacional, sob a ótica da variável raça, são praticamente as mesmas de 1960 a 2010, sendo que os brancos apresentam chances maiores de realizarem esta transição, em comparação a pretos — o que evidencia a conservação do efeito da raça sobre as chances de conclusão do ensino médio (BRITO, 2014).

Ribeiro (2011) chama atenção para possíveis problemas que podem ser gerados nos estudos quando se combina pretos e pardos em uma mesma categoria. Tendo em vista que os pardos possuem chances consideravelmente maiores do que pretos de completar certos níveis educacionais, considerar pretos e pardos na categoria de “não brancos” pode mascarar a informação real a respeito do efeito da variável raça na desigualdade educacional.

O padrão estável das barreiras sociais verificadas nos primeiros níveis de instrução (FERNANDES, 2004), o aumento tardio da oferta de vagas no ensino superior, bem como as desigualdades de acesso e dificuldades de permanência nesse nível educacional contribuíram para um cenário educacional de perpetuação de desigualdades (MELLO e SENKEVICS, 2019).

Tendo em vista que aspectos como status social, capital cultural da família, renda familiar, rede de ensino estudada e raça geram desigualdades no acesso ao ensino superior, foram criados programas afirmativos dentro das universidades, com o objetivo de minimizar essas desvantagens e promover a inclusão nesse nível de ensino, na forma de cotas ou bônus. Essas iniciativas eram independentes, definidas por meio da discussão e articulação interna de cada universidade. Somente a partir da Lei nº 12.711 de 29 de agosto de 2012 (Lei de Cotas) que

foi instituída uma política educacional nacional com essa finalidade (GUIMARÃES; ANDRADA; PICANÇO, 2017).

A referida lei determina a reserva de vagas em instituições federais de educação superior (Ifes) e nos institutos federais de ensino técnico de nível médio vinculados ao Ministério da Educação (MEC), compreendendo estudantes que cursaram integralmente o ensino médio em escolas públicas, estudantes oriundos de famílias com renda igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo per capita e estudantes autodeclarados pretos, pardos e indígenas (MELLO e SENKEVICS, 2019).

Além disso, a Lei nº 13.409 de 28 de dezembro de 2016 alterou a Lei de Cotas, acrescentando as pessoas com deficiência à reserva de vagas em universidades federais, bem como em instituições federais de ensino técnico de nível médio. A Lei nº 12.711/2012 determinava a reserva de 50% das vagas aos estudantes do ensino médio público e 50% dessas seriam destinadas a pretos, pardos e indígenas. A partir da Lei 13.409/2016<sup>2</sup>, conforme disposto no Art. 3º, a proporção de vagas a serem reservadas passou a ser

“no mínimo igual à proporção de pretos, pardos, indígenas e pessoas com deficiência na população da unidade da Federação onde está instalada a instituição, segundo o último censo da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE” (BRASIL, 2016).

Ainda que diversas universidades públicas já possuíssem alguma política de ação afirmativa em seus processos seletivos em 2012, a “Lei de Cotas foi responsável por homogeneizar os critérios mínimos para reserva de vagas, estendendo-os a todas as Ifes” (MELLO e SENKEVICS, 2019, p.188).

A participação do grupo de potenciais beneficiários da Lei de Cotas aumentou consideravelmente nas instituições federais no período de 2012 a 2016, conforme Mello e Senkevics (2019): a participação de pretos, pardos e indígenas de baixa renda no ensino superior cresceu 26%; houve a ampliação da participação de estudantes que cursaram o ensino médio em escolas públicas em 15% e o grupo de estudantes pretos, pardos e indígenas de escolas públicas aumentou em 39% no mesmo período.

---

<sup>2</sup> Verificar Figura 1 - Diagrama que explica a distribuição de vagas estabelecida pela Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012 e Lei nº 13.409 de 28 de dezembro de 2016.

Considerando que a Lei de Cotas estabeleceu o mínimo de 50% das vagas que deveriam ser reservadas aos estudantes de escolas públicas, as instituições federais que ainda não atendiam esse critério mínimo, passaram a atendê-lo. Em 2012, a maioria das Ifes já contavam com mais da metade de seus estudantes provenientes de escolas públicas e, portanto, a legislação contribuiu para expandir o acesso desse grupo às instituições tradicionalmente mais elitizadas (MELLO e SENKEVICS, 2019).

A Lei de Cotas também provocou efeitos inesperados, como movimentos de transição de estudantes da rede privada para a rede pública, no período de avanço do ensino fundamental para o ensino médio, visando aumentar as chances de ingressar no ensino superior público federal. Esse fenômeno, observado por Mello (2023), aumentou a partir de 2012, em relação a anos anteriores à Lei de Cotas.

Mello (2023) considera a existência de subcotas para pretos, pardos e indígenas como incentivos adicionais para esse grupo mudar a escolha de escola, e por isso o movimento de transição de escolas privadas para públicas é maior para não brancos. Ademais, esse movimento é inteiramente de estudantes provenientes de escolas privadas de baixo nível socioeconômico, com baixa probabilidade de ingressar no ensino superior federal e com baixo desempenho do Enem (Exame Nacional do Ensino Médio). Ou seja, a Lei de Cotas empurra estudantes de escolas privadas “da margem” para a rede pública, uma vez que se beneficiam menos das escolas privadas e enfrentam menos custos com a transição.

A pesquisa de Guimarães, Andrada e Picanço (2017) analisa o Programa de Ações Afirmativas, que constituiu na primeira iniciativa de bonificação no acesso ao ensino superior no Brasil, bem como seus efeitos após a conclusão da graduação. O programa foi implementado a partir de 2005 e concedia um acréscimo de nota a indivíduos que estudaram em escolas públicas e aqueles que se identificaram como pretos, pardos ou indígenas na inscrição do vestibular da instituição.

É importante ressaltar que o vestibular da instituição em questão contava com duas fases, no qual só passavam para a segunda fase os candidatos com as maiores notas. A bonificação do programa só era concedida ao final do processo seletivo, e dessa forma o acesso à política de inclusão ocorria apenas para quem conseguisse ultrapassar a primeira

barreira socioeconômica relativa à primeira fase do processo seletivo (GUIMARÃES; ANDRADA; PIKANÇO, 2017).

Guimarães, Andrada e Picanço (2017) contaram com uma amostra de 966 concluintes da graduação que haviam ingressado em 2005 e 2006 na universidade e se formaram entre 2009 e 2011. Tendo em vista que o questionário da pesquisa foi aplicado em 2014, o estudo retrata o movimento de transição entre a universidade e o mercado de trabalho, sendo possível coletar informações sobre a trajetória profissional desses indivíduos após a conclusão da graduação, assim como dados a respeito da situação domiciliar e investimentos educacionais após a graduação.

Dentre os entrevistados, 79% declararam estar trabalhando. Guimarães, Andrada e Picanço (2017) chamam a atenção para a forma como os indivíduos tomaram conhecimento dos empregos que estavam trabalhando no momento da pesquisa, uma vez que foram indicados diversos mecanismos não oficiais de seleção. Quase metade dos entrevistados ficou sabendo da vaga de emprego por meio das redes de relacionamento, sendo 48,8% para os egressos que não participaram do programa de ações afirmativas, e 42,2% para os egressos beneficiários do programa. Esses resultados evidenciam o maior capital relacional de indivíduos que não eram beneficiários da política de inclusão da universidade. Isto posto, as autoras observam que, para os beneficiários do programa de ação afirmativa, os mecanismos mercantis como empresas de recrutamento e seleção e anúncios de vagas possuem papel mais importante no acesso ao trabalho do que para os indivíduos que não participaram do programa.

De acordo com a definição de Bourdieu (1985, p.248; 1980 apud PORTES, 2000, p.135), o capital social compreende o “agregado dos recursos efetivos ou potenciais ligados à posse de uma rede durável de relações mais ou menos institucionalizadas de conhecimento ou reconhecimento mútuo”. Os indivíduos mobilizam mecanismos com vistas a estabelecer redes relacionais que possam viabilizar o acesso a poder e influência por meio do pertencimento a um grupo. Desse modo, os laços e vínculos constituídos socialmente permitem o acesso ao capital cultural e ao capital econômico (BOURDIEU, 1985 apud PORTES, 2000).

Ao analisar os tipos de contatos pessoais mais acionados com a finalidade de acessar oportunidades de trabalho, os resultados apontam que as redes relacionais feitas no contexto de formação são o principal tipo de contato pessoal utilizado. Esses laços feitos na vida

universitária são especialmente importantes para os beneficiários das ações afirmativas, uma vez que 64% relataram ter obtido o primeiro emprego após a conclusão da graduação por meio dessa rede de relações (GUIMARÃES; ANDRADA; PICANÇO, 2017).

Por sua vez, ao considerar a rede de contatos familiares no acesso ao primeiro emprego, bem como ao emprego no momento da entrevista, percebe-se muito mais influência para os não beneficiários do que para os beneficiários do programa de inclusão (GUIMARÃES; ANDRADA; PICANÇO, 2017). Nesse sentido, a importância do capital social para alcançar ocupações de maior status social é evidenciada por Loury (1977;1981 apud PORTES, 2000), que ressalta como a desigualdade racial persiste em meios em que há suposta igualdade de oportunidades. Segundo o autor, jovens negros têm acesso ao capital econômico e cultural reduzido de seus pais, o que influencia nas suas chances de alcance educacional. Além disso, jovens negros não dispõem de rede de relações familiares de poder, que possa auxiliá-los no acesso a oportunidades de emprego.

Embora o Programa de Ações Afirmativas tenha alguns problemas na execução, como a regra de aplicação dos bônus apenas ao final do processo seletivo, Guimarães, Andrada e Picanço (2017) ressaltam os efeitos positivos percebidos por meio da política de inclusão, que foi responsável por aumentar consideravelmente as chances de potenciais beneficiários serem aprovados na segunda etapa do vestibular, principalmente dos candidatos dos cursos mais concorridos da instituição.

No entanto, é necessário considerar também que as ações afirmativas não são capazes de eliminar a desigualdade existente entre beneficiários e não beneficiários do programa, e essa desigualdade é refletida no acesso a empregos e nos rendimentos salariais alcançados (GUIMARÃES; ANDRADA; PICANÇO, 2017). Assim como avalia Mont'Alvão (2011, p.393), políticas públicas de ação afirmativa voltadas ao ingresso no ensino superior que foram adotadas no Brasil nos últimos anos “têm ampliado as possibilidades de acesso de estudantes de camadas mais pobres ao ensino superior, mas o nível de acesso que proporcionam está longe de resolver o problema crônico de estratificação educacional”.

Desse modo, embora as iniciativas para minimizar as desigualdades de oportunidade educacional relacionadas à origem socioeconômica dos indivíduos tenham apresentado resultados positivos, a estratificação educacional e, mais especificamente, a desigualdade

racial se mostram persistentes. Isto posto, faz-se necessário analisar mais a fundo os efeitos que podem ser percebidos após a implementação dessas políticas — principalmente a Lei de Cotas — como proposto neste trabalho.

#### **4.2 Intersecção gênero e raça**

Os estudos de estratificação educacional e ocupacional frequentemente utilizam a variável sexo como fator de análise, tendo em vista que a desigualdade de gênero é observada em diversas dimensões sociais. A associação entre gênero e alcance educacional sofreu mudanças ao longo das décadas, sendo inicialmente percebida desvantagem para mulheres em relação ao acesso ao ensino superior, mas a partir dos anos 1980 as mulheres passaram a representar a maioria neste nível educacional no Brasil (RIBEIRO, 2009 apud MONT'ALVÃO, 2013).

Ainda, conforme foi abordado no subcapítulo anterior, as diferenças de oportunidades educacionais para pessoas pretas e pardas, se comparadas às brancas, se mostram persistentes ao longo dos anos. Portanto, neste capítulo serão exploradas as dimensões gênero e raça e o comportamento percebido em relação a perspectivas de estudo e trabalho.

De acordo com Lorber (2011), a construção de gênero se inicia ao nascer e com o tempo o indivíduo se molda às expectativas sociais e desenvolve comportamento associado aos papéis de gênero que lhe foram atribuídos. Os marcadores de gênero como nomes e modo de vestir determinam a forma de tratamento diferenciada entre homens e mulheres, bem como as expectativas de gênero distintas quanto ao desenvolvimento de habilidades, escolha de profissão, área de formação educacional, exercício de papéis como esposa/marido, mãe/pai, entre outros.

No Brasil, a trajetória educacional e profissional das mulheres sofreu mudanças significativas nas últimas décadas. Cardoso (2008) ressalta que, a partir dos anos 2000, a proporção de mulheres até 17 anos que frequentava a escola passou a superar a proporção de homens, e a parcela de mulheres que não estudavam nem trabalhavam com 22 anos foi reduzindo ao longo do tempo, passando de 55% em 1980 para 30% em 2000. Desse modo, embora as mulheres tenham passado a permanecer mais tempo na trajetória educacional ao longo dos anos e apresentado taxas de inserção no mercado de trabalho cada vez maiores, a

desigualdade salarial entre homens e mulheres ainda é um problema observado no Brasil.

O estudo de Guimarães, Andrada e Picanço (2017) analisa a associação entre gênero e remuneração entre os concluintes da graduação na universidade. A desigualdade salarial entre homens e mulheres é verificada por meio da sobrerrepresentação de mulheres nas faixas salariais menores. 64,8% das mulheres entrevistadas correspondiam às faixas de até 5 salários mínimos no primeiro emprego após a graduação, frente a 44,2% dos homens. Ademais, para as faixas salariais mais altas, os homens representam maior proporção, correspondendo ao dobro da participação de mulheres no nível de rendimento de 10 salários mínimos ou mais, considerando o primeiro emprego (GUIMARÃES; ANDRADA; PICANÇO, 2017, p.20).

O estudo de Guimarães (2002) analisou as mudanças ocorridas no ambiente industrial de 1989 para 1998, sob a ótica da inclusão, uma vez que na década de 1990 houve uma reestruturação da indústria de transformação no Brasil. Se, por um lado, a participação feminina na população economicamente ativa aumentou de 35,2% em 1989 para 42,2% em 1998, esse aumento não foi percebido na indústria, onde a participação feminina passou de 28,3% em 1989 para 28,2% em 1998.

Ao considerar os rendimentos salariais médios dos trabalhadores industriais, observa-se que as mulheres recebiam cerca de 52% do rendimento dos homens em 1989. Já em 1998, as mulheres tiveram um pequeno ganho e passaram a ganhar cerca de 59,2% do salário dos homens (GUIMARÃES, 2002, p.249).

Ao incluir a variável raça, observa-se que os diferenciais de salário entre trabalhadores industriais são maiores, visto que, em 1998, trabalhadores brancos, seja homens ou mulheres, ganham no mínimo 1,7 vezes o salário de trabalhadores negros (independente de sexo). Levando em conta o sexo e a raça, percebe-se que, em 1998, mulheres negras recebem quase 3 vezes menos que homens brancos e 1,5 vezes menos que homens negros (GUIMARÃES, 2002, p.248).

Tendo em vista que no Brasil as credenciais escolares são importantes para o acesso a ocupações e posições de maior status social, a qualificação educacional se constitui como um dos componentes que explicam a desigualdade salarial apontada, especialmente ao comparar os salários de homens negros com os salários de homens brancos. Conforme Guimarães

(2002, p.257), a maior parte da vantagem salarial que trabalhadores negros deixam de receber em relação a trabalhadores brancos do sexo masculino, se deve a menor qualificação educacional, sendo apenas uma pequena parte explicada pela raça.

Por sua vez, ao considerar trabalhadoras negras, cerca de 25% da desvantagem salarial em relação a homens brancos está associada à menor qualificação educacional, mas os maiores responsáveis por essa desvalorização são os atributos de sexo e raça, explicando 33% da diferença salarial (GUIMARÃES, 2002, p.258).

A desigualdade de acesso e permanência de pessoas pretas e pardas no sistema educacional está associada ao acúmulo de desvantagens percebido em toda a sua trajetória de vida. Essa perspectiva reduz as chances de alcançar níveis educacionais mais altos e trabalhar em melhores ocupações (HASENBALG e SILVA apud RIBEIRO, 2018, p.8). Conforme exposto por Fernandes (2004), a expansão do sistema educacional no Brasil não garantiu que o acesso fosse disponibilizado de forma equânime, uma vez que as barreiras associadas ao alcance educacional permaneceram altas para pessoas pretas e pardas, principalmente nas transições educacionais mais elevadas. Isto posto, a parcela da população preta e parda que conseguiu superar essas barreiras e ingressar no ensino superior compõe a maioria dentre os cursos universitários de baixo retorno, enquanto os brancos estão concentrados em cursos de alto retorno. Entretanto, Carvalhaes e Ribeiro (2019) destacam que o efeito de raça sobre as probabilidades de estudar em cursos de alto retorno não é significativo porque “a seletividade do sistema educacional prejudica os negros em pontos anteriores do sistema educacional” (CARVALHAES e RIBEIRO, 2019, p.214).

Ademais, a desvantagem feminina em relação aos homens no mercado de trabalho pode ser explicada por meio de três fatores, como nos conta Muniz e Veneroso (2019). Primeiramente, o fator produtividade estaria relacionado à trajetória ocupacional intermitente de mulheres que vivenciam a maternidade, condicionando salários mais baixos, se comparados a mulheres sem filhos e homens. Mulheres com filhos podem se dedicar por menos tempo a atividades profissionais, tiram licença maternidade e interrompem a carreira por certo tempo. Além disso, algumas mulheres passam a trabalhar meio período com o objetivo de conciliar as atividades profissionais e maternas. Os salários mais baixos pagos a mulheres com filhos são resultado da "penalidade materna" (Budig e England, 2001; Budig, 2003 apud MUNIZ e VENEROSO, 2019, p.4).

Muniz e Veneroso (2019, p.1-2) utilizam o termo "consustancialidade" para se referir à complementaridade das dimensões gênero e classe na investigação sobre desigualdade de gênero. Desse modo, ao considerar mulheres com filhos em diferentes classes de renda, percebe-se que as mulheres não recebem a mesma penalidade salarial ao se tornarem mães.

O segundo fator que explica a desvantagem feminina no mercado de trabalho consiste na segmentação ocupacional entre homens e mulheres. Grande parte das profissões comumente desempenhadas por mulheres possuem menores remunerações se comparadas às profissões usualmente exercidas por homens (MUNIZ e VENEROSO, 2019).

No âmbito educacional, é possível compreender parte desse fenômeno ao observar a desigualdade horizontal no ensino superior. Carvalhaes e Ribeiro (2019) ressaltam que as diferenças salariais encontradas entre homens e mulheres podem ser em parte explicadas pelo curso universitário que escolheram ou conseguiram ingressar e se formar. Os diferentes cursos escolhidos por homens e mulheres no ensino superior são condicionados por questões culturais e sociais. As mulheres tendem a realizar cursos e ter ocupações relacionadas a atividades de cuidado, como pedagogia, enfermagem e serviço social, reforçando o papel da maternidade, além das atividades domésticas serem atribuídas socialmente às mulheres. Por isso, há sobrerrepresentação de mulheres em cursos universitários de menor prestígio e com baixo retorno no mercado de trabalho (CARVALHAES e RIBEIRO, 2019).

Além disso, para as mulheres que têm filhos, principalmente as mais pobres, os trabalhos informais e de jornada reduzida se mostram como alternativas muitas vezes necessárias para conciliação entre trabalho e atividades domésticas e maternas. Todavia, esse tipo de trabalho está associado a remunerações mais baixas, a menor garantia de direitos e a menor possibilidade de evolução de carreira (MUNIZ e VENEROSO, 2019).

Outro fator que influencia a desvantagem salarial de mulheres exercendo as mesmas funções que homens é a discriminação. A existência de estereótipos sociais que atribuem apenas certos papéis a mulheres influenciam nas oportunidades profissionais que são oferecidas a elas, bem como nas chances de progressão de carreira e na determinação dos salários femininos (MUNIZ e VENEROSO, 2019).

Reskin (2011) analisa como os processos cognitivos automáticos dos indivíduos influencia na discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho. Por meio do processo de categorização, os indivíduos tendem a classificar as outras pessoas com as quais convivem socialmente em grupos internos e externos. Aos indivíduos que pertencem ao mesmo grupo (grupo interno), são percebidas generalizações de semelhança, ao passo que aos indivíduos do grupo externo são observadas generalizações de diferença. Desse modo, a categorização provoca o favoritismo em membros do grupo interno e a discriminação dos membros do grupo externo. No mercado de trabalho, esse processo é percebido por meio da manutenção de privilégios dos membros do grupo dominante, de maior status social, majoritariamente formados por homens brancos.

Conforme Reskin (2011), o processo de estereotipagem também consiste em um processo cognitivo automático realizado por indivíduos para atribuir aspectos na personalidade e comportamento de indivíduos pertencentes a certo grupo. Embora seja um processo cognitivo inconsciente, os indivíduos tendem a ignorar as evidências que contrariam os estereótipos e preferem lembrar de evidências que confirmam os estereótipos. Por isso, as percepções e expectativas sobre candidatos a um emprego podem ser distorcidas conforme os estereótipos de gênero ou raça dos indivíduos, podendo levar à discriminação na tomada de decisão pelo grupo dominante.

A transição para a vida adulta de homens e mulheres também ocorre de modo distinto. Conforme apurado pelo estudo de Guimarães, Brito e Comin (2020), o grupo de jovens abaixo de 20 anos e que só estuda é formado majoritariamente por mulheres (59%). Esse dado evidencia a tendência dos homens em ingressar no mercado de trabalho antes das mulheres, de acordo com papéis de gênero atribuídos a homens de prover o sustento da casa/família. Posto isto, os autores ressaltam que muitas vezes essa inserção ocupacional precoce é permeada por instabilidade e períodos de desemprego, principalmente se combinada ao abandono dos estudos (GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020).

### **4.3 Estrutura domiciliar**

Consideramos a estrutura domiciliar como a compreensão entre os fatores de composição interna do domicílio — tipo de família e condição na família — e de composição externa, abarcando a área de residência rural ou urbana e a região de residência.

Os estudos que consideram variáveis relativas à configuração familiar dos jovens como o tamanho e tipo de família (monoparental, biparental, família estendida, etc.) concluíram que esses fatores influenciam a entrada no mercado de trabalho, a permanência na trajetória escolar e o processo de transição para a vida adulta dos jovens (Uhlenberg e Muller, 2002; Putney e Bengston, 2002 apud ALMEIDA et al, 2022). A condição domiciliar (filho, pessoa de referência ou cônjuge) indica a autonomia dos jovens em relação ao domicílio de origem. Desse modo, a transição na condição domiciliar também pode representar a transição para a vida adulta, uma vez que está relacionada à união conjugal e/ou à parentalidade (GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020).

Diante disso, Almeida et al. (2022) fazem uma análise da relação entre emprego juvenil e composição domiciliar no contexto brasileiro da pandemia de Covid-19, testando se os jovens pertencentes a domicílios mais propensos a instabilidades socioeconômicas teriam realizado transições ocupacionais e/ou educacionais com a finalidade de ajudar financeiramente no rendimento domiciliar.

Os autores (ALMEIDA et al., 2022) concluíram que 36% dos jovens de domicílios biparentais que estudavam e estavam desocupados em 2019 permaneceram nessa condição em 2020 — período de maior recessão econômica na pandemia — indicando maior estabilidade nessa composição domiciliar. Por sua vez, a transição de status dos jovens que estavam inativos e não estudavam em 2019 foi 10% maior para domicílios monoparentais, sendo que a maior parte transitou para a condição de ocupados não estudando. Isto é, pode indicar a maior necessidade de domicílios monoparentais de ingressar no mercado de trabalho e contribuir na renda da família.

Antes da pandemia, o grupo de 18 a 24 anos costumava transitar entre inativos estudando para ocupados estudando ou desocupados estudando. Entretanto, entre 2020 e 2021, esse grupo etário de domicílios biparentais com filhos e de famílias estendidas apresentou menor frequência de transição, o que Almeida et al (2022) interpretaram como consequências da pandemia em ter dificultado a procura por emprego desse grupo. Em consonância, observa-se que a taxa de ocupação de jovens de 18 a 24 anos demorou mais tempo para se recuperar dos efeitos negativos da pandemia, se comparados a faixa etária de 25 a 29 anos — o que pode ser explicado pelas maiores dificuldades de inserção no mercado de trabalho

para os mais jovens (ALMEIDA et al., 2022).

As famílias estendidas são os grupos domiciliares compostos por parentes além do núcleo familiar (pessoa de referência, cônjuge e filhos) (ALMEIDA et al., 2022). Entre 2015 e 2021, o grupo de jovens de 14 a 29 anos que não estudavam nem trabalhavam (“nem-nem”) prevalecia nas famílias estendidas. Além disso, considerando apenas esse tipo de domicílio, a maior proporção corresponde aos jovens ocupados e não estudando. Embora em 2020 tenha sido observada queda nessa proporção, em 2021 o percentual de jovens que apenas trabalhavam voltou ao patamar de 2019. Para Almeida et al (2022), a significativa participação de jovens ocupados nas famílias estendidas indica a maior instabilidade financeira desses domicílios. Por sua vez, a maior proporção de jovens “nem- nem”<sup>3</sup> nas famílias estendidas, se comparado a outros tipos de domicílio, indica a dificuldade desses jovens ingressarem no mercado de trabalho e a necessidade de permanecer nesse arranjo domiciliar que disponibiliza proteção social e econômica (ALMEIDA et al., 2022).

Conforme Dubet, Duru-Bellat e Véretout (2012), a influência dos diplomas sobre os empregos e salários é mais significativa quando a oferta de empregos é menor e, portanto, há maior concorrência. Desse modo, diante de um cenário de taxa de desemprego alta — como o observado no Brasil no início dos anos 2000 (CARDOSO, 2008), aumentam também os requisitos de escolaridade para as posições superiores no mercado de trabalho. Por conseguinte, os jovens passaram a permanecer na escola por mais tempo, e conseqüentemente adiaram sua entrada no mercado de trabalho. Por sua vez, os indivíduos menos escolarizados foram encaminhados para as classes baixas urbanas, com empregos informais, para o desemprego e a inatividade.

Em conformidade, a queda na permanência de jovens na inatividade até os 17 anos, verificada por Tomás et al (2008), indica maior retenção desse grupo na escola, apontando também para a mudança no padrão etário de transição para a vida adulta, uma vez que os jovens passaram a fazer a transição em idades mais elevadas (TOMÁS et al, 2008).

Brito (2014) analisou a associação de diversas variáveis com as chances de realização das transições educacionais de 1960 a 2010, para jovens de 19 a 25 anos. Entre os fatores

---

<sup>3</sup> Segundo Freire e Saboia (2021, p.811), a condição de "nem-nem" consiste em estar concomitantemente fora do sistema de ensino e do mercado de trabalho.

analisados está a variável tipo de família, levando em consideração as famílias monoparentais. O autor observou que as famílias monoparentais produzem efeito de redução nas chances de conclusão do ensino médio, referente à realização da quinta transição educacional, praticamente constante pelo período estudado.

Sob outra perspectiva, aspectos como a área de residência dos indivíduos e a região brasileira de moradia também se constituem como variáveis importantes de análise em estudos sobre desigualdade educacional, uma vez que podem indicar limitações na oferta de instituições educacionais em certas localidades. Nesse sentido, Fernandes (2004) analisou as coortes de 1882 a 1963, abrangendo o período de industrialização do Brasil, considerando indivíduos de 25 anos ou mais em 1988 e foi constatado que a origem urbana apresentou efeito positivo sobre as chances de realizar as transições educacionais, além de ser registrado aumento de seu coeficiente ao longo do período observado.

Ademais, Rigotti (2001, p.67) analisou as taxas de participação — “proporção máxima de ingresso em uma dada série atingida por uma determinada coorte” do Brasil no período de 1982 a 1997 e averiguou que as áreas rurais apresentaram expressivo aumento nas taxas de participação da 1ª série, passando de 80% da coorte em 1982 para 90% em 1997. Em contrapartida, as taxas de participação para as áreas urbanas eram maiores: 96% em 1982 e 97% em 1997. Isto é, havia uma desigualdade relacionada à participação na educação básica, conforme a área de residência, e essa desigualdade se tornava mais evidente ao longo das séries educacionais. A participação de jovens de área urbana na última série do ensino médio (11ª série) era de cerca de 30% em 1997, contra apenas 10% para jovens da área rural.

Mont'Alvão (2011) examina o efeito da área de residência sobre as chances de completar as transições escolares de 2001 a 2007, considerando as transições referentes à conclusão do ensino médio e ao acesso ao ensino superior, para instituições públicas e privadas. Para as áreas urbanas e metropolitanas são percebidos efeitos de aumento nas chances de realização das transições, sendo mais expressivos para a rede privada.

Mont'Alvão (2011) pondera que esse resultado pode ser justificado pela maior oferta de instituições educacionais de rede privada em áreas urbanas, se comparados a áreas rurais. Além disso, o efeito das áreas urbanas e metropolitanas sobre as transições escolares de concluir o ensino médio e ingressar no ensino superior para a rede privada apresenta

tendência decrescente de 2001 a 2007 — o que Mont’Alvão (2011) interpreta como possível resultado do aumento da disponibilidade de cursos de educação à distância privados, que ampliaram o alcance em áreas rurais.

Em consonância, Brito (2014) também encontra tendência de redução do efeito da área de residência rural sobre as chances de completar as transições educacionais, observando a transição mais baixa até a mais alta, de 1960 a 2010. A residência rural exerce pouca influência sobre as chances de completar o ensino médio, diferente da transição anterior, referente à entrada no ensino médio, a qual apresenta redução do efeito para jovens de 19 e 20 anos de 2000 a 2010, mas para jovens de 21 a 25 anos é percebida persistência do efeito negativo no período. Brito (2014, p.124) sugere que esse resultado possa ser explicado pelo fato de que a expansão do ensino médio não teve a mesma abrangência em áreas rurais, se comparadas às áreas urbanas.

Quanto à dimensão regional, Rigotti (2001) observa que a transição demográfica verificada no Brasil desde 1940, em decorrência da redução da mortalidade e das taxas de fecundidade, provocou efeitos em níveis diferenciados nas regiões brasileiras. As projeções populacionais de 1970 a 2020 mostram a tendência decrescente da proporção de pessoas em idade escolar, de 0 a 19 anos, em relação a população total, para todas as regiões. No entanto, para as regiões Nordeste e Norte são percebidas participações maiores nesse grupo etário, indicando taxas de fecundidade mais altas nas referidas regiões. Por sua vez, nas regiões Sudeste e Sul são verificadas menores proporções de crianças e adolescentes, apontando para taxas de fecundidade mais baixas.

Isto posto, Rigotti (2001) ressalta que os desafios para administrar um sistema educacional, garantindo o acesso da população em idade escolar à educação de qualidade e a aprendizagem dos estudantes pode ser especialmente difícil em regiões nas quais a população de crianças e adolescentes representa parcela significativa da população.

Em relação às chances de realização das transições educacionais de conclusão do ensino médio e acesso ao ensino superior segundo as regiões, são observadas diferenças significativas entre as regiões Sudeste e Sul, se comparadas às do Nordeste. As chances de indivíduos do Sudeste e Sul completarem o ensino médio e ingressarem no ensino superior são maiores que as chances de indivíduos do nordeste. Ao longo dos anos de 2001 a 2007,

essas diferenças regionais relacionadas às chances de completar as transições escolares tanto na rede pública, quanto na rede privada se intensificam (MONT'ALVÃO, 2011).

Para a transição referente à conclusão do ensino médio e o ingresso no ensino superior, são encontradas tendências distintas em relação às desigualdades regionais: por um lado, para a conclusão do ensino médio foi observada redução dos coeficientes de acesso de 1970 a 1991, que foi sentida em maior proporção pelas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste, ao passo que as desigualdades relacionadas à realização dessa transição educacional entre as regiões Sul e Sudeste foram menos relevantes, mas o Sudeste particularmente apresenta vantagens prevaletentes na série temporal analisada de 1960 a 2010 (BRITO, 2014).

Por outro lado, para o ingresso no ensino superior, os coeficientes encontrados não apresentam tendência única. As chances de indivíduos das regiões Norte, Nordeste e Centro-oeste realizarem a transição deste nível de ensino foram ampliadas em 1970 e reduzidas entre 1980 e 1991. De 2000 a 2010, as chances relacionadas aos residentes das regiões Nordeste e Centro-Oeste acessarem o ensino superior aumentam, enquanto o efeito negativo percebido anteriormente para a região Norte, não é mais observado e a região Sul continua a apresentar vantagens em comparação às demais regiões (BRITO, 2014).

A pesquisa recente promovida pelo SENAI e SESI, por meio do Instituto FSB Pesquisa, revelou que, entre indivíduos a partir de 16 anos de idade, apenas 15% estão matriculados em alguma instituição educacional (seja do ensino fundamental, ensino médio, técnico, ensino superior ou pós-graduação). Esse número é mais significativo entre jovens de 16 a 24 anos, que possuem 53% de estudantes. Ao observarmos o enfoque regional, o Nordeste se destaca positivamente, apresentando 18% dos entrevistados dessa região matriculados em alguma instituição de ensino. Ainda, entre os nordestinos que estudam, 35% estão cursando o ensino superior, 33% está cursando o ensino médio e 27% frequenta o ensino fundamental. Por sua vez, a região Sul possui maior índice de pessoas acima de 16 anos que não estudam, compondo 89% da amostra desta região. Entre os 10% que estudam (1% não respondeu), existe uma proporção muito grande de indivíduos no ensino superior: 55%, além de 19% estar cursando a pós-graduação e apenas 16% cursar o ensino médio (JÁCOMO e TOKARSKI, 2023).

Este capítulo discutiu sobre as diferentes dimensões que podem exercer influência sobre o

alcance educacional e inserção profissional dos indivíduos, tendo como enfoque estudos que analisaram o comportamento do efeito da raça, gênero, tipo de família, condição no domicílio, área de residência e região. Visto que este trabalho se dedica a investigar os entraves e possibilidades educacionais enfrentados pelos jovens, a exposição e discussão das pesquisas apresentadas é de extrema importância para auxiliar as análises de dados e permitir a interpretação de resultados.

## **5 TRABALHO JUVENIL E TRANSIÇÃO PARA A VIDA ADULTA**

O presente estudo se empenha em pesquisar como variáveis referentes aos atributos individuais, às condições socioeconômicas e demográficas do indivíduo influenciam as suas possibilidades de alcance educacional na transição da juventude para a vida adulta. Para isso, é observada a associação entre estudo e trabalho, partindo do pressuposto que muitos jovens interrompem a vida escolar para entrar no mercado de trabalho (SALATA, 2019; JÁCOMO e TOKARSKI, 2023). Desse modo, o estudo considera quatro possíveis situações para os jovens: frequenta escola ou universidade, está no mercado de trabalho, concilia estudo e trabalho e não estuda nem trabalha.

Assim, devem ser analisadas as oportunidades e dificuldades enfrentadas pelos jovens na busca dos primeiros empregos nas últimas décadas no Brasil, bem como os fatores que influenciam a entrada precoce dos jovens no mercado de trabalho ou o adiamento deste processo.

Além das políticas de educação com vistas a reduzir as desigualdades educacionais, segundo Neri (2008), houve a implementação de políticas públicas de transferência de renda e geração de emprego, que contribuíram para a redução da desigualdade e da pobreza no Brasil nos anos 2000.

De 2002 a 2008 houve um aumento expressivo da população da nova classe média, considerada por Neri (2008, p.26) com renda correspondente a partir da “mediana de renda de todo período até a linha que separa os 10% mais ricos do resto da população”.

Diante do cenário de expansão educacional e aumento da mobilidade social ascendente, era esperado que a transição da juventude para a vida adulta no Brasil fosse marcada pelo

aumento de oportunidades no mercado de trabalho. Entretanto, o desemprego juvenil se mostrou um significativo problema social, uma vez que correspondia a 45% dos desempregados no Brasil em 2003 (CARDOSO, 2008). Além disso, a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2006 a 2012 revelou que a taxa de desemprego entre jovens de 15 a 24 anos era de 16,22%, frente a 5,13% da população entre 25 e 65 anos (REIS, 2015).

Segundo Almeida et al. (2022), alguns fatores explicam a maior taxa de desemprego encontrada entre jovens no Brasil: falta de experiência, baixa qualificação, alta rotatividade e alta concentração em trabalhos informais e a menor proteção contra a demissão em tempos de crise. Reis (2015) ressalta também a dificuldade enfrentada pelos jovens na obtenção do primeiro emprego. Enquanto o grupo de jovens que já haviam trabalhado previamente possui apenas 6,6% de pessoas desempregadas há mais de 12 meses, o grupo de jovens em busca do primeiro emprego possui 12,7% de desempregados há mais de um ano.

Além disso, a informalidade é mais recorrente entre os jovens: durante o período da primeira a quarta entrevistas da PME, considerando o grupo de jovens que estavam buscando o primeiro emprego, somente 12% conseguiram ocupações no setor formal, frente a 18% no grupo de jovens que já haviam trabalhado anteriormente e 18% no grupo de pessoas de 25 a 60 anos (REIS, 2015).

Nesse sentido, é importante ressaltar que a transição da juventude para a vida adulta envolve muitas variáveis que influenciam a estrutura de oportunidades a que os indivíduos terão acesso, envolvendo a formação escolar, a inserção profissional no mercado de trabalho e a constituição de um novo núcleo familiar, caracterizada muitas vezes pelo casamento ou nascimento de um filho. A forma como esses eventos ocorrem ao longo da vida dos jovens determina as perspectivas futuras em relação ao alcance educacional, ocupacional e as oportunidades de mobilidade social (CAMARANO; KANSO; MELLO, 2006; GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020).

Do ponto de vista econômico, o Brasil passou por mudanças estruturais desde a década de 1940 até 1980 — período chamado de desenvolvimentista. Houve grande desenvolvimento econômico no país, com o aumento da industrialização e intensa migração do campo para o meio urbano. Entretanto, esse desenvolvimento não foi percebido na educação: o processo de

inclusão escolar da população foi muito lento. A escola não era encarada como condição para a inserção no mercado de trabalho, e por isso as taxas de evasão escolar eram muito altas (CARDOSO, 2008).

Nos casos em que houve mobilidade escolar ascendente, ela ocorreu a partir de um patamar muito baixo de escolaridade geral, e não significou um aumento considerável da mobilidade social. Embora a indústria nesse período tenha sido a principal responsável pela geração da riqueza, o emprego nesse período era marcado por “alta rotatividade, baixos salários, baixa escolaridade e baixa qualificação” (CARDOSO, 2008, p.588).

A expansão do acesso à educação a partir dos anos 1980 e principalmente dos anos 1990 tiveram um efeito negativo nas oportunidades dos jovens de ingressar no mercado de trabalho, uma vez que aumentaram as exigências de credenciais para empregos melhores. As posições de maior status ocupacional não acompanharam o crescimento da escolaridade da população na mesma velocidade, favorecendo o desemprego juvenil e a ocupação de jovens em empregos informais, instáveis e com baixa remuneração (CARDOSO, 2008).

Conforme Tomás et al. (2008), entre 1980 e início dos anos 2000 houve diversas mudanças que influenciaram o mercado de trabalho, como a inserção de novas tecnologias e o aumento da participação feminina na população economicamente ativa (PEA). Se nos anos 1980 a transição das mulheres para a vida adulta ocorria alguns anos antes dos homens, estando associada à nupcialidade, duas décadas depois observa-se uma maior participação das mulheres no mercado de trabalho e os padrões de transição para a vida adulta masculino e feminino se aproximaram.

O trabalho de Guimarães, Brito e Comin (2020) teve como objetivo criar uma tipologia de padrões de transição da escola para o mercado de trabalho e para isso utilizou dados de jovens de 15 a 29 anos em 160 municípios brasileiros. As entrevistas resgataram a vida profissional dos entrevistados desde 2000 até 2013, e os entrevistados foram separados em três grupos de idade: até 17 anos eram os “adolescentes”, 18 a 24 anos eram os “jovens” e 25 a 29 anos eram os “jovens adultos”.

Isto posto, existem marcadores sociais que podem alterar as condições em que ocorrem os processos de transição do indivíduo para a vida adulta. Guimarães, Brito e Comin (2020,

p.484) consideram quatro dimensões de fatores que podem interferir nas oportunidades verificadas pelos indivíduos na transição para a vida adulta: “atributos individuais [como raça e sexo]; posição no ciclo de vida; participação no mercado de trabalho e caracterização social do domicílio de origem [como a escolaridade dos pais]”.

Analisando os resultados para os jovens de 2000 a 2013, Guimarães, Brito e Comin (2020, p.481) chegaram a seis padrões típicos de trajetórias laborais nos percursos dos jovens:

“(1) os adolescentes em formação; (2) os jovens com experiência recente e variada; (3) os jovens em trânsito para o assalariamento; (4) os jovens que alcançaram inserção estável e estruturada; (5) os jovens adultos com um tempo de inserção no mercado mais longo, sob maior risco de desemprego; e (6) os jovens adultos que, apesar de sua inserção laboral mais recente, têm maior comando sobre as condições de seu trânsito no mercado de trabalho”.

A primeira classe de trajetória corresponde aos jovens que só estudam e não possuem disponibilidade para trabalhar. A maior parte dessa classe tinha entre 15 e 19 anos. A segunda classe é formada pelos jovens que iniciaram a vida profissional recentemente, com média de 20 anos. A terceira classe é constituída por jovens em trânsito para o assalariamento, que possuem experiência profissional há mais tempo e apenas um quarto dessa classe permanece na formação educacional, com média de idade de 22,4 anos. Juntos, os primeiros três tipos correspondem às trajetórias de 75% dos entrevistados da pesquisa (GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020).

A quarta classe de trajetórias representa os jovens que estão há mais tempo inseridos no mercado de trabalho assalariado, apresentam relativa estabilidade e maior alcance educacional, com idade média de 24,3 anos. Já a quinta classe é composta pelos jovens adultos que trabalham há mais tempo, mas ainda assim apresentam maior risco de desemprego. Apresentam menor alcance educacional, sendo a maioria (60%) formada por jovens que cursaram até o ensino médio incompleto, e baixa taxa de acesso ao ensino superior, tendo como média de idade 26,3 anos. Por fim, a sexta classe reúne jovens adultos com inserção recente e maior comando sobre circulação no mercado, possuem nível educacional mais alto, experiência profissional mais recente e idade média de 25,2 anos (GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020).

Guimarães, Brito e Comin (2020) ressaltam como os percursos laborais dos jovens

brasileiros evidenciam as desigualdades, uma vez que a quarta, quinta e sexta classe são compostas por jovens de idades próximas, mas que vivenciaram percursos laborais muito diferentes. Ao analisar aspectos como origem socioeconômica, composição domiciliar, alcance educacional, raça e gênero é possível compreender esses resultados.

A quinta classe é formada pelos jovens de origem socioeconômica mais pobre, com maioria de jovens não brancos (70%), apresentando a maior taxa de conjugalidade (60%) de todas as trajetórias e com a maior taxa de parentalidade (57,7%). Por sua vez, a quarta classe possui a maior proporção de brancos entre as classes, é formada majoritariamente por homens com alta taxa de entrada no ensino superior. A sexta classe é formada por uma maioria de homens (62%), apresenta a maior taxa de entrada no ensino superior, taxas de conjugalidade e de parentalidade baixas. Tanto a classe 4 quanto a classe 6 indicam origem socioeconômica mais alta e o maior alcance educacional permite o acesso a ocupações de melhor qualidade. Todavia, a classe 5 apresenta menor nível de escolaridade e tende a ter acesso a ocupações de menor qualidade, mais suscetíveis ao desemprego (GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020).

O desemprego juvenil é influenciado também pela escolaridade, uma vez que é percebido aumento da probabilidade de transição do desemprego para o emprego formal, à medida que o nível de escolaridade do jovem aumenta. Ao mesmo tempo, o alcance educacional mais alto reduz as chances de transição do desemprego para empregos informais ou temporários (REIS, 2015).

O estudo Guimarães, Brito e Comin (2020) buscou responder se o cenário de expansão econômica poderia mitigar as desigualdades sociais verificadas nas trajetórias dos jovens no mercado de trabalho. Os resultados da PNAD 2014 relacionados à inserção dos jovens no mercado de trabalho apontam para o déficit educacional entre os jovens de 18 a 24 anos, visto que 70% estavam inseridos no mercado de trabalho, mas apenas 30% ainda estudavam. Além disso, entre os desalentados, os jovens não brancos eram muito mais presentes que os brancos, os jovens que não estudavam nem trabalhavam correspondiam a 17,6% dos indivíduos da faixa etária, sendo a proporção de mulheres mais significativa nessa categoria (GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020).

Por sua vez, os dados da PNAD 2018 evidenciaram o período de recessão econômica no Brasil, percebendo-se o aumento da taxa de desocupação e o aumento expressivo das

ocupações informais e precárias entre os jovens. Isto posto, os autores concluíram que o crescimento econômico pode minimizar as desigualdades temporariamente, mas diante de um novo período de recessão esse ganho se perde rapidamente. Isto é, o caráter estrutural dos fatores que constroem as desigualdades é mais forte que a influência dos ciclos econômicos de crescimento (GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020).

Nesse sentido, Corseuil, Franca e Polonsky (2020) ressaltam que o contexto de recessão econômica no Brasil após 2015 provocou diversas mudanças no mercado de trabalho, que influenciaram a estrutura ocupacional e devem ser consideradas em estudos sobre emprego juvenil. Embora o desenvolvimento de tecnologias tenha permitido a criação de novos empregos nos últimos anos, do primeiro trimestre de 2015 ao primeiro trimestre de 2017 houve expressivo aumento da taxa de desemprego no Brasil entre jovens de 15 a 29 anos, passando de 15,1% para 24,9%. Conforme explicação de Corseuil, Franca e Polonsky (2020, p.502) “[...] na segunda metade desta década o mercado de trabalho foi afetado por uma escassez de oportunidades de trabalho e uma realocação das oportunidades existentes”.

O estudo revelou que os jovens desempregados apresentaram taxa significativa de permanência na mesma condição no trimestre seguinte — situação que se agravou no contexto de crise econômica. Considerando os jovens desocupados em 2013, cerca de 35% permaneceram desempregados no trimestre seguinte. Por sua vez, essa proporção se eleva consideravelmente a partir do final de 2015, chegando a atingir 51,5% de jovens desempregados entre o quarto trimestre de 2018 e o primeiro trimestre de 2019. A maior vulnerabilidade de jovens ao desemprego em situações de recessão foi percebida também em outros estudos que “apontam para o fato de que os jovens, quando empregados, têm menos acúmulo de capital humano e menos proteção contra demissão” (O’Higgins, 1997; Dunsch, 2016 apud CORSEUIL; FRANCA; POLONSKY, 2020, p.504).

Diante desse maior entrave enfrentado pelos jovens para transitar do desemprego para a ocupação, Corseuil, Franca e Polonsky (2020) chamam atenção para o desemprego de longo prazo expressivo entre os jovens: de 2013 a 2019 é percebido aumento de quase 10% na proporção de jovens que estavam desempregados há 1 ano ou mais, passando de 29,9% para 38,8%. Ademais, ao observar jovens fora da força de trabalho ou desempregados que transitaram para a ocupação, percebe-se que 32,5% transitaram para empregos formais e 15,4% ingressaram em empregos por conta própria em 2013, enquanto em 2017 apenas 25%

transitaram para a formalidade e 20,7% ingressaram em empregos por conta própria.

Por outro lado, observando apenas os jovens ocupados, o grupo dos empregados informalmente contempla os trabalhadores sem carteira assinada, não remunerados, empregados por conta própria e empregadores que não contribuem para a previdência. No período de 2015 a 2019 houve aumento de 40,4% para 45% na taxa de informalidade entre os jovens. Corseuil, Franca e Polonsky (2020) concluem que, em períodos de recessão como crise econômica ou a pandemia de COVID-19 em que há redução da oferta de empregos, os jovens tendem a sofrer efeitos mais acentuados do que as outras faixas etárias, e por isso seriam necessárias políticas públicas de emprego mais direcionadas a esse público.

Segundo dados de pesquisa feita com entrevistas em dezembro de 2022 com brasileiros acima de 16 anos, foi identificado que 85% não estavam matriculados em nenhuma instituição de ensino. Ao investigar o motivo desses indivíduos não estudarem, 48% responderam que a falta de condições de permanecer na trajetória educacional foi a principal razão para interromperem os estudos, seguido de 32% que alegaram ter atingido o nível educacional que desejavam — é importante ressaltar que a pesquisa considerou pessoas em toda a fase adulta e também em idade acima de 60 anos (JÁCOMO e TOKARSKI, 2023).

Quando observamos a associação entre a renda familiar do indivíduo, percebemos o significativo aumento da proporção de pessoas que apresentou o motivo de ter abandonado os estudos pela falta de condições, significando 75% da amostra cuja renda familiar era igual ou inferior a 1 salário-mínimo. Além disso, ao observar quem faz parte da população economicamente ativa, 13% frequentam alguma instituição de ensino e 87% não frequentam. Para aqueles que não fazem parte da população economicamente ativa, 18% estão estudando e 82% não estão estudando (JÁCOMO e TOKARSKI, 2023).

Em todas as faixas etárias o motivo mais comentado para a interrupção nos estudos foi a necessidade de trabalhar para sustentar a família, representando 36% dos jovens de 16 a 24 anos que não estudavam. Para esta faixa etária, 18% dos entrevistados responderam que gravidez ou nascimento de um filho motivaram a saída da trajetória escolar, e 14% responderam que escolheram trabalhar para ter autonomia, o próprio sustento, ao invés de permanecer estudando (JÁCOMO e TOKARSKI, 2023).

Nesse sentido, a concomitância entre trabalho e estudo também pode provocar a maior suscetibilidade ao abandono da trajetória educacional, conforme estudo de Salata (2019), que revelou que jovens de 15 a 17 anos que trabalham por mais de 20 horas semanais apresentam chances 96% maiores de evadir a escola do que jovens que não trabalham. No entanto, o mesmo estudo mostrou que jovens que trabalham até 20 horas semanais apresentam chances 20% menores de abandonar os estudos, se comparados a jovens que não trabalham.

Em consonância, Costa (2017) se debruçou sobre os efeitos da concomitância entre estudo e trabalho no acesso ao ensino superior e desempenho neste nível educacional, utilizando dados do Enade de 2007 a 2015. Os estudantes que trabalham até 20 horas semanais foram chamados de “estudantes-trabalhadores” e aqueles que trabalham mais de 20 horas semanais são chamados de “trabalhadores-estudantes”. Desse modo, o estudo aponta que os indivíduos que trabalham mais de 20 horas semanais apresentam chances 24,9% menores de acessar a universidade do que indivíduos que não trabalham. Por outro lado, o trabalho menos intenso (até 20 horas semanais) interfere positivamente nas chances de ingresso na universidade, apresentando chances 8,8% maiores.

Em relação ao acesso a cursos diurnos em instituições de ensino superior, são percebidas desvantagens tanto para estudantes-trabalhadores quanto para trabalhadores-estudantes, se comparados a estudantes que não trabalham, sendo essas desvantagens maiores para aqueles que possuem carga horária de trabalho mais elevada. Por fim, ao longo dos ciclos do Enade as chances de acessar instituições de ensino superior públicas para estudantes que trabalham vão reduzindo, sendo essa redução mais significativa para os trabalhadores-estudantes, que apresentaram diminuição de 48,5% no 4º ciclo do Enade (2013-2015), quando comparados a estudantes que não trabalham (COSTA, 2017, p.89).

No Brasil, o grupo de jovens que se encontra “simultaneamente fora do sistema de ensino e do mercado de trabalho” é chamado de “nem-nem” (FREIRE; SABOIA, 2021, p.811). Essa condição é composta por duas possibilidades: jovens inativos que não estão à procura de emprego e jovens desocupados que estão em busca de emprego. O estudo de Camarano et al. (2006 apud FREIRE; SABOIA, 2021) revelou que o perfil de jovens “nem-nem” inativos entre 15 e 29 anos em 2000, conforme dados do Censo, era formado por pardos, residentes de área rural, com renda familiar e nível educacional baixos e cujos domicílios eram compostos por maior número de crianças e chefe do domicílio com baixa escolaridade. Silva

e Vaz (2020 apud ALMEIDA et al., 2022) também encontraram características similares para o grupo dos “nem-nem”: jovens de baixo nível socioeconômico, negros, com baixo nível educacional e cuja composição domiciliar é formada por maior número de crianças ou por outra pessoa que requeira cuidados.

Ademais, ambos os estudos ressaltam a participação significativa das mulheres entre os “nem-nem”. Guimarães, Brito e Comin (2020) explicam que, devido ao exercício de atividades domésticas e de cuidado delegados às mulheres, elas comumente interrompem a trajetória educacional e profissional (ou nem chegam a ingressar no mercado de trabalho) com a finalidade de ser o apoio para que os outros membros da família possam trabalhar de forma remunerada. “[...] a condição de “nem-nem” tem um inequívoco componente de gênero, por força de uma divisão sexual do trabalho que reserva às mulheres a responsabilidade pelas funções reprodutivas na esfera doméstica” (GUIMARÃES; BRITO; COMIN, 2020, p.491).

Em consonância, Cardoso (2008) destaca a mudança ocorrida no Brasil na trajetória das mulheres que, em sua maioria, antes de 1991, migravam da escola para a inatividade. A partir dos anos 1990, parte das mulheres passou a permanecer mais tempo na trajetória educacional, e aquelas que abandonaram a escola passaram a compor a força de trabalho, aumentando a taxa de desemprego e reduzindo a taxa de inatividade. Desse modo, “[...]boa parte das mudanças na estrutura do mercado de trabalho nos anos 1990 deve ser creditada à entrada maciça das mulheres jovens como demandantes de emprego” (CARDOSO, 2008, p.590).

A despeito da maior participação de mulheres no mercado de trabalho, bem como nas instituições educacionais, de acordo com Camarano e Kanso (2012), o casamento e a maternidade permanecem sendo os principais eventos para a colocação da mulher na sociedade na transição da juventude para a fase adulta. A ocorrência desses eventos está relacionada à condição de “nem-nem” para as mulheres, tendo em vista que, em 2010, 41,1% das mulheres de 15 a 29 anos que não trabalhavam nem estudavam eram casadas e na condição de cônjuges no domicílio e destas, 61,2% eram mães. Por sua vez, entre os homens “nem-nem” da mesma faixa etária, 62,6% estavam na condição de filho no domicílio e viviam com os pais em 2010, e destes, 75,9% eram solteiros. Desse modo, conforme Guimarães, Brito e Comin (2020), a transição para a vida adulta ocorre de forma distinta

entre homens e mulheres, tendo em vista que as mulheres tendem a se casar e constituir novo núcleo familiar mais cedo e, conforme os papéis de gênero persistentes na sociedade, os homens tendem a ingressar no mercado de trabalho antes das mulheres. Para as mulheres casadas e/ou com filhos que não estudam nem trabalham, imagina-se que estejam desempenhando o papel de dona de casa enquanto os homens desempenham o papel de chefe de família.

Portanto, a literatura revisada neste capítulo demonstrou algumas das dificuldades com as quais os jovens têm se defrontado nos últimos anos no Brasil, no processo de transição para a vida adulta. Enquanto muitos apresentam a necessidade de interromper os estudos e começar a trabalhar para ajudar no rendimento familiar, outros prolongam a vida escolar e adiam a entrada no mercado de trabalho em busca de empregos melhores.

Ademais, foi identificada a diferenciação da transição da juventude para a vida adulta segundo características de gênero, evidenciando a persistência da desigualdade de gênero na realização ocupacional mesmo com o aumento expressivo de mulheres no mercado de trabalho e nas instituições educacionais. Por fim, o grupo de indivíduos que não trabalham nem estudam conhecido como “nem-nem” é comumente formado por jovens de nível socioeconômico baixo, de raça parda e de baixa escolaridade.

## **HIPÓTESES**

Tendo em vista as perspectivas teóricas apresentadas, as hipóteses a serem testadas nas análises são:

### **Hipótese 1: Continuidade na trajetória educacional**

O estudo de Mello (2023) evidenciou que a Lei de Cotas provocou mudanças na decisão de escolha de escolas dos estudantes (e suas famílias), uma vez que, ao reservar 50% das vagas do ensino superior em instituições federais para alunos de escolas públicas, a referida política ocasiona um efeito indireto de movimento de estudantes de escolas privadas para escolas públicas, com vistas a aumentar as chances de ingresso no ensino superior público federal. Além disso, a tese de Sales (2014, p.146) evidenciou a existência de uma “percepção estratificada” sobre as aspirações de jovens e seus pais sobre o futuro em relação a trabalho e

estudo, visto que jovens de origem socioeconômica mais desfavorecida apresentam aspirações ocupacionais e de rendimento menos valorizados que os jovens de classe média. Nesse sentido, a Lei de Cotas poderia ter provocado aumento nas expectativas dessas famílias mais pobres quanto ao alcance educacional maior e conseqüentemente, de melhores ocupações no futuro.

Isto posto, a hipótese 1 testará o possível efeito indireto da Lei de Cotas, verificando se perfis de jovens que anteriormente abandonavam os estudos de forma precoce, passaram a observar outra perspectiva de entrada no ensino superior e, diante disso, continuaram estudando por mais tempo. Isto é, se ao longo do período antes e após a implementação da Lei de Cotas, houve mudanças no sentido do aumento da proporção de jovens negros que só estudam e não trabalham, e jovens que se dedicam tanto aos estudos quanto ao trabalho.

H1.1 – aumento na proporção de jovens de 17 a 29 anos que só estudam e jovens que se dedicam tanto aos estudos quanto ao trabalho.

H1.2 – aumento na proporção de jovens pretos e pardos nas situações de somente estudar e na situação de conciliar estudo e trabalho.

H1.3 – aumento na proporção de jovens cuja renda familiar era igual ou inferior a um salário-mínimo e meio nas situações de estudar e não trabalhar e de concomitância entre estudos e trabalho.

## Hipótese 2: Trajetória ensino médio

De acordo com André Salata (2019), embora tenha ocorrido grande expansão do acesso ao ensino médio nas últimas décadas, este nível educacional ainda apresenta alta taxa de evasão escolar. Além disso, jovens com idade correspondente ao ensino médio que trabalham por mais de 20 horas semanais apresentam maiores chances de evadir a escola. Isto posto, propõe-se dar continuidade ao trabalho de Salata, considerando as mesmas variáveis utilizadas para a pesquisa de referência: idade, região, localização, sexo, cor, tipo de família, renda e trabalho. Desse modo, a hipótese testará como o comportamento dos jovens da faixa etária entre 15 e 17 anos mudou de 2009 a 2019 em relação à continuidade na trajetória escolar, considerando a Lei nº 12.711/2012 (Lei de Cotas). Ou seja, vamos testar se o

comportamento destes jovens se modificou ao longo de uma década de análise, tendo em vista as mudanças ocorridas no período.

H2.1 – aumento na proporção de jovens que estudam e não trabalham e que frequentam a escola e trabalham menos de 20 horas semanais.

H2.2 – redução na proporção de jovens negros entre aqueles que não frequentam a escola.

H2.3 – composição do grupo de jovens negros em relação a estudar ou não estudar se aproximou da composição do grupo de jovens brancos.

### Hipótese 3: Reprodução social

Tendo em vista a teoria da reprodução social baseada nas ideias de Bourdieu, vamos testar a hipótese de que a expansão educacional tende a reproduzir a desigualdade e desse modo a política de cotas para ingresso no ensino superior beneficiaria pretos e pardos em um primeiro momento, mas, em um segundo momento, estes estudantes tenderiam a permanecer em um situação vulnerável enquanto estudante.

H3.1 – Considerando o panorama de 10 anos observados, o primeiro teste considera se a reprodução social levou estudantes negros (pretos e pardos) a combinarem estudo e trabalho após a implementação da Lei de Cotas.

H3.2 – O período de crise econômica, de 2015 a 2017, trouxe mais prejuízos aos jovens negros do que os jovens brancos, em relação às situações de trabalho e estudo.

## **6 METODOLOGIA**

A pesquisa a ser desenvolvida se caracteriza como quantitativa. Serão investigados e analisados os fatores relacionados aos fenômenos da estratificação educacional e da mobilidade social, no momento de transição da juventude para a vida adulta. Para isso, é preciso utilizar dados quantitativos, para reunir pesquisas que estudam os temas mencionados e analisam diversos fatores que influenciam a vida dos jovens, seja na continuidade dos estudos ou no ingresso no mercado de trabalho.

No tocante aos procedimentos, inicialmente será utilizada a pesquisa bibliográfica, por meio da análise de contribuições acadêmicas relacionadas aos seguintes temas: formação da educação básica no Brasil, construção histórica da função social da escola nas redes pública e privada, expansão do ensino superior, abordagens teóricas de estratificação educacional, fatores influenciadores da estratificação educacional, transição para a vida adulta.

A pesquisa bibliográfica é fundamental para qualquer trabalho científico, pois fornece o embasamento necessário para o desenvolvimento de qualquer pesquisa, a partir de estudos já realizados, relacionados ao tema escolhido (OLIVEIRA, 2011).

Ainda, será utilizada também a pesquisa documental, por meio da análise de documentos como: leis e diretrizes relacionadas às políticas educacionais, relatórios de dados sobre mobilidade social e estratificação educacional, e a base de dados Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD e PNAD Contínua (IBGE, 2019).

Inicialmente, considerou-se utilizar a base de dados do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), relativa ao questionário socioeconômico preenchido pelos participantes do exame. Embora os microdados apresentem importantes informações demográficas e sociais, como gênero, raça, escolaridade dos pais, renda familiar, tipo de escola que estudou, além do desempenho no vestibular, eles não permitem identificar quais participantes de fato ingressaram no ensino superior - fundamental para o objetivo desta pesquisa.

A análise de dados, segundo Marconi e Lakatos (1996 apud OLIVEIRA, 2011, p.46) consiste na etapa mais importante da pesquisa, visto que “a partir dela, é que serão apresentados os resultados e a conclusão da pesquisa, conclusão essa que poderá ser final ou apenas parcial, deixando margem para pesquisas posteriores”.

Diante de limitações nos modelos logit de transições educacionais, tradicionalmente utilizados em estudos de estratificação educacional, Breen e Jonsson (2000) propuseram a utilização do Modelo Logístico Multinomial com vistas a considerar trajetórias educacionais não sequenciais. Portanto, será utilizado o método de regressão logística multinomial, que é utilizado para explicar a relação entre uma variável dependente nominal de 3 ou mais níveis, e uma ou mais variáveis independentes.

Isto posto, as variáveis dependentes consideradas para o modelo serão os quatro possíveis situações dos indivíduos na transição para a vida adulta, de acordo com Camarano; Mello e Kanso (2006): frequenta universidade, está no mercado de trabalho, concilia estudo e trabalho e não estuda nem trabalha.

Por sua vez, as variáveis independentes ou explicativas serão: raça, gênero, estado civil, condição na família, rendimento familiar per capita e região.

A bases de dados escolhidas são a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – PNAD Contínua, que utilizam dados de pesquisa por amostragem probabilística, através de uma amostra de domicílios, em que é produzida técnica de coleta CAPI – entrevista pessoal assistida por computador (IBGE, 2019).

A PNAD era realizada anualmente até 2016, e pesquisava características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e habitação, utilizando o domicílio como unidade de investigação. Por sua vez, a PNAD Contínua realiza coletas trimestrais, e ao final do ciclo são produzidas estimativas dos indicadores desejados. Desse modo, os microdados da PNAD Contínua utilizados neste estudo são referentes às coletas do terceiro trimestre de cada ano: 2016, 2017, 2018 e 2019.

Ressalta-se que as pesquisas contínuas que têm o objetivo de acompanhar o mercado de trabalho “[...] investigam, trimestralmente, um conjunto de informações conjunturais sobre as tendências e flutuações da força de trabalho e, de forma anual, temas estruturais relevantes para a compreensão da realidade brasileira” (IBGE, 2020).

O período considerado será de 2009 a 2019 (observando-se que em 2010 não houve PNAD) e serão utilizados dados secundários da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2009, 2011, 2012, 2013, 2014 e 2015 e da PNAD Contínua de 2016 a 2019.

Serão utilizados filtros de idade e para algumas análises será necessário observar curso que frequenta, anteriormente frequentou escola, curso mais elevado que frequentou e quantas horas trabalhadas por semana.

No modelo 1, a variável dependente será composta por variáveis de educação e de trabalho, associando a variável frequenta escola ou não à variável trabalhou na semana de referência. No modelo 2, uma das variáveis independentes considera a condição de ocupação na semana de referência (IBGE, 2020).

De acordo com a classificação do estudo de Guimarães, Brito e Comin (2020) os indivíduos até 17 anos são chamados de “adolescentes”, os indivíduos de 18 a 24 anos são chamados de “jovens” e os “jovens adultos” contemplam as idades de 25 a 29 anos. O estudo leva em conta jovens que já concluíram o ensino médio e portanto estão aptos a ingressar no ensino superior, o intervalo de idade observado neste estudo iniciará com indivíduos de 17 anos. Por sua vez, conforme a tendência ao aumento da idade média da primeira ocupação ao longo do tempo (TOMÁS; OLIVEIRA; RIOS-NETO, 2008), será considerada a idade limite de 29 anos. A hipótese 2 considerará a faixa etária de 15 a 17 anos, conforme estudo de referência (SALATA, 2019).

Vale ressaltar que, embora Ribeiro (2011) tenha alertado quanto a possíveis problemas que podem ocorrer em estudos que combinam pretos e pardos em uma mesma categoria, o presente estudo levará em conta duas categorias na variável Raça: pretos e pardos, e brancos. Essa decisão se justifica pelo fato da Lei de Cotas — política utilizada de referência neste estudo — considerar pretos e pardos no mesmo grupo de possíveis beneficiários da referida política de ingresso no ensino superior.

Guimarães, Brito e Comin (2020) ressaltam a importância da condição domiciliar nos estudos sobre transição para a vida adulta, pois indica a autonomização em relação ao domicílio de origem. Tomás, Oliveira e Rios-Neto (2008) destacam que estudos que consideram apenas a idade média de ingresso no mercado de trabalho de indivíduos enquanto chefes de família e cônjuges, acabam excluindo uma parte significativa do grupo total de ingressantes no mercado de trabalho. Isto posto, o estudo considera jovens em diferentes condições no domicílio: filho, pessoa de referência ou cônjuge.

### 6.1 Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas no modelo 1

<b>Variável Dependente</b>	<b>Descrição</b>	<b>Tipo</b>	<b>Categorias</b>
Estudo e trabalho	Indica se o indivíduo estudava ou não e se trabalhava ou não na época da pesquisa	Dummy indicadora	0 – não trabalha e não estuda 1 – trabalha e não estuda 2 – estuda e não trabalha (Referência) 3 – trabalha e estuda
<b>Variável Independente</b>	<b>Descrição</b>	<b>Tipo</b>	<b>Categorias</b>
Gênero	Sexo	Dummy	0 – Feminino 1 – Masculino (Referência)
Raça	Cor ou Raça	Dummy	0 – Pretos e pardos 1 – Brancos (Referência)
Estado Civil	Estado Civil	Dummy	0 – Solteiro 1 – Casado (Referência)
Condição na família	Condição na família	Dummy	0 – Filho 1 – Pessoa de referência ou cônjuge (Referência)
Região Nordeste	Unidades da Federação recodificadas nas regiões geográficas de residência	Dummy	0 - Nordeste 1 - Outras regiões (Referência)
Região Sudeste	Unidades da Federação recodificadas nas regiões geográficas de residência	Dummy	0 - Sudeste 1 - Outras regiões (Referência)

Região Sul	Unidades da Federação recodificadas nas regiões geográficas de residência	Dummy	0 - Sul 1 - Outras regiões (Referência)
Região Norte	Unidades da Federação recodificadas nas regiões geográficas de residência	Dummy	0 - Norte 1 - Outras regiões (Referência)
Região Centro-oeste	Unidades da Federação recodificadas nas regiões geográficas de residência	Dummy	0 - Centro-oeste 1 - Outras regiões (Referência)
Renda familiar	Rendimento mensal familiar per capita em relação ao valor de 1,5 salário mínimo	Dummy	0 – Renda até 1,5 salário-mínimo 1 – Renda maior que 1,5 salário-mínimo (Referência)

**Fonte: Elaborado pela autora**

- Gênero

A variável gênero é frequentemente observada em estudos sobre estratificação educacional e ocupacional, e por isso espera-se que mulheres apresentem desvantagens quanto ao acesso ao mercado de trabalho e tendência a permanecer na trajetória educacional por mais tempo.

- Raça

Tendo em vista a baixa representação de pessoas indígenas e amarelas nas amostras e o foco do estudo na comparação entre pessoas pretas e pardas e pessoas brancas, a variável raça dummy não considerou amarelos e indígenas nos modelos. Segundo a literatura estudada, é esperado que jovens pretos e pardos apresentem maior permanência na trajetória educacional a partir da implementação das políticas afirmativas, principalmente a Lei de Cotas (2012), tendo em vista o aumento das chances de ingressar no ensino superior.

- Estado Civil

A variável estado civil utilizada no Modelo 1 considerou apenas solteiros e casados, desconsiderando desquitados ou separados, divorciados e viúvos, tendo em vista a baixa significância das demais possibilidades nas amostras observadas.

- Condição na Família

Quanto à condição na família para o Modelo 1, considerando a baixa representação de pessoas na condição de: agregado, outro parente, pensionista, empregado doméstico, parente do empregado doméstico nas amostras, o estudo considerou apenas filhos e pessoas de referência ou cônjuges na faixa etária de 17 a 29 anos. Embora muitos estudos sobre alcance educacional e ocupacional sobre jovens considerem apenas a condição de filhos na família, o Modelo 1 leva em conta a faixa etária de 17 a 29 anos, que compreende diversas possibilidades de trajetória dos indivíduos — principalmente nas idades mais avançadas — que podem incluir nupcialidade e parentalidade. Esses eventos podem influenciar nas perspectivas em relação à carreira educacional e profissional, e por isso é esperado que indivíduos que se casaram e iniciaram novo núcleo familiar apresentem maiores chances de interromper a trajetória escolar e ingressar no mercado de trabalho.

- Região

Em relação à localização do domicílio, a variável região foi construída com a associação das unidades da federação correspondentes a cada uma das cinco regiões geográficas do Brasil: Centro-Oeste, Nordeste, Norte, Sudeste e Sul. A variável pode indicar como o local do domicílio pode influenciar nas oportunidades de estudo e de trabalho dos jovens.

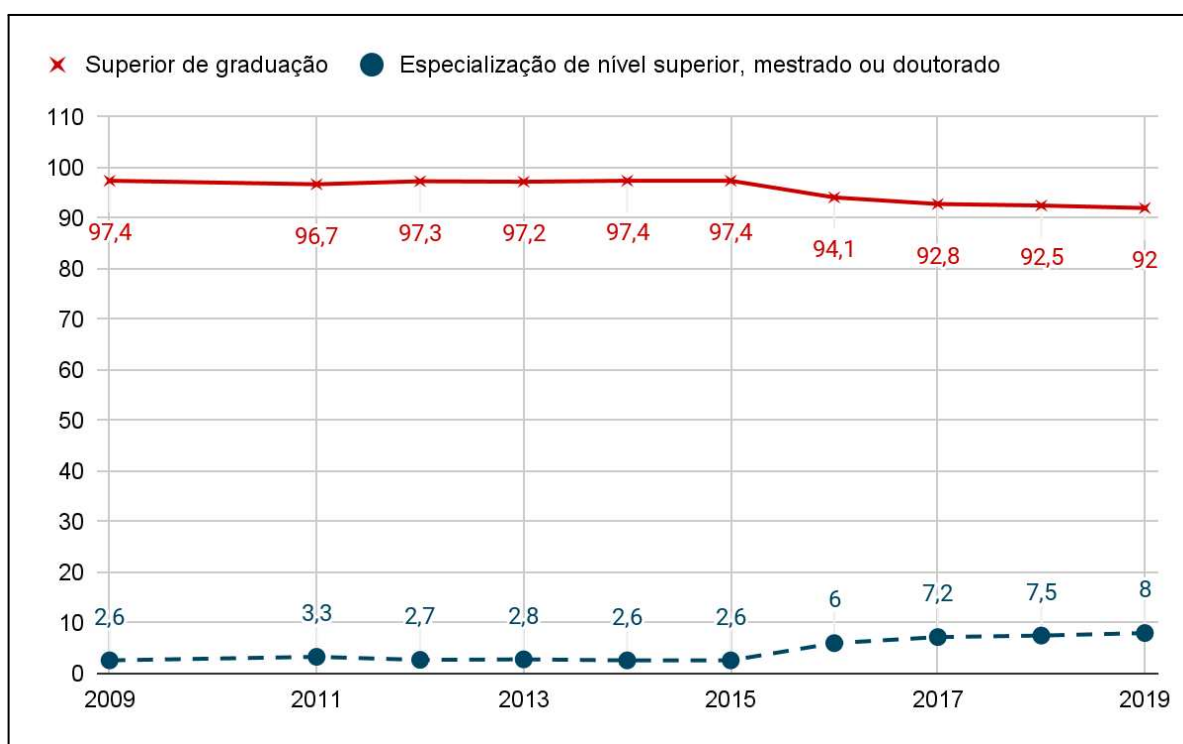
- Níveis educacionais

Em relação aos níveis educacionais do Modelo 1, que testa a hipótese 1, foram considerados apenas jovens que já haviam concluído o ensino médio, tendo em vista que o presente modelo analisará fatores que influenciam a permanência dos jovens nos estudos, levando em conta políticas de ingresso no ensino superior. Entre os jovens de 17 a 29 anos que não estudavam, considerou-se o ensino médio e a educação de jovens e adultos de ensino médio como cursos mais elevados que frequentaram e concluíram anteriormente. Isto é, todos os indivíduos considerados na amostra estavam aptos a ingressar no ensino superior. Já entre os jovens de 17 a 29 anos que ainda estudavam, considerou-se estudantes do nível superior de graduação, especialização de ensino superior, mestrado e doutorado.

É esperado que, ao longo dos anos, as políticas de expansão do ensino médio e as políticas afirmativas no ensino superior tenham estimulado a maior permanência de jovens na trajetória educacional. Desse modo, o grupo de pessoas que abandonou os estudos no ensino médio teria diminuído, e o grupo de pessoas que chegou a concluir o ensino médio e ingressou no ensino superior teria aumentado.

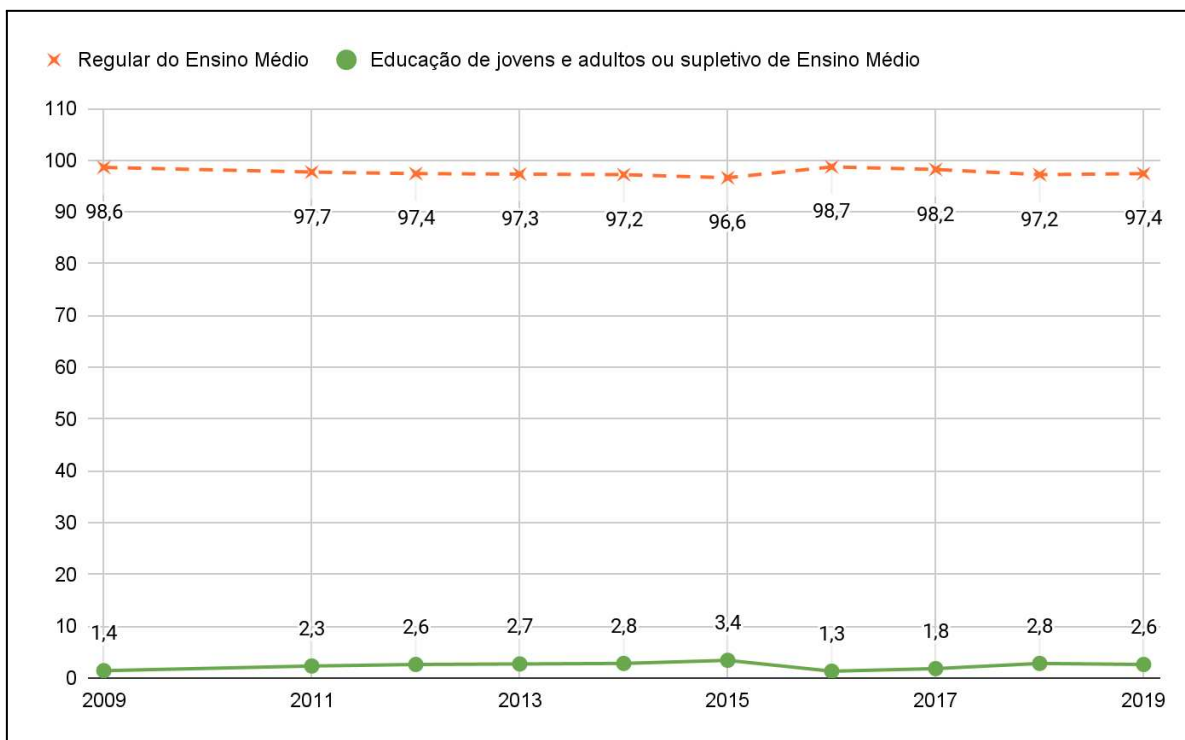
Para melhor compreensão, ilustra-se nas seguintes imagens a composição das variáveis que foram consideradas para o filtro de educação: curso que frequenta (relativo a indivíduos que estudam) e curso mais elevado que frequentou anteriormente (relativo a indivíduos que não estudam), utilizando como fonte as PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015 e PNADs Contínuas de 2016, 2017, 2018 e 2019.

**GRÁFICO 1 – Proporção de jovens estudantes de 17 a 29 anos, conforme curso que frequentam, de 2009 a 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNADs Contínuas 2016, 2017, 2018 e 2019.

**GRÁFICO 2 – Proporção de jovens que não estudam de 17 a 29 anos, conforme curso mais elevado que concluíram anteriormente, de 2009 a 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNADs Contínuas 2016, 2017, 2018 e 2019.

- Trabalho

Já para o modelo 1 foi utilizada a variável “trabalhou na semana de referência” porque não havia a necessidade do cruzamento de informações sobre as horas trabalhadas. Além disso, ao observar as amostras com os filtros do estudo, a variável trabalho dispunha de um número significativamente maior de indivíduos do que a variável ocupação.

- Renda Familiar

Em relação à variável renda familiar, a Lei nº 12.711/2012 (Lei de Cotas) determina que 50% das vagas em instituições federais de educação superior deverão ser preenchidas por estudantes que tenham cursado o ensino médio na rede pública e 50% dessas vagas sejam reservadas a estudantes de famílias de rendimento mensal igual ou menor que 1,5 salário-mínimo per capita. Isto posto, consideramos para a variável renda familiar duas possibilidades: indivíduos de família com rendimento igual ou inferior a um salário-mínimo e meio per capita e indivíduos com o rendimento maior que um salário-mínimo e meio. A variável renda indica o nível socioeconômico da família. Para os jovens na condição de filhos, o rendimento familiar indica a origem socioeconômica da família. Já para os jovens na condição de pessoa de referência ou cônjuge, indica o rendimento da família atual. Espera-se

que jovens com rendimentos familiares maiores que 1,5 salário-mínimo per capita apresentem mais chances de permanecer na trajetória educacional.

## 6.2 Quadro 2 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo 2

Para o Modelo 2, foi utilizada a regressão logística binomial, tendo em vista que a variável dependente nominal apresenta somente dois níveis.

<b>Variável Dependente</b>	<b>Descrição</b>	<b>Tipo</b>	<b>Categorias</b>
Educação	Indica se o indivíduo estudava ou não na época da pesquisa	Dummy	0 – não frequenta a escola (Referência) 1 – frequenta a escola
<b>Variável Independente</b>	<b>Descrição</b>	<b>Tipo</b>	<b>Categorias</b>
Idade	Idade em anos	Discreta	0 – 17 anos 1 – 16 anos 2 – 15 anos (Referência)
Gênero	Sexo	Dummy	0 – Feminino 1 – Masculino (Referência)
Raça	Cor ou Raça	Dummy	0 – Pretos e pardos 1 – Brancos (Referência)
Tipo de família	Mãe com filhos (Monoparental) e Casal com filhos (Biparental)	Dummy	0 – Monoparental 1 – Biparental (Referência)
Área de residência	Situação censitária	Dummy	0 – Rural 1 – Urbana (Referência)
Região	Unidades da Federação	Discreta	0 – Centro-Oeste 1 – Norte 2 – Sudeste

	recodificadas nas regiões geográficas de residência		3 – Sul 4 – Nordeste (Referência)
Renda Familiar	Rendimento mensal familiar per capita	Dummy	0 – Renda até 1,5 salário-mínimo 1 – Renda maior que 1,5 salário-mínimo (Referência)
Renda Domiciliar	Rendimento mensal domiciliar per capita em quintis	Discreta	0 – 1º quintil 1 – 2º quintil 2 – 3º quintil 3 – 4º quintil 4 – 5º quintil (Referência)
Trabalho ocupação horas	Indica a condição de ocupação do jovem, e a sua carga horária de trabalho semanal	Dummy	0 – Não trabalha (referência) 1 – Trabalha (até 20 horas) 2 – Trabalha (mais de 20 horas)

**Fonte: Elaborado pela autora**

- Gênero

Em relação à variável gênero, conforme observado em estudos anteriores, é esperado que os homens apresentem maiores chances de evasão do que as mulheres.

- Raça

Em relação à variável raça, de acordo com a literatura estudada, é esperado que jovens pretos e pardos apresentem maior permanência na escola a partir da implementação das políticas afirmativas de ingresso no ensino superior, especialmente a Lei de Cotas (2012).

- Condição na Família

Em relação à condição na família, foram filtrados apenas os dados referentes a jovens na condição de filhos na família, assim como realizado no modelo de André Salata (2019) e

levando em conta também a baixa representação de pessoas em outras condições na faixa etária de 15 a 17 anos.

- Tipo de Família

Quanto à variável tipo de família, conforme literatura estudada, jovens de famílias monoparentais enfrentam maiores barreiras na continuidade dos estudos, se comparados a jovens de famílias biparentais.

- Área de residência e Região

Em relação à localização do domicílio, a variável área de residência dummy utiliza o código de situação censitária em duas possibilidades: área de residência rural e área de residência urbana. Além disso, a variável região foi construída com a associação das unidades da federação correspondentes a cada uma das cinco regiões geográficas do Brasil: Centro-Oeste, Nordeste, Norte, Sudeste e Sul. Ambas as variáveis podem indicar como o local do domicílio pode influenciar nas oportunidades de estudo e de trabalho dos jovens.

- Níveis educacionais

Em relação aos níveis educacionais considerados para o Modelo 2, que testa a hipótese 2, o grupo de jovens de 15 a 17 anos foi restrito para indivíduos que não tivessem completado o Ensino Médio, conforme o estudo de Salata (2019).

A idade de escolarização correspondente ao Ensino Fundamental se inicia aos 6 anos e se encerra aos 14 anos, enquanto a idade correspondente ao Ensino Médio compreende a faixa de 15 a 17 anos (Lei nº 9.394/1996; Lei nº 11.244/2006). Embora a faixa etária de 15 a 17 anos seja idealmente formada apenas por estudantes do ensino médio, foi observado na amostra que parte significativa dos jovens pertencentes a este grupo estudavam no ensino fundamental. Tendo em vista que o objetivo deste estudo é observar o comportamento de jovens em suas trajetórias educacionais e profissionais ao longo dos anos, bem como suas chances de evasão conforme fatores como trabalho, é importante considerar o grupo de estudantes do ensino fundamental — mesmo apresentando distorção idade-série.

É importante ressaltar que os jovens que não estudam e completaram o ensino médio foram excluídos da amostra pois, conforme Brito (2014), a transição educacional correspondente à conclusão do ensino médio se apresenta como uma grande barreira na trajetória educacional

dos brasileiros e, por isso, esse grupo representa um fenômeno diferente daquele que não completou o ensino médio.

- Idade

Para o Modelo 2, além de filtro, a idade também é considerada como variável independente, esperando que, quanto maior a idade, maior seja a chance de evasão escolar (SALATA, 2019).

- Trabalho

Em relação às variáveis relacionadas a trabalho, para o Modelo 2 foi utilizada a variável “condição de ocupação na semana de referência”, tendo em vista que era necessário considerar também as horas habitualmente trabalhadas por semana, e ao analisar as associações entre variável de trabalho ou condição de ocupação com as horas trabalhadas semanais foi observado que, havia alguns casos em que a pessoa trabalhava (variável “trabalhou na semana de referência”) e não havia informação sobre as horas trabalhadas. Por sua vez, ao observar a variável “condição de ocupação”, não apareciam casos em que a pessoa estava ocupada e não havia informação sobre as horas trabalhadas. Portanto, dispunha de mais informações e optou-se em utilizar esta variável no modelo 2. Isto posto, é esperado que o trabalho influencie negativamente nas chances de continuidade dos estudos dos jovens, sendo mais acentuado para aqueles que trabalham mais de 20 horas semanais (SALATA, 2019).

- Renda Familiar

A variável renda familiar utilizada no modelo 1 foi também aplicada ao modelo 2, apresentando as duas possibilidades: indivíduos de família com rendimento igual ou inferior a um salário-mínimo e meio per capita e indivíduos com o rendimento maior que um salário-mínimo e meio. Para os jovens na condição de filhos, o rendimento familiar indica a origem socioeconômica da família. Espera-se que jovens com rendimentos familiares maiores que 1,5 salário-mínimo per capita apresentem mais chances de continuar na trajetória educacional.

- Renda Domiciliar

A variável renda domiciliar levou em consideração os rendimentos mensais domiciliares das amostras, distribuídos em quintis para facilitar a utilização no modelo e a interpretação dos resultados. No mesmo sentido, esperamos encontrar que, para os jovens com rendimentos

domiciliares mais baixos (primeiros quintis), há maiores chances de evasão escolar (SALATA, 2019).

## **7 ANÁLISE DOS DADOS**

Essa etapa da pesquisa visa interpretar os efeitos das variáveis independentes Gênero; Raça; Estado Civil; Condição na família; Região e Renda familiar mensal per capita no acesso de jovens à educação e trabalho, em relação a trabalhar e estudar. A hipótese 1 considera possível efeito indireto da Lei de Cotas, verificando se perfis de jovens que anteriormente abandonavam os estudos de forma precoce, passaram a observar outra perspectiva de entrada no ensino superior e, diante disso, continuaram estudando por mais tempo. Isto é, a hipótese 1 pretende testar se ao longo do período antes e após a implementação da Lei de Cotas, houve mudanças no sentido do aumento da proporção de jovens de 17 a 29 anos que só estudam e não trabalham, e jovens que se dedicam tanto aos estudos quanto ao trabalho.

A partir do teste da hipótese 1, espera-se verificar os efeitos das variáveis independentes nas chances de continuidade dos jovens na trajetória educacional, considerando as seguintes possibilidades: trabalhar e não estudar; estudar e não trabalhar; trabalhar e estudar, em relação a não trabalhar nem estudar.

Além disso, a segunda parte desta seção tem como objetivo analisar os efeitos das variáveis independentes Idade; Gênero; Raça; Tipo de Família; Área de residência; Região; Renda familiar mensal per capita e Renda domiciliar per capita (em quintis) e ocupação (considerando as horas de trabalho), em relação à frequentar ou não a escola.

Tendo em vista a alta taxa de evasão escolar no ensino médio no Brasil e considerando que jovens com idade correspondente ao ensino médio que trabalham por mais de 20 horas semanais apresentam maiores chances de evadir a escola (SALATA, 2019), a hipótese 2 pretende testar como o comportamento dos jovens da faixa etária entre 15 e 17 anos mudou de 2009 a 2019 em relação à continuidade na trajetória escolar, levando em conta a Lei nº 12.711/2012 (Lei de Cotas). Ou seja, vamos testar se o comportamento destes jovens se modificou ao longo de uma década de análise, tendo em vista as mudanças ocorridas no período.

A hipótese 3 testou se, diante do panorama de 10 anos observados, a política de cotas para ingresso no ensino superior beneficiaria pretos e pardos em um primeiro momento, mas em

um segundo momento, estes estudantes tenderiam a permanecer em um situação vulnerável enquanto estudante, levando jovens negros a combinarem estudo e trabalho.

### **7.1 Análise Descritiva de Dados do Modelo 1 referente à Hipótese 1 e Hipótese 3**

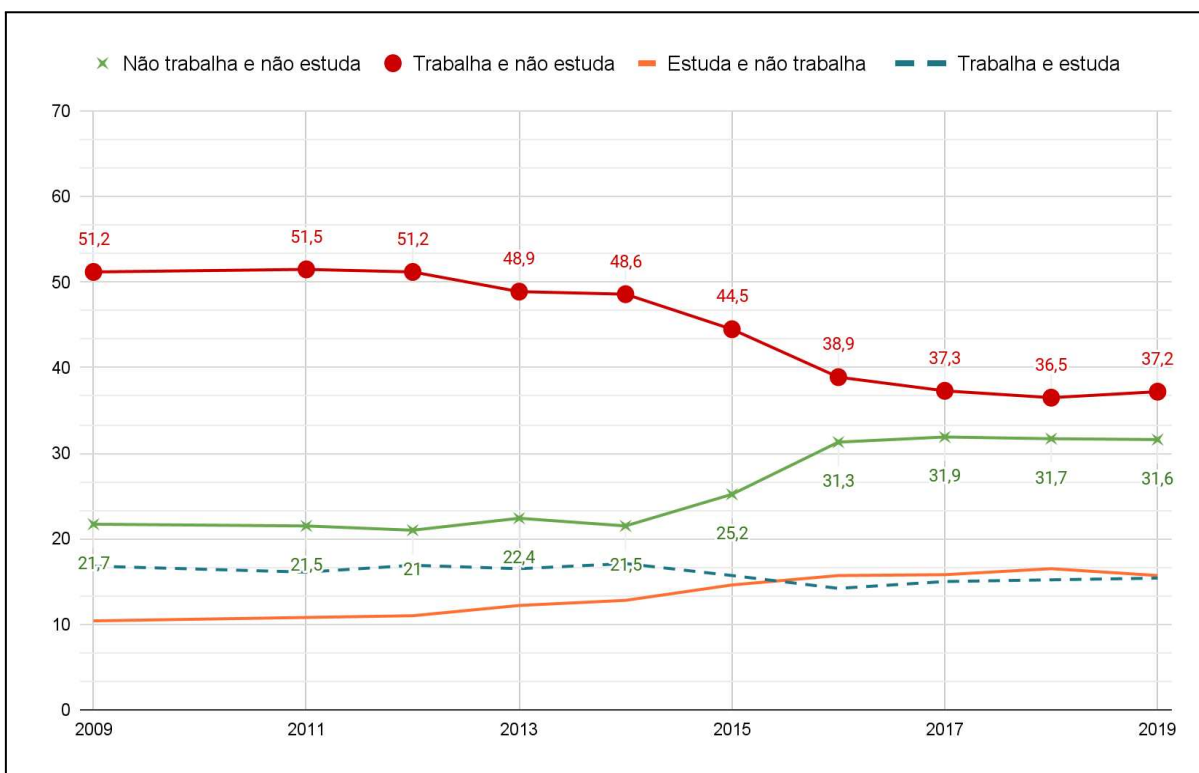
Considera-se a hipótese 1, que pretende testar os possíveis efeitos indiretos da Lei de Cotas, verificando se perfis de jovens que anteriormente abandonavam os estudos de forma precoce, passaram a observar outra perspectiva de entrada no ensino superior e, diante disso, continuaram estudando por mais tempo. Desse modo, o primeiro teste consiste em verificar se houve aumento da proporção de jovens de 17 a 29 anos que só estudam e não trabalham, e jovens que se dedicam tanto aos estudos quanto ao trabalho ao longo do período após a implementação da Lei de Cotas. O segundo teste consiste em verificar se houve ampliação da proporção de jovens pretos e pardos nas situações de somente estudar e não trabalhar e de concomitância entre estudos e trabalho. Já o terceiro teste consiste em analisar se houve aumento na proporção de jovens cuja renda familiar é igual ou inferior a um salário-mínimo e meio nas situações de estudar e não trabalhar, e de conciliar estudo e trabalho.

Levando em conta a hipótese 3, que pretende testar se, diante do panorama de 10 anos observados, a política de cotas para ingresso no ensino superior beneficiou pretos e pardos em um primeiro momento, mas em um segundo momento estes estudantes apresentaram tendência de permanecer em um situação vulnerável enquanto estudante. Desse modo, a hipótese 3 considera dois testes: o primeiro consiste em verificar se a reprodução social levou jovens negros a combinarem estudo e trabalho. O segundo consiste em verificar se a crise econômica a partir de 2015 trouxe mais prejuízos aos jovens negros do que os jovens brancos, em relação às situações de trabalho e estudo.

Primeiramente, será apresentada a composição da variável dependente na amostra do estudo, levando em conta as quatro possibilidades de realidade dos jovens de 17 a 29 anos: trabalha e não estuda; estuda e não trabalha; trabalha e estuda e não trabalha nem estuda.

Em seguida, serão apresentadas as variáveis independentes utilizadas no Modelo 1 separadamente, associadas à variável dependente de referência do estudo: não trabalha e não estuda. Essa etapa é importante para identificar a composição de cada variável e ajudar a interpretar os resultados encontrados na segunda parte desta análise de dados, referente à regressão logística multinomial.

**GRÁFICO 3 – Proporção das situações de trabalho e estudo entre jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Os dados relativos à composição da variável dependente “estudo e trabalho”, conforme gráfico acima mostram que houve algumas alterações nos destinos dos jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019. O grupo de jovens “nem-nem”, que não estudam tampouco trabalham apresentou menor proporção em 2012, representando 21% da amostra, e média de proporção de 26%. No entanto, ao considerar o ano de 2014 em diante, é percebido aumento acentuado na proporção de jovens “nem-nem”, sendo a variação mais acentuada de 6,1 pontos percentuais, do ano de 2015 para o ano de 2016, quando alcançou 31,3% da amostra. De 2016 a 2019 é percebida certa constância na proporção, apresentando média de 31,6%.

Ademais, o grupo dos jovens que trabalham e não estudam apresentou variação negativa no período. De 2009 a 2012, em média 51,3% das respectivas amostras de 17 a 29 anos estavam neste grupo, apresentando queda de 2013 em diante. De 2015 a 2016 houve a maior variação negativa do período observado: queda de 5,6 pontos percentuais, chegando a representar

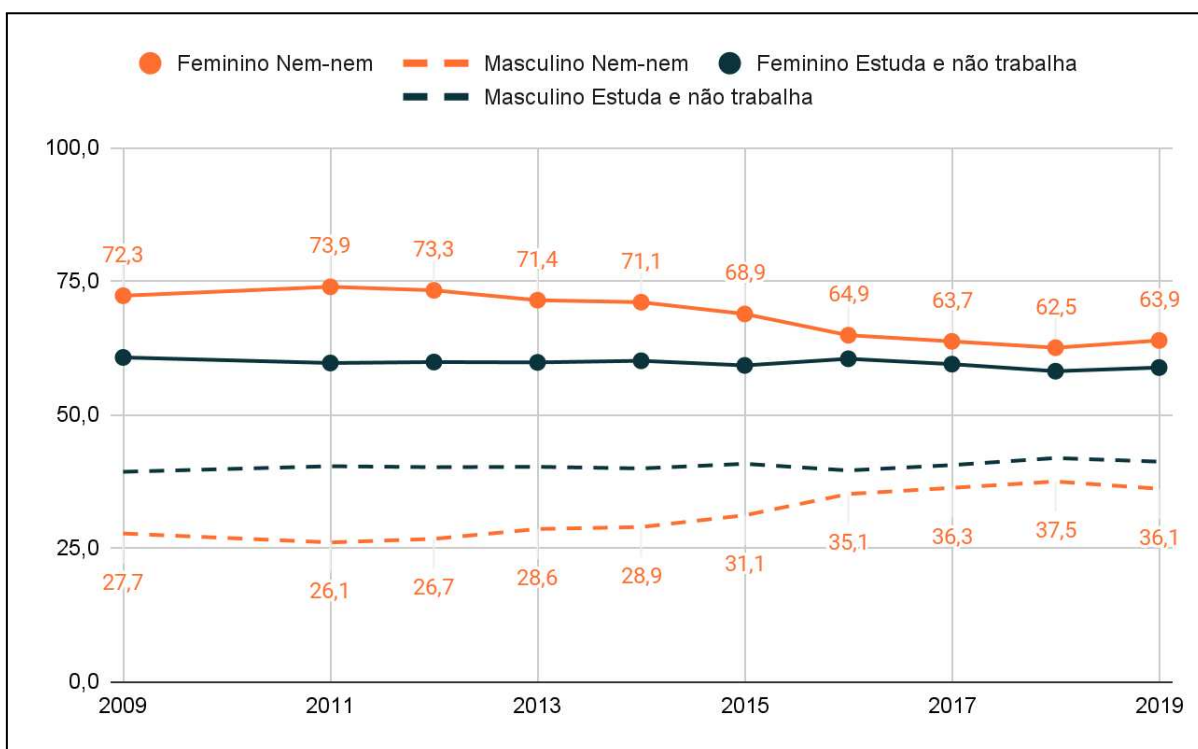
38,9% da amostra. A partir de 2016 houve estabilização dessa proporção até 2019, apresentando variações de cerca de 1% e média de 37,5%.

Por sua vez, o grupo dos jovens que estudam e não trabalham apresentou uma variação positiva de 5,3% entre 2009 e 2019, subindo de 10,4% para 15,7%. De 2009 a 2014 houve aumento de 2,4% na proporção, passando de 10,4% a 12,8%. A maior variação de um ano para o outro foi de 2014 para 2015, quando foi observada variação positiva de 1,8%, representando 14,6% da amostra. O grupo cresce até 2018, quando alcança 16,5%, e em 2019 é observada variação negativa de 0,8%, registrando 15,7% da amostra.

Por fim, em todo o período observado, o grupo dos jovens de 17 a 29 anos que trabalham e estudam correspondia a 16,8% da amostra em 2009 e reduziu para 15,4% em 2019. Houve redução mais significativa a partir de 2014, quando representava 17,1% da amostra e foi verificada variação negativa de 1,4% em 2015 e de 1,5% em 2016, passando de 15,7% em 2015 para 14,2% em 2016. Nos anos seguintes houve discreta variação positiva, alcançando 15,4% da amostra em 2019.

Esses valores indicam alterações tanto na educação quanto no mercado de trabalho brasileiros. As situações que envolvem os jovens ocupados — trabalha e não estuda; trabalha e estuda — apresentaram variação negativa, principalmente a partir de 2015, o que pode ser explicado pela recessão econômica no Brasil que contraiu as oportunidades de trabalho e atingiu principalmente a população mais jovem, conforme Corseuil, Franca e Poloponsky (2020). Nesse sentido, a situação de jovens que não estudam nem trabalham apresentou variação positiva, especialmente no período de 2015 em diante, o que permite interpretar que parte dos jovens transitaram da situação de trabalhar e não estudar para não trabalhar nem estudar. Por outro lado, a situação de jovens que só estudam e não trabalham apresentou variação positiva, em menores proporções, mas demonstrando que uma parcela maior dos jovens se manteve nos estudos. Esse resultado pode ser interpretado em parte como efeito das políticas educacionais, como a Lei de Cotas, que estabeleceram novas perspectivas de acesso ao ensino superior. Outra interpretação seria associada à escolha de jovens de dar continuidade aos estudos, tendo em vista as barreiras enfrentadas por esta população na inserção no mercado de trabalho, bem como o aumento da necessidade de credenciais para obtenção de empregos melhores no mercado de trabalho.

**GRÁFICO 4 – Situações de estudo e trabalho x Gênero para jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

- **Gênero**

Tendo em vista a categoria de referência da variável dependente — estuda e não trabalha — observamos a composição de jovens nessa situação entre 17 e 29 anos, segundo a variável independente gênero. É percebida a predominância de jovens do gênero feminino nesta situação, com média de 59,6% no período de 2009 a 2019. Houve variação negativa de 1% de 2009 para 2011, passando de 60,7% para 59,7%. Em 2012 e 2013 a representação feminina nesta situação permaneceu praticamente a mesma (59,8%) e em 2014 houve aumento para 60,1%. Nos anos seguintes são observadas reduções e aumentos, sempre em pequenas proporções, destacando-se o aumento de 1,3% de 2015 para 2016 e a redução de 1,4% de 2017 para 2018, passando de 59,5% para 58,1%, e 58,8% em 2019.

Isto é, em todo o período ocorreu pouca variação na distribuição de homens e mulheres na situação de estudar e não trabalhar, indicando para a maior predominância de mulheres de 17 a 29 anos na referida situação. Esse resultado se aproxima de outras pesquisas mencionadas

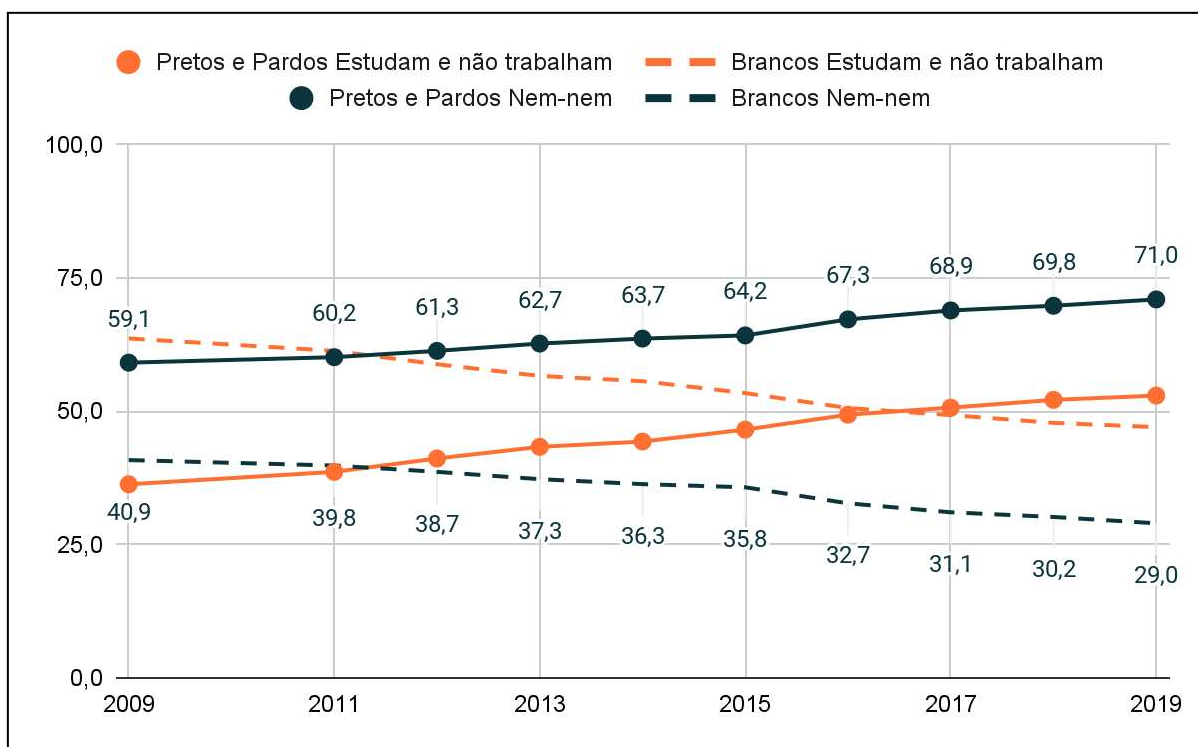
neste trabalho, que encontraram uma tendência de mulheres permanecerem mais tempo nos estudos e de homens iniciarem a vida profissional mais cedo, e muitas vezes abandonando os estudos em função dessa escolha.

Ao observarmos a categoria da variável dependente “não estuda e não trabalha”, é evidenciada a prevalência de mulheres nesse grupo, apresentando representação média de 68,6%. De 2009 para 2011 houve aumento da proporção de mulheres neste grupo, passando de 72,3% para 73,9%. De 2012 até 2015 houve uma redução para 68,9% na representação feminina no grupo dos “nem-nem”, e essa redução se mostrou mais acentuada de 2015 a 2016, com variação negativa de 4%. De 2016 a 2019 houve pequena variação negativa, chegando a proporção de 62,5% em 2018 e subindo para 63,9% em 2019.

Esses dados confirmam a tendência já observada por Guimarães, Brito e Comin (2020) de maior participação de mulheres entre as pessoas que não estudam nem trabalham, tendo em vista a divisão sexual do trabalho, em que as mulheres assumem trabalhos domésticos e atividades de cuidado, interrompendo a vida educacional e profissional para desempenhar esses papéis. Embora a representação de mulheres ainda seja muito maior que a de homens em 2019 (63,9% frente a 36,1%, respectivamente) entre os jovens “nem-nem”, percebe-se uma redução das diferenças entre homens e mulheres na representação deste grupo, visto que, de 2009 a 2019 foi notada variação de 8,4 pontos percentuais: negativa para as mulheres e positiva para os homens.

- **Raça**

**GRÁFICO 5 – Situações de estudo e trabalho x Raça para jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Considerando a categoria de referência da variável dependente — estuda e não trabalha — observamos a composição de jovens nessa situação entre 17 e 29 anos, segundo a variável independente raça. É verificada a predominância de jovens brancos nesta situação na maior parte do período, apresentando média de 54,4%. Entretanto, de 2009 a 2019 é percebida expressiva variação negativa na proporção de brancos nesta situação de estudo e trabalho, em 16,6 pontos percentuais. De 2015 para 2016 a proporção de jovens pretos e pardos cresceu de 46,6% para 49,4% e a partir de 2017 passou a representar a maioria no grupo de jovens que estudam e não trabalham, alcançando 53% de representação em 2019.

Tendo em vista que foram considerados apenas jovens que já haviam completado o ensino médio, e portanto estavam estudando na graduação ou pós-graduação, a ampliação da representação de pretos e pardos entre jovens de 17 a 29 anos que estudam e não trabalham pode ter relação com expansão das políticas afirmativas de ingresso no ensino superior, que viabilizaram o ingresso de grupos anteriormente privados de acesso à esses níveis educacionais.

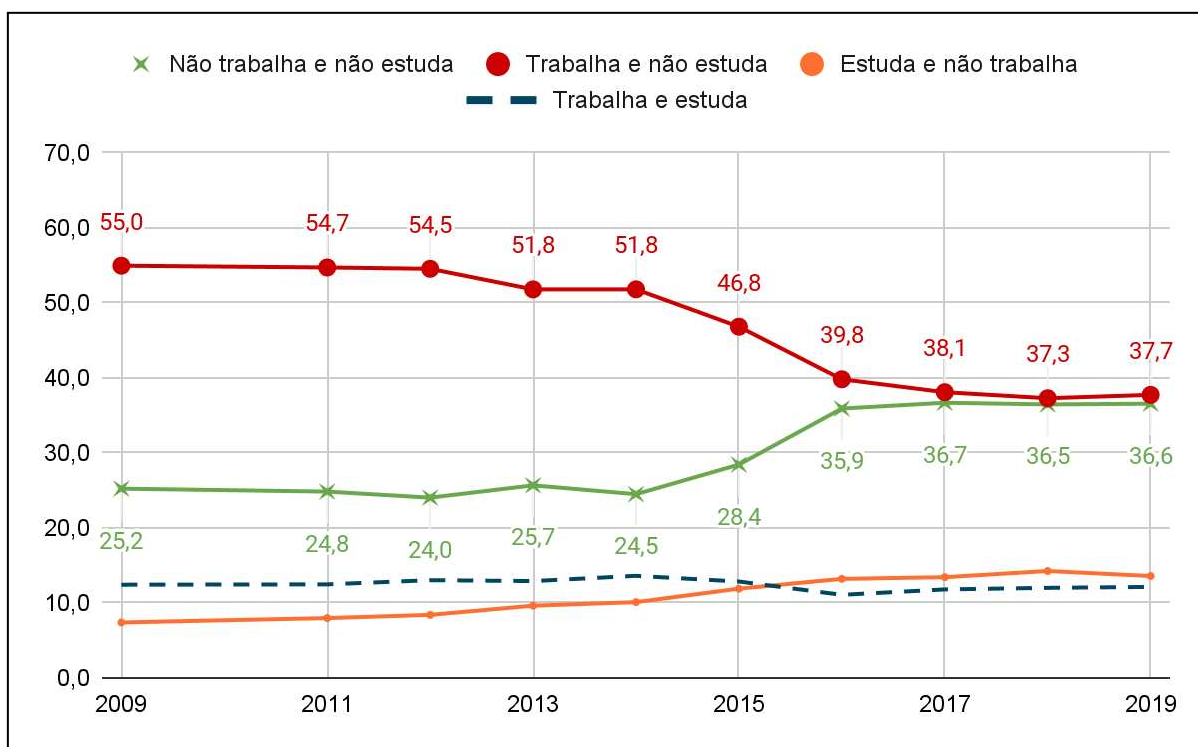
Além disso, a análise da categoria da variável dependente “não estuda e não trabalha”, percebe-se a prevalência de jovens pretos e pardos na composição de jovens que não estudam nem trabalham entre 17 e 29 anos, representando em média 64,8% desse grupo. De 2011 para 2013 houve variação positiva de 2,5% na proporção de pretos e pardos entre os “nem-nem” e os anos seguintes foram marcados por aumentos mais expressivos da representação de jovens pretos e pardos no grupo daqueles que não trabalham nem estudam, chegando a 71% em 2019.

Os dados corroboram que a raça apresenta forte relação com o grupo dos jovens “nem-nem”, uma vez que é comumente composto por jovens pretos, de origem socioeconômica mais pobre, com baixo nível educacional e cuja composição domiciliar é formada por maior número de crianças ou por outra pessoa que requeira cuidados, conforme analisado por Silva e Vaz (2020 apud ALMEIDA et al., 2022).

#### **7.1.1 Análise das situações de estudo e trabalho conforme a raça**

Esta seção apresenta a composição das duas categorias raciais — pretos e pardos; e brancos — conforme as quatro situações de trabalho e estudo combinadas: não estuda e não trabalha; trabalha e não estuda; estuda e não trabalha e estuda e trabalha. Ou seja, apresenta a distribuição das situações de trabalho e estudo dentro dos grupos raciais.

#### **GRÁFICO 6 – Raça preta e parda x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Tendo em vista a literatura sobre a desigualdade racial prevalecer em contextos de expansão educacional, apresentando barreiras adicionais para indivíduos pretos e pardos, a variável raça constitui uma das principais variáveis de observância deste trabalho, e por isso é fundamental analisar esse grupo de jovens de 17 a 29 anos e as respectivas situações de trabalho e estudo.

Para o ano de 2009, entre pretos e pardos, 55% trabalham e não estudam; 25,2% não estudam nem trabalham; 7,4% estudam e não trabalham; 12,4% estudam e trabalham.

Para o ano de 2019, entre pretos e pardos, 37,7% trabalham e não estudam; 36,6% não estudam nem trabalham; 13,6% estudam e não trabalham; 12,1% estudam e trabalham.

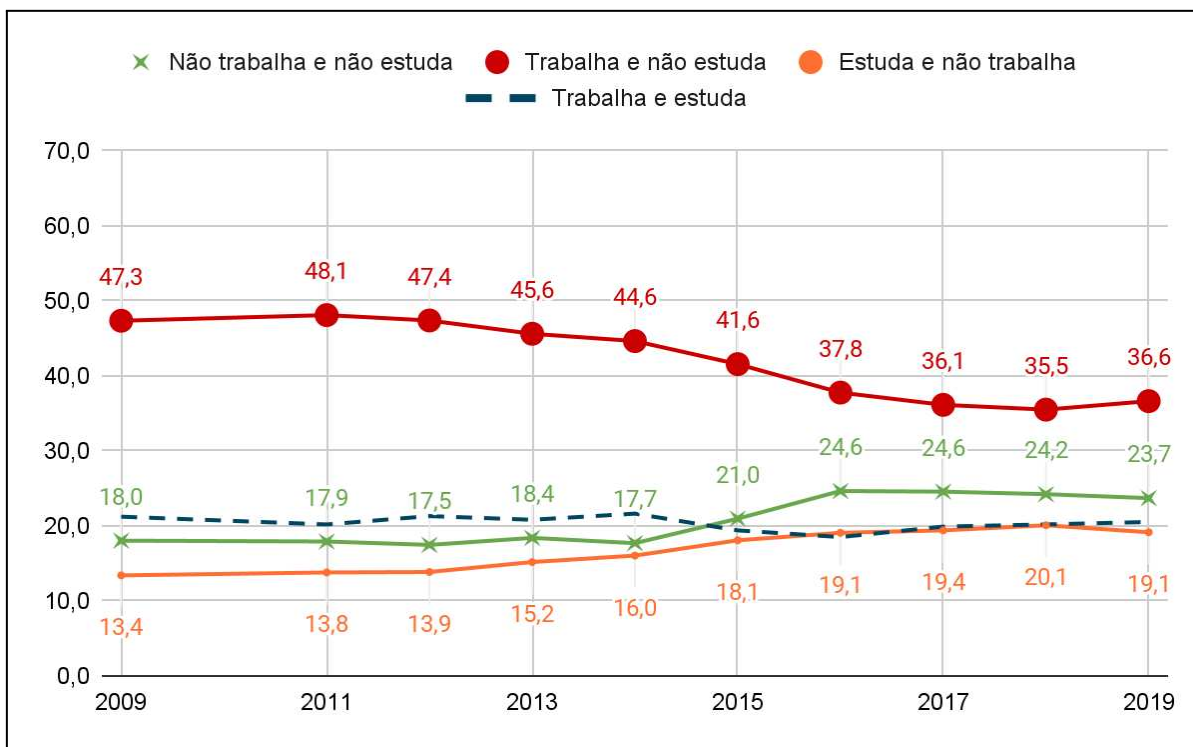
Observa-se que, entre os jovens pardos e pretos, a situação de não trabalhar nem estudar cresce significativamente, variando 11,3 pontos percentuais. De 2011 a 2012 houve pequena redução na proporção de 24,8% para 24,0%. A partir de 2013 observa-se crescimento na proporção de jovens pretos e pardos no grupo dos “nem-nem” para 25,7%, redução de 1,2% em 2014 e a partir de 2015 é verificada variação positiva até 2017, quando atinge 36,7% e nos anos seguintes até 2019 há certa estabilização da proporção. Enquanto isso, a situação de trabalhar e não estudar decresce entre os jovens pretos e pardos, apresentando a maior

variação do período: 17,3% negativamente. A partir de 2014 a proporção de pretos e pardos na situação de trabalhar e não estudar começa a reduzir de forma mais expressiva, passando de 51,8% para 46,8% em 2015, e 39,8% em 2016, reduzindo ainda mais nos anos seguintes e chegando a 37,7% do grupo de jovens pretos e pardos em 2019.

Já para a situação de estudar e não trabalhar, entre pretos e pardos, houve variação positiva, aumentando em 6,2% de 2009 a 2019. De 2012 a 2013 houve aumento de 1,2% na proporção, passando de 8,4% para 9,6%. Essa proporção aumentou para 10,1% em 2014 e a partir de 2015 foi observada variação positiva, saltando de 11,9% para 14,3% em 2018, e 13,6% em 2019. Por fim, ao analisar jovens pretos e pardos de 2009 a 2019, o grupo que concilia trabalho e estudo teve a menor variação no período de 2009 a 2019, reduzindo em 0,3% e passando de 12,4% para 12,1%.

Isto é, percebe-se que, entre jovens de 17 a 29 anos pretos e pardos, de 2009 a 2019 houve redução das situações que envolvem trabalho: a representação de quem trabalha e não estuda diminuiu notadamente e a porcentagem de quem trabalha e estuda diminuiu, de forma menos expressiva. Por outro lado, a representação de jovens pretos e pardos que não trabalham e só estudam aumentou, sendo observado também aumento significativo para jovens “nem-nem”. Desse modo, podemos concluir que de 2009 a 2019 os jovens pretos e pardos enfrentaram barreiras quanto ao acesso ao mercado de trabalho, bem como observado para a tendência geral dos jovens no Gráfico 3 - Proporção das situações de trabalho e estudo entre jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019, com variações mais acentuadas a partir de 2015. Os ganhos em educação para jovens negros podem ser relacionados à implementação das políticas educacionais de ampliação do acesso ao ensino superior, especialmente a Lei de Cotas.

**GRÁFICO 7 – Raça branca x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Para o ano de 2009, entre jovens brancos, 47,3% trabalham e não estudam; 18,0% não estudam nem trabalham; 13,4% estudam e não trabalham e 21,2% estudam e trabalham.

Para o ano de 2019, entre jovens brancos, 36,6% trabalham e não estudam; 23,7% não estudam nem trabalham; 19,1% estudam e não trabalham; 20,5% estudam e trabalham.

Podemos observar que, entre os jovens brancos de 17 a 29 anos, a situação de não trabalhar nem estudar cresce em 5,7% no período de 2009 a 2019, ao passo que a situação de trabalhar e não estudar varia negativamente em 10,7%. Já para a situação de estudar e não trabalhar, entre brancos houve variação positiva, aumentando em 5,7%. Por fim, ao analisar jovens brancos no período de 2009 a 2019, o grupo que concilia trabalho e estudo foi reduzido em 0,7%.

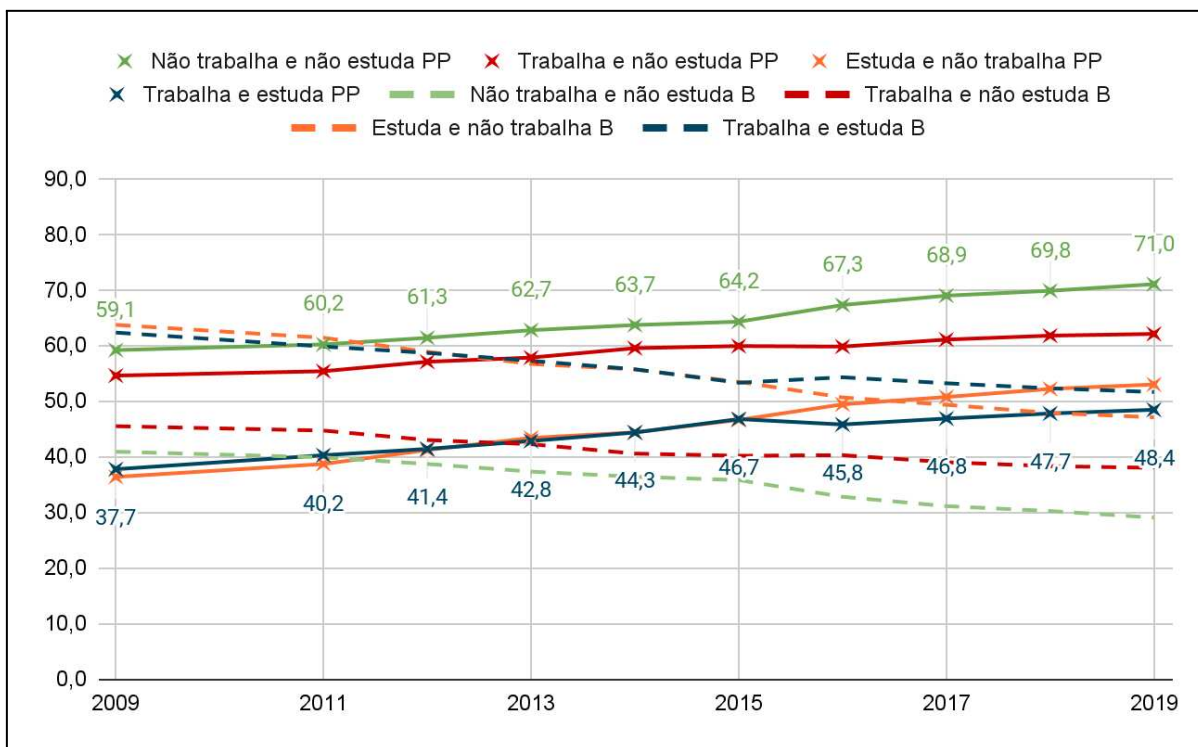
Ao comparar o grupo de jovens brancos e jovens pretos e pardos no mesmo período, observamos que as variações foram maiores para os negros: o aumento da proporção de jovens que não estudam nem trabalham foi de 11,3%, contra 5,7% dos jovens brancos. A redução da representação de jovens negros que trabalham e não estudam foi de 17,3%, enquanto para os brancos foi de 10,7%. Por sua vez, o aumento dos jovens negros que não

trabalham e só estudam foi de 6,2%, frente a 5,7% de aumento dos jovens brancos. Por fim, apenas a situação de conciliar estudo e trabalho apresentou tendência diferente, e a redução observada no período foi mais acentuada entre jovens brancos, uma vez que houve variação negativa de 0,7% contra 0,3% entre jovens negros. Apesar da variação ser pequena para ambos os grupos, é importante observar a única situação na qual a variação do período foi menos intensa para os jovens negros. Considerando que os jovens que trabalham e estudam são compostos, em sua maioria, por jovens mais pobres, é possível que a redução menos acentuada na situação de concomitância entre estudo e trabalho para jovens negros, se comparados aos brancos, seja explicada pelas cotas. Tendo em vista que os jovens negros possuem mais chances de se beneficiarem da política de cotas para ingresso no ensino superior, em razão da subcategoria das cotas relacionada à raça, os jovens desse grupo permaneceriam estudando, mas em uma situação mais vulnerável enquanto estudante, conciliando estudos e trabalho. Por sua vez, o aumento mais elevado para a situação de somente estudar e não trabalhar, observado para jovens negros, também poderia ser explicado em parte pela Lei de Cotas.

#### **7.1.2 Análise da variável raça entre os grupos de situação de estudo e trabalho**

Esta seção se diferencia da anterior (7.1.1) por apresentar a distribuição da categoria racial dentro das situações de trabalho e estudo. Isto é, observa qual é a proporção de negros e de brancos em cada uma das quatro situações combinadas de estudo e trabalho.

#### **GRÁFICO 8 – Distribuição das situações de trabalho e estudo conforme raça, para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Para o ano de 2009, entre os jovens de 17 a 29 anos que não estudam nem trabalham, 59,1% são pretos e pardos e 40,9% são brancos. Entre os jovens que só trabalham e não estudam, 54,6% são pretos e pardos e 45,4% são brancos. Entre os jovens que não trabalham e só estudam, 36,3% são pretos e pardos e 63,7% são brancos. Entre quem trabalha e estuda, 37,7% são pretos e pardos e 62,3% são brancos.

Ao longo dos anos analisados, a proporção de jovens pretos e pardos apresenta ampliação em todas as quatro situações de trabalho e estudo, com variação positiva de 11,9% para o grupo dos “nem-nem”, variação de 7,5% para aqueles que trabalham e não estudam, 16,6% para aqueles que estudam e não trabalham e 10,7% entre os jovens que trabalham e estudam.

De 2015 a 2016 é observada redução da proporção de jovens negros que conciliam estudo e trabalho, de 46,7% para 45,8%. Em 2017 a proporção aumenta em 1,0%, em 2018 aumenta 0,9% e em 2019 alcança 48,4%. Ou seja, em todo o período o grupo de jovens de 17 a 29 anos negros, entre aqueles que conciliam estudos e trabalho, constitui a minoria.

Destaca-se a representação de jovens pretos e pardos entre o grupo que não estuda nem trabalha: em 2012 há 61,3% de jovens negros. De 2015 a 2016 é observada a maior variação positiva para a situação de “nem-nem”, em 3,1%, passando de 64,2% para 68,9%. Essa proporção sobe para 71,0% em 2019. O aumento significativo, principalmente a partir de 2015, pode ser relacionado à maior vulnerabilidade do emprego juvenil em relação a ciclos econômicos e períodos de crise, conforme Corseuil, Franca e Poloponsky (2020). Tendo em vista a crise econômica no Brasil, o cenário político de instabilidade e a menor oferta de postos de trabalho, os jovens compõem a população com níveis educacionais mais baixos, menos experiência profissional, além de ser mais suscetível à rotatividade de emprego e à informalidade.

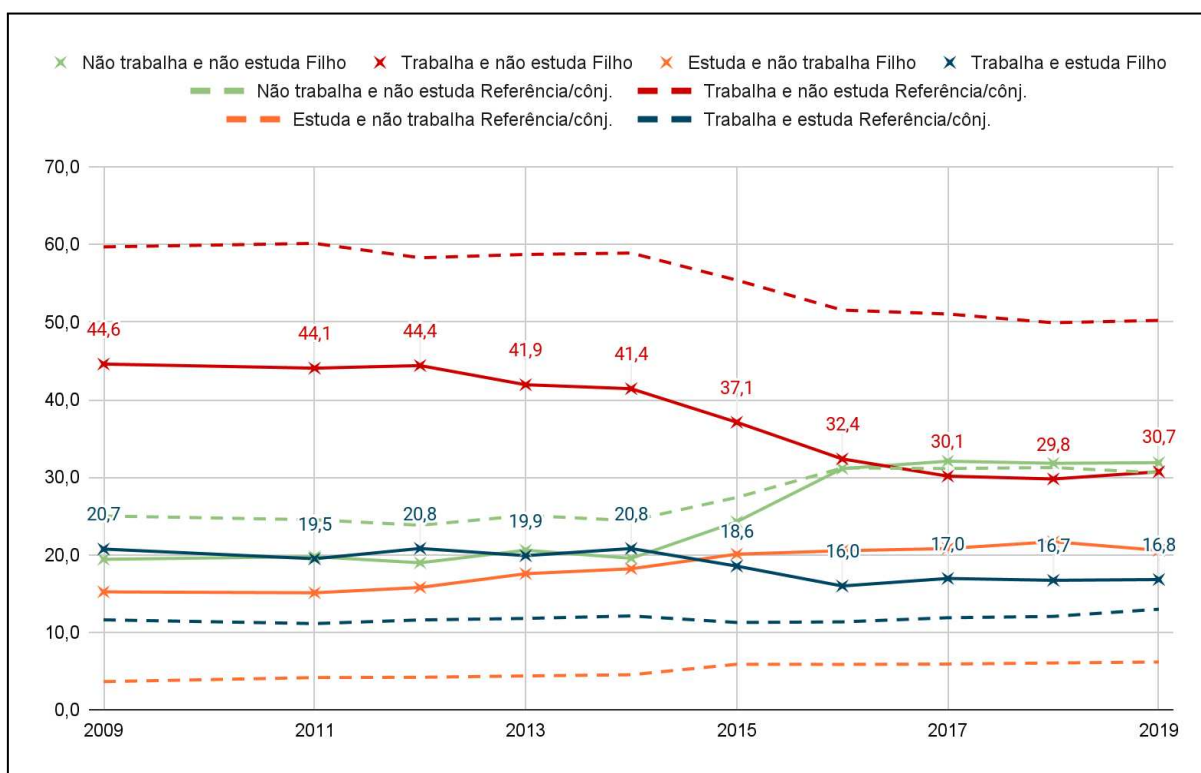
Ademais, a maior disponibilidade de acesso ao ensino superior não garante a retenção de estudantes até este nível educacional, uma vez que grande parte dos jovens negros possui nível socioeconômico baixo e apresenta a necessidade de evadir a escola antes da conclusão da educação básica.

Outro valor que podemos ressaltar é relativo à representação de jovens pretos e pardos ter aumentado continuamente para o grupo de jovens que estudam e não trabalham, saltando de 36,3% em 2009 para 41,2% em 2012, 46,6% em 2015 e 53,0% em 2019. Esse resultado indica duas interpretações: uma relacionada à Lei de Cotas e demais políticas de expansão do acesso ao ensino superior, que podem ter influenciado positivamente jovens de 17 a 29 anos a estudarem por mais tempo, permitindo um alcance educacional maior. Tendo em vista que a Lei de Cotas beneficia indivíduos provenientes de escolas públicas, havendo também as subcotas direcionadas a pretos e pardos, os jovens que se encaixam nesses requisitos enxergam maiores perspectivas em relação à entrada no ensino superior, que não eram percebidas antes da implementação da referida política.

Por outro lado, a variação positiva para o grupo de jovens negros que estudam e não trabalham também pode ter sido influenciada pela tendência observada por Cardoso (2008) de adiamento dos jovens na entrada no mercado de trabalho, com vistas a alcançar níveis educacionais mais altos que sejam mais atraentes para conseguir um bom emprego. À medida que o acesso ao ensino superior foi ampliado, as exigências em torno de diplomas universitários para conquistar empregos de maior status cresceram. Ao observar essa tendência, os jovens que dispunham de maior apoio financeiro da família tiveram

oportunidade de permanecer estudando e investir esse tempo a mais na trajetória educacional. Já para os jovens de famílias cujo nível socioeconômico é mais baixo, existe maior propensão à necessidade de interromper os estudos e buscar um trabalho para ajudar na renda familiar, e por isso esses jovens provavelmente são mais direcionados à situação de trabalhar e não estudar.

**GRÁFICO 9 – Condição na Família x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Esta seção apresenta a composição das duas categorias de condição na família — filhos e pessoas de referência ou cônjuges — conforme as quatro situações de trabalho e estudo combinadas: não estuda e não trabalha; trabalha e não estuda; estuda e não trabalha e estuda e trabalha. Ou seja, apresenta a distribuição das situações de trabalho e estudo dentro dos grupos de filhos e grupos de pessoas de referência e cônjuges.

Para o ano de 2009, entre jovens na condição de filhos, 44,6% trabalham e não estudam; 19,4% não estudam nem trabalham; 15,2% estudam e não trabalham; 20,7% estudam e

trabalham. Para o ano de 2019, entre os filhos, 30,7% trabalham e não estudam; 31,9% não estudam nem trabalham; 20,6% estudam e não trabalham; 16,8% estudam e trabalham.

Observa-se que, entre os jovens na condição de filhos, a situação de não trabalhar nem estudar cresce significativamente, variando 12,5 pontos percentuais. De 2011 a 2012 houve pequena redução na proporção de 19,8% para 19,0%. A partir de 2013 observa-se crescimento na proporção de filhos no grupo dos “nem-nem” para 20,6%, redução de 1,0% em 2014 e a partir de 2015 é verificada variação positiva até 2017, quando atinge 32,1% e nos anos seguintes até 2019 há certa estabilização da proporção. Enquanto isso, a situação de trabalhar e não estudar decresce entre os jovens na condição de filhos, apresentando a maior variação do período: 13,9% negativamente. A redução da proporção de filhos na situação de trabalhar e não estudar é intensificada de 2014 até 2017, quando passa de 41,4% para 30,1%. Quando observamos os jovens na condição de pessoa de referência ou cônjuge na família, a variação positiva de 2009 a 2019 é menos acentuada: 5,6%.

Em relação à situação de estudar e não trabalhar, foi verificada variação positiva de 5,4% para os jovens na condição de filhos e variação de 2,5% para os jovens na condição de pessoa de referência ou cônjuge, no período de 2009 a 2019. De 2012 a 2013 houve aumento de 1,8% na proporção, passando de 15,8% para 17,6%. De 2014 a 2018 foi observada variação positiva, saltando de 18,2% para 21,7% em 2018. Em 2019 houve pequena redução na proporção, chegando a 20,6%.

Finalmente, ao analisar jovens na condição de filhos de 2009 a 2019, o grupo que concilia trabalho e estudo teve a menor variação no período de 2009 a 2019, reduzindo em 3,9% e passando de 20,7% para 16,8%. Já para os jovens que são pessoa de referência ou cônjuge na família, houve aumento de 1,4% no grupo que estuda e trabalha, apresentando média de 11,8%.

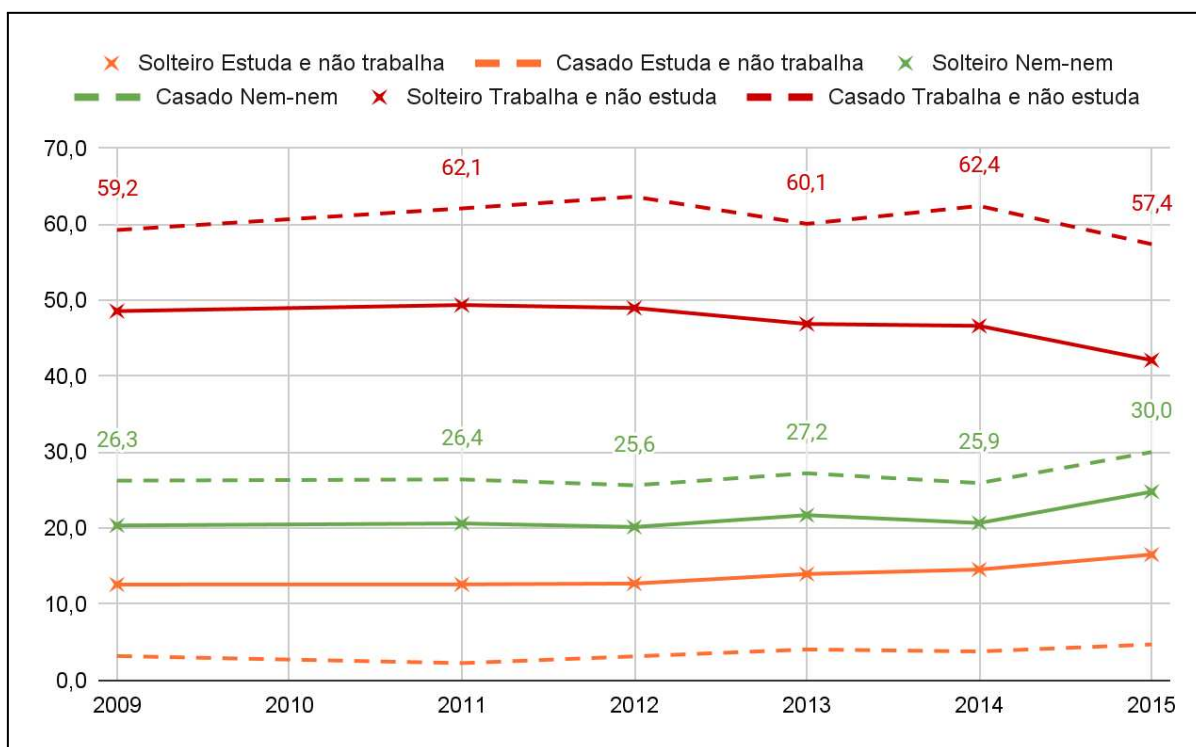
As tendências de ampliação e redução nas situações de trabalho e estudo são similares tanto para filhos quanto para pessoas de referências e cônjuges. O que se diferencia é a intensidade das variações no período, bem como a distribuição de cada categoria de condição na família nas quatro situações de trabalho e estudo. Podemos destacar que os jovens que trabalham e não estudam constituem a situação de maior representatividade em ambas as condições na família. Entretanto, para aqueles na condição de pessoas de referências e cônjuges, a

proporção desse grupo se encontra em patamares mais altos — em média 55,4% — contra 37,6% para jovens na condição de filhos. Isso pode ser explicado pelo fato de que os jovens geralmente transitam para a vida adulta e deixam as casas dos pais a partir do casamento ou nascimento de um filho, deixando de ser filho na família e tornando-se pessoa de referência ou cônjuge. Conseqüentemente, a partir do momento em que formam outro núcleo familiar e não possuem mais o apoio financeiro dos pais, o trabalho se torna mais importante e muitas vezes envolve o abandono dos estudos.

Por sua vez, ao analisarmos o grupo dos “nem-nem”, podemos interpretar que as trajetórias tanto de filhos quanto de pessoas de referência e cônjuges se assemelham, principalmente a partir de 2016. Para o caso dos filhos, a proporção de “nem-nem” supera a proporção de quem trabalha e não estuda, de 2017 a 2019.

Considerando a análise da variável gênero, que aponta a prevalência feminina na categoria de “nem-nem” e a significativa participação dos “nem-nem” entre as pessoas de referência e cônjuges de 2009 a 2016, uma possível explicação seria a grande participação de mulheres na condição de cônjuge na família. De acordo com Tomás et al (2008), nos anos 1980 as mulheres transitavam para a vida adulta alguns anos antes dos homens, sendo esse processo muito associado à nupcialidade. Embora essa tendência tenha diminuído com o passar dos anos, esse fenômeno pode ajudar a compreender os resultados encontrados neste estudo.

**GRÁFICO 10 – Estado Civil x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

Ao observarmos o estado civil dos jovens de 17 a 29 anos, podemos perceber algumas características que diferem jovens casados dos solteiros. Primeiramente, tanto para jovens solteiros quanto para jovens casados, a situação de trabalhar e não estudar concentra a maior parte de cada amostra. Enquanto para jovens casados a média de representação entre aqueles que só trabalham e não estudam é de 60,8%, ao passo que entre jovens solteiros, a média é de 47,1%. Durante o período observado de 2009 a 2015, houve variação negativa de 1,9% para jovens casados e de 6,5% para jovens solteiros.

Por sua vez, quando analisamos a proporção de “nem-nem” entre os solteiros, verificamos a média de 21,4% de 2009 a 2015 e a média de 26,9% entre os casados. Além disso, a variação de “nem-nem” foi positiva em ambos os estados civis: 4,4% para solteiros e 3,8% para os casados. Destaca-se o aumento significativo de 2014 para 2015, de 4,1% para os solteiros e para os casados.

Ainda, a observância sobre a situação de estudar e não trabalhar aponta para a discrepância de representação desta situação entre solteiros e casados. Por um lado, entre os solteiros em 2009 existiam 12,6% de jovens que estudavam e não trabalhavam. Essa proporção aumentou ao longo dos anos, passando para 14,0% em 2013 e 16,5% em 2015. Por outro lado, entre os

casados em 2009, 3,2% só estudavam e não trabalhavam. Essa proporção diminuiu para 2,3% em 2011 mas cresceu nos anos seguintes, atingindo 4,1% em 2013 e 4,7% em 2015.

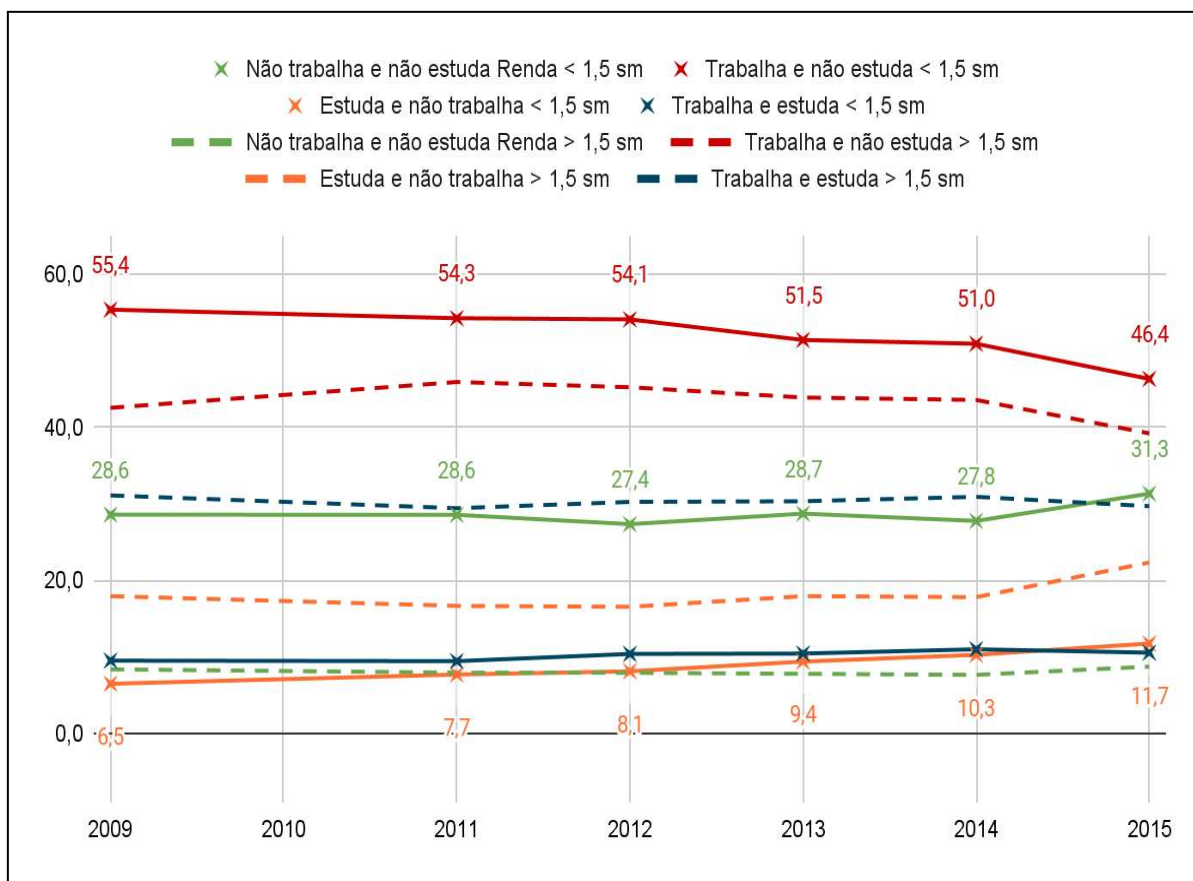
É importante ressaltar que a base de dados da PNAD Contínua não possui variável estado civil nos microdados trimestrais de pessoas, e por isso não dispomos das informações correspondentes para os anos de 2016 a 2019.

O resultado encontrado aponta a maior necessidade de ingressar no mercado de trabalho uma vez que se forma novo núcleo familiar, por meio da nupcialidade e/ou parentalidade. Desse modo, os jovens casados tendem a se concentrar nas situações que envolvem sua inserção no mercado de trabalho. Já os jovens solteiros possuem maiores possibilidades de terem apoio financeiro dos pais ou responsáveis para permanecer na trajetória escolar, e por isso apresentam maiores proporções na situação de estudar e não trabalhar, se comparados aos jovens casados.

### **7.1.3 Análise das situações de estudo e trabalho conforme a Renda familiar**

Esta seção apresenta a distribuição das situações de trabalho e estudo dentro de cada categoria de renda familiar mensal per capita. Isto é, observaremos a proporção de cada uma das quatro situações combinadas de estudo e trabalho dentro do grupo de jovens cujo rendimento familiar mensal per capita corresponde a 1,5 salário-mínimo ou menos, bem como dentro do grupo de jovens cujo rendimento familiar mensal per capita seja maior que 1,5 salário-mínimo.

#### **GRÁFICO 11 – Renda familiar per capita x situação de estudo e trabalho para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

A Lei de Cotas estabelece como um dos requisitos para a reserva de vagas para as instituições de ensino superior, a renda familiar igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo (um salário-mínimo e meio) per capita. Desse modo, a variável rendimento familiar mensal per capita foi dicotomizada, em conformidade com a variação da renda considerada para benefício de reserva de vagas para ingressar no ensino superior público: acima de um salário-mínimo e meio e igual ou abaixo de um salário-mínimo e meio.

Isto posto, ao observarmos o grupo dos jovens cujo rendimento familiar mensal per capita corresponde a 1,5 salário-mínimo ou menos, a maioria (média de 52%) trabalha e não estuda, em média 28,7% não trabalha nem estuda, 10,2% concilia trabalho e estudo e 8,9% em média estuda e não trabalha.

Quando analisamos o grupo dos “nem-nem” entre os jovens de renda inferior e os jovens de renda superior a 1,5 salário-mínimo, percebemos que, entre aqueles com renda superior, a situação de “nem-nem” é a menos observada: em 2009 representa 8,4% da amostra e em 2015 representa 8,7%. Por sua vez, entre os jovens de renda inferior, o grupo dos “nem-nem”

consiste no segundo mais significativo: em 2009 representa 28,6% da amostra e em 2015 representa 31,3%. Esse resultado corrobora o estudo de Freire e Saboia (2021), que revelou que uma das características do perfil de jovens “nem-nem” inativos entre 15 e 29 anos era a renda familiar baixa.

Ainda entre os jovens de rendimento familiar igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo, levando em conta os jovens que estudam e não trabalham, foi percebida a maior variação positiva de 2009 a 2015, passando da representação de 69,8% para 76,6%, respectivamente. De 2012 a 2013 houve aumento de 1,5% na proporção, subindo de 74,1% para 75,6%. Em 2014 houve pequena variação negativa de 0,3% e em 2015 a proporção de jovens cuja renda familiar era igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo, aumentou para 76,6%.

Vale salientar que a base de dados da PNAD Contínua não possui variável renda familiar per capita nos microdados trimestrais de pessoas, e por isso não dispomos das informações correspondentes para os anos de 2016 a 2019.<sup>4</sup> Entretanto, mesmo com a limitação de dados é possível perceber crescimento na proporção de estudantes que não trabalham entre os mais pobres. Embora seja uma variação positiva pequena, é importante ressaltar que uma política pública que envolve a mudança no comportamento de uma parte da população pode demorar anos para apresentar efeitos expressivos. Além disso, para se beneficiar da Lei de Cotas os indivíduos precisam ter concluído o ensino médio — que por si só já consiste em uma grande barreira na trajetória educacional dos brasileiros de origem socioeconômica mais pobre.

Em contraposição, entre os jovens de renda familiar igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo, o grupo que se encontra na situação de só trabalhar e não estudar apresentou a maior variação na representação, partindo de 55,4% para 46,4%. A segunda maior variação no período foi entre aqueles que estudam e não trabalham, da ordem de 5,3%, passando de 6,5% para 11,7%. Entre os jovens com renda familiar superior a 1,5 salário-mínimo, a maior variação do período de 2009 a 2015 correspondeu à situação de estudar e não trabalhar, que passou de 17,9% para 22,3%. Em seguida, a situação de trabalhar e não estudar teve variação negativa de 3,3% no período.

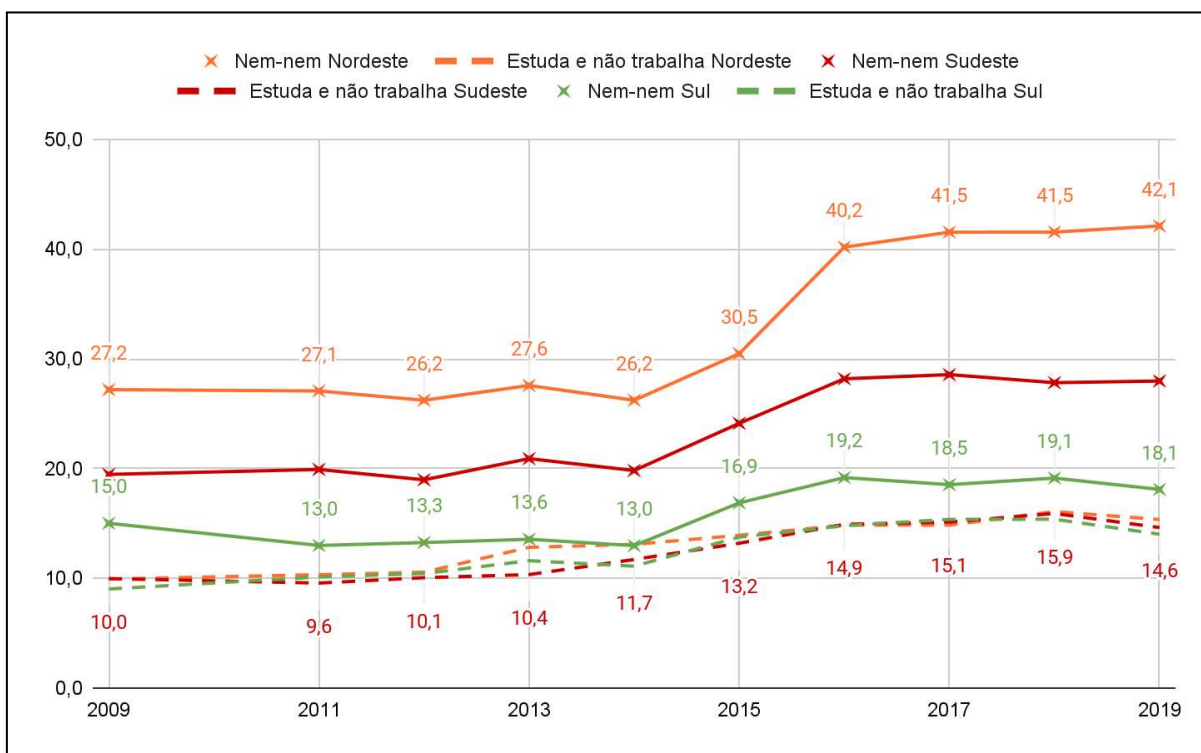
---

<sup>4</sup> De acordo com esclarecimentos fornecidos pelo IBGE, não é possível fazer uso da variável Rendimento Domiciliar per Capita através dos microdados trimestrais da PNAD Contínua, uma vez que esta variável possui como referência os microdados anuais acumulados.

É importante observar que este gráfico não contempla os anos após 2015 e por isso não abrange o período de recessão econômica pelo qual passou o Brasil e atingiu diretamente a oferta de empregos.

Por sua vez, a proporção de jovens que conciliam estudos e trabalho no grupo de renda igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo apresentou crescimento de 1,0% de 2009 a 2015, passando de 9,5% para 10,5%. Desse modo, considerando as 4 situações de trabalho e estudo dos jovens, esta foi a que apresentou menor variação entre jovens com renda familiar mais baixa. De 2011 a 2012 houve aumento de 1,0% na proporção, passando para 10,4% do grupo de jovens que trabalha e estuda. Em 2013 houve manutenção dessa taxa, aumento de 0,6% em 2014 e aumento para 10,5% em 2015. O crescimento da proporção de jovens que conciliam estudos e trabalho entre os mais pobres pode ser interpretada em parte como influência da Lei de Cotas, bem como de outras políticas afirmativas de ingresso no ensino superior, que além do benefício direto a jovens egressos da rede pública e de baixa renda familiar no acesso ao ensino superior, pode ter começado a provocar uma mudança em relação à incentivar a continuidade de jovens mais pobres nos estudos da educação básica.

**GRÁFICO 12 – Regiões Nordeste, Sudeste e Sul x situações de estudo e trabalho para jovens de 16 a 29 anos, de 2009 a 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao considerarmos a região de residência dos jovens, podemos perceber as diferentes perspectivas educacionais, bem como oportunidades de emprego. Entre os jovens nordestinos, destaca-se a situação de não trabalhar nem estudar, que representa, em média, 33,0% da amostra. Por sua vez, entre os jovens do sudeste a proporção de “nem-nem” corresponde a 23,6%, em média. Por fim, considerando os jovens da região Sul, aqueles que não trabalham nem estudam compõem, em média, 16,0% do grupo. Isto é, se entre os jovens nordestinos a situação de “nem-nem” é a mais expressiva, no caso dos jovens do sudeste representa o segundo grupo mais significativo, atrás da situação de trabalhar e não estudar. Para os jovens do sul, os “nem-nem” correspondem ao terceiro grupo mais vultoso, atrás das situações de trabalhar e não estudar e de conciliar trabalho e estudo.

Desse modo, a maior proporção de jovens que não estudam nem trabalham entre os nordestinos indica a existência de uma incompatibilidade entre a população de jovens entre 17 a 29 anos e a oferta de vagas em escolas e universidades da região, assim como oportunidades no mercado de trabalho. De 2009 a 2014 houve redução de 1,0% na proporção de nordestinos entre os jovens “nem-nem”. Todavia, de 2014 a 2015 houve crescimento significativo de 4,3% e de 9,7% de 2015 a 2016, chegando a representar 40,2% da amostra dos jovens nordestinos. Nos anos seguintes houve variação positiva até atingir 42,1% em 2019.

De acordo com Rigotti (2001), as regiões Nordeste e Norte apresentaram em suas projeções populacionais de 1970 a 2020, proporções mais significativas da população mais jovem (de 0 a 19 anos), se comparada às demais regiões. Esse cenário indica desafios maiores para as respectivas regiões, no sentido de garantir o acesso de crianças e adolescentes ao sistema educacional.

No mesmo período de 2009 a 2019, entre os jovens do Sudeste, percebe-se aumento expressivo de 8,5% na situação de não trabalhar nem estudar. Principalmente de 2014 em diante é percebida variação positiva, partindo de 19,8% para 24,1% em 2015 e ampliando para 28,2% em 2016. Nos anos seguintes observamos pequenas variações negativas, chegando a 28,0% em 2019.

O grupo de “nem-nem” entre os jovens da região Sul apresentou menor variação no período, de apenas 3,1% positivamente. De 2009 a 2011 há redução da proporção de 15,0% para

13,0%, aumento para 13,3% em 2012 e depois 13,6% em 2013. Em 2014 há nova redução, chegando a 13,0%. De 2014 para 2015 é notada a maior variação positiva, da ordem de 3,9%. Em 2016 há novo aumento para 19,2%. Em 2017 é observada queda para 18,5%, e em 2019 a proporção de jovens do Sul que não estudam nem trabalham atinge 18,1%.

Em relação à situação de estudar e não trabalhar, a média entre os jovens nordestinos foi de 13,2%, entre os jovens do Sudeste foi de 12,6%, bem como entre os jovens do sul foi de 12,6%. Dentro dos grupos de cada uma das três regiões observadas (Nordeste, Sudeste e Sul) as variações são similares de 2009 a 2019. Enquanto entre os jovens do nordeste houve o aumento em 5,5% na proporção daqueles que estudam e não trabalham, entre os jovens do sudeste a variação positiva foi de 4,6% e entre os jovens do sul houve ampliação do grupo que estuda e não trabalha em 5,0%.

A literatura mostra que a desigualdade regional relacionada ao alcance educacional é prevacente na região Nordeste ao passo que a região Sudeste costuma apresentar vantagens quanto às chances de realização das transições escolares, em especial de conclusão do ensino médio, conforme observa Brito (2014) para a série histórica de 1960 a 2010. Embora os resultados para a região Sudeste não coincidam exatamente com essa análise, é importante levar em conta que o gráfico acima considera não apenas a condição de estudo mas também a condição de trabalho, o que pode ter influenciado a divergência.

## **7.2 Análise Multivariada do Modelo 1 referente às hipóteses 1 e 3**

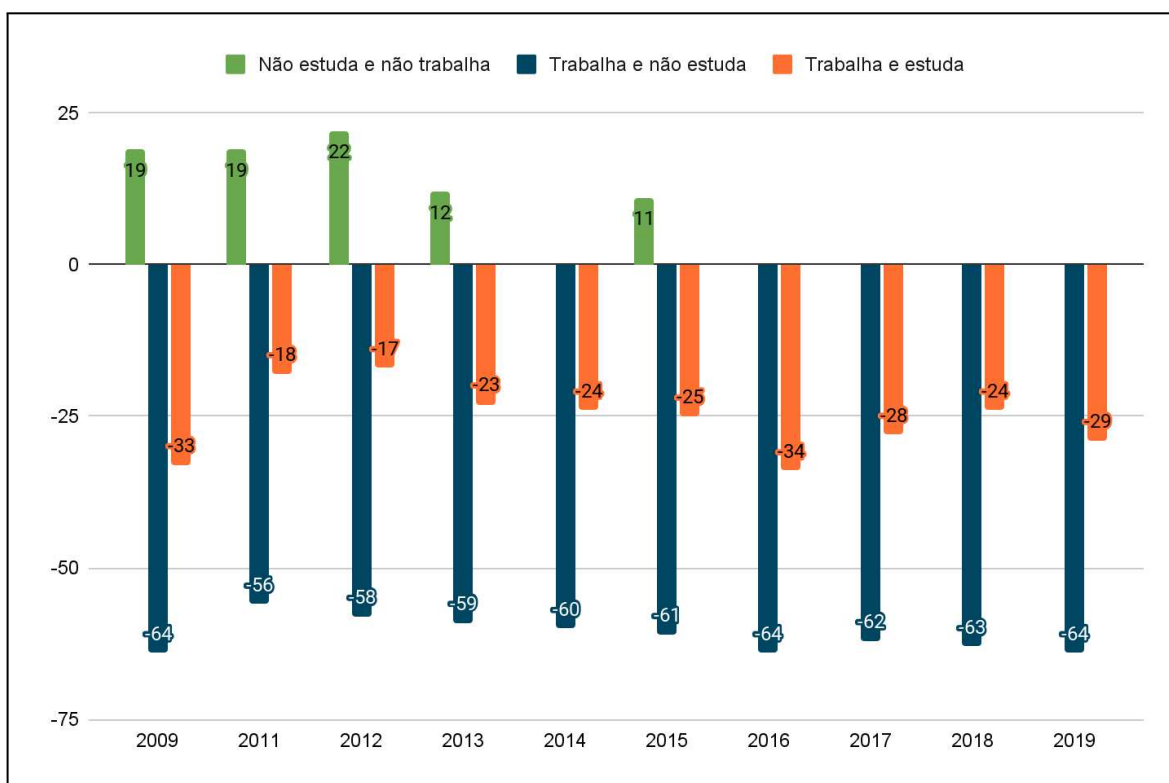
Essa etapa da pesquisa visa interpretar os efeitos das variáveis independentes Gênero; Raça; Estado Civil; Condição na família; Região e Renda familiar mensal per capita no acesso de jovens à educação e trabalho. A partir do teste da hipótese 1, espera-se verificar os efeitos das variáveis independentes nas chances de permanência dos jovens na trajetória educacional e acesso ao mercado de trabalho, considerando as seguintes possibilidades: não trabalhar nem estudar; trabalhar e não estudar; trabalhar e estudar, em relação a estudar e não trabalhar.

A hipótese 1 testará se a implementação da Lei de Cotas influenciou o aumento da continuidade dos jovens na trajetória escolar, aumentando a proporção de indivíduos que só estudam e não trabalham, ou conciliam estudos e trabalho ao longo do período observado.

Por sua vez, a hipótese 3 testará se, diante do panorama de 10 anos observados, a expansão educacional tenderia a reproduzir a desigualdade e desse modo, a política de cotas para

ingresso no ensino superior beneficiaria pretos e pardos em um primeiro momento, mas em um segundo momento estes estudantes tenderiam a permanecer em um situação vulnerável enquanto estudante.

**GRÁFICO 13 – Efeito do Gênero Feminino sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito do gênero sobre as chances de não trabalhar e não estudar, em relação a estudar e não trabalhar, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances em todos os anos porque em algumas associações, a hipótese nula não foi rejeitada e por isso o valor não foi interpretado. A variável gênero foi dicotomizada em masculino como categoria de referência e feminino.

Ao observar o efeito do gênero feminino sobre as chances de não estudar nem trabalhar, verifica-se que, em 2009, as chances de uma mulher não estudar nem trabalhar são 19% maiores do que as chances de um homem estar nessa situação, em relação a estudar e não

trabalhar. Em 2011 o efeito permanece o mesmo, mas em 2012 é notado aumento do efeito positivo, e desse modo ser mulher aumenta em 22% as chances de não trabalhar nem estudar, se comparados a um homem, em relação a só estudar e não trabalhar. Em 2013 houve redução do efeito positivo e as chances de jovens do gênero feminino não trabalharem nem estudarem são 12% maiores que as chances de homens não trabalharem nem estudarem, em relação a só estudar e não trabalhar. Em 2015 as chances de uma mulher estar entre os “nem-nem” eram 11% maiores que as chances de homens, se comparado a situação de estudar e não trabalhar. Para os anos de 2014, 2016, 2017, 2018 e 2019 não houve resultado porque a hipótese nula não foi rejeitada, o que pode indicar que ser jovem do gênero feminino não apresentava diferenças relevantes entre a situação de não trabalhar nem estudar e só estudar e não trabalhar.

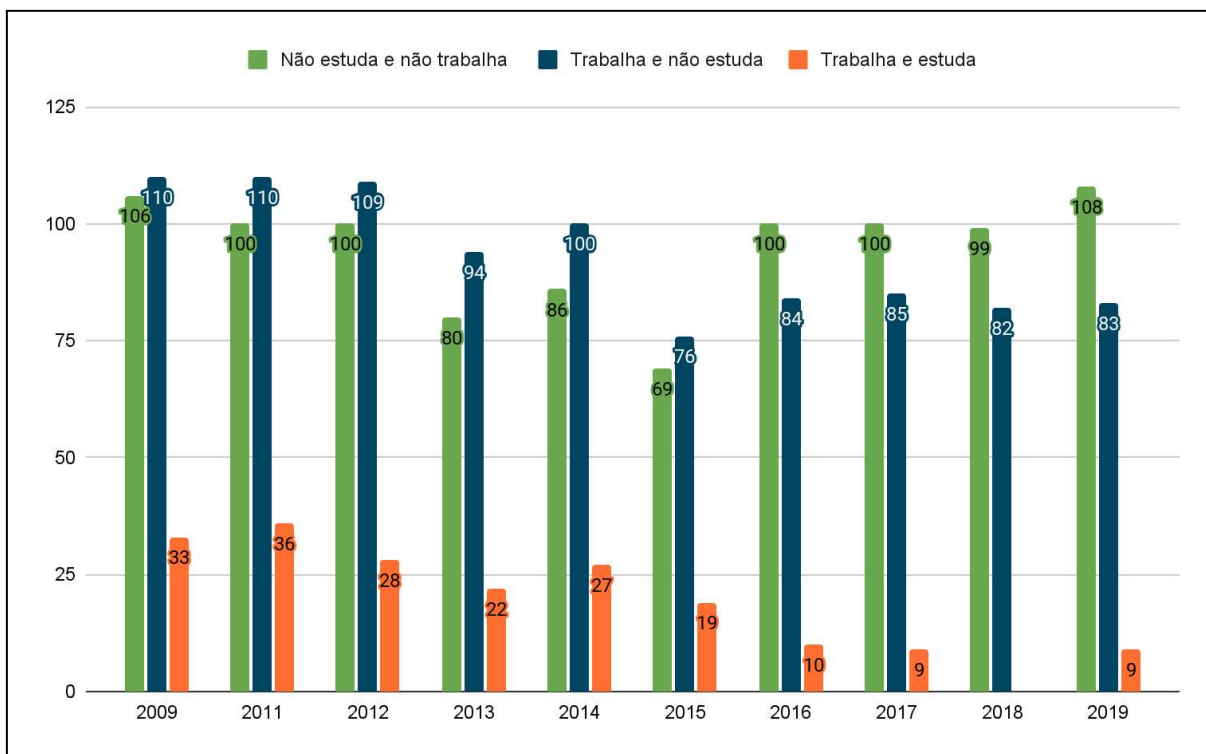
Por sua vez, a observância do efeito do gênero feminino sobre as chances de trabalhar e não estudar verifica efeito negativo: em 2009, a chance de uma mulher de 17 a 29 anos trabalhar e não estudar era 64% menor do que as chances de um homem da mesma faixa etária trabalhar e não estudar, em comparação a só estudar e não trabalhar. Em 2014, ser mulher reduzia as chances de trabalhar e não estudar em 60% em comparação aos homens. Para os anos de 2016 e 2019 foi percebida pequeno aumento do efeito negativo e as chances de uma jovem do gênero feminino trabalhar e não estudar passaram a ser 64% menores que as chances de um jovem do gênero masculino.

Quanto a trabalhar e estudar, em 2009 as chances das mulheres eram 33% menores que as chances de um homem. Houve redução desse efeito em 2011, quando as chances eram 18% menores para jovens do gênero feminino de trabalhar e estudar, se comparadas a jovens do gênero masculino, em relação a estudar e não trabalhar. Em 2012 as chances passaram a ser 17% menores para mulheres, e em 2013 houve a intensificação do efeito, que passaram a ser 23% menores que as chances de jovens do gênero masculino. O efeito permaneceu similar em 2014 e 2015, e em 2016 houve novo aumento do efeito negativo para as mulheres: ser mulher reduz em 34% as chances de trabalhar e estudar se comparado aos homens, em relação a estudar e não trabalhar. Nos anos seguintes (2017 a 2019) houve atenuação do efeito negativo do gênero feminino sobre as chances de conciliar trabalho e estudo, apresentando chances em média 27% menores do que para homens, em comparação à situação de estudar e não trabalhar.

Embora seja percebido o efeito negativo do gênero feminino para as situações de trabalhar e não estudar e de concomitância entre trabalho e estudo, se comparadas aos homens e em relação à categoria de referência de estudar e não trabalhar, podemos perceber efeitos negativos mais acentuados para a situação de trabalhar e não estudar. Isto é, ser mulher reduz as chances de trabalhar e não estudar em comparação aos homens. Esse resultado vai ao encontro das análises da literatura sobre o tema pois, devido aos papéis de gênero impostos socialmente, as mulheres tendem a desempenhar funções no ambiente doméstico e de cuidados e muitas vezes interrompe a trajetória profissional para exercer atividades associadas ao papel de esposa e/ou de mãe, ou nem mesmo chegam a ingressar no mercado de trabalho pelo mesmo motivo. Apesar da redução dessa tendência ao longo das últimas décadas, bem como a redução da proporção de mulheres compondo o grupo dos “nem-nem”, as mulheres ainda são incumbidas da maior parte das atividades domésticas e relativas à parentalidade ou cuidados de familiares enfermos, dificultando a entrada ou permanência das mulheres no mercado de trabalho.

Por sua vez, as mulheres têm apresentado alcance de níveis educacionais cada vez maiores, e a frequência de mulheres à escola é atualmente superior à de homens (CARDOSO, 2008). Desse modo, é possível compreender o efeito negativo de duas situações de trabalho e estudo em relação a estudar e não trabalhar para mulheres no período, comparado aos homens.

**GRÁFICO 14 – Efeito da Raça preta e parda sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito raça sobre as chances de trabalhar e estudar, em relação a estudar e não trabalhar, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances em todos os anos porque em algumas associações, a hipótese nula não foi rejeitada. A variável raça foi dividida em branca como categoria de referência e pretos e pardos.

Desse modo, no ano de 2018, ser preto ou pardo não diferenciava entre a situação de conciliar trabalho e estudo e estudar e não trabalhar. Em 2009, as chances de um jovem preto ou pardo estudar e trabalhar eram 33% maiores que as chances de jovens brancos estudarem e trabalharem, em relação a estudar e não trabalhar. O efeito reduziu a partir de 2012, quando as chances de jovens pretos e pardos eram 28% maiores que as chances de jovens brancos conciliarem estudo e trabalho, em relação a somente estudar e não trabalhar. De 2015 a 2019, é percebida redução mais significativa do efeito da raça preta e parda sobre as chances de trabalhar e estudar, variando entre chances 19% a 9% menores que as chances de jovens brancos, frente a estudar e não trabalhar.

Em 2009, a chance de um jovem preto ou pardo não trabalhar nem estudar era 106% maior do que a chance de um jovem branco não trabalhar nem estudar. De 2013 a 2015 houve redução

significativa do efeito, e as chances de um jovem preto ou pardo não estudar e não trabalhar passaram a ser 69% maiores que as chances de um jovem branco não estudar nem trabalhar, em relação a estudar e não trabalhar. De 2016 a 2019 é verificado novo aumento do efeito raça e as chances de jovens pretos e pardos pertencerem ao grupo dos “nem-nem” eram 108% maiores que as chances de jovens brancos não estudarem nem trabalharem, em relação a estudar e não trabalhar.

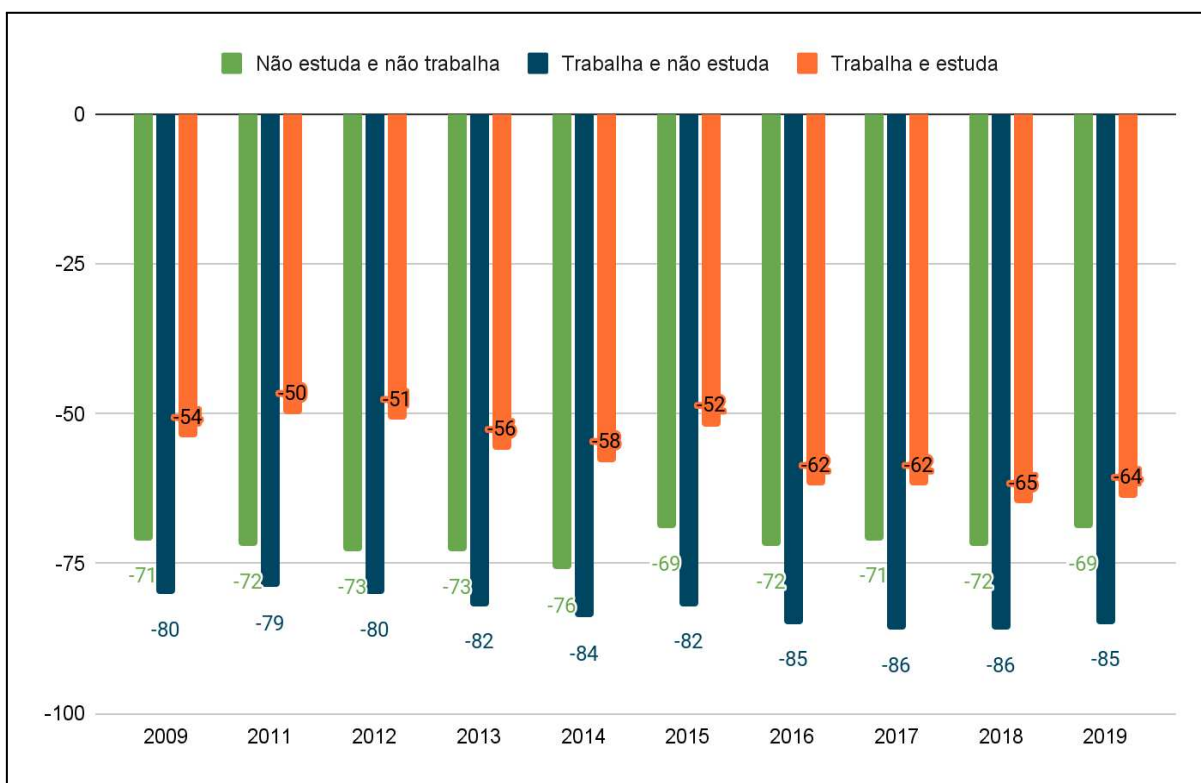
Para o ano de 2009, as chances de jovens pretos ou pardos somente trabalharem e não estudarem eram 110% maiores do que as chances de jovens brancos trabalharem e não estudarem, em relação a estudar e não trabalhar. Em 2015 houve redução expressiva do efeito raça e as chances de jovens pretos e pardos eram 76% maiores do que as chances de jovens brancos de trabalhar e não estudar. De 2016 a 2019 foi notado aumento do efeito raça, quando as chances de jovens pretos e pardos trabalharem e não estudarem se tornaram 84% maiores que as chances de jovens brancos trabalharem e não estudarem em 2016, em comparação a estudar e não trabalhar.

Considerando que a categoria de referência da variável dependente é a situação de estudar e não trabalhar, era esperada a atenuação dos efeitos de raça sobre as situações de estudo e trabalho dos jovens após a Lei de Cotas, principalmente em se tratando de situações que envolvessem os jovens abandonando os estudos. Isto é, esperava-se encontrar indícios de um cenário mais propício aos jovens negros permanecerem na trajetória educacional após 2012. No entanto, o resultado foi diferente, tendo em vista que os efeitos da raça preta e parda sobre as situações de trabalhar e não estudar e de não estudar nem trabalhar permaneceram altos em todo o período. No caso dos “nem-nem”, é notado aumento do efeito da raça principalmente após 2015 — período que coincide com a recessão econômica no Brasil, na qual houve redução nas oportunidades de emprego e atingiu de forma mais acentuada a população mais jovem, atingindo os jovens negros de forma mais intensa.

Além disso, a desigualdade de acesso e permanência de pessoas pretas e pardas na trajetória educacional estão associadas ao acúmulo de desvantagens observado por diversas décadas na população negra, e mais especificamente percebido em toda a vida do indivíduo preto ou pardo. Desse modo, é preciso considerar esse histórico para perceber que uma política afirmativa voltada para o ingresso no ensino superior permite o maior acesso da população negra e pobre a universidades, mas existe um contexto prévio que impede que grande parte dessa população alcance o nível educacional necessário para sequer concorrer a essas vagas

na universidade. Tendo em vista que no Brasil as credenciais escolares são importantes para o acesso a ocupações e posições de maior status social, o menor acesso de pretos e pardos a níveis educacionais mais altos é reverberado também em suas possibilidades de obter ocupações mais bem remuneradas no mercado de trabalho (GUIMARÃES, 2002). Desse modo, essa conjuntura explica as menores chances de negros em alcançar níveis educacionais mais altos e trabalhar em melhores ocupações (HASENBALG e SILVA apud RIBEIRO, 2018).

**GRÁFICO 15 – Efeito da condição de filho na família sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

A variável condição na família foi dividida em pessoa de referência e cônjuge como categoria de referência, e filho. Em 2009, a chance de um jovem na condição de filho não estudar e não trabalhar era 71% menor que as chances de um jovem pessoa de referência ou cônjuge não estudar e não trabalhar, em comparação a estudar e não trabalhar. Houve aumento do efeito negativo da condição de filho sobre as chances de não trabalhar e não estudar em 2012 e 2013, quando jovens na condição de filhos apresentaram chances 73% menores que as

chances de jovens na condição de pessoa de referência ou cônjuge não estudarem nem trabalharem, em relação a estudarem e não trabalharem. No entanto, em 2015 houve redução do efeito da condição de filho na família, uma vez que as chances reduziram para 69% menores que as chances de jovens na condição de pessoa de referência ou cônjuge não estudarem nem trabalharem.

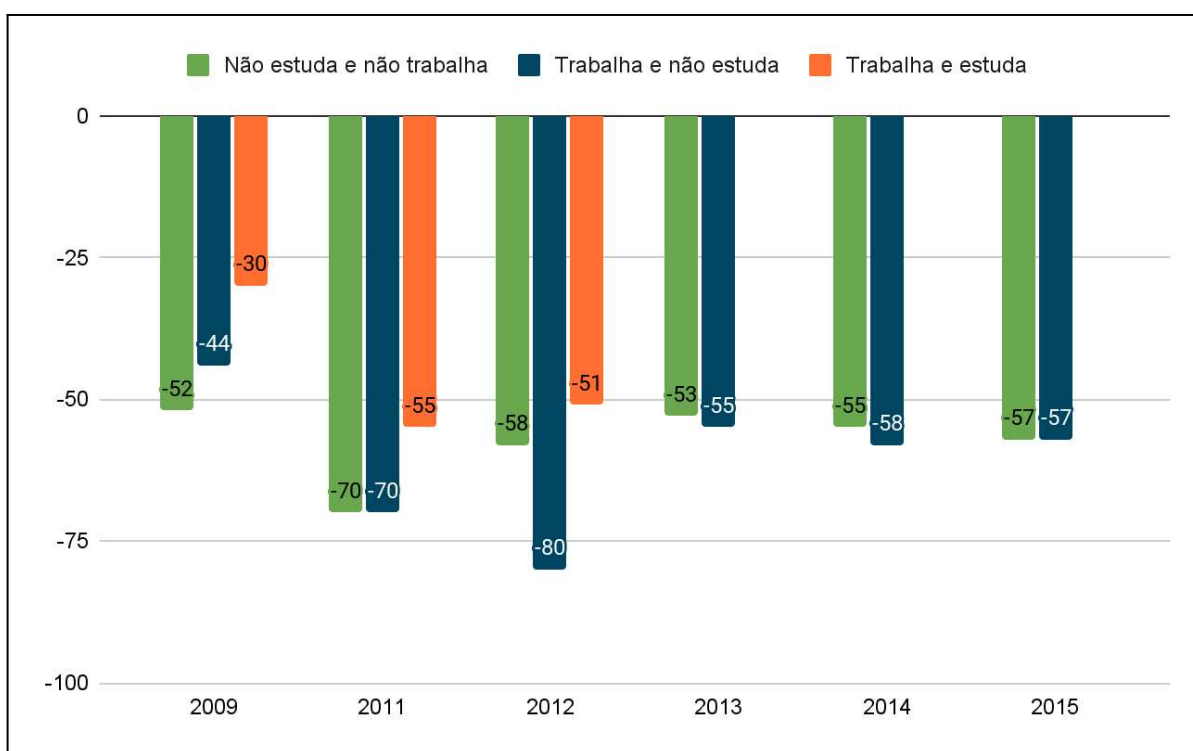
Nesse sentido, o efeito da condição de filho sobre as chances de trabalhar e não estudar são negativas, em relação às chances de pessoas de referência e cônjuges, em comparação a estudar e não trabalhar. Em 2009, a chance de um jovem na condição de filho trabalhar e não estudar é 80% menor do que as chances de um jovem pessoa de referência ou cônjuge trabalhar e não estudar. Houve aumento deste efeito negativo em 2014, quando jovens na condição de filhos apresentaram chances 84% menores que as chances de jovens na condição de pessoa de referência ou cônjuge trabalharem e não estudarem, em relação a estudarem e não trabalharem. Esse efeito se acentua nos próximos anos, chegando a significar chances 86% menores para filhos do que pessoas de referência ou cônjuges em 2017 e 2018.

O efeito da condição de pessoa de referência ou cônjuge na família para as chances de trabalhar e não estudar é muito elevado porque as pessoas de referência e cônjuges estão relacionados ao papel de chefe de família e de responsabilidade pelo domicílio, que estão associados ao sustento da família. Dessa maneira, o jovem que só estuda e não trabalha apresenta maior probabilidade de ter o suporte financeiro da família, estando na condição de filho.

Por sua vez, em 2009 as chances de um jovem na condição de filho trabalhar e estudar era 54% menor do que as chances de um jovem na condição de pessoa de referência ou cônjuge trabalhar e estudar, em relação a estudar e não trabalhar. O efeito da variável condição na família aumentou em 2014, quando jovens na condição de filhos apresentaram chances 58% menores que as chances de jovens na condição de pessoa de referência ou cônjuge conciliarem trabalho e estudo. Entretanto, em 2015 houve redução desse efeito, passando para chances 52% maiores para filhos do que pessoas de referência ou cônjuges. De 2016 em diante o efeito da condição de filho sobre as chances de trabalhar e estudar aumentou, chegando a representar, em 2018, chances 65% menores que as chances de jovens na condição de pessoas de referência ou cônjuge, em comparação a estudar e não trabalhar.

Os resultados indicam que os jovens na condição de filhos apresentam chances consideravelmente maiores de permanecerem nos estudos do que as chances dos jovens na condição de pessoas de referência ou cônjuges de estarem naquela situação. Por outro lado, o efeito da condição de filho sobre a situação de somente trabalhar mas não estudar é negativo. Tendo em vista a justificativa já apresentada, a condição domiciliar de pessoa de referência ou cônjuge indica a autonomia dos jovens em relação ao domicílio de origem. Para que isso aconteça, é necessário — na maioria das vezes — ter alguma forma de sustento próprio e, portanto, um trabalho.

**GRÁFICO 16 – Efeito do estado civil solteiro sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito do estado civil sobre as chances de trabalhar e estudar, em relação a estudar e não trabalhar, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances em todos os anos porque em algumas associações, a hipótese nula não foi rejeitada e por isso o valor não foi interpretado. A variável estado civil foi dividida em solteiro e casado, sendo o último a categoria de referência.

Em 2009, a chance de um jovem solteiro não estudar nem trabalhar era 52% menor do que a chance de um jovem casado não estudar e não trabalhar, em relação a estudar e não trabalhar. É percebida intensificação do efeito em 2011, quando as chances de um jovem solteiro não trabalhar nem estudar são 70% menores que as chances de um jovem casado estar nesta situação, em relação a estudar e não trabalhar.

Observa-se redução do efeito de 2012 em diante, quando jovens solteiros apresentaram chances 58% menores que as chances de jovens casados não estudarem e não trabalharem. Já em 2015, as chances de jovens de 17 a 29 anos solteiros não estudarem nem trabalharem são 57% menores que as chances de jovens casados se encontrarem na situação de “nem-nem”, em relação a estudar e não trabalhar.

Quanto à conciliação de trabalho e estudo, em 2009 os jovens solteiros apresentaram 30% de redução nas chances de estudarem e trabalharem, se comparados a jovens casados, em relação à situação de estudar e não trabalhar. Há ampliação do efeito em 2011, alcançando chances 55% menores para jovens solteiros de estarem na situação de estudar e trabalhar, se comparados a jovens casados. Já em 2012, há atenuação do efeito do estado civil e as chances de solteiros conciliarem estudos e trabalho reduzem para 51% menores que as chances de jovens casados estarem na mesma situação, em relação a só estudarem e não trabalharem.

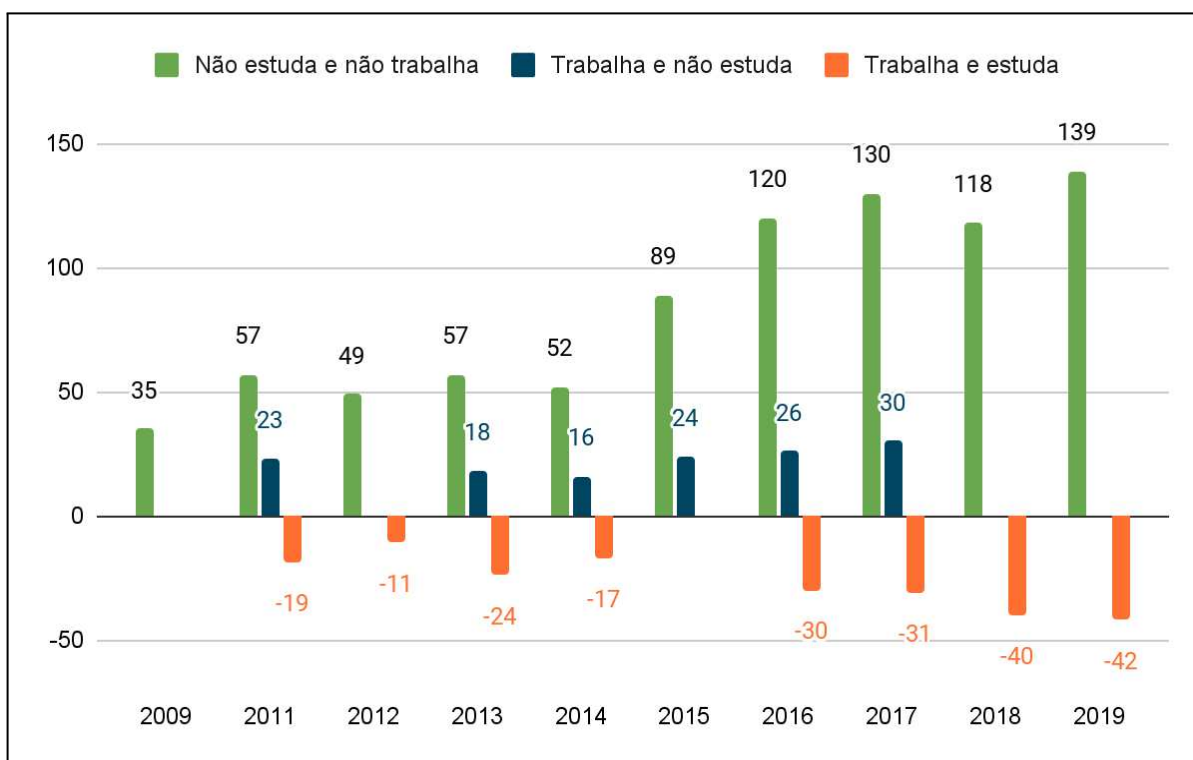
No tocante ao efeito do estado civil de solteiro sobre as chances de trabalhar e não estudar, percebe-se efeito negativo acentuado. Em 2009 as chances de jovens solteiros trabalharem e não estudarem são 44% menores que as chances de jovens casados, em comparação a estudarem e não trabalharem. Em 2012 é verificado o efeito negativo mais acentuado: as chances de jovens solteiros sobre as chances de trabalhar e não estudar são 80% menores que as chances de jovens casados estarem na mesma situação, em comparação a estudar e não trabalhar. Para o ano de 2015, o efeito do estado civil diminui e as chances de jovens solteiros trabalharem e não estudarem são 57% menores que as chances de jovens casados só trabalharem e não estudarem, em relação a estudar e não trabalhar.

Para ambas as situações de trabalho, os jovens solteiros apresentaram chances menores do que de jovens casados estarem naquela situação. Destaca-se a situação de trabalhar e não estudar, que apresenta chances consideravelmente maiores para jovens solteiros, conforme interpretação exposta. O efeito negativo de jovens solteiros sobre as chances de trabalhar e não estudar e de conciliar trabalho e estudo pode ser compreendido por meio do enfoque na

fase de vida deste indivíduo: a partir do momento em que o jovem se casa, ele forma novo núcleo familiar, transformando sua condição na família e se tornando pessoa de referência ou cônjuge. Desse modo, o indivíduo apresenta maior necessidade em trabalhar para viabilizar o provimento da sua nova família e garantir sua autonomia financeira em relação ao domicílio de origem.

Em contrapartida, os jovens solteiros apresentam maiores chances de estarem na situação de estudar e não trabalhar, em comparação a jovens casados, tendo em vista maior possibilidade de jovens solteiros terem suporte das famílias quanto aos estudos: tanto financeiramente, quanto emocionalmente. Esse cenário favorece a permanência dos jovens solteiros por mais tempo na trajetória educacional, assim como verificado.

**GRÁFICO 17 – Efeito da Região Nordeste sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito da região Nordeste sobre as chances de trabalhar e não estudar, e de trabalhar e estudar, em relação a estudar e não trabalhar, tendo como referência a região Nordeste, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances

em todos os anos porque em algumas associações, a hipótese nula não foi rejeitada e por isso o valor não foi interpretado. A variável região Nordeste foi dividida nas categorias região Nordeste e outras regiões (abrangendo as demais regiões do país), sendo a última a categoria de referência.

Para 2009, a chance de um jovem nordestino não estudar nem trabalhar é de 1,35 vezes a chance de um jovem de outras regiões do país não trabalhar e nem estudar, significando aumento de 35% nas chances. É observada variação positiva significativa a partir de 2015, quando as chances dos jovens do Nordeste não estudarem e nem trabalharem são 89% maiores que as chances dos jovens das demais regiões do Brasil. A tendência de aumento do efeito da região Nordeste permanece crescendo nos anos seguintes até 2019, quando atinge chances 139% maiores do que aquelas verificadas para jovens de outras regiões, em relação a estudar e não trabalhar.

A chance de um jovem do Nordeste trabalhar e não estudar é 1,23 vezes a chance de um jovem de outra região trabalhar e não estudar, em relação a só estudar e não trabalhar em 2011. É notada a redução do efeito em 2013 e também em 2014, quando as chances dos jovens nordestinos apenas trabalharem e não estudarem são 1,16 vezes as chances de jovens de outras regiões, em comparação à situação de só estudar e não trabalhar. De 2015 a 2017 é verificado aumento do efeito, e desse modo as chances de jovens do Nordeste trabalharem e não estudarem são 1,30 vezes as chances de jovens de outras regiões, em relação à situação de só estudar e não trabalhar.

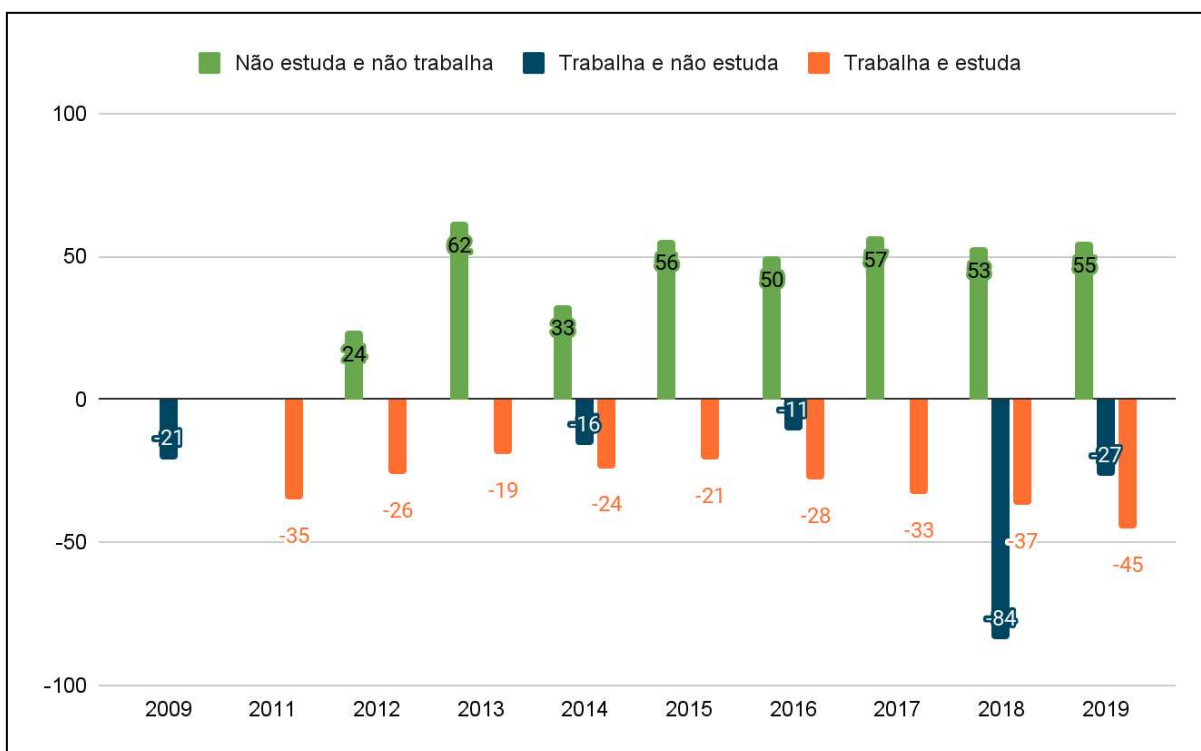
Para a situação de trabalhar e estudar, o efeito da região Nordeste é negativo: em 2011, as chances de jovens de 17 a 29 anos do Nordeste trabalharem e estudarem são 19% menores que as chances de jovens de outras regiões conciliarem trabalho e estudo, em relação a estudarem e não trabalharem. Para 2013, é percebido aumento do efeito, sendo que as chances de jovens do nordeste trabalharem e estudarem são 24% menores que as chances de jovens de outras regiões trabalharem e estudarem.

A partir de 2016 são observadas variações positivas em relação ao ano anterior, intensificando o efeito negativo da região nordeste sobre as chances de trabalhar e estudar, até chegar a chances 42% menores para jovens nordestinos em relação a jovens de outras regiões em 2019, em comparação à situação de estudar e não trabalhar. Esse resultado pode indicar um cenário

mais complexo para garantir o acesso de crianças e adolescentes ao sistema educacional, se comparado a outras regiões.

Embora o estudo de Brito (2014) tenha revelado o aumento de chances de realização da transição correspondente ao ingresso no ensino superior por jovens residentes da região Nordeste, de 2000 a 2010, existem muitos fatores que podem interferir nesse resultado. Tendo em vista que a variável de referência da situação de trabalho e estudo consiste em estudar e não trabalhar, observamos que os jovens nordestinos apresentam chances maiores para a situação de “nem-nem” e para a situação de trabalhar e não estudar, em relação a estudar e não trabalhar. Isto é, o efeito negativo da região nordeste sobre as chances de estudar e não trabalhar pode evidenciar a menor oferta de escolas e instituições de ensino nesta região, dificultando o acesso de jovens que residem nesses locais. Essa questão pode estar relacionada com a população que vive em área rural, tendo em vista que, mesmo com a Lei de Cotas, o benefício concedido a jovens que cumprem os requisitos é limitado às instituições de ensino superior federais, que encontram-se concentradas em centros urbanos. Tendo em vista essas limitações de acesso de residentes de área rural, existem algumas políticas educacionais especialmente voltadas a esse público, como em Minas Gerais, onde a Secretaria Estadual de Educação tem obrigação de fornecer transporte escolar a alunos da educação básica da rede pública estadual residentes de área rural, conforme a Lei nº 21.777/2015, que instituiu o Programa Estadual de Transporte Escolar - PTE-MG.

**GRÁFICO 18 – Efeito da Região Norte sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito da região Norte sobre as chances de não trabalhar nem estudar, trabalhar e não estudar e trabalhar e estudar, em relação a somente estudar e não trabalhar, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances em todos os anos porque em algumas associações, a hipótese nula não foi rejeitada e por isso o valor não foi interpretado. A variável região Norte foi dividida nas categorias região Norte e outras regiões (abarcando as demais regiões do país), sendo a última a categoria de referência.

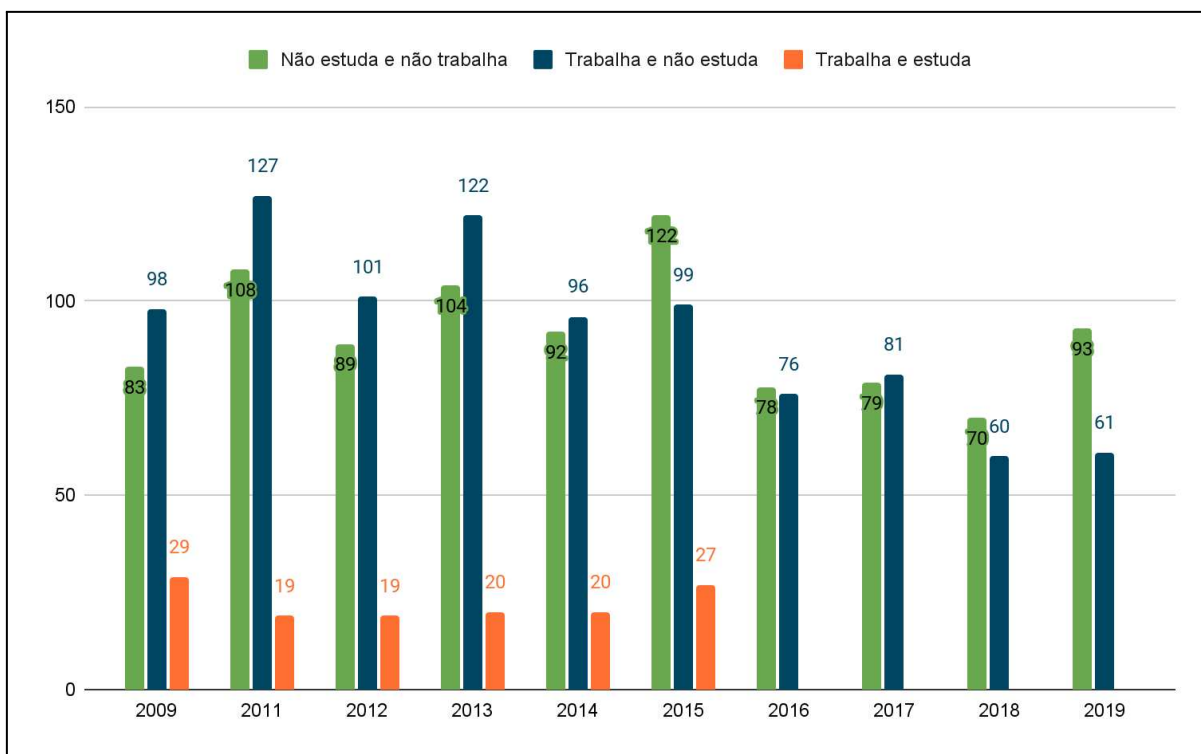
Em 2012, as chances de jovens de 17 a 29 anos da região Norte não estudarem nem trabalharem são 24% maiores que as chances de jovens de outras regiões não estudarem nem trabalharem, em relação a somente estudarem e não trabalharem. Em 2013 é percebido aumento do efeito da região norte sobre as chances de não estudar e não trabalhar, alcançando chances 62% maiores do que jovens de outras regiões, em relação a estudar e não trabalhar. O efeito permanece em patamares altos de 2015 a 2019, quando os jovens do norte apresentam chances em média 54,2% maiores de não estudarem nem trabalharem, se comparados a jovens de outras regiões, em relação a somente estudar e não trabalhar.

Em relação a trabalhar e estudar, em 2011 as chances relativas de jovens do Norte em comparação a jovens de outras regiões são 35% menores, em relação a somente estudar e não trabalhar. Em 2013 as chances de um jovem do norte trabalhar e estudar reduzem significativamente para 19% menores, se comparados a jovens de outras regiões. Em 2014 o efeito se acentua e as chances de conciliar estudos e trabalho se tornam 24% menores para os jovens do Norte, se comparados aos jovens de outras regiões. Esse aumento intensifica-se de 2016 a 2019, até alcançar chances 45% menores para jovens do Norte frente a jovens de outras regiões, em relação a estudar e não trabalhar.

Conforme análise de Brito (2014), para a transição educacional relativa à conclusão do ensino médio, de 1970 a 1991 houve redução dos coeficientes de acesso de 1970 a 1991 para residentes da região Norte. Por sua vez, para o ingresso no ensino superior, houve redução das chances de indivíduos das regiões Norte realizarem a transição deste nível de ensino entre 1980 e 1991. Por outro lado, o efeito negativo antes observado para as chances de acesso ao ensino superior de indivíduos do Norte é atenuado de 2000 a 2010.

Os resultados do Gráfico 18 sugerem que as situações relacionadas ao trabalho se apresentam como maiores desafios na região Norte, tendo em vista que a região reduz as chances dos jovens estarem nas situações de trabalhar e não estudar e de conciliar trabalho e estudo, em relação a estudar e não trabalhar. Ainda, o resultado indica também um cenário mais favorável aos estudos para jovens de 17 a 29 anos, acompanhando a tendência analisada por Brito (2014).

**GRÁFICO 19 – Efeito da Região Sudeste sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito da região Sudeste sobre as chances de trabalhar e estudar, em relação a estudar e não trabalhar, em comparação às demais regiões do Brasil, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances em nenhum dos anos de 2016 a 2019 porque nessas associações, a hipótese nula não foi rejeitada e por isso o valor não foi interpretado. A variável região Sudeste foi dicotomizada nas categorias região Sudeste e outras regiões (abrangendo as demais regiões do país), sendo a última a categoria de referência.

Em 2009, as chances de jovens de 17 a 29 anos do Sudeste trabalharem e não estudarem são 98% maiores que as chances de jovens das outras regiões do país trabalharem e não estudarem, em relação a estudarem e não trabalharem. Para 2011, é percebido aumento do efeito positivo de jovens da região sudeste, no qual as chances são 127% maiores que aquelas percebidas pelos jovens de outras regiões do Brasil. Para 2014, é percebida redução do efeito, sendo que as chances de jovens do Sudeste trabalharem e não estudarem são 96% maiores que as chances de jovens de outras regiões trabalharem e não estudarem, em relação a estudarem e não trabalharem. Após 2015 é percebida redução mais significativa das chances dos jovens

do sudeste de trabalharem e não estudarem, que chegam a serem 60% maiores que as chances dos jovens das demais regiões, para o ano de 2018.

Tendo em vista que a partir de 2015 é notada a recessão econômica no país, que contraiu a disponibilidade de postos de trabalho e pode ser verificado pela redução do efeito positivo da região sudeste para a situação de trabalhar e não estudar, em relação a estudar e não trabalhar. Entretanto, considerando que no Sudeste se concentram os grandes centros urbanos do Brasil, esta região apresenta maior oferta de emprego, mesmo em um contexto de crise econômica. Por isso, mesmo neste contexto, o efeito positivo da região Sudeste permanece acentuado em relação às demais regiões, quanto às chances relacionadas ao trabalho.

Por sua vez, as chances de jovens de 17 a 29 anos do Sudeste trabalharem e estudarem em 2009 são 29% maiores que as chances de jovens de outras regiões do país trabalharem e estudarem, em relação a estudarem e não trabalharem. Houve redução do efeito em 2011 e em 2012 as chances permaneceram as mesmas: as chances de trabalhar e estudar eram 19% maiores para jovens do Sudeste, se comparados a jovens das outras regiões. Para 2013 e 2014 houve variação positiva de 1,0% e desse modo as chances dos jovens do Sudeste trabalharem e estudarem eram 20% maiores que as chances dos jovens de outras regiões, em relação à situação de estudar e não trabalhar.

Para 2015, é percebido aumento do efeito, sendo que as chances de jovens do Sudeste conciliarem trabalho e estudo passam para 1,27 vezes as chances de jovens das outras regiões trabalharem e estudarem.

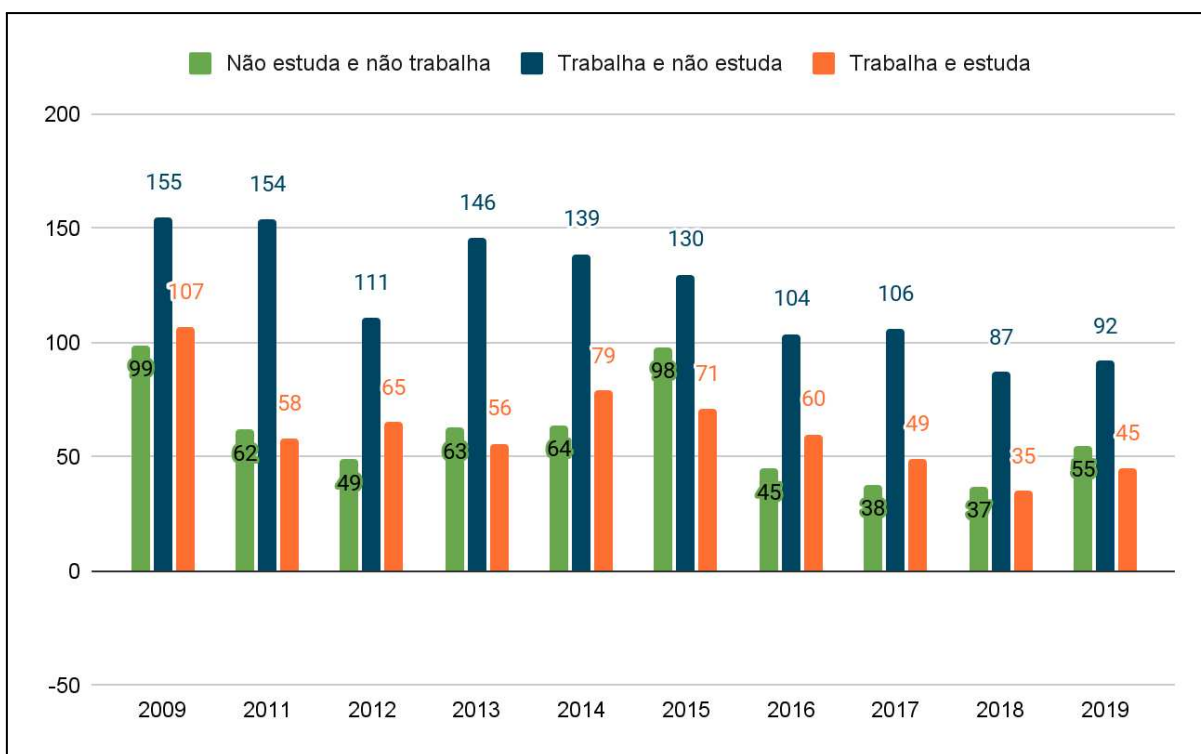
Por sua vez, quando observamos o efeito da região Sudeste sobre a situação de “nem-nem”, verificamos que em 2011 as chances dos jovens do Sudeste são 2,08 vezes as chances dos jovens de outras regiões de não trabalharem nem estudarem, em relação a só estudar e não trabalhar.

De 2014 para 2015 há um grande aumento do efeito da região Sudeste sobre as chances de não trabalhar nem estudar, e dessa forma as chances dos jovens do Sudeste estarem na situação de “nem-nem” de 1,92 vezes passam a ser de 2,22 vezes as chances dos jovens de outras regiões, em relação a estudar e não trabalhar. Após 2015 é percebida expressiva variação negativa até 2019, quando as chances de jovens do Sudeste não trabalharem nem

estudarem chegam a 1,61 vezes as chances de jovens de outras regiões trabalharem e estudarem, em comparação a só estudarem e não trabalharem.

Apesar da região Sudeste apresentar vantagem prevaiente quanto à realização da transição educacional correspondente à conclusão do ensino médio, verificada por Brito (2014) na série temporal de 1960 a 2010, todas as situações de trabalho e estudo apresentaram efeitos positivos se comparados à situação de estudar e não trabalhar. Considerando que as situações levam em conta não apenas a realização educacional, como também o trabalho, esse pode ter sido o motivo que influenciou o resultado inesperado. Nesse sentido, na região Sudeste se concentram grandes centros financeiros do país, o que pode significar a maior disposição de empregos, conforme já foi mencionado. Desse modo, as situações de trabalhar e não estudar e de concomitância entre estudo e trabalho prevalecem sobre a situação de somente estudar e não trabalhar. Entretanto, o efeito da região Sudeste sobre as chances dos jovens estarem na situação de não trabalhar nem estudar é bastante expressiva no período, e acompanha a tendência dos jovens em geral, de acordo com Gráfico 3 – Proporção das situações de trabalho e estudo entre jovens de 17 a 29 anos de 2009 a 2019.

**GRÁFICO 20 – Efeito da Região Sul sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

A variável região Sul foi dividida nas categorias região Sul e outras regiões (abrangendo as demais regiões do país), sendo a última a categoria de referência.

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito da região Sul sobre as chances de não estudar nem trabalhar, comparado a outras regiões, em relação a estudar e não trabalhar, observa-se que em 2009 as chances de jovens de 17 a 29 anos do Sul não trabalharem e não estudarem são 99% maiores que as chances de jovens de outras regiões não trabalharem nem estudarem, em relação a estudarem e não trabalharem. Nos anos seguintes é verificada redução do efeito da região Sul sobre as chances de estar no grupo dos “nem-nem”, apresentando chances 63% maiores que os jovens de outras regiões em 2013. Em 2015 houve crescimento significativo do efeito da região Sul sobre as chances de não estudar nem trabalhar, chegando a apresentar chances 98% maiores que de outras regiões, em relação a estudar e não trabalhar. De 2016 a 2019, as chances de um jovem do Sul não estudar nem trabalhar se mantêm em patamares mais baixos, em média 43,8% maiores que as chances de jovens de outras regiões não trabalharem nem estudarem, em relação a estudarem e não trabalharem.

Em 2009, as chances de jovens de 17 a 29 anos do sul trabalharem e não estudarem são 155% maiores que as chances de jovens de outras regiões trabalharem e não estudarem, em relação a estudarem e não trabalharem. Em 2012, as chances de jovens do Sul trabalharem e não estudarem reduziram para 1,11 vezes as chances de jovens de outras regiões estarem nesta situação, em relação a estudarem e não trabalharem. Para 2015, as chances de jovens do Sul trabalharem e não estudarem são 30% maiores que as chances de jovens de outras regiões trabalharem e não estudarem, em relação a estudarem e não trabalharem.

Em relação a trabalhar e estudar, em 2009 as chances relativas de jovens do Sul em comparação a jovens das outras regiões do Brasil são 107% maiores. Em 2013 as chances de um jovem do Sul trabalhar e estudar são 56% maiores do que as chances de um jovem de outra região, em comparação a estudar e não trabalhar. De 2014 a 2018 há variação negativa, quando as chances de jovens do Sul estudarem e trabalharem reduzem para 1,35 vezes as chances de jovens de outras regiões estudarem e trabalharem. Em 2019 é observado aumento do efeito regional, sendo as chances de jovens da região Sul conciliar estudos e trabalho 45%

maiores do que as chances de jovens das demais regiões, em relação à situação de estudar e não trabalhar.

De acordo com Brito (2014), a região Sul apresenta vantagens consolidadas no período de 1960 a 2010 em relação à realização da transição educacional relativa ao ingresso no ensino superior. O resultado deste estudo se difere da análise de Brito (2014), tendo em vista que é verificado efeito positivo da região Sul sobre as chances de estar em todas as demais situações de trabalho e estudo, se comparados a jovens das outras regiões do país, em relação a estudar e não trabalhar.

É importante ressaltar que, diferente das demais regiões analisadas, a região Sul apresenta tendência de aproximação do efeito sobre a situação de estudar e trabalhar da situação de não trabalhar nem estudar. Enquanto nas regiões Nordeste, Norte e Sudeste são observadas chances significativamente maiores dos jovens estarem na situação de “nem-nem”, na região Sul as chances relativas às duas situações mencionadas são muito próximas.

**GRÁFICO 21 – Efeito da Renda familiar mensal per capita Igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo sobre situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

A variável renda familiar foi dividida nas categorias renda mensal familiar per capita até 1,5 salário-mínimo e renda mensal familiar per capita maior que 1,5 salário-mínimo, sendo a última a categoria de referência.

Em 2009, a chance de um jovem de renda mensal familiar de até 1,5 salário-mínimo per capita trabalhar e não estudar é 287% maior que a chance de um jovem de renda mensal familiar de mais de 1,5 salário-mínimo per capita trabalhar e não estudar, em relação a estudar e não trabalhar. Já em 2015, é percebida redução desse efeito, uma vez que as chances de jovens de renda mensal familiar de até 1,5 salário-mínimo per capita trabalharem e não estudarem são 152% menores que a chance de jovens de renda mensal familiar de mais de 1,5 salário-mínimo per capita trabalharem e não estudarem, em relação a estudar e não trabalhar.

Quanto à categoria “trabalha e estuda”, o efeito da renda mensal familiar de até 1,5 salário-mínimo per capita é negativo: em 2011, a chance de um jovem cuja renda mensal familiar é igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo per capita é 37% menor que a chance de um jovem de renda mensal familiar superior a 1,5 salário-mínimo per capita estudar e trabalhar, em comparação a só estudar e não trabalhar.

Já para o ano de 2012, é observada pequena redução do efeito negativo da renda familiar, quando as chances de trabalhar e estudar são 22% menores para jovens de renda familiar inferior do que as chances de jovens com renda familiar superior. Esse efeito negativo da família de menor renda se mantém similar em 2013. Já em 2014 as chances de um jovem deste tipo de família estudar e trabalhar são 30% menores do que as chances de um jovem com renda familiar superior a 1,5 salário-mínimo estudar e trabalhar, em relação a estudar e não trabalhar.

Por sua vez, o efeito da renda familiar mensal per capita igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo sobre as chances de não estudar nem trabalhar, frente a renda familiar superior a 1,5 salário-mínimo, observa-se que, em 2009 as chances de jovens de 17 a 29 anos cuja renda familiar mensal per capita é igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo não trabalharem e não estudarem são 798% maiores que as chances de jovens cuja renda familiar é superior a 1,5 salário-mínimo, em relação a estudarem e não trabalharem.

O efeito decresce consideravelmente em 2011 e em 2012, quando as chances de um jovem cuja renda familiar mensal per capita é igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo não trabalhar nem estudar são 528% maiores que as chances de um jovem cuja renda familiar é superior a 1,5 salário-mínimo, em relação a estudar e não trabalhar.

O efeito da renda familiar mensal inferior sobre as chances de estar no grupo de “nem-nem” aumenta em 100% em 2013, e em 2015 é percebida variação negativa, quando as chances de jovens com renda familiar per capita igual ou menor que 1,5 salário-mínimo são a 493% menores que as chances de jovens com renda familiar per capita superior a 1,5 salário-mínimo, em relação à situação de estudar e não trabalhar.

Considerando que a categoria de referência da variável dependente é a situação de estudar e não trabalhar, e tendo em vista que a Lei de Cotas apresenta como requisito de obtenção de reserva de vagas específica, o rendimento familiar per capita igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo, era esperado que após 2012 houvesse tendência de aumento do efeito relacionado à renda familiar inferior sobre as chances de continuidade nos estudos dos jovens. Isto é, seria percebida redução dos efeitos da renda familiar igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo sobre as chances de estar em situações que não envolvem estudo: não estudar e não trabalhar e de somente trabalhar e não estudar.

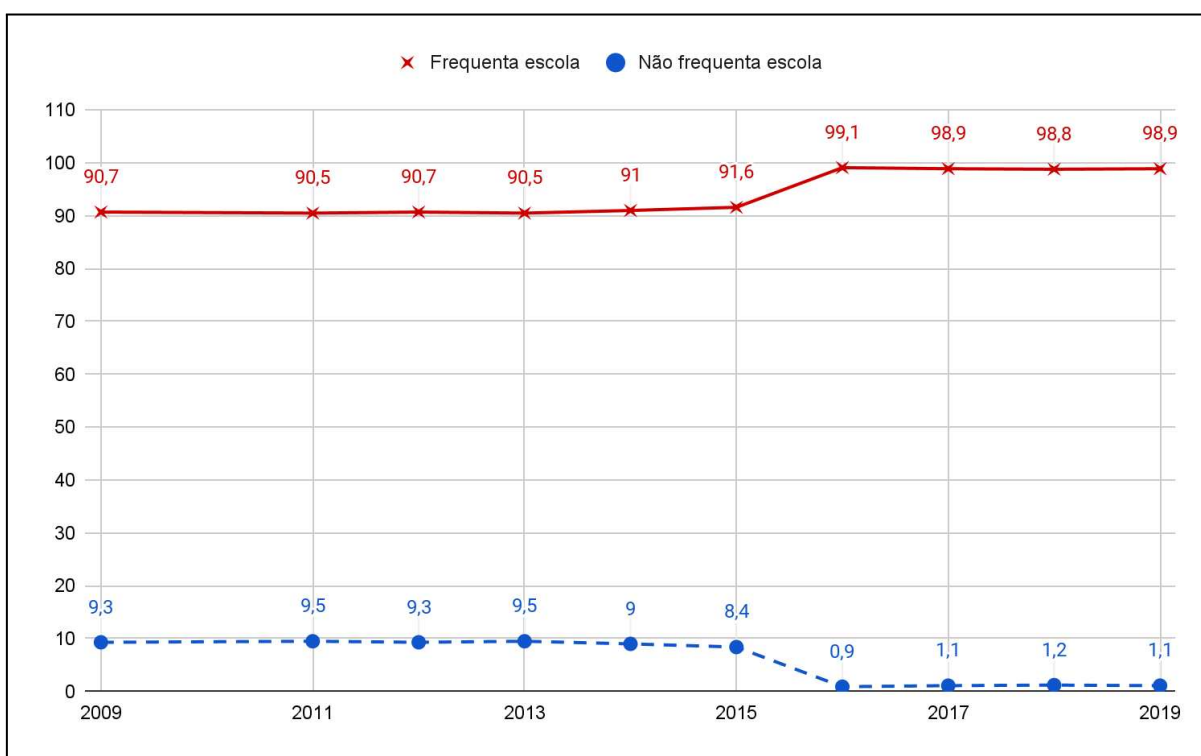
Todavia, as desvantagens apresentadas pelos jovens de origem socioeconômica mais baixa se mostram persistentes ao longo do período observado — o que pode ser justificado por meio da compreensão que o rendimento familiar mais baixo impõe diversas barreiras de acesso à educação de qualidade durante toda a vida do indivíduo, bem como apresenta entraves quanto à permanência dos jovens mais pobres nos estudos, uma vez que comumente precisam abandonar a trajetória escolar para trabalhar e ajudar no sustento da família. Desse modo, as políticas educacionais em torno da minimização dessas desvantagens são importantes para garantir o acesso dessa população ao ensino superior, mas pode exigir mais tempo para que sejam percebidas mudanças significativas em torno da redução do efeito negativo da renda familiar inferior sobre as chances do jovem estudar.

### **7.3 Análise de dados do Modelo 2 referente à hipótese 2**

A hipótese 2 testará como o comportamento dos jovens da faixa etária entre 15 e 17 anos que não haviam completado o ensino médio mudou de 2009 a 2019 em relação à continuidade na

trajetória escolar, considerando a Lei nº 12.711/2012 (Lei de Cotas). Ou seja, vamos testar se esses jovens foram motivados com a possibilidade de acesso ao ensino superior, modificando seu comportamento ao longo de uma década de análise. Dessa maneira, o primeiro teste consiste em verificar se houve aumento na proporção de jovens que frequentam a escola e não trabalham, e que frequentam a escola e trabalham menos de 20 horas semanais. O segundo teste verificará se houve redução na proporção de jovens negros entre aqueles que não frequentam a escola e o terceiro teste, por sua vez, observará se a composição do grupo de jovens negros em relação a estudar ou não estudar se aproximou da composição do grupo de jovens brancos.

**GRÁFICO 22 – Proporção das situações de estudo para jovens de 15 a 17 anos entre 2009 e 2019**



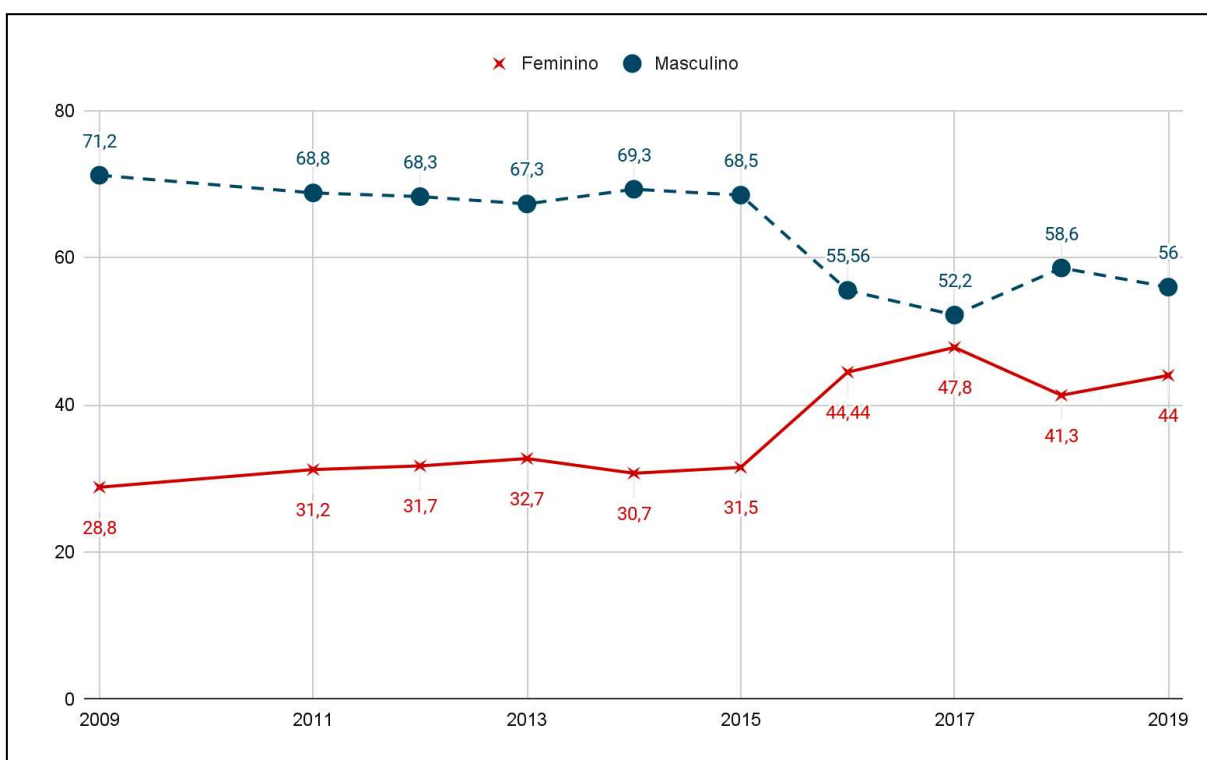
**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Os dados relativos à composição da variável dependente “educação” apresentados no gráfico acima evidenciam algumas alterações nos destinos dos jovens de 15 a 17 anos de 2009 a 2019. De 2009 a 2015 é percebido aumento da proporção de jovens na referida faixa etária que estão na escola, passando de 90,7% para 91,6%. De 2015 a 2016 é percebido aumento

significativo da representação de jovens que estudam, variando em 7,5%, e essa proporção se mantém em patamares altos nos anos seguintes.

Embora a faixa etária de 15 a 17 anos seja correspondente ao ensino médio, é importante ressaltar que foram considerados também estudantes do ensino fundamental, visto que foi observado na amostra que parte significativa dos jovens pertencentes a esta faixa etária frequentavam o ensino fundamental. Considerando que este estudo pretende observar o comportamento de jovens em relação à continuidade em suas trajetórias educacionais ao longo dos anos, é importante levar em conta o grupo de estudantes do ensino fundamental — mesmo apresentando distorção idade-série.

**GRÁFICO 23 – Não frequenta a escola x Gênero para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

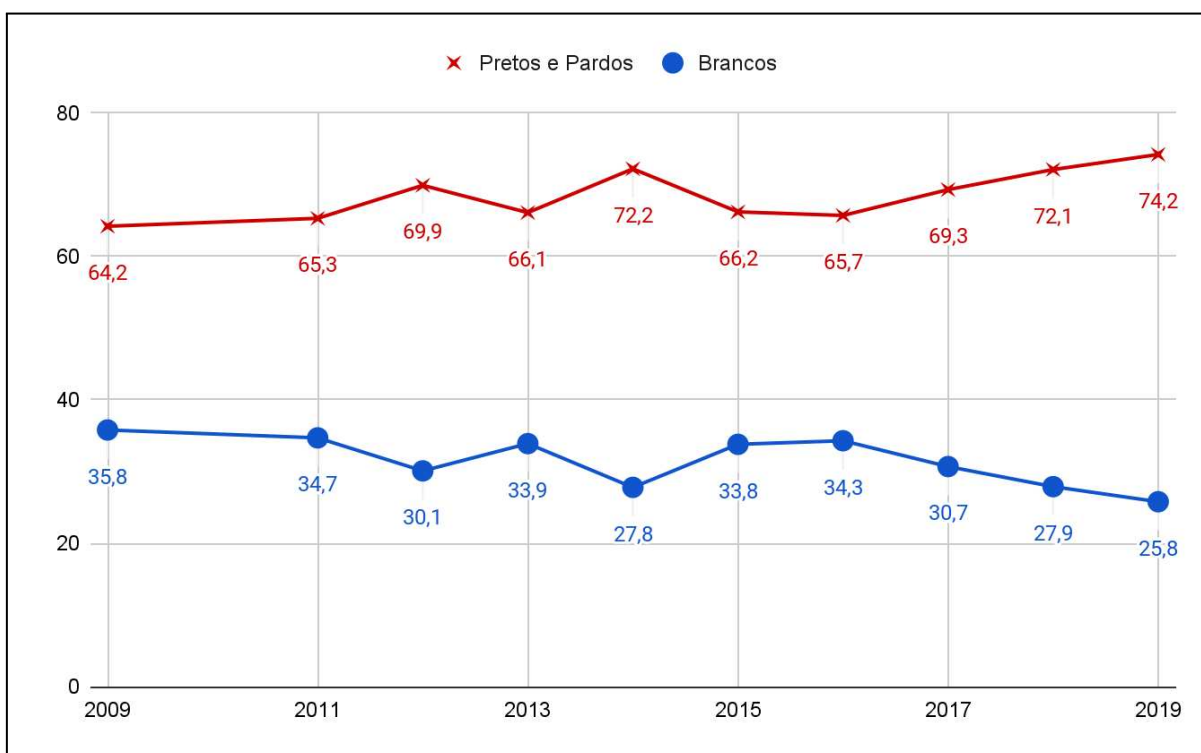
Entre o grupo de jovens de 15 a 17 anos que não frequenta a escola, percebe-se a prevalência de homens nesse grupo, com média de representação de 63,6%. De 2009 para 2015 houve uma redução de 71,2% para 66,8% na representação masculina no grupo dos jovens que não estudam. Essa redução se mostrou mais acentuada de 2015 a 2016, com variação negativa de 12,9%. De 2016 a 2019 houve pequena variação negativa, chegando a proporção de 52,2%

em 2017, subindo para 58,6% em 2018 e atingindo 56% em 2019. Esses dados confirmam a tendência já observada na literatura, de que os homens abandonam os estudos e ingressam no mercado de trabalho mais cedo que as mulheres.

No período total de 2009 a 2019 foi observada grande variação entre os jovens que não frequentam a escola, sendo que a proporção de jovens variou em 15,2%, passando a representação masculina de 71,2% para 56% e a representação feminina de 28,8% para 44%. Desse modo, ainda que sejam verificadas associações mais fortes entre não estudar e o gênero masculino, a desigualdade de gênero neste caso foi atenuada ao longo dos anos, alcançando patamares mais próximos da igualdade de gênero.

### 7.3.1 Análise das situações de estudo conforme a Raça

**GRÁFICO 24 – Não frequenta a escola x Raça para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

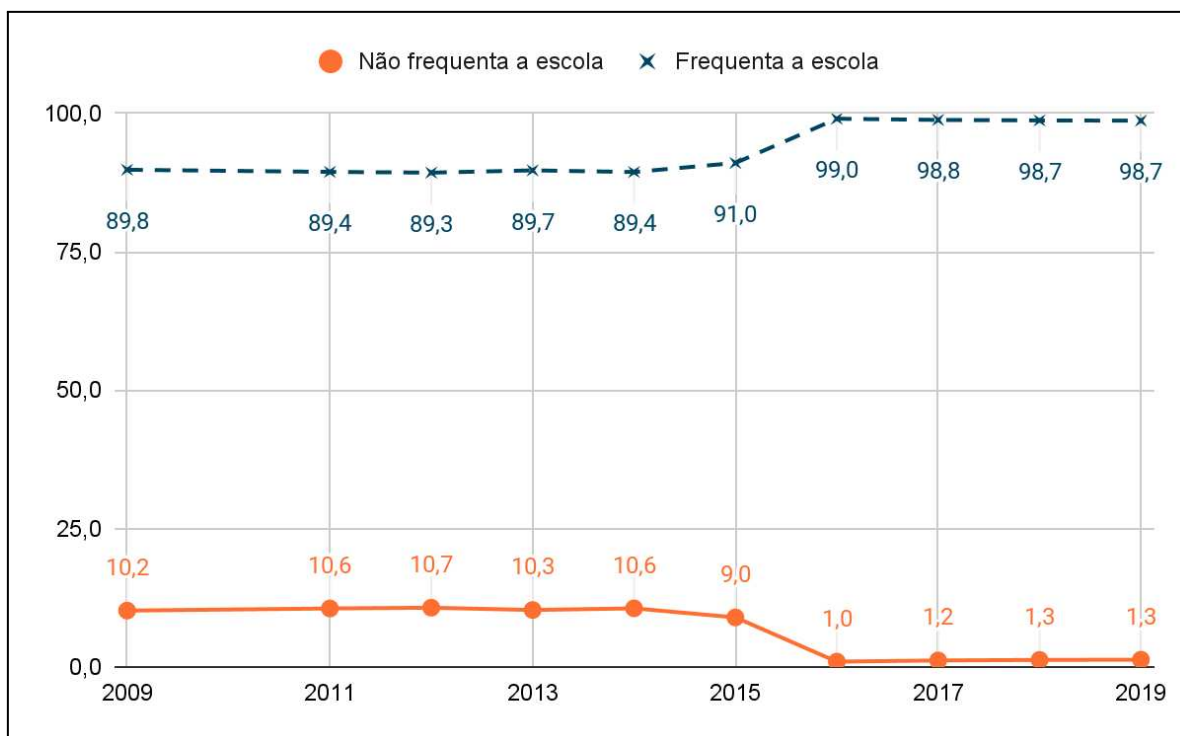
Entre os jovens de 15 a 17 anos que não frequentam a escola, observa-se a composição conforme raça dos indivíduos: pretos e pardos compõem a parte majoritária desse grupo, com representação média de 68,5% e os brancos formam, em média, 31,5% do grupo.

Era esperado que, a partir da implementação da política de cotas, a proporção de pretos e pardos entre o grupo que não estuda sofresse redução ao longo dos anos, tendo em vista que consiste em critério de subdivisão da reserva de vagas do ensino superior público estabelecida na Lei nº 12.711/2012, direcionada especificamente para esse grupo.

Contudo, no período de 2009 a 2019 é verificado crescimento na proporção de jovens pretos e pardos ao longo dos anos entre os jovens que não estudam: de 2012 a 2013 há redução de 3,8%, passando de 69,9% para 66,1%. De 2013 a 2014 houve aumento de 6,1% e redução para 65,7% em 2016. Após 2016 é verificado aumento crescente da proporção de pretos e pardos entre os jovens que não estudam até 2019, quando alcançou 74,2% do grupo.

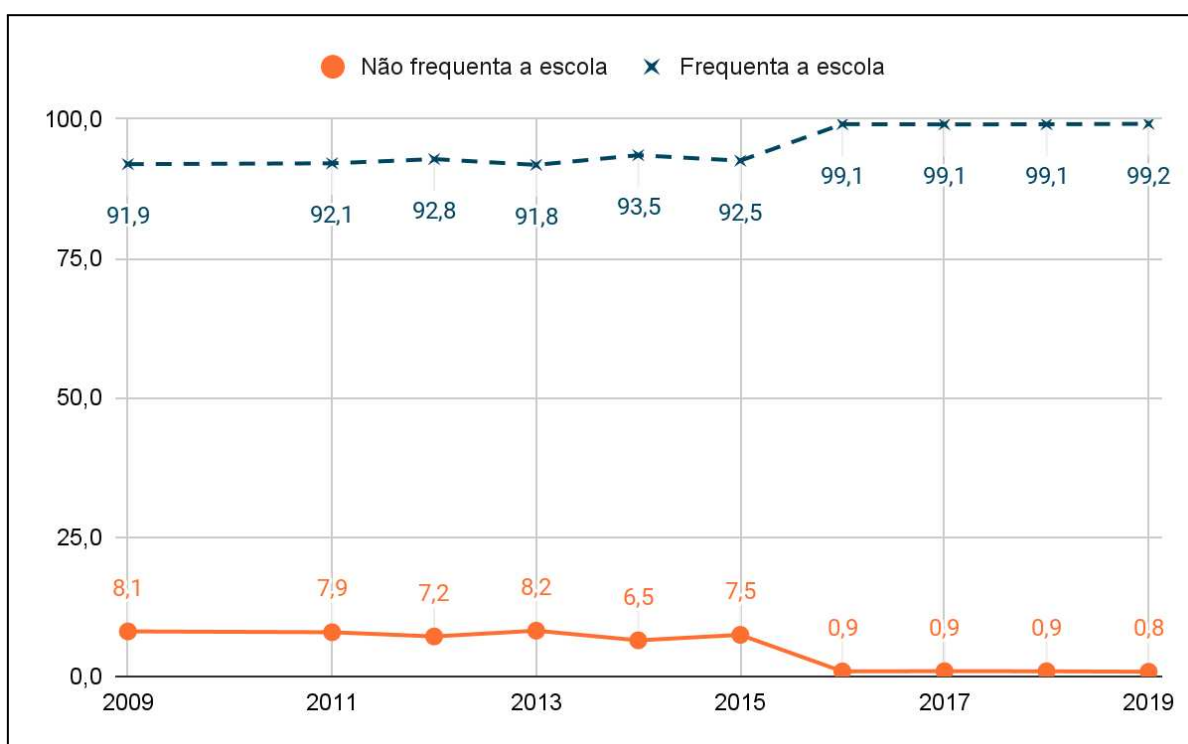
Assim como ressaltado anteriormente, vale salientar novamente que o acúmulo de desvantagens da população preta e parda influencia a desigualdade de acesso e permanência desse grupo na trajetória educacional. No caso da hipótese 2 que considera indivíduos que não concluíram o ensino médio, é evidenciado que a maioria dos jovens que abandonam a escola antes de terminarem a educação básica é formada por negros. Ou seja, mesmo com a existência da política de cotas voltada para o ingresso desta parte da população no ensino superior, não podemos esquecer do contexto histórico de desvantagens que impede que grande parte dessa população alcance o nível educacional necessário para sequer concorrer a essas vagas na universidade.

**GRÁFICO 25 – Raça preta e parda x situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

**GRÁFICO 26 – Raça branca x situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**

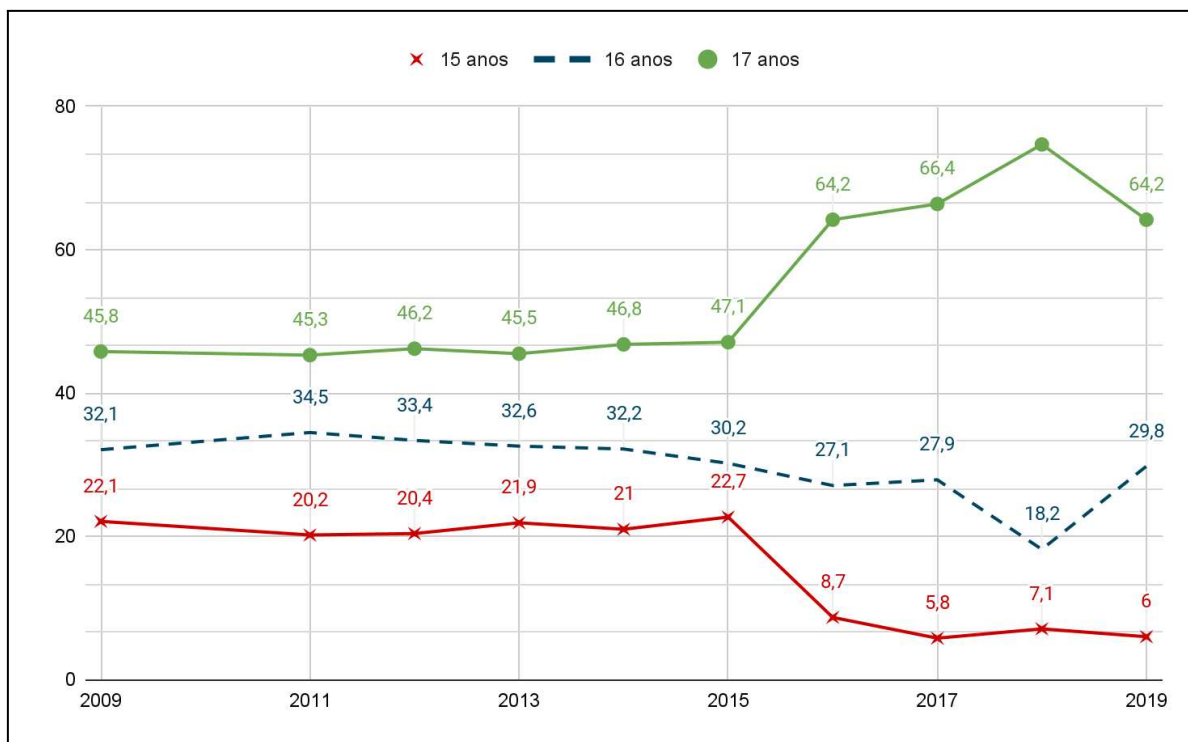


**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao comparar os gráficos referentes à composição da variável raça preta e parda e da variável raça branca, conforme a frequentar a escola ou não frequentar, percebe-se que a porcentagem média de jovens pretos e pardos de 15 a 17 anos que frequenta a escola é de 93,4%, ao passo que a porcentagem média de brancos que estudam é de 95,1%. A diferença entre a proporção de frequência de brancos e não-brancos na escola é minimizada ao longo dos anos, chegando a 4,1% em 2014 e passando para 0,5% em 2019.

De 2009 a 2015, a representação média de jovens pretos e pardos que não frequentavam a escola era de 10,2%, enquanto a proporção média de jovens brancos que não frequentavam a escola no mesmo período era 7,6%. Levando em conta a literatura, a desigualdade racial se mostra permanente mesmo em contextos de expansão educacional, representando entraves adicionais para indivíduos pretos e pardos. Embora seja percebida redução da desigualdade racial quanto ao acesso à escola ao longo do período observado, principalmente após 2016, é importante lembrar que a amostra não contempla jovens de 15 a 17 anos que concluíram o ensino médio. Nesse sentido, os resultados aqui apresentados devem ser interpretados com parcimônia.

**GRÁFICO 27 – Não frequenta a escola x Idade para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

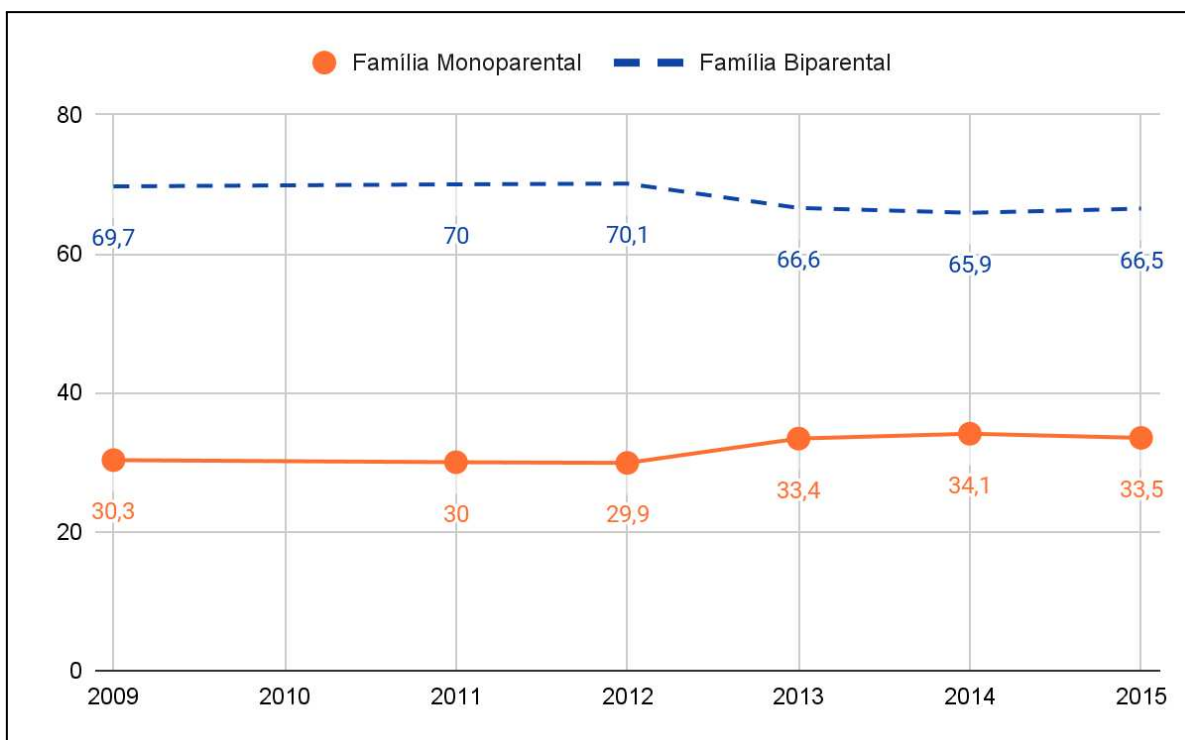
Analisando o panorama geral de 2009 a 2019 percebemos a redução significativa da proporção de jovens de 15 anos entre aqueles que não frequentam a escola, principalmente após 2015, passando de 22,7% para 6% em 2019. A representação de jovens de 16 anos entre aqueles que não estudam também sofreu redução, mais acentuada a partir de 2014, quando diminuiu de 32,2% para 18,2% em 2018. Apesar da variação positiva significativa em 2019, a proporção ainda foi menor que aquela apresentada no início da série histórica, em 2009.

Já a proporção de indivíduos de 17 anos no grupo de jovens que não estudam aumentou expressivamente, especialmente após 2015, quando a proporção passou de 47,1% até atingir 74,7% em 2018. De 2018 a 2019 houve redução de 10,5% na proporção, mas permaneceu representando a maior parte do grupo que não frequenta a escola.

É importante ressaltar que este modelo não considera jovens que tenham concluído o ensino médio, pois a situação de não estudar tendo concluído o ensino médio consiste em situação diferente do que estamos observando neste modelo. Tendo em vista a redução de jovens de 15 e 16 anos fora da escola, e o aumento dos jovens de 17 anos no grupo daqueles que não estudam, existe a indicação que os jovens estejam permanecendo mais tempo na escola e

adiando a saída da escola que, nos anos iniciais do período observado, ocorriam em idades mais baixas.

**GRÁFICO 28 – Não frequenta a escola x Tipo de Família para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

Ao observarmos a variável tipo de família, é possível perceber que o grupo de jovens que não estudam é composto majoritariamente por famílias biparentais, apresentando média de 68,1% de 2009 a 2015 frente a média de 31,9% de participação de jovens de famílias monoparentais. Vale salientar que a base de dados da PNAD Contínua não possui a variável tipo de família nos microdados trimestrais de pessoas, e por isso não dispomos das informações correspondentes para os anos de 2016 a 2019. No entanto, podemos observar que a composição domiciliar entre 2009 e 2015 sofreu pouca variação no período, o que nos leva a acreditar que nos anos seguintes a composição da variável permaneça similar.

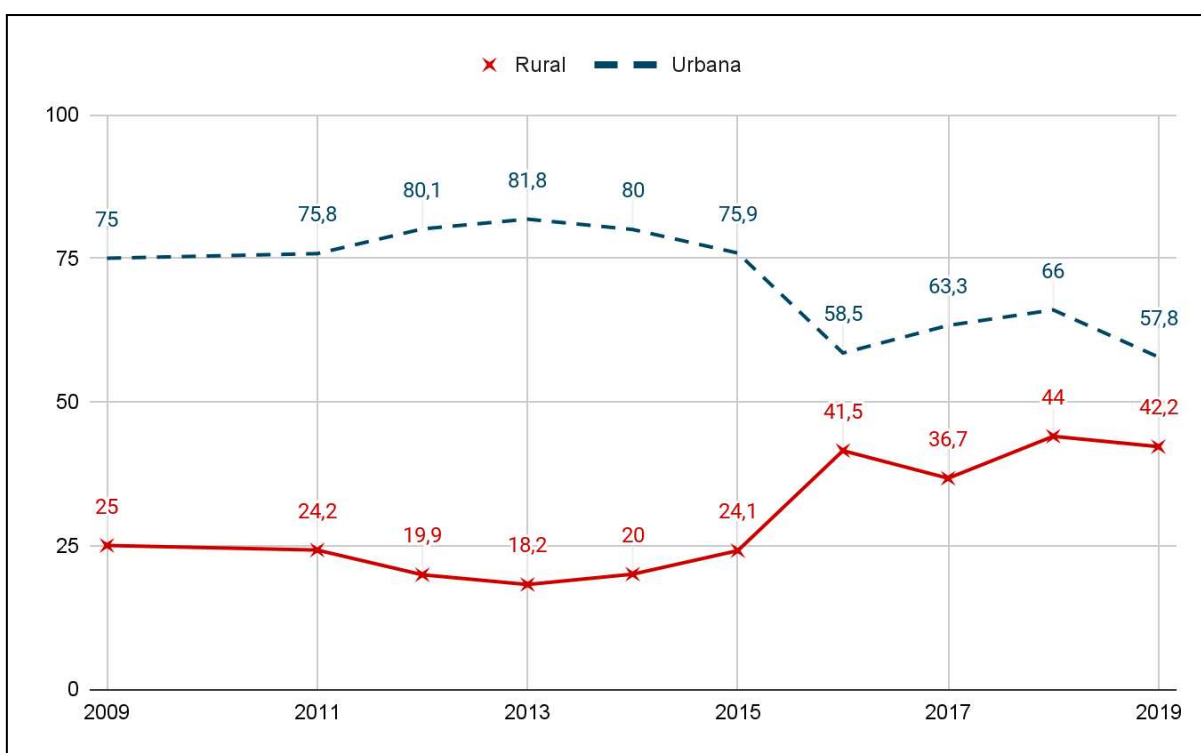
Durante o período de 2009 a 2015, o tipo de família que representa parte majoritária no grupo de jovens de 15 a 17 anos que não estudam é a família biparental, com média de 68,1%, ao

passo que a representação média de jovens de família monoparental é de 31,9%. É percebida variação negativa de 3,2% para os jovens de família biparental de 2009 a 2015.

A literatura cita o tipo de família biparental como indicativo de maior estabilidade familiar: maior possibilidade de apoio financeiro por meio de dois pais, bem como a maior disponibilidade do acompanhamento pedagógico do estudante, por parte dos responsáveis, se comparado a domicílios monoparentais. Ademais, as famílias monoparentais podem apontar a necessidade do jovem ingressar no mercado de trabalho para ajudar financeiramente a família (ALMEIDA et al., 2022).

Isto posto, era esperado que a maior parte dos jovens que não frequentam a escola fossem de famílias monoparentais. Todavia, é importante considerar que a principal configuração de domicílio no Brasil de 1960 a 2000 era a biparental — casal com filho(s) (WAJNMAN, 2012) e uma possível explicação para o resultado inesperado seria que essa realidade da população em geral foi verificada também dentro do grupo de jovens que não estudam.

**GRÁFICO 29 – Não frequenta a escola x Área de residência para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

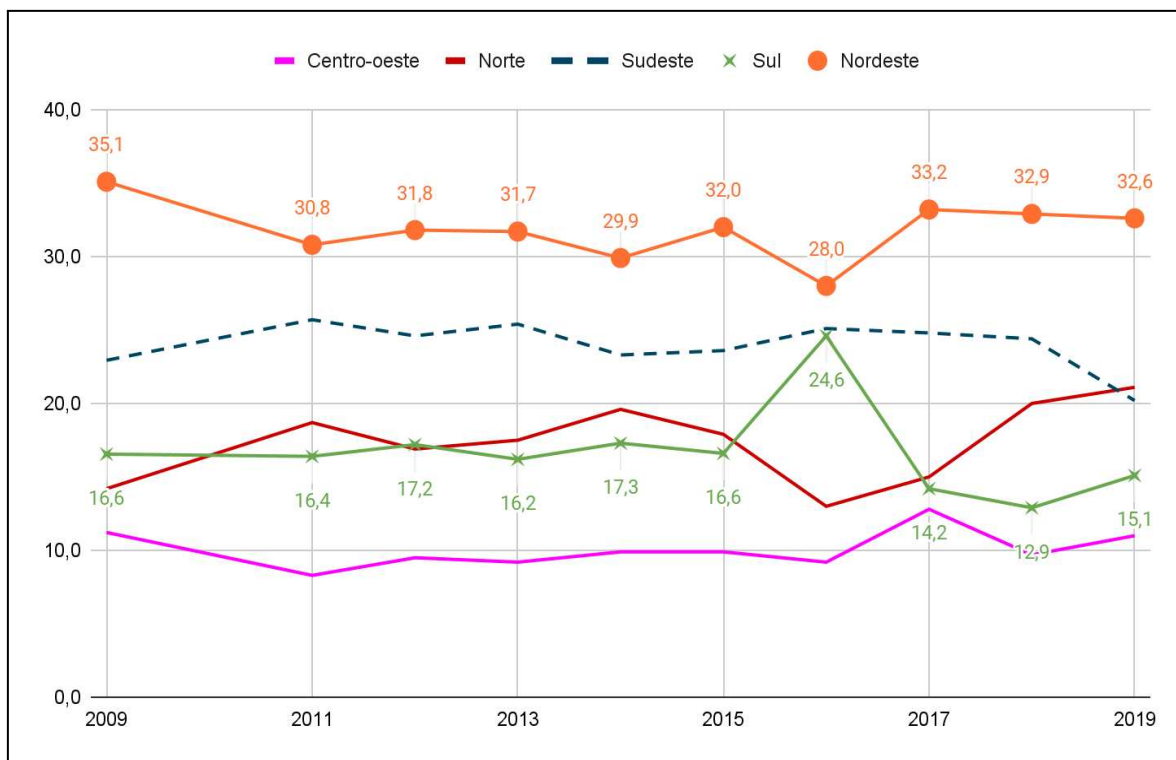
Ao observarmos a variável área de residência, é possível perceber que o grupo de jovens de 15 a 17 anos que não estudam majoritariamente residem em área urbana, apresentando média de 78,1% de 2009 a 2015 frente a média de 21,9% de participação de jovens de áreas rurais. De 2016 em diante a proporção da variável varia bastante, passando de 75,9% em 2015 para 58,5% em 2016 para jovens da área urbana. A média de representação de jovens que não estudam e residem na área urbana de 2016 a 2019 significa 61,4% deste grupo, frente à média de 41,1% para residentes de área rural.

A relação entre área de residência e a evasão escolar pode indicar a falta de compatibilidade entre população em idade escolar residente da localidade e oferta de escolas com capacidade para atender esses potenciais estudantes. Ao observar todo o período de 2009 a 2019, é percebida grande variação da proporção de jovens da área rural e urbana, aproximando as duas proporções.

É importante destacar que a composição da variável área de residência na PNAD (2009 a 2015) e na variável PNAD Contínua (2016 a 2019) apresenta algumas diferenças, as quais procuramos minimizar observando as informações disponíveis para cada uma das bases. Desse modo, na PNAD houve a junção das categorias de código de situação censitária: Urbana – Cidade ou vila, área urbanizada; Urbana – Cidade ou vila, área não-urbanizada e Urbana – Área urbana isolada na categoria Urbana; e a junção das categorias Rural – Aglomerado rural de extensão urbana; Rural – Aglomerado rural, isolado, povoado; Rural – Aglomerado rural, isolado, núcleo; Rural – Aglomerado rural, isolado, outros aglomerados e Rural – Zona rural exclusive aglomerado rural na categoria Rural. Por sua vez, a variável situação do domicílio na PNAD Contínua possui apenas duas categorias: urbana e rural.

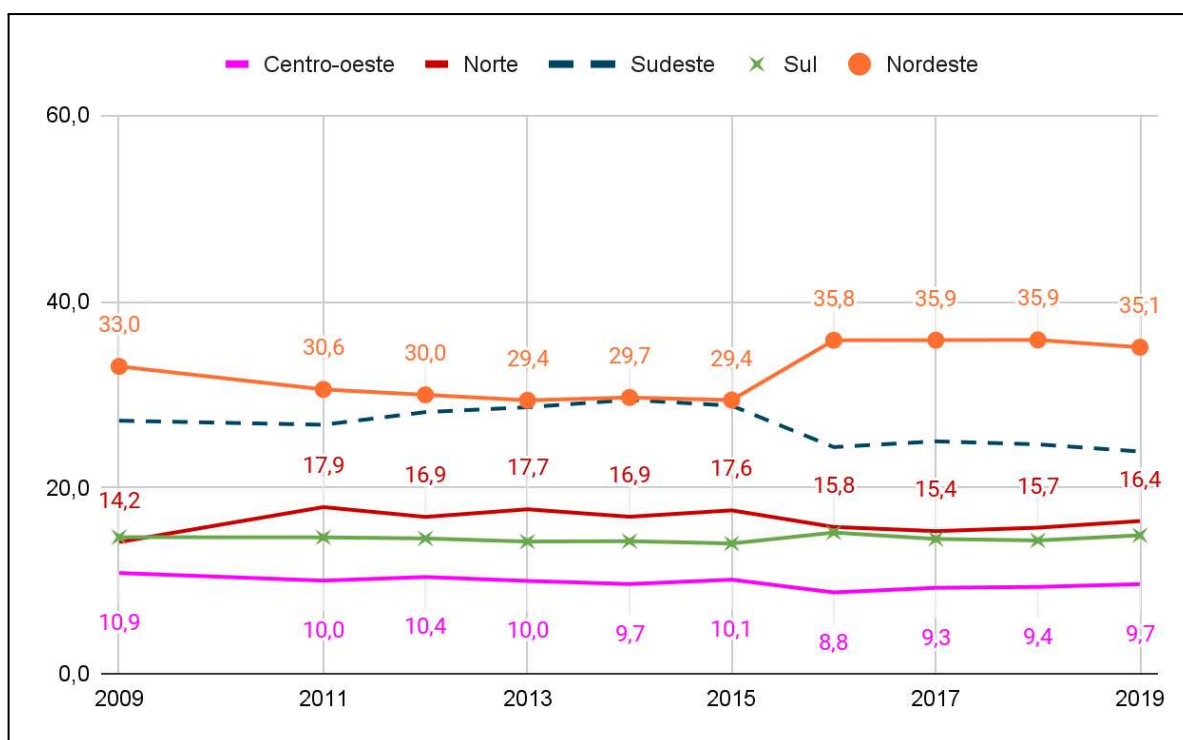
Essa distinção entre as variáveis identificadas no estudo como “área de residência” pode ter gerado incompatibilidade das bases — o que explicaria as alterações tão elevadas entre os dados referentes a 2009 a 2015 e os dados de 2016 a 2019.

**GRÁFICO 30 – Não frequenta a escola x Região para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

**GRÁFICO 31 – Frequenta a escola x Região para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

A observância do Gráfico 35 sobre os jovens de 15 a 17 anos que não frequentam a escola, conforme a região de residência permite perceber as diferentes perspectivas educacionais, bem como a disponibilidade de instituições escolares de determinada região.

A maior proporção de jovens nordestinos entre os que não estudam, com média de 31,8%, aponta para a existência de uma incompatibilidade entre a população dos jovens de 15 a 17 anos e a oferta de vagas em escolas e universidades da região. De 2009 a 2012 houve redução de 3,3% na proporção de nordestinos entre os jovens que não frequentam a escola. De 2012 a 2015 houve pouca variação, passando de 31,8% para 32%. Todavia, de 2015 a 2016 houve redução significativa de 4% de jovens nordestinos nesse grupo e a variação negativa até atingir 32,6% em 2019.

A região Norte apresenta média de 17,4% na série temporal observada. De 2009 a 2012 houve redução de 2,7% na proporção de jovens do Norte entre os jovens que não frequentam a escola. De 2012 a 2015 houve pouca variação, passando de 16,9% para 17,9%. Todavia, de 2015 a 2016 houve redução significativa de 4,9% de jovens da região Norte nesse grupo e a variação positiva a partir de 2017 até atingir 21,1% em 2019.

A proporção de jovens da região Sudeste apresentou média de 24% e variações menos expressivas no período, se comparadas à região Nordeste. Houve aumento do grupo de jovens do Sudeste entre os jovens que não estudam de 2012 a 2013, passando de 24,6% para 25,4%. Há pequena variação negativa de 2,1% em 2014 e aumento de 1,5% na proporção de 2015 para 2016, e variação negativa até 2019, quando alcançou 20,2%.

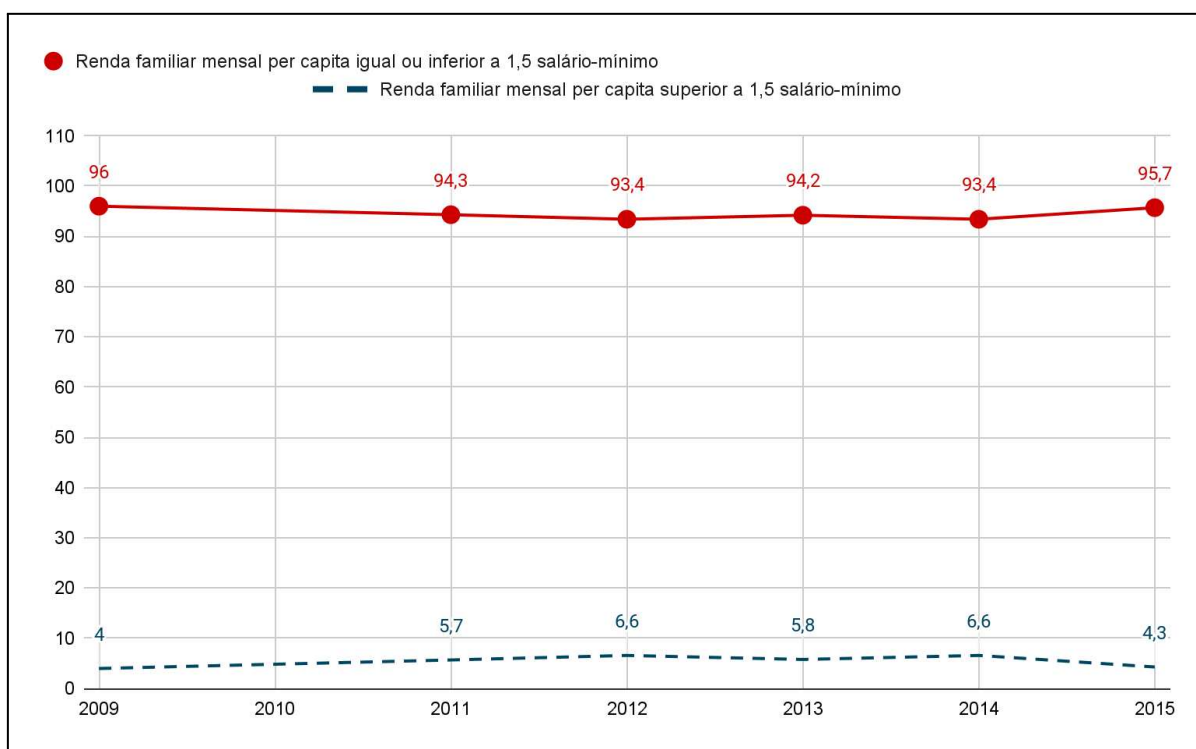
É importante salientar que as regiões Nordeste e Norte apresentaram em suas projeções populacionais de 1970 a 2020, proporções mais significativas da população mais jovem (de 0 a 19 anos), se comparada às demais regiões. Essa informação explica parte da maior proporção de jovens nordestinos entre os jovens que não estudam. Além disso, é evidenciado que, em regiões com maior população em idade escolar, os desafios relacionados à garantia de acesso de crianças e adolescentes ao sistema educacional são maiores (RIGOTTI, 2001).

Ao observar o Gráfico 36, que mostra a distribuição de jovens que frequentam a escola conforme a região de residência, podemos perceber que tanto entre jovens que estudam

quanto entre jovens que não estudam, a região Nordeste concentra a maior proporção. Enquanto para aqueles que não estudam a média de representação de jovens nordestinos é de 31,8%, entre os jovens que frequentam a escola, os nordestinos correspondem a 32,5%.

Por sua vez, a média correspondente à proporção de jovens da região Sul entre aqueles que não frequentam a escola é de 16,7% e de 14,5% entre os jovens de 15 a 17 anos que frequentam a escola. Os jovens da região Sudeste apresentam proporção média de 26,7% entre os jovens que frequentam a escola frente a 24% entre os jovens que não frequentam a escola. Os jovens de 15 a 17 anos que residem na região Norte e não estudam correspondem a 17,4% do grupo, ao passo que, no grupo dos jovens que frequentam a escola, os indivíduos do Norte representam 16,4%. Por fim, a análise da região Centro-Oeste permite identificar a menor média de representação em ambos os grupos: 10,1% entre os jovens que não frequentam a escola e 9,8% no grupo de estudantes.

**GRÁFICO 32 – Não frequenta a escola x Renda familiar mensal per capita para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

É importante ressaltar que a base de dados da PNAD Contínua não possui a variável renda familiar na base de pessoas, e por isso não dispomos das informações correspondentes para os anos de 2016 a 2019.

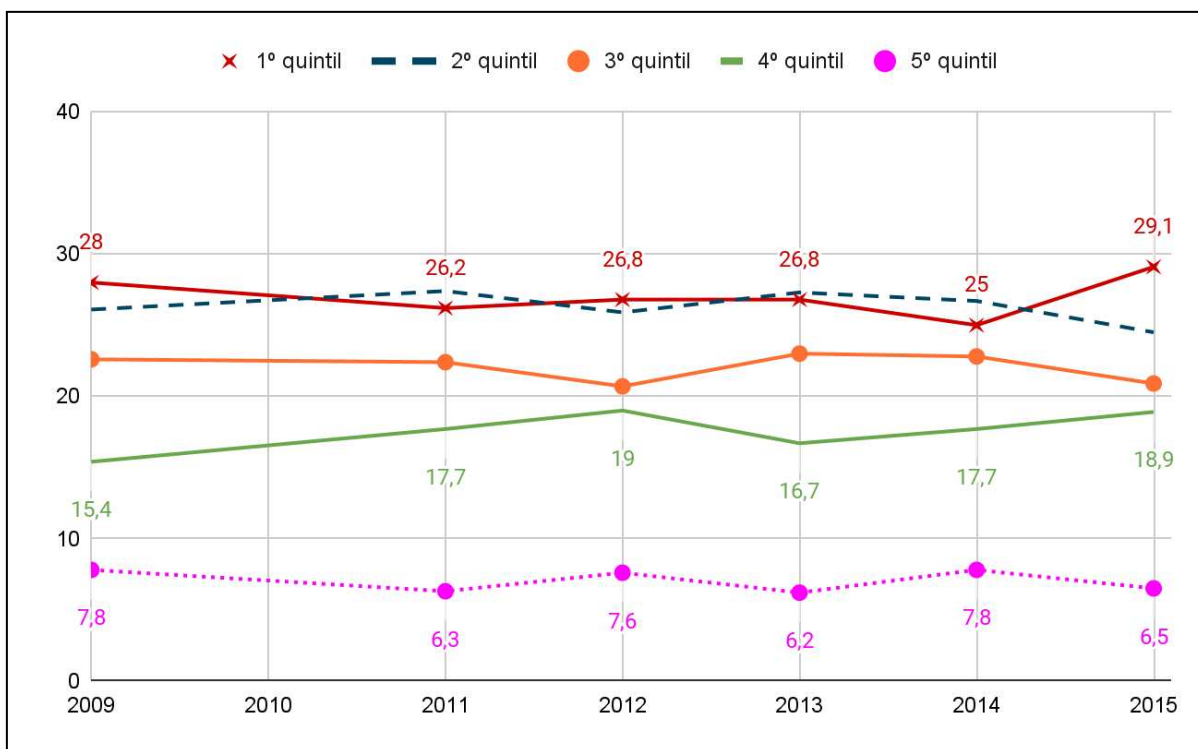
Durante todo o período, é observada pouca variação na proporção de jovens de 15 a 17 anos fora da escola segundo a renda familiar: em média 94,5% eram de famílias cuja renda mensal per capita era igual ou inferior a um salário-mínimo e meio e 5,5% em média eram de famílias cuja renda mensal per capita era superior a um salário-mínimo e meio.

Levando em consideração que a Lei de Cotas estabelece como um dos requisitos para a reserva de vagas nas instituições de ensino superior, a renda familiar igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo (um salário-mínimo e meio) per capita, era esperado que, entre os jovens fora da escola, a proporção de jovens com renda familiar abaixo de um salário-mínimo e meio fosse reduzida após a política de cotas.

Isto é, os jovens mais pobres, diante da maior possibilidade de ingresso no ensino superior por meio das cotas para estudante da rede pública e de renda familiar inferior, motivam-se a dar continuidade nos estudos e permanecer estudando no ensino básico. De 2012 a 2013, entre os jovens que não frequentam a escola, é percebido aumento de 0,8% na proporção de jovens mais pobres. De 2013 a 2014 há redução de 0,8% e de 2014 a 2015 é notado aumento em 2,3% na proporção dos jovens com renda familiar igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo.

Considerando o período de 2009 a 2015, houve pequena redução de 0,3% na proporção de jovens mais pobres entre os jovens que não frequentam a escola. Embora se trate de variação muito pequena, vale salientar que uma política pública que pode motivar mudanças no comportamento de uma parte da população pode demorar anos para apresentar efeitos significativos. Além disso, a própria conclusão do ensino médio consiste em uma relevante barreira na trajetória educacional dos brasileiros.

**GRÁFICO 33 – Não frequenta a escola x Renda domiciliar para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

Este gráfico apresenta a distribuição dos jovens de 15 a 17 anos que não frequentam a escola conforme o quintil de renda domiciliar per capita, sendo o 1º quintil correspondente à renda domiciliar mais baixa e o 5º quintil à renda domiciliar mais alta.

Tendo em vista a variável renda domiciliar mensal per capita, seria esperado que, quanto maior o quintil de renda, menor seria a proporção correspondente aos jovens de 15 a 17 anos que não frequentam a escola, considerando o suporte financeiro dos pais. Esse padrão é observado nos dados da amostra de 2009 a 2014, salvo algumas exceções: em 2011, 2013 e 2014 os jovens de renda domiciliar do 1º quintil (mais baixo) tiveram representação ligeiramente menor entre os que não estudam, se comparados aos jovens do 2º quintil de renda domiciliar, com diferenças de 1,2%, 0,5% e 1,7%, respectivamente. Em média, os jovens do 1º quintil de renda representaram 27% e os jovens do 2º quintil de renda constituíram 26,3%, em média, entre o grupo que não frequenta a escola.

Considerando o 3º quintil, percebemos que em 2009 a proporção era de 22,6%, variando negativamente para 20,7% em 2012 e subindo para 22,8% em 2014.

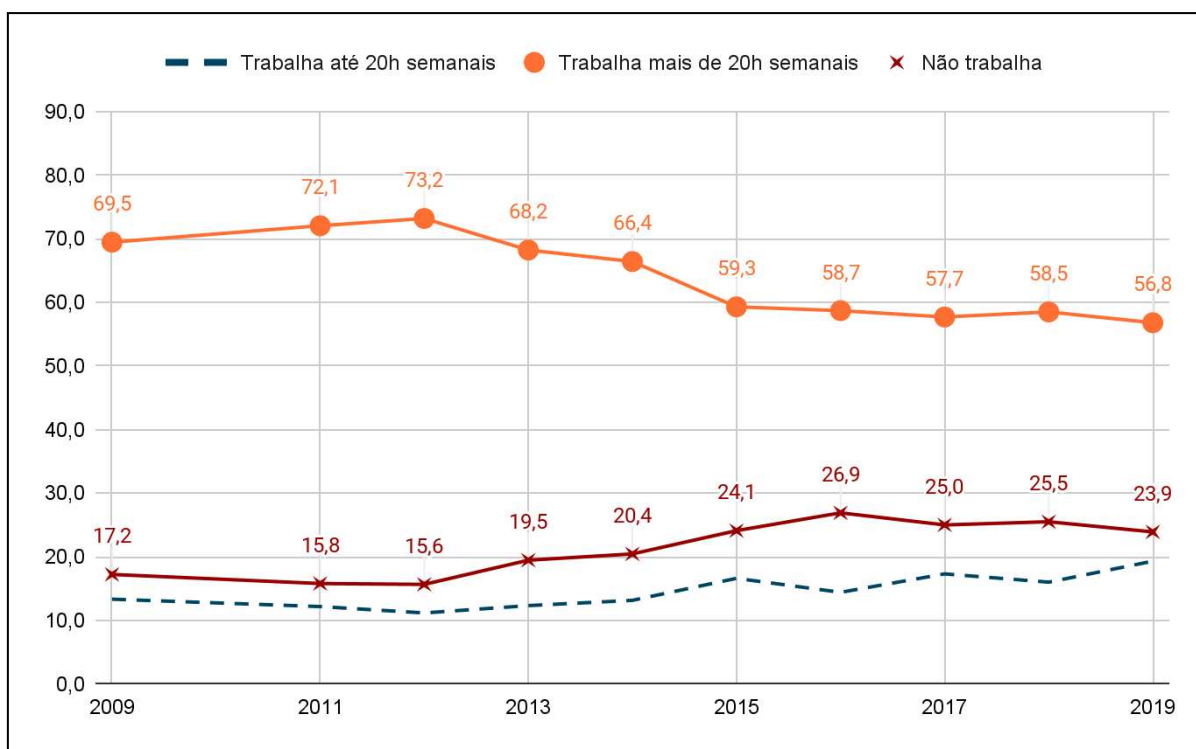
Os jovens de renda domiciliar do 4º quintil compunham 15,4% da categoria em 2009, subindo para 19% em 2012 e passando para 17,7% em 2014. Já a representação de jovens de renda

domiciliar do 5º quintil passou de 7,8% em 2009, variando negativamente para 6,2% em 2013 e voltando para 7,8% em 2014.

Considerando estudos sobre estratificação educacional e mobilidade social, a origem socioeconômica mais rica pode significar uma vantagem em relação às perspectivas de alcance educacional e de status ocupacional, se comparado a indivíduos de origem socioeconômica mais pobre (RIBEIRO, 2001; BOURDIEU, 2007). Essa vantagem financeira pode ser percebida de forma direta, como a possibilidade de investimento dos pais em escolas particulares e cursos de línguas e extracurriculares, mas também pode ser traduzida em maior capital cultural da família — principalmente se o nível de escolaridade dos pais for elevado — por meio do acesso a livros, instrumentos, aparatos tecnológicos que auxiliam nos estudos e os valores familiares que estimulam a permanência na trajetória escolar.

### 7.3.2 Análise das situações de estudo e trabalho conforme a Ocupação e as horas de trabalho

**GRÁFICO 34 – Não frequenta a escola x Ocupação e Horas de trabalho para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

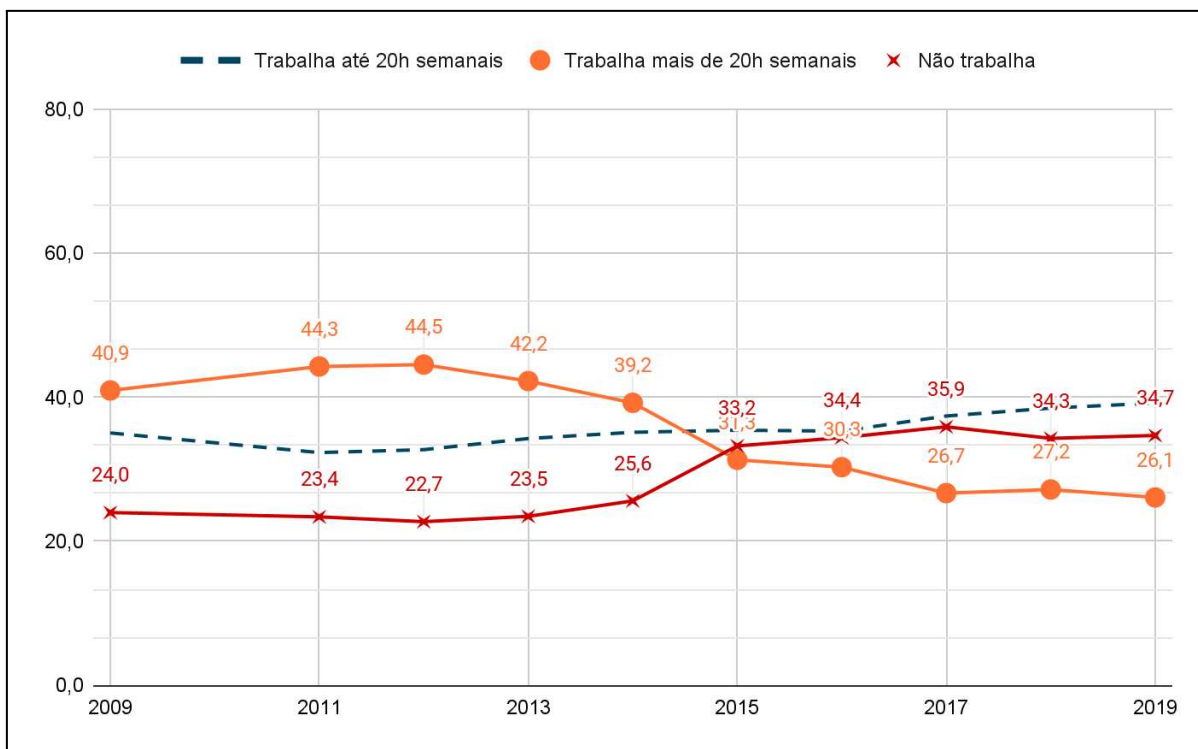
Entre os jovens de 15 a 17 anos que não frequentam a escola, é observado que a maioria trabalha mais de 20 horas semanais. Em 2009, o grupo de trabalhadores com maior carga horária representava 69,5% dos jovens que não estudam. Houve variação positiva até chegar em 73,2% em 2012, e depois variou negativamente, apresentando a porcentagem de 59,3% em 2015. Nos anos seguintes a tendência decrescente prosseguiu, alcançando 56,8% em 2019.

Por sua vez, os jovens que não frequentam escola e também não trabalham representavam a média de 20,6% do grupo analisado, com variação positiva de 2009 a 2019, passando de 17,2% a 23,9%. O período a partir de 2015 coincide com a crise econômica do país, o que permite compreender o aumento da proporção de jovens que não trabalham entre os jovens que não estudam de 2015 para 2016 de 24,1% para 26,9%. De 2016 a 2017 houve variação negativa de 1,9% e de 2017 a 2018 houve aumento de 5,5% na proporção.

É importante lembrar que a faixa etária do modelo compreende a idade em que jovens deveriam estar frequentando a escola. Isto posto, o resultado relativamente alto para jovens de 15 a 17 anos que, além de não frequentar a escola, também não trabalham, pode significar a falta de oportunidades de emprego para jovens dessa faixa etária e com baixa escolaridade — tendo em vista que o modelo considerou apenas indivíduos que não chegaram a concluir o ensino médio. Assim como explicam Almeida et al (2022), os jovens tendem a enfrentar maiores dificuldades em ingressar no mercado de trabalho, tanto pela inexperiência quanto pela baixa qualificação. Diante desses fatores, os jovens, principalmente aqueles em vulnerabilidade social, acabam ocupando empregos informais e de baixa remuneração, apresentando maior instabilidade.

Já os jovens que não frequentam a escola e trabalham até 20 horas semanais representam o grupo menos significativo no período observado, com média de 13,8%. Em 2009, representava 13,3%, reduzindo para 11,2% em 2012 e aumentando para 16,6% em 2015. Após 2015 até 2019 é percebida variação positiva de 2,7% em todo esse período, atingindo a proporção de para 19,3% entre os jovens que não frequentam a escola.

**GRÁFICO 35 – Frequenta a escola x Ocupação e Horas de trabalho para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao considerar os jovens de 15 a 17 anos que frequentam a escola, o grupo de menor expressão é formado pelos estudantes que não trabalham, apresentando média de 29,2%. Em seguida, o grupo dos estudantes que trabalham mais de 20 horas semanais corresponde a 35,3% em média e o grupo mais significativo é formado pelos estudantes que trabalham até 20 horas semanais, com média de 35,5%.

Comparando ambos os gráficos referentes à variável que considera a ocupação e as horas semanais trabalhadas, é possível observar que o grupo de jovens de 15 a 17 anos que trabalham mais de 20 horas semanais é o mais significativo entre os indivíduos que não estudam, e o segundo mais relevante entre aqueles que estudam. No entanto, entre os jovens que não frequentam a escola, a representação é maior: 65,6% em média, contra 35,3% entre aqueles que frequentam a escola.

Por outro lado, o grupo de jovens de 15 a 17 anos que trabalham até 20 horas semanais é o menos significativo entre os indivíduos que não frequentam a escola — média de 13,8% — e o segundo grupo mais representativo entre os indivíduos que frequentam a escola, apresentando média de 35,5%.

Esses resultados para jovens de 15 a 17 anos que trabalham indicam a necessidade de jovens brasileiros de ingressarem no mercado de trabalho de forma precoce, muitas vezes para incrementar o rendimento familiar. A situação financeira de grande parte das famílias brasileiras influencia a significativa representação juvenil no mercado de trabalho, assim como apontado por Almeida et al (2022).

Em relação aos jovens de 15 a 17 anos que frequentam a escola e não trabalham, a proporção é de 29,2% em média. É percebido aumento significativo desse grupo de 2014 para 2015, quando a proporção de jovens que estudam e não trabalham ultrapassa a proporção de jovens que estudam e trabalham mais de 20 horas semanais, e apresenta variação positiva até 2017. Possivelmente esse aumento significativo está relacionado à recessão econômica após 2015, na qual os jovens foram mais atingidos. Além disso, o grupo dos estudantes que não trabalham possivelmente é formado também por jovens de famílias de maior nível socioeconômico, que apresentam maior estabilidade e podem fornecer esse suporte nos estudos, sem a necessidade do jovem ingressar no mercado de trabalho.

Por outro lado, parte desse grupo pode ser resultante do adiamento da entrada no mercado de trabalho — fenômeno estudado por Cardoso (2008). De acordo com o autor, a expansão do acesso à educação a partir dos anos 1980 e principalmente 1990 tiveram um efeito negativo nas oportunidades dos jovens de ingressar no mercado de trabalho, uma vez que aumentaram as exigências de credenciais para empregos melhores. As posições de maior status ocupacional não acompanharam o crescimento da escolaridade da população na mesma velocidade, favorecendo o desemprego juvenil e a ocupação de jovens em empregos informais, instáveis e com baixa remuneração.

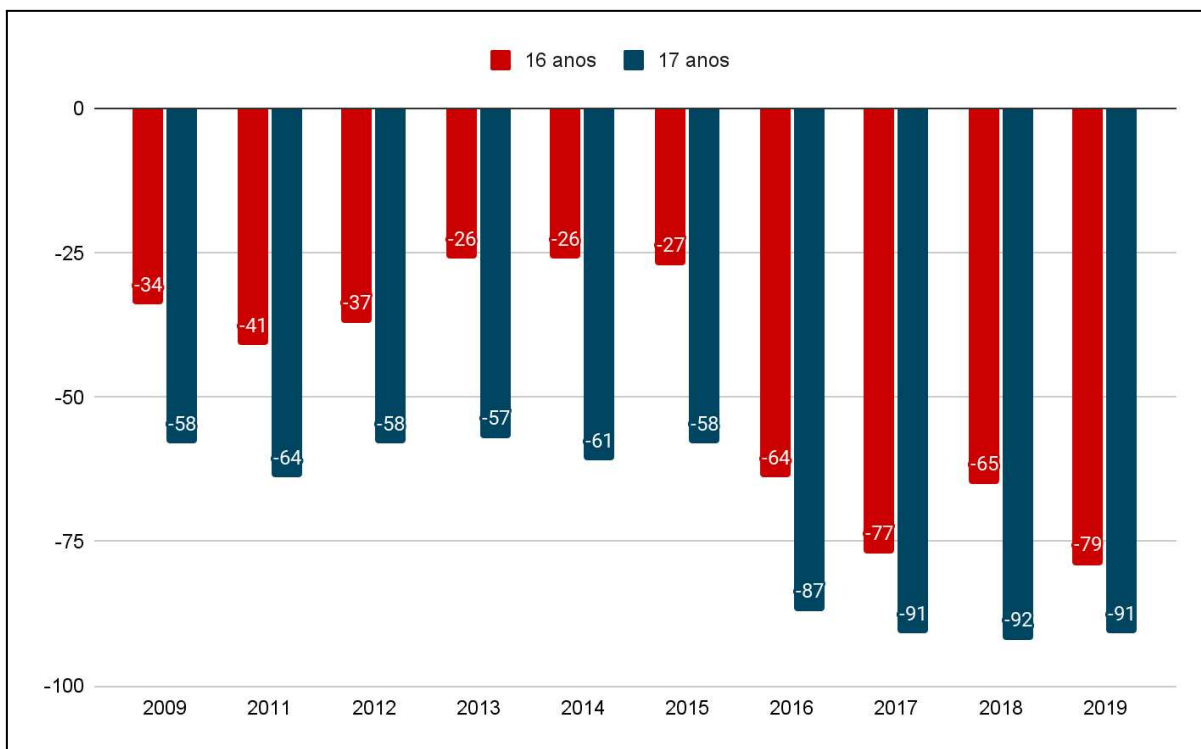
Diante dessa tendência, os jovens que tinham condições de prosseguir na trajetória educacional acabaram permanecendo mais tempo nos estudos, e adiando a entrada no mercado de trabalho quando alcançassem um nível educacional mais valorizado no momento de obtenção de um emprego.

#### **7.4 Análise Multivariada do Modelo 2 referente à hipótese 2**

Essa etapa da pesquisa visa interpretar os efeitos das variáveis independentes Idade; Gênero; Raça; Tipo de Família; Área de residência; Região; Renda familiar mensal per capita e Renda domiciliar per capita (em quintis) e ocupação (considerando as horas de trabalho), em relação à frequentar ou não a escola.

A hipótese 2 tem como referência o estudo de André Salata (2019), que considera a alta taxa de evasão no ensino médio mesmo após a larga ampliação das vagas neste nível de ensino. Ademais, jovens com idade de estudo correspondente ao ensino médio que trabalham por mais de 20 horas apresentam mais chances de não frequentarem a escola. Isto posto, a hipótese testará como o comportamento dos jovens da faixa etária entre 15 e 17 anos mudou de 2009 a 2019 quanto à permanência na trajetória escolar, considerando as variáveis supramencionadas e a Lei nº 12.711/2012 (Lei de Cotas).

**GRÁFICO 36 – Efeito da Idade sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

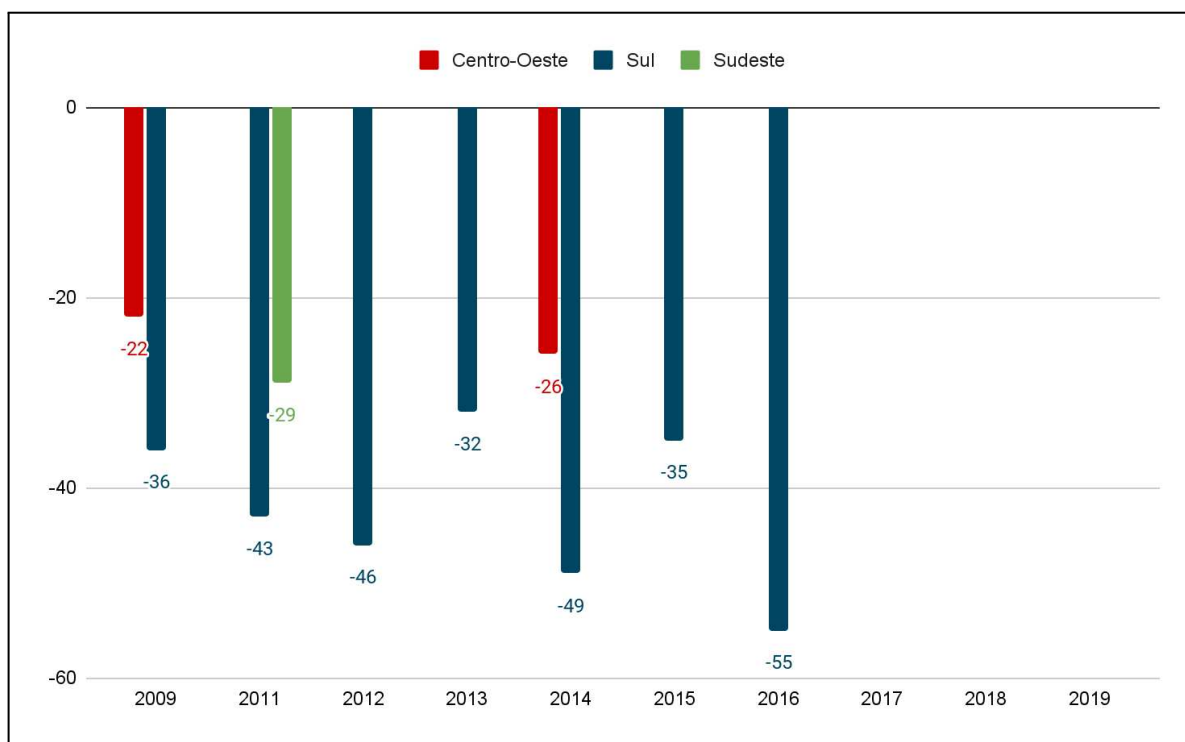
Em 2009, a chance de um jovem de 16 anos frequentar a escola é 34% menor que a chance de um jovem de 15 anos frequentar a escola. Em 2013 e 2014 a chance de um jovem de 16 anos frequentar a escola é 0,74 vezes a chance de um jovem de 15 anos frequentar a escola. Para o ano de 2015, as chances de um jovem de 16 anos frequentar a escola são 27% menores que as chances de um jovem de 15 anos frequentar a escola.

Para o ano de 2009, em relação aos jovens de 17 anos, suas chances de frequentar a escola se reduzem em 58% em comparação a jovens de 15 anos. Em 2015, as chances de um jovem de 17 anos frequentar a escola são 58% menores que as chances de um jovem de 15 anos frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola.

Ao comparar as idades 16 e 17 anos em relação a 15 anos, percebe-se que existe um efeito negativo claro quanto à continuidade dos estudos, conforme o aumento da idade. Era esperado que no período após a implementação da Lei de Cotas houvesse uma redução do efeito negativo da idade sobre as chances de frequentar a escola, diante da melhor perspectiva de entrada no ensino superior para estudantes da rede pública — que são a maioria, pretos,

pardos ou indígenas e de baixo rendimento familiar. No entanto, percebe-se que essa tendência persiste ao longo dos anos e inclusive se intensifica após 2015 até 2019.

**GRÁFICO 37 – Efeito da Região sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito da região Norte sobre as chances de frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola, tendo como referência a região Nordeste, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances em nenhum dos anos de 2009 a 2016 porque em todas as associações, a hipótese nula não foi rejeitada. O mesmo foi observado para a região Sudeste em 2009, 2012 a 2016, bem como para a região Centro-Oeste em 2011, 2012, 2013 e 2015. Nos anos de 2017 a 2019, a hipótese nula não foi rejeitada para nenhuma das regiões, e por isso não há valores no gráfico referente a estes anos.

Para o ano de 2009, a chance de um jovem de 15 a 17 anos do Sul frequentar a escola é 36% menor do que a chance de um jovem do Nordeste frequentar a escola. Nos anos seguintes, o efeito negativo da região Sul em relação a frequentar a escola se acentua até 2012, quando atinge chances 46% menores que as chances dos jovens da região Nordeste. Em 2013 ocorre variação negativa para o efeito e as chances de frequentar a escola se tornam 32% menores

para os jovens do Sul em relação aos jovens nordestinos. Em 2014 as chances de um jovem do Sul estudar são 49% menores que as chances de jovens do Nordeste frequentar a escola, em comparação a não estudar. Esse efeito sofre redução em 2015 mas se intensifica ainda mais em 2016, quando ser um jovem de 15 a 17 anos do Sul diminui as chances de frequentar a escola em 55%, se comparado ao Nordeste.

Para 2009, a chance de um jovem do Centro-Oeste frequentar a escola é de 0,78 vezes a chance de um jovem do Nordeste frequentar a escola, significando uma redução de 22%. Já em 2014, é percebido aumento do efeito regional. As chances dos jovens de 15 a 17 anos do Centro-Oeste frequentarem a escola são 0,74 vezes as chances de um jovem do Nordeste frequentar a escola, significando uma redução de 26%.

Os resultados encontrados neste estudo vão ao encontro da tendência observada por Jácomo e Tokarski (2023), que identificaram que a região Sul apresentava maior índice de pessoas acima de 16 anos que não estavam estudando (89%), enquanto o Nordeste apresentou o menor índice de pessoas fora das instituições educacionais (82%). Ademais, o estudo de Brito (2014) mostra que a região Centro-Oeste apresenta resultados associados à realização educacional mais similares com a região Nordeste, como nas chances de fazer a transição educacional referente à conclusão do ensino médio, na qual ambas as regiões apresentaram desvantagens similares de 1970 a 1991. Nesse sentido, o efeito relacionado à região Centro-Oeste é negativo, mas menos significativo do que o efeito observado para o Sul em comparação à região Nordeste.

Para compreender os resultados apresentados do efeito da região sobre as chances de frequentar a escola, é necessário retomarmos os Gráficos 35 e 36, que apresentam a distribuição dos jovens de 15 a 17 anos que não frequentam a escola, e que frequentam a escola, respectivamente, conforme a região de residência. Nos referidos gráficos é possível perceber que, tanto para o grupo de jovens de 15 a 17 anos que não estudam, quanto para o grupo de mesma faixa etária que não frequenta a escola, a região Nordeste concentra a maior proporção, com média de representação próxima de 30% em ambos os casos. Por sua vez, a proporção de jovens da região Sul entre os grupos que estudam e que não estudam é de 15%, em média — o que significa a segunda região menos representativa entre os jovens de 15 a 17 anos, ficando atrás apenas da região Centro-Oeste.

Tendo em vista que na pesquisa de Jácomo e Tokarski (2023), são observados indivíduos com mais de 16 anos que estão matriculados em alguma instituição de ensino conforme a região, é percebido que, na região Nordeste, 27% dos estudantes está no ensino fundamental, 35% está no ensino superior e 33% está no ensino médio. Já na região Sul, a parcela mais significativa do grupo dos indivíduos acima de 16 anos que estudam corresponde ao ensino superior (55%), seguida da pós-graduação (19%) — sendo também a região com as maiores proporções de pessoas nestes dois níveis de ensino. Por outro lado, a região Sul apresenta as menores proporções de estudantes acima de 16 anos no ensino fundamental — apenas 3%, e no ensino médio, com 16% de representação.

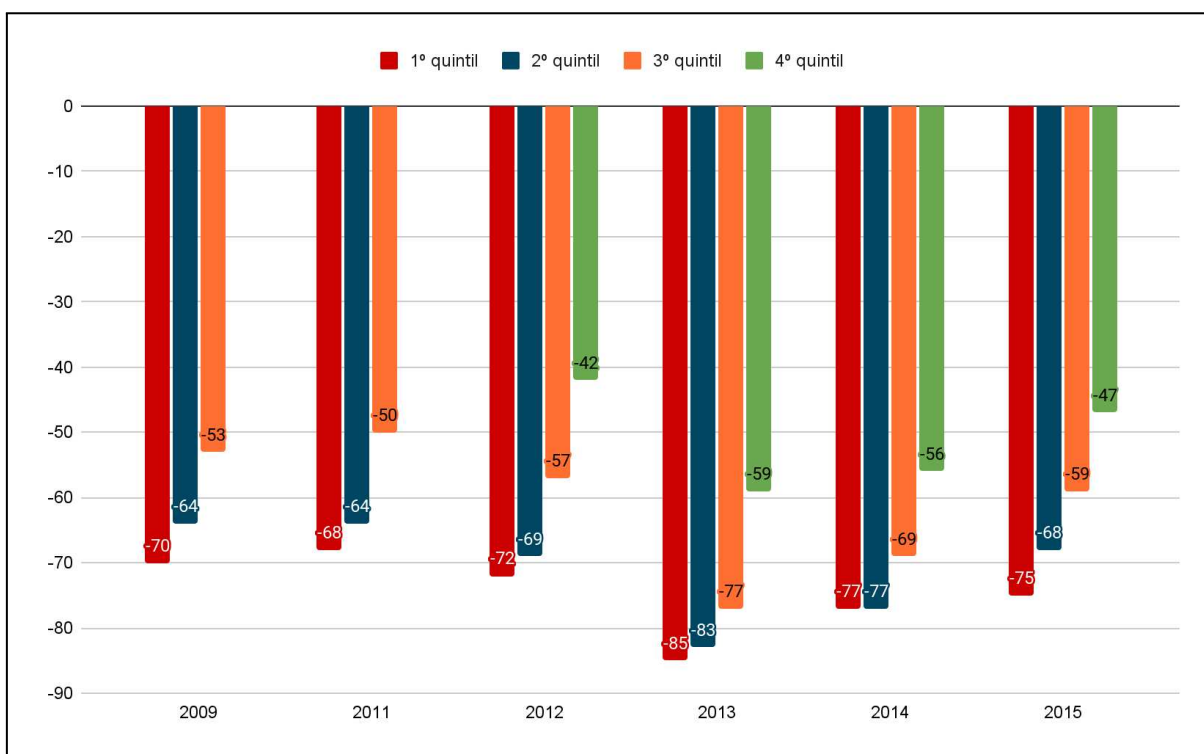
Os dados da pesquisa realizada por Jácomo e Tokarski (2023) auxiliam a compreensão dos resultados encontrados do efeito da região sobre as chances de frequentar a escola, uma vez que recordamos que o presente trabalho considerou em sua metodologia apenas indivíduos de 15 a 17 anos que ainda não haviam completado o ensino médio, levando em conta também os estudantes do ensino fundamental. Conforme indicador de distorção idade-série<sup>5</sup> medido pelo INEP (2022), percebe-se que este indicador que reflete o atraso escolar é significativamente maior na região Nordeste, se comparado à região Sul, tanto para os anos finais do ensino fundamental quanto para o ensino médio. Em 2013, a distorção idade-série dos anos finais do ensino fundamental para a região Sul era de 23,9%, em média, enquanto no Nordeste apresentava média de 38,4%. Para o ano de 2016, a distorção idade-série dos anos finais do ensino fundamental para a região Sul era de 23,3%, em média, contra 36% no Nordeste. Por sua vez, a distorção idade-série do ensino médio para a região Sul era de 22,1%, em média, em 2013, enquanto no Nordeste apresentava média de 40,1%. Para o ano de 2016, a distorção idade-série do Ensino Médio para a região Sul era de 24,1%, em média, enquanto no Nordeste a taxa de distorção idade-série média era de 36,9% (INEP, 2022).

Desse modo, uma possível justificativa para o efeito negativo da região Sul sobre as chances de frequentar a escola, em comparação a região Nordeste, seria que na região Sul existem mais pessoas de 15 a 17 anos que já concluíram o ensino fundamental, e ao seguirem para o ensino médio, apresentam maior evasão. Por outro lado, é percebido que a região Nordeste apresenta maiores taxas de distorção idade-série, com parte relevante dos jovens de 15 a 17 anos frequentando ainda o ensino fundamental.

---

<sup>5</sup> A distorção idade-série é a proporção de alunos com mais de 2 anos de atraso escolar (INEP, 2022).

**GRÁFICO 38 – Efeito da Renda domiciliar (em quintis) sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

Esta análise leva em conta o rendimento mensal domiciliar per capita distribuído em quintis, sendo o 1º quintil o mais baixo (menor renda) e o 5º quintil mais alto (maior renda). Ao observarmos a razão de chances considerando o efeito do 4º quintil de renda domiciliar sobre as chances de frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola, tendo como referência o 5º quintil de renda domiciliar (mais alto), observa-se que o modelo não apresenta razão de chances em nenhum dos anos de 2009 e 2011 porque nessas associações, a hipótese nula não foi rejeitada. Desse modo, antes de 2012 não havia diferenciação entre as chances de frequentar a escola de jovens cuja renda domiciliar correspondiam ao 4º quintil e ao 5º quintil mais ricos.

Vale salientar, ainda, que a base de dados da PNAD Contínua não possui a variável renda domiciliar nos microdados trimestrais de pessoas, e por isso não dispomos das informações correspondentes para os anos de 2016 a 2019.

Para 2009, a chance de um jovem do primeiro quintil de renda (mais baixo) frequentar a escola é 70% menor que a chance de um jovem do quinto quintil de renda (mais alto)

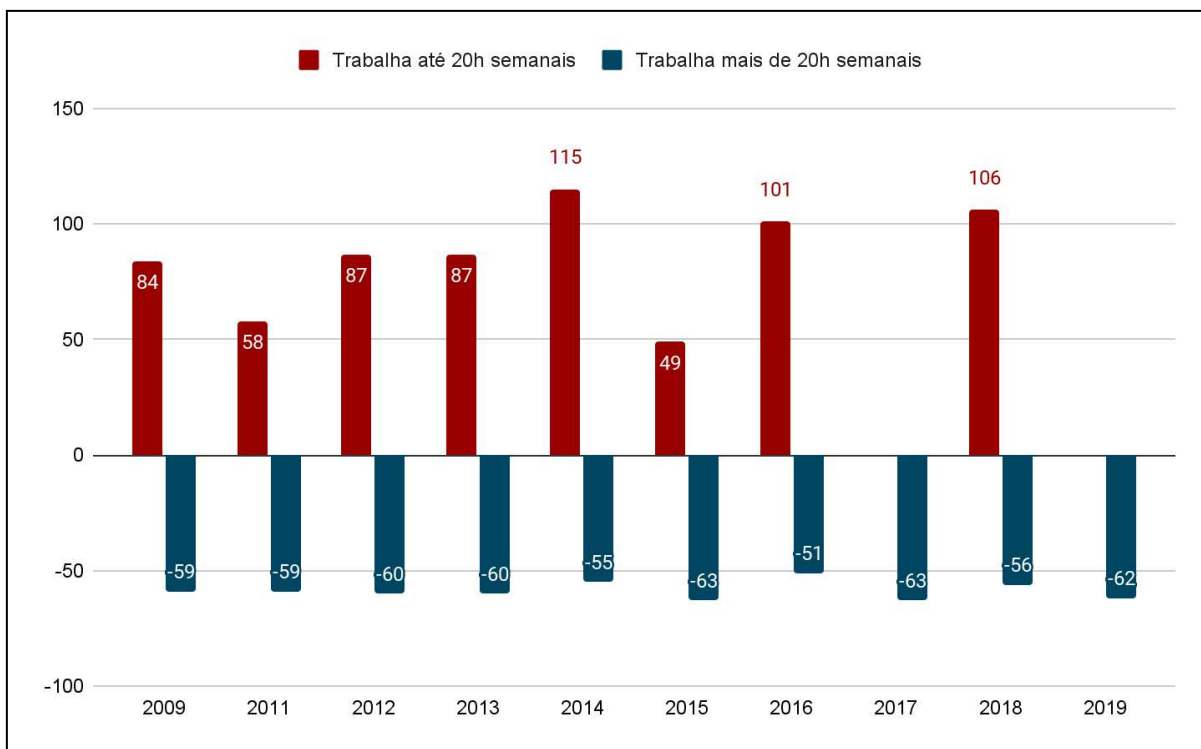
frequentar a escola. Já a chance de um jovem do terceiro quintil de renda (mais baixo) frequentar a escola é 53% menor que a chance de um jovem do quinto quintil de renda (mais alto) frequentar a escola.

De 2009 a 2012 é observada redução do efeito da renda domiciliar para os 4 quintis observados quanto às chances de frequentar a escola, em relação ao 5º quintil. Em 2013 há ampliação do efeito e em 2014 e 2015 há redução do efeito, quando a chance de um jovem do primeiro quintil de renda (mais baixo) frequentar a escola é 75% menor que a chance de um jovem do quinto quintil de renda (mais alto) frequentar a escola. Em 2015 a chance de um jovem do terceiro quintil de renda (mais baixo) frequentar a escola é 59% menor que a chance de um jovem do quinto quintil de renda (mais alto) frequentar a escola.

De modo geral, quanto mais alto o quintil de renda domiciliar, menor é o efeito negativo e maiores são as chances dos jovens de 15 a 17 anos de frequentarem a escola.

Era esperado que, ao longo dos anos e após a implementação da Lei de Cotas, a tendência observada seria de redução dos efeitos relacionados à renda domiciliar, associados à frequentar a escola. Isto posto, a tendência observada foi de intensificação do efeito para todos os quintis em 2013. Todavia, em 2014 e 2015 houve variação negativa para todos os quintis, indicando possível mudança da tendência observada para os anos seguintes. Por um lado, podemos interpretar essa redução do efeito da renda domiciliar sobre as chances dos jovens frequentarem a escola como uma resposta à política de cotas para acesso ao ensino superior, que estimulou os jovens de 15 a 17 anos a continuarem na escola. Por outro, devemos ressaltar que o período observado após a política de cotas é muito curto para esta variável e por isso as interpretações e conclusões sobre os resultados encontrados exigem cautela.

**GRÁFICO 39 – Efeito da Ocupação e Horas trabalhadas sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Para os anos de 2017 e 2019, não há resultado a ser interpretado para jovens que trabalham até 20 horas semanais porque a hipótese nula não foi rejeitada.

O efeito do trabalho sobre frequentar a escola ou não para jovens de 15 a 17 anos apresenta resultados distintos ao considerarmos as diferentes cargas horárias trabalhadas. O efeito é positivo para jovens que trabalham 20 horas semanais ou menos, tendo em vista que, em 2009, as chances de jovens que trabalhavam até 20 horas semanais de frequentar a escola eram 84% maiores que as chances de jovens que não trabalhavam, de frequentar a escola. O efeito se mantém positivo até 2018, atingindo em 2014 o maior percentual: a chance de um jovem que trabalha até 20h semanais frequentar a escola é 2,15 vezes a chance de um jovem que não trabalha frequentar a escola. Em 2015 é percebida expressiva variação negativa no efeito, quando as chances de um jovem que trabalha até 20h semanais frequentar a escola chegam a ser 1,49 vezes a chance de um jovem que não trabalha frequentar a escola. No entanto, em 2016 e 2019 há crescimento do efeito novamente e a chance de um jovem que trabalha até 20h semanais frequentar a escola é 2,06 vezes a chance de um jovem que não trabalha frequentar a escola.

Por outro lado, percebe-se efeito negativo para jovens que trabalham mais de 20 horas semanais, visto que, para 2009 e 2011, as chances de jovens que trabalham mais 20 horas semanais de frequentar a escola são 59% menores que as chances de jovens que não trabalham, de frequentar a escola.

É verificado aumento no efeito negativo em 2012 e 2013, quando as chances de um jovem que trabalha mais de 20h semanais frequentar a escola são 60% menores que as chances de um jovem que não trabalha frequentar a escola.

Para 2014, o efeito negativo reduz um pouco, e as chances de jovens que trabalham mais de 20 horas semanais frequentarem a escola são 55% menores que as chances de jovens que não trabalham, de frequentar a escola. No entanto, em 2015 esse efeito volta a subir, chegando a resultar em 63% de redução nas chances de jovens que trabalham mais de 20 horas semanais, em relação a jovens que não trabalham.

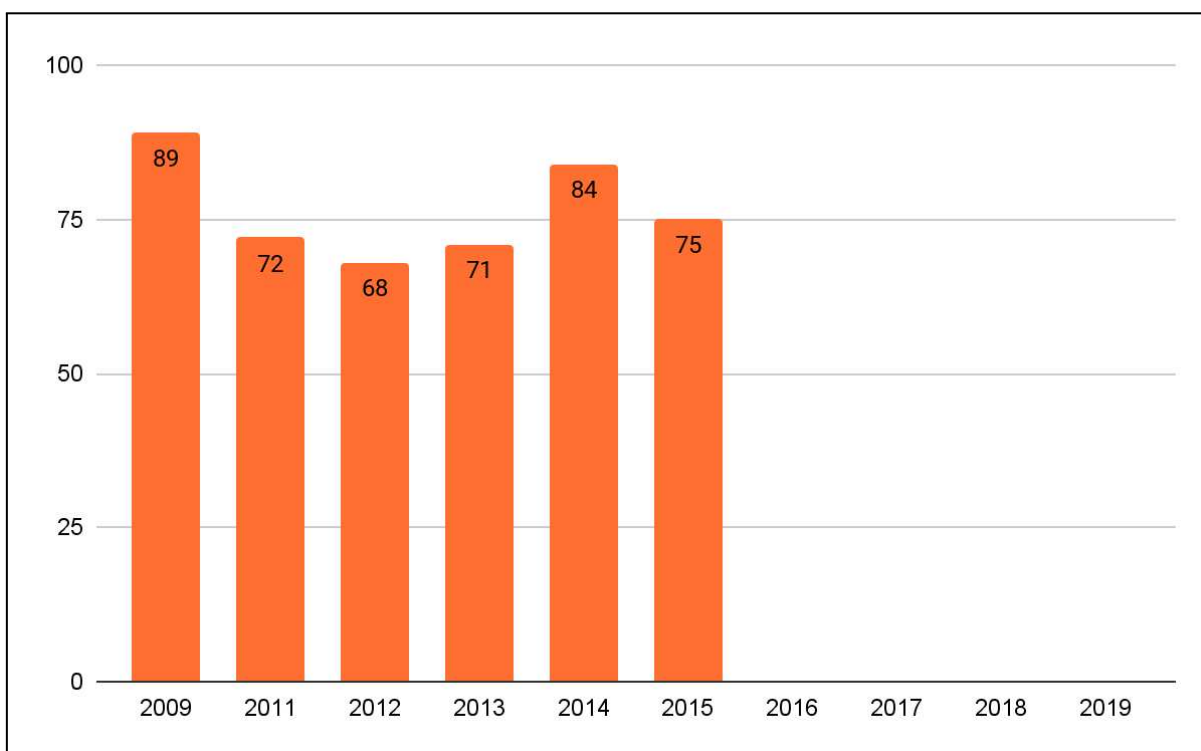
Os resultados encontrados por este estudo indicam efeito permanente negativo por todo o período observado para os jovens que trabalham durante carga horária superior a 20 horas semanais, sobre as chances de frequentar a escola, em comparação com jovens que não trabalham. Esses resultados corroboram a conclusão de Salata (2019) de que os jovens com idade correspondente ao ensino médio que trabalham por mais de 20 horas semanais apresentam maiores chances de evadir a escola.

São percebidas variações mais significativas no efeito negativo do trabalho cuja carga horária é superior a 20 horas semanais sobre frequentar a escola a partir de 2014, uma vez que, de 2014 para 2015 é verificado aumento de 8% no efeito negativo; de 2015 a 2016 há redução de 12%; de 2016 a 2017 há aumento de 12%; de 2017 a 2018 há redução de 7% e de 2018 a 2019 há aumento de 6% no efeito negativo do trabalho superior a 20 horas semanais sobre as chances de frequentar a escola, em relação a jovens que não trabalham.

Por sua vez, os jovens de 15 a 17 anos que trabalham menos de 20 horas semanais apresentam efeito positivo quanto às chances de frequentar a escola, frente a jovens que não trabalham, reafirmando também os resultados encontrados por Salata (2019). A partir de 2014 os resultados são mais expressivos, quando as chances de jovens que trabalham até 20 horas semanais frequentarem a escola são 115% maiores que as chances de jovens que não

trabalham frequentarem a escola. É percebida grande variação de 2014 para 2015, quando o efeito do trabalho até 20 horas semanais sobre frequentar a escola reduziu em 66% (de 115% para 49%) e de 2015 a 2016 há aumento de 52% no efeito positivo do trabalho até 20 horas semanais sobre as chances de frequentar a escola, em relação a jovens que não trabalham.

**GRÁFICO 40 – Efeito do Gênero Feminino sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Ao analisar a razão de chances considerando o efeito do gênero feminino sobre as chances de frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola, tendo como referência o gênero masculino, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances em nenhum dos anos de 2016 a 2019 porque em todas as associações, a hipótese nula não foi rejeitada e por isso não há valores no gráfico referente a estes anos.

Tendo em vista o Gráfico 28 que apresenta a distribuição de jovens de 15 a 17 anos que não frequentam a escola, conforme o gênero, é observada grande variação no período de 2009 a 2019, mas principalmente de 2015 adiante, quando a representação feminina entre os jovens que não estudam cresceu de 31,5% para 44% em 2019. A mesma variação foi percebida

negativamente na representação masculina, que passou de 68,5% em 2015 para 56% em 2019 entre aqueles que não estudam. Desse modo, mesmo existindo relação mais forte entre evasão escolar e o gênero masculino, esses resultados podem indicar que a expansão do acesso à educação básica no Brasil têm reduzido as desigualdades de gênero sobre as oportunidades de estudo, aproximando as chances de jovens do gênero feminino e masculino a frequentarem a escola.

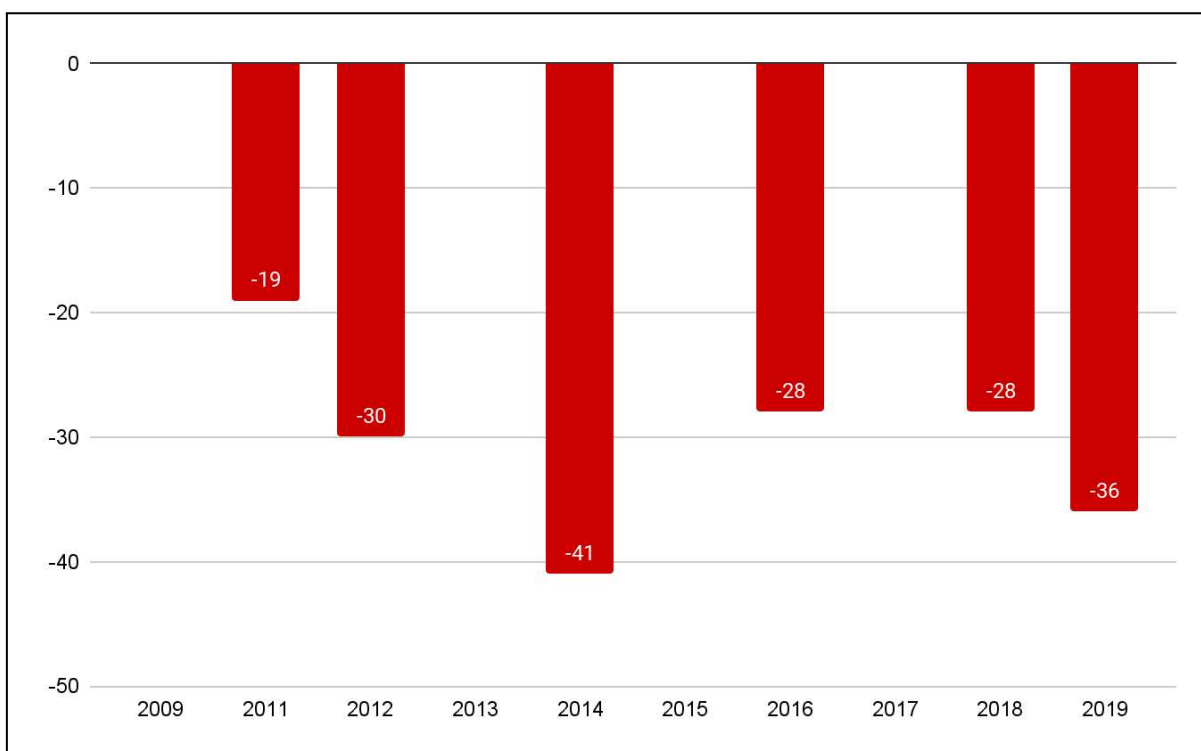
Isto posto, ao observar o Gráfico 45, observa-se que para a amostra de jovens de 15 a 17 anos, o efeito do gênero feminino é positivo para a permanência nos estudos: para o ano de 2009, as chances de jovens do gênero feminino estudarem são 89% maiores do que as chances de jovens do gênero masculino estudarem, em relação a não frequentarem a escola.

Em 2011 e 2012, houve variação negativa do efeito gênero feminino, reduzindo as chances para 1,72 vezes e 1,68 vezes as chances de jovens do gênero masculino frequentarem a escola, respectivamente, em relação a não estudarem.

Em 2014 o efeito gênero feminino variou positivamente, quando ser mulher aumentava em 84% as chances de frequentar a escola, em relação aos homens, se comparados a não frequentar a escola. Em 2015, houve variação negativa e as chances de uma jovem do gênero feminino de frequentar a escola eram 75% maiores que as chances de um jovem do gênero masculino frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola.

Os resultados apresentados do efeito do gênero feminino sobre as chances de jovens de 15 a 17 anos frequentarem a escola acompanham as tendências observadas nas últimas décadas na literatura. Embora antigamente o gênero feminino estivesse associado a desvantagens no alcance educacional, particularmente no acesso ao ensino superior, desde 2000 a proporção de mulheres mais jovens (até 17 anos) que frequentava a escola passou a superar a proporção de homens (RIBEIRO, 2009 apud MONT'ALVÃO, 2013; CARDOSO, 2008). Nesse sentido, o efeito de ser mulher associado a estudar ou não estudar apresenta chances 76,5% maiores, em média, do que as chances de homens estudarem, em relação a não estudar.

**GRÁFICO 41 – Efeito da Raça preta e parda sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

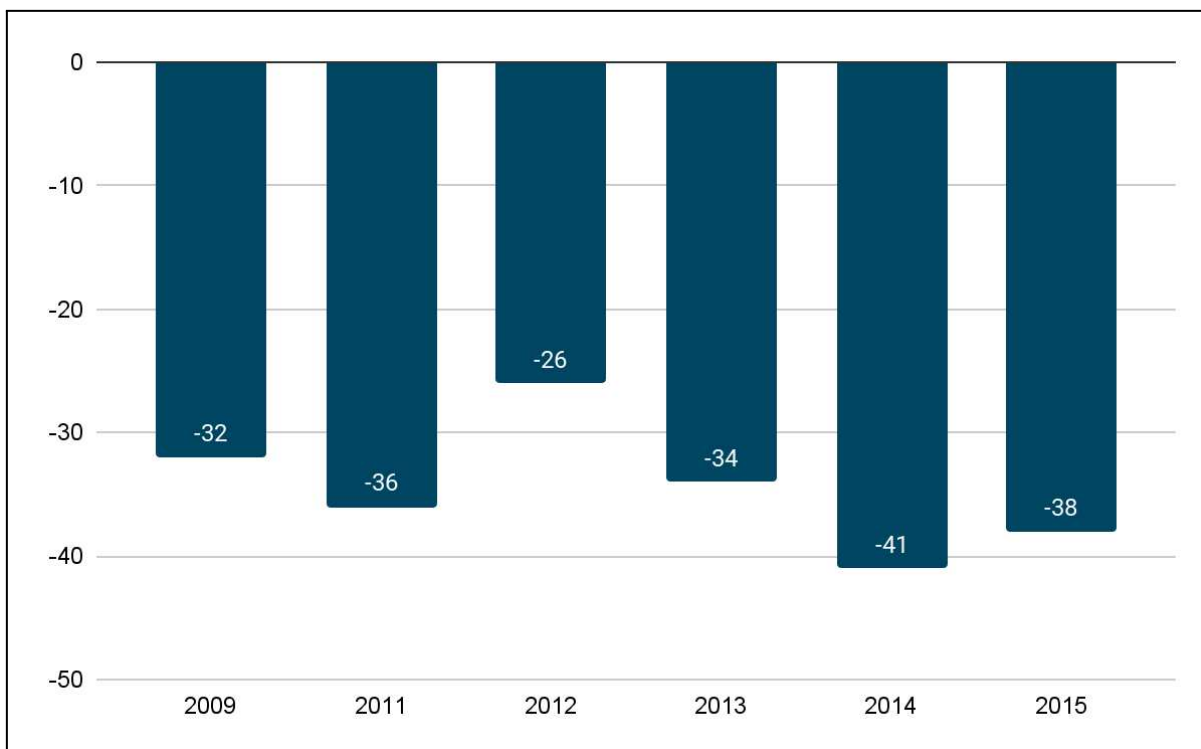
O efeito da variável raça em relação aos jovens de 15 a 17 anos estudarem ou não estudarem teve resultados inesperados. Primeiro, ao considerar a razão de chances relativa ao efeito da raça preta ou parda sobre as chances de frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola, tendo como referência a raça branca, observa-se que o modelo não apresenta razão de chances para os anos de 2009, 2013 e 2015 porque nessas associações, a hipótese nula não foi rejeitada e por isso o valor não foi interpretado.

Considerando a faixa etária de 15 a 17 anos, em 2011, as chances de um jovem preto ou pardo frequentar a escola são 19% menores do que as chances de um jovem branco frequentar a escola. Para 2012 é verificado aumento do efeito, passando para chances 30% menores de frequentar a escola associadas a jovens pretos e pardos, em comparação a jovens brancos estudarem. Em 2014 é notado o maior efeito negativo do período: as chances de um jovem preto ou pardo frequentar a escola são 41% menores do que as chances de um jovem branco frequentar a escola. Em 2016 e 2018 são percebidas reduções no efeito e as chances de jovens negros estudarem são 28% menores do que as chances de jovens brancos frequentarem a

escola. Por fim, de 2018 para 2019 houve novamente a intensificação do efeito, atingindo chances 36% menores de jovens pretos e pardos estudarem, se comparados às chances relacionadas a brancos.

Era esperado que, com a implementação de políticas afirmativas para expansão do acesso ao ensino superior, haveria um estímulo à permanência de jovens pretos e pardos na escola. No entanto, de 2012 a 2014 houve a intensificação desse efeito, quando ser preto ou pardo reduzia as chances de frequentar a escola em 41%, se comparado a jovens brancos. Nos anos seguintes, 2016 e 2018 apresentam efeitos negativos menos acentuados mas ainda assim muito significativos, e em 2019 o efeito cresce novamente. Desse modo, podemos concluir que as desvantagens relacionadas à raça para a continuidade nos estudos se mostram permanentes ao longo dos anos. Mesmo com políticas que viabilizam a ampliação do acesso ao ensino superior direcionada para pessoas pretas e pardas, se trata de população que apresenta histórico de desvantagens de muitas décadas, que seguem sendo percebidas de forma significativa ainda hoje. Conforme verificado no gráfico, os efeitos já são fortes antes da conclusão do ensino médio — requisito básico para participar dos processos seletivos de ingresso no ensino superior, sobre os quais a Lei de Cotas incide. Isto é, se jovens pretos e pardos já enfrentam barreiras significativamente maiores para permanecer na escola durante a educação básica, grande parte sequer concluirá o ensino médio e portanto não comporá população elegível para utilizar as cotas nos vestibulares de universidades públicas.

**GRÁFICO 42 – Efeito do Tipo de Família Monoparental sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015**



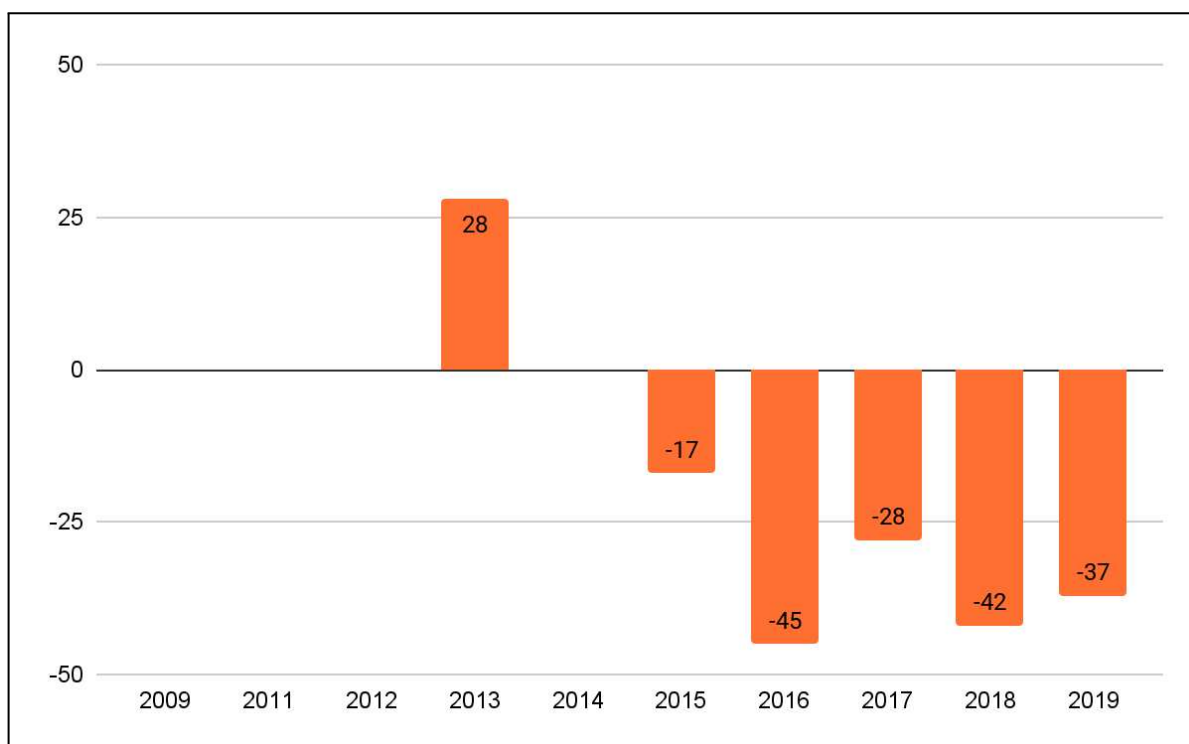
**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

Ao observar a amostra de jovens de 15 a 17 anos, o efeito do tipo de família monoparental é negativo para a permanência nos estudos: para o ano de 2009, as chances de um jovem de domicílio monoparental estudar são 32% menores do que as chances de um jovem de domicílio biparental estudar, em comparação a não frequentar escola.

Já para o ano de 2012, é observada redução do efeito negativo do tipo de família monoparental, quando as chances de frequentar a escola são 26% menores do que aquelas observadas para o tipo de família biparental. O efeito negativo torna a se intensificar em 2013 e em 2014, quando as chances de um jovem de família monoparental são 41% menores que as chances de um jovem de família biparental frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola. Por fim, em 2015 houve redução do efeito em 3%, e desse modo as chances de jovens de família monoparental frequentarem a escola passam para 38% menores que as chances verificadas pelos jovens de família biparental.

Conforme literatura mencionada anteriormente, a presença de ambos os pais no domicílio tende a apresentar vantagens em relação às famílias monoparentais, quanto à condição financeira, disponibilidade e atenção dos pais, maior atenção e acompanhamento da vida escolar dos filhos, que contribuem para a permanência desses jovens nos estudos.

**GRÁFICO 43 – Efeito da Área de Residência rural sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015; PNAD Contínua 2016, 2017, 2018, 2019

Entre jovens de 15 a 17 anos, ao considerarmos a razão de chances relativa ao efeito da área de residência rural sobre as chances de um jovem frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola, tendo como referência a área de residência urbana, observa-se que o modelo não apresenta resultados para os anos de 2009, 2011, 2012 e 2014, pois a hipótese nula não foi rejeitada e dessa forma o valor não foi interpretado.

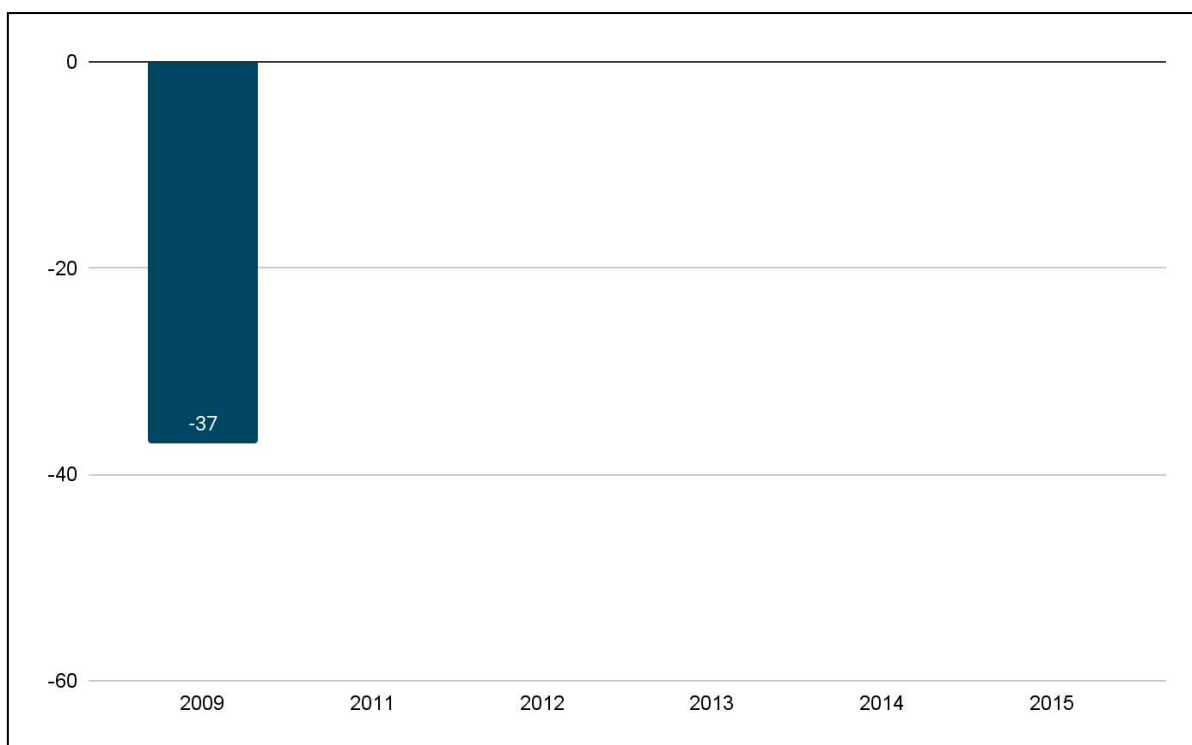
Para o ano de 2013, a chance de um jovem que reside em área rural frequentar a escola é 1,28 vezes a chance de um jovem que reside em área urbana frequentar a escola. Isto é, as chances aumentam em 28% se comparadas a jovens que residem em área urbana.

Para o ano de 2015, a chance de um jovem que reside em área rural frequentar a escola é 0,83 vezes a chance de um jovem que reside em área urbana frequentar a escola, em relação a não estudar. Ou seja, as chances reduzem em 17% se comparadas a jovens que residem em área urbana.

Conforme dados de 2017, ser jovem de 15 a 17 anos e residir em área rural reduz as chances de frequentar a escola em 28%, se comparado a um jovem que reside em área urbana, em relação a não estudar. Em 2018 há aumento do efeito em 14 pontos percentuais e em 2019 há redução das chances de jovens da área rural para 0,63 vezes a chance de jovens da área urbana frequentarem a escola, significando uma redução de 37% nas chances.

De 2016 a 2019 é percebida redução do efeito negativo da área rural sobre as chances de frequentar a escola. Conforme mencionado anteriormente, as chances negativas da área rural sobre as chances de estudar são associadas à menor disponibilidade de escolas nessas áreas, bem como de instituições de ensino superior, o que exige que os indivíduos tenham condições de se mudar para outra localidade para ingressar em uma universidade. Nesse sentido, estudos que consideram décadas mais distantes mostraram que a origem urbana no Brasil era percebida como vantagem nas chances de alcance educacional, muito relacionadas ao acesso mais restrito a instituições educacionais nas áreas rurais (FERNANDES, 2004). No entanto, esse efeito negativo da área rural sobre o alcance educacional decresce ao longo das transições educacionais, sendo mais expressivos para a conclusão dos primeiros níveis educacionais (RIBEIRO, 2011).

**GRÁFICO 44 – Efeito da Renda familiar mensal per capita igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2015**



**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados das PNADs 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015

Considerando a faixa etária de 15 a 17 anos, ao analisarmos a razão de chances associada ao efeito da renda familiar mensal per capita igual ou inferior a um salário-mínimo e meio sobre as chances de um jovem de renda familiar mensal per capita superior a um salário-mínimo e meio frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola, observa-se que o modelo apresenta razão de chances apenas para o ano de 2009. Para os anos de 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, a hipótese nula não foi rejeitada e por isso o valor não foi interpretado.

Ainda, é válido ressaltar que a base de dados da PNAD Contínua não possui a variável renda familiar nos microdados trimestrais de pessoas, e por isso não dispomos das informações correspondentes para os anos de 2016 a 2019.

Para o ano de 2009, a chance de um jovem de renda familiar mensal per capita igual ou menor que 1,5 salário-mínimo é 37% menor que a chance de um jovem de renda familiar mensal per capita maior que 1,5 salário-mínimo frequentar a escola, em relação a não frequentar a escola. Isto é, as chances reduzem em 63% se comparadas a jovens cuja renda familiar mensal per capita é maior que 1,5 salário-mínimo.

Era esperado que o efeito negativo da renda familiar igual ou inferior a um salário-mínimo e meio per capita em relação a frequentar a escola fosse minimizado ao longo dos anos, tendo em vista a política de cotas que determina como um dos requisitos para a reserva de vagas nas instituições de ensino superior, a renda familiar igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo per capita. Todavia, levando em consideração a falta de informações suficientes para a análise temporal do efeito da renda familiar mensal per capita igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo de 2009 a 2019, não será realizada interpretação mais detalhada.

## 8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo percorreu sobre a literatura a respeito da estratificação educacional e as dimensões que interferem no alcance educacional dos indivíduos, como raça, gênero, composição domiciliar e trabalho. O estudo buscou analisar mudanças provocadas no comportamento dos jovens quanto ao estudo e trabalho após a Lei de Cotas, tendo em vista o possível incentivo dessa política sobre a continuidade de jovens na trajetória escolar.

A partir dos dados da PNAD 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015 e PNAD Contínua 2016, 2017, 2018 e 2019, foram desenvolvidos um modelo de regressão logística multinomial com o objetivo de analisar os efeitos das variáveis que influenciam as chances sobre estudo e trabalho dos jovens e um modelo de regressão logística binomial, visando analisar fatores que influenciam as chances de jovens frequentarem ou não a escola.

As hipóteses previam mudança no perfil dos jovens em relação à educação, tanto no ingresso no ensino superior quanto nos níveis educacionais anteriores a ele, na educação básica, tendo em vista a implementação da Lei de Cotas.

A hipótese 1 testou, entre jovens de 17 a 29 anos que já haviam concluído o ensino médio, se houve mudanças no sentido do aumento da proporção de jovens que só estudam e não trabalham, e jovens que se dedicam tanto aos estudos quanto ao trabalho ao longo do período antes e após a implementação da Lei de Cotas.

Conforme Gráfico 3 – Proporção das situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019, a hipótese foi verificada parcialmente. A situação de estudar e não trabalhar apresentou aumento de 2009 a 2019 em 5,3%. Entretanto, a hipótese é refutada parcialmente ao observarmos que a situação de concomitância entre trabalho e estudo apresenta variação negativa no período, especialmente após 2014. Entre 2009 e 2019 é percebida redução de 1,4%. Por sua vez, a situação que apresentou maior variação positiva no período foi a de não trabalhar nem estudar, que variou 9,9 pontos percentuais de 2009 a 2019. Isto é, embora tenha sido percebido aumento na proporção de jovens que só estudam durante o período, a proporção dos “nem-nem” cresceu de maneira mais acentuada.

O segundo teste envolve a variável raça, verificando se houve ampliação da proporção de jovens pretos e pardos nas situações de estudar e não trabalhar e de concomitância entre

estudos e trabalho. Consoante Gráfico 6 – Raça preta e parda x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2019, a hipótese foi confirmada parcialmente. Entre jovens negros, a situação de estudar e não trabalhar apresentou variação positiva de 6,2% no período de 2009 a 2019, principalmente a partir de 2015. Ainda, ao observarmos cada a situação de estudar e não trabalhar, conforme a distribuição de raça representada no Gráfico 5 – Situações de estudo e trabalho conforme Raça para jovens de 17 a 29 anos, de 2009 a 2019, verificamos que houve aumento na proporção de pretos e pardos na situação de estudar e não trabalhar em 16,6 pontos percentuais no período.

Por outro lado, entre jovens pretos e pardos a situação de trabalhar e estudar sofreu redução de 0,3% no período, apresentando redução mais expressiva a partir de 2015, conforme Gráfico 6.

O terceiro teste envolve a variável renda familiar, tendo em vista o requisito de renda familiar per capita igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo como subcategoria para a reserva de vagas nas instituições de ensino superior. É testado se houve aumento da proporção de jovens nas situações de estudar e não trabalhar e de concomitância entre estudos e trabalho, entre aqueles cuja renda familiar era igual ou inferior a um salário-mínimo e meio.

Segundo o Gráfico 11 – Renda familiar per capita x situação de estudo e trabalho para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2015, os resultados indicam uma aproximação da hipótese, de modo parcial. Isso porque, ao observar os jovens cuja renda familiar per capita é igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo, distribuídos nas quatro situações de trabalho e estudo, é percebido que, para a situação de estudar e não trabalhar, houve variação positiva de 5,3% no período.

Além disso, entre os jovens de renda familiar per capita igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo, foi notada variação positiva de 1,0% de 2009 a 2015 para a situação de estudar e trabalhar. Todavia, o incremento não é constante em todos os anos, uma vez que de 2014 para 2015 houve pequena variação negativa de 0,5%. Ademais, destaca-se a situação de trabalhar e não estudar entre os jovens de renda inferior que, embora tenha apresentado variação negativa de 9,1%, permaneceu como a situação de estudo e trabalho mais expressiva entre esses jovens. Esse resultado pode ser explicado pela maior necessidade de jovens mais pobres em garantir provimentos para ajudar no sustento da família, e

consequentemente abandonar os estudos. Isto posto, ressalta-se que a falta de informações depois do ano de 2015 não permite fazer análise sobre o período de crise econômica no Brasil, que possivelmente afetaria as situações que envolvem jovens ocupados.

A hipótese 2 testou se os jovens de 15 a 17 anos que ainda não haviam completado o ensino médio foram motivados com a possibilidade de acesso ao ensino superior dado a implementação da Lei de Cotas em 2012.

Tendo em vista que jovens que trabalham mais de 20 horas semanais apresentam mais chances de evasão escolar, a hipótese testou se a partir da implementação da política de cotas houve aumento na proporção de jovens que estudam e não trabalham e que estudam e trabalham menos de 20 horas semanais.

Conforme Gráfico 35 – Frequenta a escola x Ocupação e Horas de trabalho para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019, a proporção de jovens de 15 a 17 anos que frequentam a escola e não trabalham aumentou significativamente de 2014 a 2017, e nos anos seguintes permaneceu em patamares altos. Por sua vez, os jovens que trabalham até 20 horas semanais se tornam o grupo mais expressivo entre os jovens que estudam a partir de 2015 até 2019. Por outro lado, o período apresentou redução acentuada para os jovens que estudam e trabalham mais de 20 horas semanais a partir de 2014.

É importante ressaltar que, de acordo com Gráfico 39 – Efeito da Ocupação e Horas trabalhadas sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019, são reafirmados os achados de Salata (2019) que encontrou efeitos positivos associados ao trabalho igual ou inferior a 20 horas semanais quanto às chances de frequentar a escola e efeitos negativos relacionados ao trabalho superior a 20 horas semanais quanto às chances de frequentar a escola, em comparação a não trabalhar.

Em relação à variável raça, espera-se encontrar que, entre os jovens de 15 a 17 anos que não frequentam a escola, houve redução na proporção de jovens negros ao longo dos anos. Além disso, foi testado se a composição do grupo de jovens negros em relação a estudar ou não estudar se aproximou da composição do grupo de jovens brancos, indicando a possível redução da desigualdade racial quanto ao alcance educacional.

Conforme Gráfico 24 – Não frequenta a escola x Raça para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019, a hipótese foi rejeitada, uma vez que, ao observarmos o grupo de jovens de 15 a 17 anos que não frequenta a escola, percebemos que os pretos e pardos prevalecem como a maioria do grupo, apresentando, inclusive, aumento na proporção, especialmente de 2016 a 2019.

De acordo com o Gráfico 25 – Raça preta e parda x situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019, os resultados sugerem a confirmação da hipótese, visto que após 2012, o percentual de jovens negros que frequentavam a escola variou positivamente, se aproximando do percentual de brancos frequentando a escola. No entanto, em todo o período a composição de brancos que estudavam apresentaram proporções maiores que aquelas verificadas para negros.

Ainda, o Gráfico 41 – Efeito da Raça preta e parda sobre a situação de estudo para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019 evidencia que o efeito da raça preta e parda sobre frequentar a escola é negativo em comparação aos brancos. Os jovens negros apresentam em média chances 30% menores do que jovens brancos de frequentarem a escola no período de 2009 a 2019.

A hipótese 3 testou se, diante do panorama de 10 anos observados, a política de cotas para ingresso no ensino superior beneficiou pretos e pardos em um primeiro momento, mas, em um segundo momento, esses estudantes tendem a permanecer em uma situação vulnerável enquanto estudante. Isto é, o primeiro teste considerou se a reprodução social levou jovens negros a combinarem estudo e trabalho após a implementação da Lei de Cotas.

Conforme Gráfico 6 – Raça preta e parda x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos, entre 2009 e 2019, os resultados não se aproximam da hipótese pois, a situação de conciliar estudos e trabalho para pretos e pardos após 2012 sofreu variações negativas até o fim do período analisado. De 2012 a 2013 houve redução de 13,0% para 12,9% na proporção de jovens negros que estudavam e trabalhavam. Houve aumento da proporção em 2014 contudo, de 2015 em diante foi percebida redução, atingindo percentual de 11,1% da amostra em 2016 e mantendo patamar mais baixo até 2019, quando representou 12,1% da amostra. A partir de 2015 a situação de estudar e não trabalhar se tornou mais significativa que a situação de conciliar trabalho e estudo. Desse modo, de 2015 até 2019, a situação de

concomitância entre trabalho e estudo se manteve como a situação de menor proporção entre os jovens pretos e pardos de 17 a 29 anos. Isto é, não foi percebido aumento neste grupo, pelo contrário, houve redução no período de 2009 a 2019. Por outro lado, a situação de estudo e trabalho que apresentou maior variação positiva entre jovens negros após 2012 foi a situação de não trabalhar nem estudar, com 12,5% de variação positiva até 2019.

O segundo teste verifica se a crise econômica a partir de 2015 trouxe mais prejuízos aos jovens negros do que aos jovens brancos, em relação às situações de trabalho e estudo. De acordo com o Gráfico 8 – Distribuição das situações de trabalho e estudo conforme raça, para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019, observa-se que, o grupo de jovens “nem-nem” de 16 a 29 anos no período de 2015 a 2017 era composto por uma média de 66,8% de pretos e pardos e 33,2% de brancos. Ao analisar o grupo de jovens negros, foi percebido aumento de 4,7% na proporção de jovens que não trabalhavam nem estudavam neste período, e para os brancos houve redução no grupo dos “nem-nem”, indicando maior vulnerabilidade na situação de jovens negros e, portanto, corroborando a hipótese.

Em relação a jovens de 15 a 17 anos, segundo Gráfico 24 - Não frequenta a escola x Raça para jovens de 15 a 17 anos, entre 2009 e 2019, foi observado que houve aumento de 3,1% na proporção de jovens pretos e pardos sem frequentar a escola, enquanto houve redução de jovens brancos nessa situação no período de 2015 a 2017.

Ainda, observando o Gráfico 6 – Raça preta e parda x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019 e o Gráfico 7 – Raça branca x situações de trabalho e estudo para jovens de 17 a 29 anos entre 2009 e 2019, no período de recessão econômica de 2015 a 2017, houve variação negativa para a situação de trabalhar e não estudar tanto entre negros quanto entre brancos. Entretanto, a variação negativa para jovens de raça preta e parda foi de 8,7% ao passo que a variação negativa para jovens brancos foi de 5,4%. Ao mesmo tempo, entre os jovens negros, a situação de “nem-nem” ampliou-se em 8,2%, enquanto para os jovens brancos, a situação de não trabalhar nem estudar aumentou em 3,6%. Ou seja, embora ambos os grupos de jovens tenham enfrentado dificuldades na obtenção ou manutenção de empregos no período de crise, as adversidades foram maiores para jovens negros.

Vale ressaltar que mesmo em casos nos quais os resultados encontrados se aproximaram das

hipóteses, não é possível afirmar que as mudanças em favor da permanência de jovens pretos e pardos e de baixa renda na trajetória escolar ocorreram devido à Lei de Cotas, tendo em vista que existe um contexto com diversos fatores que influenciam as barreiras e oportunidades dos jovens brasileiros. Seja outras políticas educacionais afirmativas de acesso ao ensino superior, seja políticas públicas de transferência de renda e geração de emprego, seja o cenário econômico do país.

Com efeito, demonstramos que, em consonância com a teoria da reprodução social (BOURDIEU, 2007) a persistência das desigualdades raciais em relação ao alcance educacional é verificada mesmo após a implementação da política de cotas educacionais. Embora ações afirmativas como essa sejam muito importantes para garantir o acesso de pessoas pobres e/ou de raça preta ou parda ao ensino superior, elas não se mostram suficientes para extinguir a desigualdade existente entre pessoas de diferentes níveis socioeconômicos e nem entre brancos e não-brancos.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, Thiago; DAMASCENO, Marcos; VILELA, Estêvão; ALMEIDA, Mariana; ANTUNA, Beatriz. **Emprego Juvenil e Composição Domiciliar No Brasil: efeitos da pandemia de Covid-19**. In: Congreso Asociación Latinoamericana de Población - ALAP, 10., 2022, Valparaíso (Chile) 20p.

BOURDIEU, Pierre. **A Distinção: crítica social do julgamento**. Zouk, Porto Alegre, 560p., 2007.

BOURDIEU, Pierre e PASSERON, Jean-Claude. **A reprodução: elementos para uma teoria do sistema de ensino**. Rio de Janeiro, RJ: Livraria Francisco Alves, 3a edição. 1992.

BRASIL. [Constituição (1988)]. Constituição da República Federativa do Brasil. Brasília, DF: Presidência da República, 1988. Disponível em: <[https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/constituicao/constituicao.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm)>. Acesso em: 15 de março de 2022.

BRASIL. Lei nº 9.394/1996, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. Brasília, DF: Diário Oficial da União, 1996.

BRASIL. Lei nº 11.274, de 6 de fevereiro de 2006. Altera a redação dos arts. 29, 30, 32 e 87 da Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996, que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, dispondo sobre a duração de 9 (nove) anos para o ensino fundamental, com matrícula obrigatória a partir dos 6 (seis) anos de idade. Brasília, DF: Diário Oficial da União, 2006.

BRASIL. Lei nº 13.409 de 28 de dezembro de 2016. Altera a Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012, para dispor sobre a reserva de vagas para pessoas com deficiência nos cursos técnico de nível médio e superior das instituições federais de ensino. Brasília, DF: Diário Oficial da União, 2016.

BREEN, R.; JONSSON, J. **Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model**. American Sociological Review, v. 65, n. 5, p. 754-772, 2000.

BRITO, Murillo Marschner. A Dependência na Origem. Desigualdades no Sistema Educacional Brasileiro e a Estruturação Social das Oportunidades. 2014, 270f. Tese de Doutorado em Sociologia. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2014.

CAMARANO, A.; KANSO, S. **O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho?** Boletim do Mercado de trabalho. Conjuntura e Análise, Rio de Janeiro, IPEA, v. 53, 2012.

CAMARANO, A.; MELLO, J.; KANSO, S. **Semelhanças e diferenças nas transições ao longo do ciclo da vida por regiões e cor/etnia**. In: Transição para a Vida Adulta ou Vida

Adulta em Transição? IPEA, Rio de Janeiro, p.61 a 94, 2006.

CARDOSO, Adalberto. **Transições da Escola para o Trabalho no Brasil: Persistência da Desigualdade e Frustração de Expectativas.** Dados. Rio de Janeiro, Vol. 51, nº 3, pp. 569 a 616, 2008.

CARVALHAES, F.; RIBEIRO, C.A.C. **Estratificação horizontal da educação superior no Brasil: Desigualdades de classe, gênero e raça em um contexto de expansão educacional.** Tempo Social (online). v.31, p.195-233, 2019.

CARVALHAES, F.; RIBEIRO, C.A.C. **Estratificação e mobilidade social no Brasil: uma revisão da literatura na sociologia de 2000 a 2018.** BIB, São Paulo, n. 92, pp. 1-46, 2020

CORSEUIL, C.; FRANCA, M.; POLOPONSKY, K. **A inserção dos jovens brasileiros no mercado de trabalho num contexto de recessão.** Dossiê Juventude e Trabalho. Novos estudos CEBRAP, 39 (3). Set-Dez 2020.

DUBET, F.; DURU-BELLAT, M.; VÉRETOUT, A. **As desigualdades escolares antes e depois da escola: organização escolar e influência dos diplomas.** Sociologias, Porto Alegre, ano 14, no 29, p. 22-70, jan.- abr. 2012.

FERNANDES, D. **Estratificação educacional, origem socioeconômica e raça no Brasil: as barreiras da cor.** IPEA-CAIXA. 60f. 2004

FREIRE, G. D.; SABOIA, J. **Determinantes para a condição nem-nem dos jovens brasileiros: uma análise desagregada de inativos e desocupados.** Economia e Sociedade, Campinas, v. 30, n. 3 (73), p. 811-844, ago.- dez. 2021.

GUIMARÃES, Nadya A.. **Os desafios da equidade: reestruturação e desigualdades de gênero e raça no Brasil.** In: Cadernos Pagu (17/18) 2001/02. Campinas: Pagu-Unicamp, 2002, p. 237-266.

GUIMARÃES, Nadya; ANDRADA, Ana Carolina; PICANÇO, Monise Fernandes. **Transitando entre a Universidade e o Trabalho: trajetórias desiguais e políticas de inclusão.** 18º Congresso Brasileiro de Sociologia. Brasília: 26 a 29 de Julho de 2017.

GUIMARÃES, Nadya; BRITO, Murillo; COMIN, Augusto. **Trajетórias e Transições entre jovens brasileiros.** Novos estudos Cebrap. São Paulo, Vol 39, nº3, p.475-498, set-dez 2020.

GOLDTHORPE, J. H. **The Myth of Education-Based Meritocracy.** New Economy, 10 (4), December, p. 234-239, 2003.

IBGE. **Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio - PNAD Contínua.** IBGE. 2019. Disponível em:

<<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/multidominio/condicoes-de-vida-desigualdade-e-pobreza/17270-pnad-continua.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 19 out. 2020.

IBGE. **PNAD Educação 2019: Mais da metade das pessoas de 25 anos ou mais não completaram o ensino médio.** Agência IBGE Notícias. Disponível:

<<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/r>

el

eases/28285-pnad-educacao-2019-mais-da-metade-das-pessoas-de-25-anos-ou-mais-nao-com-pletaram-o-ensino-medio>. Acesso em: 15 jun.2022.

INEP. **Indicador Distorção idade-série**. Disponível em:  
<<https://gedu.org.br/brasil/distorcao-idade-serie>>. Acesso em: 10 mai. 2023.

JÁCOMO, André; TOKARSKI, Marcelo. **Educação e Opinião Pública**. SESI/SENAI - Instituto FSB Pesquisa. Disponível em:  
<[https://static.portaldaindustria.com.br/portaldaindustria/noticias/media/filer\\_public/96/74/96747c7f-caa8-47a5-abda-6558256dc124/pesquisa\\_sesi\\_senai\\_educacao.pdf](https://static.portaldaindustria.com.br/portaldaindustria/noticias/media/filer_public/96/74/96747c7f-caa8-47a5-abda-6558256dc124/pesquisa_sesi_senai_educacao.pdf)>. Acesso em: 26 mai.2023.

JARDIM, F. A., & ALMEIDA, W. M. **Expansão recente do ensino superior brasileiro: (Novos) elos entre educação, juventudes, trabalho?** Linhas Críticas, Brasília. v. 22, n.47, p. 63-85. jan.- abr. 2016.

LIBÂNEO, José Carlos. **O dualismo perverso da escola pública brasileira: escola do conhecimento para os ricos, escola do acolhimento social para os pobres**. Educ. Pesqui., São Paulo, v.38, n.1, Mar. 2012. Disponível em:  
<<https://www.scielo.br/pdf/ep/v38n1/aop323.pdf>>. Acesso em: 11 out. 2020.

LORBER, Judith. **The Social Construction of Gender**. In: GRUSKY, David B.; SZELÉNYI, Szonja. *The Inequality Reader: contemporary and foundational reading in race, class and gender*. Nova York: Taylor & Francis, p.305-311, 2011.

MARE, Robert D. (1980), **Social Background and School Continuation Decisions**. Journal of the American Statistical Association, vol. 75, pp. 295-305.

MELLO, Ursula Mattioli. **Affirmative Action and the choice of Schools**. Journal of Public Economics. North Holland. vol. 219, 45p. mar. 2023.

MONT'ALVÃO, A. **Estratificação educacional no Brasil do século XXI**. Dados. Rio de Janeiro, v.54,nº 2, p.389-430, 2011.

MONT'ALVÃO, A. **Estratificação do acesso ao ensino superior no Brasil**. 2013. 257 f. Tese (Doutorado em Sociologia) - Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas da Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG, Belo Horizonte. 2013.

MUNIZ, JERONIMO OLIVEIRA; Veneroso, Carmelita Z. C. **Diferenciais de Participação Laboral e Rendimento por Gênero e Classes de Renda: uma Investigação sobre o Ônus da Maternidade no Brasil**. Dados - Revista de Ciências Sociais. v. 62, p. 1-38, 2019

NERI, M. **A Nova Classe Média**. Rio de Janeiro: Centro de Políticas Sociais/FGV Editora, 2008

NÓVOA, António. **Professores: imagens do futuro presente**. Lisboa: Educa, 2009

OLIVEIRA, F. M. **Metodologia Científica: um manual para a realização de pesquisas em**

**administração**. 2011. 73f. Universidade Federal de Goiás - UFG, Catalão, 2011. Disponível em:

<[https://files.cercomp.ufg.br/weby/up/567/o/Manual\\_de\\_metodologia\\_cientifica\\_-\\_Prof\\_Maxwell.pdf](https://files.cercomp.ufg.br/weby/up/567/o/Manual_de_metodologia_cientifica_-_Prof_Maxwell.pdf)>. Acesso em: 04 set. 2022.

OCDEa. Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico. **Chapter 5 - How parental background affects chances early in life: the transmission of health and educational outcomes**. In: A broken social elevator: how to promote social mobility. OECD Publishing. Paris. 2018. p.229-289. Disponível em:

<<https://www.oecd.org/social/soc/Social-mobility-2018-Overview-MainFindings.pdf>>. Acesso em: 04 set.2022.

OCDEb. Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico. **Um elevador social quebrado? Como promover a mobilidade social. Como o Brasil compara?**

2018. Disponível em: <<https://www.oecd.org/brazil/social-mobililty-2018-BRA-PT.pdf>>. Acesso em: 04 set. 2022.

PORTES, Alejandro. **Capital Social: origens e aplicações na Sociologia Contemporânea**. Sociologia, problemas e práticas. n. 33, p.133-158, 2000.

REIS, Maurício. **Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil**. Revista Brasileira de Economia, v. 69, n. 1, 2015, pp. 125-143.

RESKIN, Barbara. Rethinking Employment Discrimination and its Remedies. In: GRUSKY, David B.; SZELENYI, Szonja. **The Inequality Reader: contemporary and foundational reading in race, class and gender**. Nova York: Taylor & Francis, 2011. p.360-369.

RIBEIRO, Carlos Antônio Costa. **Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil**. Dados, v.54, p.41-87, 2011.

RIBEIRO, C. A. C. **Sociologia como ciência das populações: contribuições de Carlos Hasenbalg e Nelson do Valle Silva no Brasil**. Revista Brasileira de Informação Bibliográfica em Ciências Sociais, n. 86, p. 7-35, 2018.

RIGOTTI, José Irineu Rangel. **A transição da escolaridade no Brasil e as desigualdades regionais**. Revista Brasileira de Estudos de População, v.18, n.1/2, jan./dez. 2001.

SALATA, André. **Razões da evasão: abandono escolar entre jovens no Brasil**. Interseções, Rio de Janeiro. v. 21 n. 1, p. 99-128, abr. 2019.

SALES, Marta Santos. **Aspirações Ocupacionais e Realização do Status**. 2014. 219f. Tese de Doutorado em Sociologia. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2014.

SENKEVICS, Adriano Souza, Carvalhaes, F., & Ribeiro, C. A. C. (2022). **Mérito ou berço? Origem social e desempenho no acesso ao ensino superior**. *Cadernos de Pesquisa*, 52, Artigo e09528. <<https://doi.org/10.1590/198053149528>>. Acesso em: 15 out 2022.

SENKEVICS, Adriano Souza; MELLO, Ursula Mattioli. **O perfil discente das universidades federais mudou pós-lei de cotas?**. Cadernos de Pesquisa, São Paulo, v. 49, n. 172, p. 184-208, abr./jun. 2019. <<https://doi.org/10.1590/198053145980>>.

SPOSITO, P. M. **Uma perspectiva não-escolar no estudo sociológico da escola.** Revista USP. São Paulo, n.57, p.210-226. março-maio 2003. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/revusp/article/view/33843/36576>>. Acesso em: 04 set. 2022.

SILVA, N. V. & HASENBALG, C. **Tendências da desigualdade educacional no Brasil.** Dados. v.43, p.423-445, 2000.

TOMÁS, Maria Carolina; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto C.; RIOS-NETO, Eduardo Luiz G. Adiantamento do ingresso no mercado de trabalho sob o enfoque demográfico: uma análise das regiões metropolitanas brasileiras. R. bras. Est. Pop., São Paulo, v. 25, n. 1, p. 91-107, jan./jun. 2008

TOZONI-REIS, M. F. C. **A contribuição da Sociologia da Educação para a compreensão da educação escolar.** Publicação: 25 mai.2010. UNESP. Botucatu-SP. Disponível em: <<https://acervodigital.unesp.br/handle/123456789/169> ES >. Acesso em: 04 set. 2022.

TREVISOL, J. V.; MAZZIONI, L. A universalização da Educação Básica no Brasil: um longo caminho. Roteiro, [S. l.], v. 43, n. esp, p. 13–46, 2018. DOI: 10.18593/r.v43iesp.16482. Disponível em: <<https://portalperiodicos.unoesc.edu.br/roteiro/article/view/16482>>. Acesso em: 25 maio. 2022.

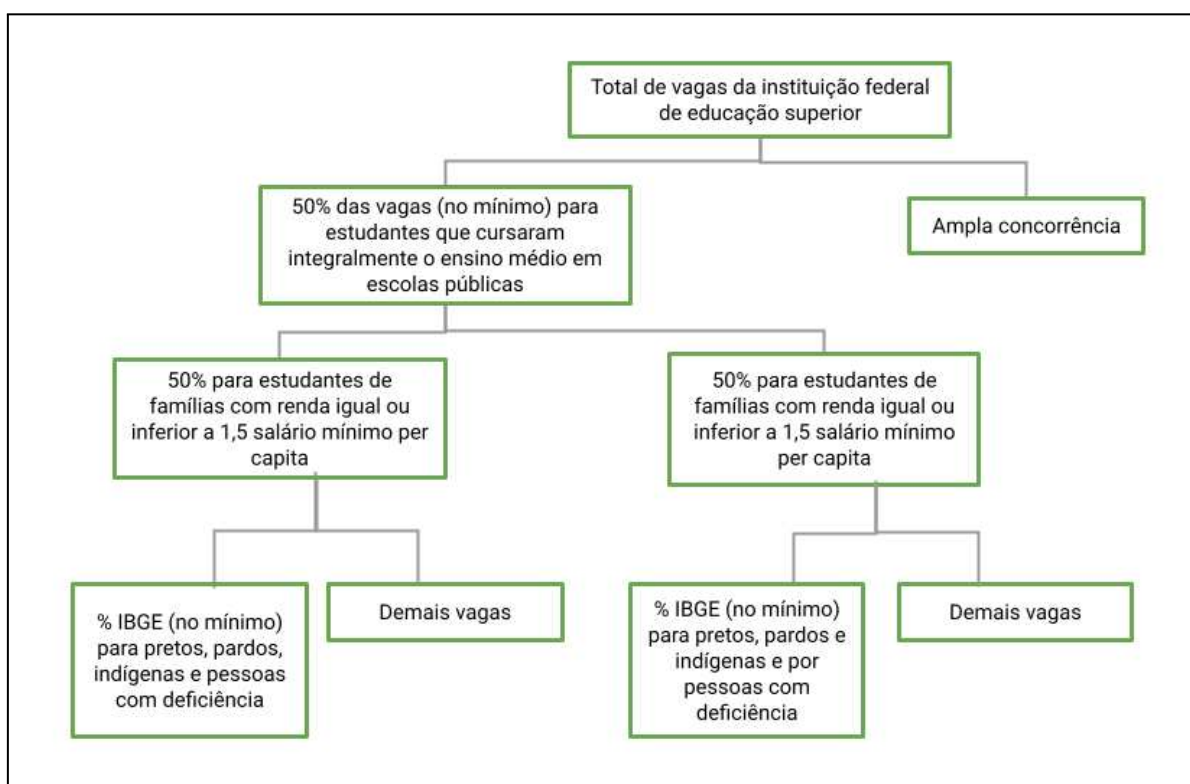
UFMG. **Diretrizes para normalização de trabalhos acadêmicos da UFMG** [recurso eletrônico] : trabalhos de conclusão de curso, monografias de especialização, dissertações e teses. Belo Horizonte: RI-UFMG, 2022. Recurso on-line 32 p.

UNESP. **Modelos de citação com base nas normas da ABNT.** UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO” Campus Experimental de Sorocaba - Biblioteca. 2014. 9p. Disponível em: <<https://www.sorocaba.unesp.br/Home/Biblioteca/modelo-de-citacoes2.pdf>>. Acesso em: 10 mai.2023.

WAJNMAN, Simone. **Demografia das famílias e dos domicílios brasileiros.** Tese de Professor Titular apresentada ao Departamento de Demografia FACE/ UFMG. Belo Horizonte, 2012.

## APÊNDICE

FIGURA 1 - Diagrama sobre a distribuição de vagas em instituições federais de ensino superior estabelecida na Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012 e Lei nº 13.409 de 28 de dezembro de 2016.



**Fonte:** Elaborado pela autora.

TABELA 1 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2009

PNAD 2009 Hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
dependente		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
0	Ordenada na origem	-0,064	0,372	0,542			
	[Gênero=,00]	0,176	13,521	0	1,193	1,086	1,31
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,722	214,38	0	2,059	1,869	2,268
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,728	64,864	0	0,483	0,404	0,576
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,249	321,751	0	0,287	0,25	0,329
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,297	15,012	0	1,345	1,158	1,563
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,605	61,707	0	1,831	1,575	2,13
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,689	56,663	0	1,993	1,665	2,385
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,022	0,06	0,806	0,978	0,823	1,164
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafamiliarpercapita=,00]	2,195	1687,693	0	8,981	8,088	9,972
[rendafamiliarpercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.	
1	Ordenada na origem	2,278	614,958	0			
	[Gênero=,00]	-1,014	574,283	0	0,363	0,334	0,394
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,74	270,758	0	2,097	1,92	2,29
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,575	44,288	0	0,563	0,475	0,667
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,612	609,721	0	0,199	0,176	0,227
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,091	1,751	0,186	1,095	0,957	1,252
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,683	101,946	0	1,979	1,734	2,26
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,935	138,512	0	2,548	2,18	2,977
[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	

	[região_ntcont=,00]	-0,232	8,482	0,004	0,793	0,679	0,927
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafamiliarpercapita=,00]	1,353	977,479	0	3,869	3,554	4,212
	[rendafamiliarpercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>3</b>	Ordenada na origem	1,403	199,838	0			
	[Gênero=,00]	-0,396	73,546	0	0,673	0,615	0,737
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,283	31,984	0	1,327	1,203	1,464
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,36	14,494	0	0,697	0,579	0,84
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-0,778	116,106	0	0,46	0,399	0,529
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	-0,101	1,796	0,18	0,904	0,78	1,048
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,258	12,482	0	1,294	1,122	1,493
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,728	75,768	0	2,072	1,758	2,441
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,093	1,155	0,282	0,911	0,768	1,08
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafamiliarpercapita=,00]	-0,084	3,111	0,078	0,92	0,838	1,009
	[rendafamiliarpercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 2 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2011

PNAD 2011 Hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
dependente		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
<b>0</b>	Ordenada na origem	0,452	2,741	0,098			
	[Gênero=,00]	0,225	18,307	0	1,252	1,129	1,387
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,692	161,14	0	1,998	1,795	2,223
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-1,215	21,817	0	0,297	0,178	0,494
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,272	357,8	0	0,28	0,246	0,32
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região necont=,00]	0,453	27,394	0	1,573	1,328	1,864
	[região necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região secont=,00]	0,732	69,892	0	2,079	1,751	2,469

PNAD 2011 Hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,485	22,525	0	1,624	1,329	1,985
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	0,164	2,943	0,086	1,178	0,977	1,42
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafampcap=,00]	1,97	1046,111	0	7,17	6,363	8,079
	[rendafampcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>1</b>	Ordenada na origem	2,803	115,195	0			
	[Gênero=,00]	-0,823	323,245	0	0,439	0,401	0,48
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,743	229,792	0	2,101	1,909	2,313
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-1,201	22,454	0	0,301	0,183	0,495
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,576	630,765	0	0,207	0,183	0,234
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,208	7,457	0,006	1,232	1,061	1,43

	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,822	118,339	0	2,274	1,961	2,637
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,933	120,003	0	2,541	2,151	3,003
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,155	3,348	0,067	0,857	0,726	1,011
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafampcap=,00]	1,094	535,02	0	2,986	2,722	3,276
	[rendafampcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>3</b>	Ordenada na origem	1,809	41,278	0			
	[Gênero=,00]	-0,197	14,969	0	0,821	0,743	0,907
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,308	30,853	0	1,36	1,22	1,516
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,806	8,666	0,003	0,447	0,261	0,764
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-0,696	97,563	0	0,499	0,434	0,572
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	-0,216	6,648	0,01	0,805	0,683	0,949
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,17	4,395	0,036	1,185	1,011	1,39
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,459	26,021	0	1,582	1,326	1,887
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,43	20,831	0	0,651	0,541	0,783
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafampcap=,00]	-0,213	16,466	0	0,808	0,729	0,896
	[rendafampcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 3 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2012

PNAD 2012 hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
dependente		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
<b>0</b>	Ordenada na origem	0,189	0,665	0,415			
	[Gênero=,00]	0,198	14,806	0	1,219	1,102	1,349
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,693	166,815	0	2	1,8	2,221
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,862	15,842	0	0,422	0,276	0,646
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,312	376,454	0	0,269	0,236	0,308
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.

	[região_necont=,00]	0,396	20,775	0	1,485	1,253	1,761
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,635	52,754	0	1,887	1,59	2,239
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,394	14,722	0	1,482	1,212	1,812
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	0,211	4,88	0,027	1,235	1,024	1,489
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendapercapita=,00]	1,837	906,022	0	6,277	5,57	7,075
	[rendapercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>1</b>	Ordenada na origem	2,621	144,937	0			0,458
	[Gênero=,00]	-0,869	376,11	0	0,419	0,384	
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,735	236,923	0	2,086	1,899	2,29
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,888	18,101	0	0,411	0,273	0,619
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,628	666,511	0	0,196	0,174	0,222
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,118	2,421	0,12	1,125	0,97	1,304

	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,699	88,394	0	2,013	1,74	2,328
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,748	78,284	0	2,113	1,79	2,494
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,106	1,582	0,209	0,9	0,763	1,061
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendapercapita=,00]	1,014	473,107	0	2,757	2,517	3,021
	[rendapercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>3</b>	Ordenada na origem	1,217	24,276	0			
	[Gênero=,00]	-0,181	13,193	0	0,834	0,757	0,92
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,247	20,971	0	1,28	1,152	1,422
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,197	0,687	0,407	0,821	0,515	1,309
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-0,716	102,565	0	0,489	0,425	0,561
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	-0,119	2,012	0,156	0,888	0,754	1,046
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,172	4,536	0,033	1,188	1,014	1,392
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,5	31,009	0	1,648	1,382	1,965
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,308	10,622	0,001	0,735	0,611	0,885
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.

[rendapercapita=,00]	-0,247	23,278	0	0,781	0,707	0,864
[rendapercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 4 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2013

<b>PNAD 2013 hipóteses 1 e 3</b>							
Estimativas do parâmetro							
dependente		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
<b>0</b>	Ordenada na origem	0,017	0,005	0,941			
	[Gênero=,00]	0,112	5,162	0,023	1,119	1,016	1,232
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,592	132,347	0	1,807	1,634	1,999
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,757	12,024	0,001	0,469	0,306	0,719
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,324	425,353	0	0,266	0,235	0,302
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,448	27,9	0	1,565	1,325	1,847
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,711	68,289	0	2,036	1,72	2,41
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,487	23,003	0	1,628	1,334	1,987
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	0,482	26,98	0	1,62	1,35	1,943
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafammespcap=,00]	1,837	901,699	0	6,276	5,567	7,076
[rendafammespcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.	
<b>1</b>	Ordenada na origem	2,471	125,485	0			
	[Gênero=,00]	-0,9	425,708	0	0,407	0,373	0,443
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,661	203,645	0	1,937	1,769	2,121
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,792	14,164	0	0,453	0,3	0,684
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,742	837,939	0	0,175	0,156	0,197
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.

	[região_necont=,00]	0,162	4,85	0,028	1,176	1,018	1,359
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,799	118,588	0	2,222	1,925	2,566
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,898	114,784	0	2,455	2,083	2,894
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	0,075	0,835	0,361	1,078	0,918	1,266
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafammescap=,00]	0,904	385,935	0	2,469	2,256	2,702
	[rendafammescap=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>3</b>	Ordenada na origem	1,363	29,614	0			
	[Gênero=,00]	-0,261	28,367	0	0,77	0,699	0,848
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,197	13,928	0	1,218	1,098	1,351
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,268	1,243	0,265	0,765	0,477	1,226
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-0,822	145,865	0	0,439	0,385	0,502
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	-0,271	11,021	0,001	0,763	0,65	0,895
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,179	5,129	0,024	1,195	1,024	1,395
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,446	25,387	0	1,561	1,313	1,857
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,217	5,67	0,017	0,805	0,673	0,962
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafammescap=,00]	-0,27	28,631	0	0,763	0,691	0,843
	[rendafammescap=1,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 5 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2014

PNAD 2014 hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
dependente		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
<b>0</b>	Ordenada na origem	0,164	0,457	0,499			
	[Gênero=,00]	0,063	1,689	0,194	1,065	0,968	1,172
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,619	152,118	0	1,857	1,683	2,049
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,79	12,21	0	0,454	0,291	0,707

[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[condiçãofamjunto=,00]		-1,434	505,742	0	0,238	0,21	0,27
[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_necont=,00]		0,418	24,64	0	1,519	1,288	1,791
[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_secont=,00]		0,653	58,985	0	1,922	1,627	2,271
[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_sulcont=,00]		0,494	23,578	0	1,639	1,342	2
[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_ntcont=,00]		0,285	9,666	0,002	1,33	1,111	1,592
[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[rendafamspcap=,00]		1,777	873,529	0	5,91	5,253	6,649
[rendafamspcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
<b>1</b> Ordenada na origem		2,656	135,36	0			
[Gênero=,00]		-0,921	469,506	0	0,398	0,366	0,433
[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[Raça=,00]		0,695	241,99	0	2,003	1,835	2,186
[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[estadocivil=,00]		-0,86	15,565	0	0,423	0,276	0,649
[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[condiçãofamjunto=,00]		-1,821	933,267	0	0,162	0,144	0,182
[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_necont=,00]		0,144	3,964	0,046	1,155	1,002	1,33
[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_secont=,00]		0,672	88,439	0	1,959	1,703	2,254
[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_sulcont=,00]		0,873	110,088	0	2,394	2,034	2,818
[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_ntcont=,00]		-0,17	4,519	0,034	0,843	0,721	0,987
[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[rendafamspcap=,00]		0,866	373,057	0	2,377	2,177	2,596
[rendafamspcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
<b>3</b> Ordenada na origem		1,219	20,82	0			
[Gênero=,00]		-0,275	33,442	0	0,76	0,692	0,834
[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[Raça=,00]		0,236	21,852	0	1,266	1,147	1,398
[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[estadocivil=,00]		-0,083	0,105	0,746	0,92	0,556	1,523
[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[condiçãofamjunto=,00]		-0,857	163,575	0	0,424	0,372	0,484
[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_necont=,00]		-0,187	5,458	0,019	0,829	0,709	0,97
[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_secont=,00]		0,186	5,791	0,016	1,204	1,035	1,401
[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_sulcont=,00]		0,582	43,819	0	1,789	1,506	2,125
[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_ntcont=,00]		-0,281	9,935	0,002	0,755	0,634	0,899
[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.

[rendafammescap=,00]	-0,358	54,082	0	0,699	0,635	0,769
[rendafammescap=1,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 6 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2015

<b>PNAD 2015 hipóteses 1 e 3</b>							
Estimativas do parâmetro							
dependente a		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
<b>0</b>	Ordenada na origem	-0,112	0,294	0,587			
	[Gênero=,00]	0,1	5,106	0,024	1,105	1,013	1,206
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,525	126,398	0	1,69	1,543	1,852
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,85	19,605	0	0,427	0,293	0,623
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,166	412,388	0	0,312	0,278	0,349
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,634	64,387	0	1,885	1,615	2,201
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,799	101,195	0	2,223	1,903	2,597
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,681	52,359	0	1,975	1,643	2,375
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	0,446	27,099	0	1,561	1,32	1,846
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafammescap=,00]	1,781	983,369	0	5,933	5,308	6,631
[rendafammescap=1,00]	0b	.	.	.	.	.	
<b>1</b>	Ordenada na origem	2,238	131,449	0			
	[Gênero=,00]	-0,945	538,325	0	0,389	0,359	0,421
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,567	171,875	0	1,763	1,62	1,919
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[estadocivil=,00]	-0,847	20,776	0	0,429	0,298	0,617
	[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,7	977,757	0	0,183	0,164	0,203
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,212	9,111	0,003	1,236	1,077	1,418

[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_secont=,00]		0,689	99,572	0	1,991	1,739	2,28
[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_sulcont=,00]		0,835	108,43	0	2,304	1,969	2,696
[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_ntcont=,00]		-0,073	0,897	0,343	0,93	0,8	1,081
[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[rendafammespcap=,00]		0,924	438,467	0	2,519	2,311	2,747
[rendafammespcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
<b>3</b> Ordenada na origem		0,917	15,79	0			
[Gênero=,00]		-0,293	40,04	0	0,746	0,681	0,817
[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[Raça=,00]		0,173	12,04	0,001	1,189	1,078	1,311
[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[estadocivil=,00]		-0,165	0,556	0,456	0,848	0,549	1,309
[estadocivil=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[condiçãofamjunto=,00]		-0,736	136,319	0	0,479	0,423	0,542
[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_necont=,00]		-0,044	0,307	0,58	0,957	0,82	1,117
[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_secont=,00]		0,235	9,606	0,002	1,265	1,09	1,467
[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_sulcont=,00]		0,538	39,256	0	1,713	1,448	2,027
[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_ntcont=,00]		-0,242	7,587	0,006	0,785	0,661	0,933
[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
[rendafammespcap=,00]		-0,289	36,42	0	0,749	0,682	0,823
[rendafammespcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 7 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2016

PNAD 2016 hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
dependente a		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
<b>0</b>	Ordenada na origem	0,722	128,554	0			
	[Gênero=,00]	0,023	0,562	0,454	1,023	0,963	1,087
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,691	449,474	0	1,996	1,872	2,127
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,265	1005,969	0	0,282	0,261	0,305
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,789	217,445	0	2,202	1,983	2,446

	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,579	110,295	0	1,784	1,601	1,988
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,37	34,281	0	1,448	1,279	1,639
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	0,402	44,889	0	1,495	1,329	1,682
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>1</b>	Ordenada na origem	2,176	1303,566	0			
	[Gênero=,00]	-1,01	1113,656	0	0,364	0,343	0,386
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,612	360,336	0	1,844	1,731	1,964
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,93	2418,325	0	0,145	0,134	0,157
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,235	20,445	0	1,264	1,142	1,4
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,562	115,188	0	1,755	1,584	1,945
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,713	147,902	0	2,04	1,819	2,289
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,123	4,34	0,037	0,885	0,788	0,993
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>3</b>	Ordenada na origem	0,921	181,726	0			
	[Gênero=,00]	-0,385	119,008	0	0,68	0,635	0,729
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,095	6,227	0,013	1,099	1,02	1,184
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-0,978	466,332	0	0,376	0,344	0,411
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	-0,364	36,833	0	0,695	0,618	0,782
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,037	0,392	0,531	1,038	0,924	1,165
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,471	53,83	0	1,602	1,412	1,816
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,329	23,59	0	0,72	0,631	0,822
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora

TABELA 8 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2017

PNADC 2017 hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
dependente a		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
<b>0</b>	Ordenada na origem	0,681	109,753	0			
	[Gênero=,00]	0,029	0,925	0,336	1,03	0,97	1,093
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,69	446,941	0	1,995	1,871	2,126
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,243	951,739	0	0,289	0,267	0,312
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região necont=,00]	0,835	232,775	0	2,304	2,07	2,565
	[região necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região secont=,00]	0,581	106,929	0	1,787	1,601	1,995
	[região secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região sulcont=,00]	0,321	25,08	0	1,378	1,216	1,563
	[região sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região ntcont=,00]	0,451	54,826	0	1,57	1,393	1,768
	[região ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	<b>1</b>	Ordenada na origem	2,085	1129,719	0		
[Gênero=,00]		-0,972	1024,863	0	0,378	0,357	0,402
[Gênero=1,00]		0b	.	.	.	.	.
[Raça=,00]		0,614	353,782	0	1,848	1,733	1,97
[Raça=1,00]		0b	.	.	.	.	.
[condiçãofamjunto=,00]		-1,982	2488,82	0	0,138	0,128	0,149
[condiçãofamjunto=1,00]		0b	.	.	.	.	.
[região necont=,00]		0,26	23,53	0	1,297	1,168	1,441
[região necont=1,00]		0b	.	.	.	.	.
[região secont=,00]		0,594	121,34	0	1,812	1,63	2,014
[região secont=1,00]		0b	.	.	.	.	.
[região sulcont=,00]		0,72	144,723	0	2,055	1,828	2,311
[região sulcont=1,00]		0b	.	.	.	.	.
[região ntcont=,00]		-0,066	1,185	0,276	0,936	0,832	1,054
[região ntcont=1,00]		0b	.	.	.	.	.
[região cocont=,00]		0b	.	.	.	.	.
[região cocont=1,00]		0b	.	.	.	.	.

3	Ordenada na origem	0,966	198,891	0			
	[Gênero=,00]	-0,329	90,319	0	0,719	0,672	0,77
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,085	5,228	0,022	1,089	1,012	1,172
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-0,962	451,262	0	0,382	0,35	0,418
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	-0,37	38,461	0	0,691	0,614	0,776
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	-0,017	0,085	0,77	0,983	0,876	1,103
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,399	39,22	0	1,49	1,315	1,688
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,408	36,388	0	0,665	0,582	0,759
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 9 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2018

PNADC 2018 hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
dependent ea		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
0	Ordenada na origem	0,697	114,6	0			
	[Gênero=,00]	0,006	0,035	0,851	1,006	0,948	1,067
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,686	446,048	0	1,987	1,864	2,117
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,275	1010,69	0	0,28	0,258	0,302
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,781	201,54	0	2,183	1,96	2,431
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,53	87,446	0	1,699	1,52	1,899
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,311	23,027	0	1,365	1,202	1,55
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	0,423	47,417	0	1,526	1,353	1,721
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
1	Ordenada na origem	2,164	1229,893	0			
	[Gênero=,00]	-0,991	1073,564	0	0,371	0,35	0,394
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.

	[Raça=,00]	0,597	339,272	0	1,816	1,704	1,935
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,993	2533,629	0	0,136	0,126	0,147
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,087	2,687	0,101	1,091	0,983	1,211
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,47	76,265	0	1,6	1,44	1,777
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,623	107,92	0	1,865	1,658	2,097
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,171	8,081	0,004	0,843	0,749	0,948
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
<b>3</b>	Ordenada na origem	1,061	243,96	0			
	[Gênero=,00]	-0,273	62,412	0	0,761	0,712	0,815
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,058	2,458	0,117	1,06	0,986	1,139
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,047	545,924	0	0,351	0,321	0,383
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	-0,514	74,834	0	0,598	0,532	0,672
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	-0,062	1,109	0,292	0,94	0,839	1,054
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,301	22,208	0	1,351	1,192	1,531
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,467	48,142	0	0,627	0,549	0,715
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 10 – Coeficientes do modelo 1 de regressão multinomial - 2019

PNADC 2019 hipóteses 1 e 3							
Estimativas do parâmetro							
dependent ea		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
<b>0</b>	Ordenada na origem	0,501	55,926	0			
	[Gênero=,00]	0,054	2,923	0,087	1,055	0,992	1,122
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,731	477,051	0	2,076	1,945	2,217
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,163	827,671	0	0,313	0,289	0,338

	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,869	237,9	0	2,385	2,135	2,663	.
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,658	127,208	0	1,932	1,723	2,166	.
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,439	42,89	0	1,551	1,36	1,769	.
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	0,435	49,044	0	1,545	1,368	1,745	.
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
1	Ordenada na origem	2,195	1234,712	0				
	[Gênero=,00]	-1,009	1054,869	0	0,364	0,343	0,387	
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,604	331,956	0	1,83	1,715	1,953	
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,904	2283,129	0	0,149	0,138	0,161	
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	0,038	0,506	0,477	1,039	0,935	1,154	
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	0,473	75,542	0	1,605	1,443	1,786	
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,65	113,53	0	1,916	1,7	2,159	
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,319	28	0	0,727	0,646	0,818	
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
3	Ordenada na origem	1,1	255,282	0				
	[Gênero=,00]	-0,338	90,788	0	0,713	0,666	0,765	
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	0,086	5,227	0,022	1,09	1,012	1,174	
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[condiçãofamjunto=,00]	-1,012	503,644	0	0,363	0,333	0,397	
	[condiçãofamjunto=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_necont=,00]	-0,549	83,466	0	0,577	0,513	0,65	
	[região_necont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_secont=,00]	-0,008	0,018	0,893	0,992	0,883	1,114	
	[região_secont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_sulcont=,00]	0,37	32,416	0	1,448	1,275	1,645	
	[região_sulcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_ntcont=,00]	-0,591	76,072	0	0,554	0,485	0,632	
	[região_ntcont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_cocont=,00]	0b	.	.	.	.	.	.
	[região_cocont=1,00]	0b	.	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: 2,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 11 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2009

PNAD 2009 Hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
dependente Estuda a		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
1	Ordenada na origem	3,815	392,835	0			
	[idade=,00]	-0,88	137,809	0	0,415	0,358	0,48
	[idade=1,00]	-0,41	28,148	0	0,664	0,57	0,772
	[idade=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero=,00]	0,634	103,175	0	1,886	1,669	2,132
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	-0,068	1,087	0,297	0,934	0,822	1,062
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[TipodeFamília=,00]	-0,385	35,469	0	0,681	0,6	0,773
	[TipodeFamília=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[árearesidencia=,00]	-0,135	3,358	0,067	0,873	0,756	1,009
	[árearesidencia=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região=,00]	-0,251	6,131	0,013	0,778	0,638	0,949
	[Região=1,00]	-0,025	0,078	0,78	0,975	0,815	1,166
	[Região=2,00]	-0,113	1,938	0,164	0,893	0,762	1,047
	[Região=3,00]	-0,442	21,562	0	0,642	0,533	0,774
	[Região=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafamiliarpercapita=,00]	-0,469	5,765	0,016	0,625	0,426	0,917
	[rendafamiliarpercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[RendaDomquintis=,00]	-1,217	59,688	0	0,296	0,218	0,403
	[RendaDomquintis=1,00]	-1,011	42,544	0	0,364	0,269	0,493
	[RendaDomquintis=2,00]	-0,761	24,324	0	0,467	0,345	0,632
	[RendaDomquintis=3,00]	-0,272	3,006	0,083	0,762	0,56	1,036
	[RendaDomquintis=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[trabocuphoras=,00]	0,608	20,774	0	1,836	1,414	2,385
	[trabocuphoras=1,00]	-0,889	76,13	0	0,411	0,337	0,502
[trabocuphoras=1998,00]	0,607	37,88	0	1,835	1,513	2,227	
[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.	

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 12 - Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2011

PNADC 2011 Hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
dependente a		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
1	Ordenada na origem	4,027	426,32	0			
	[idade=,00]	-1,014	156,323	0	0,363	0,309	0,425
	[idade=1,00]	-0,53	40,531	0	0,589	0,5	0,693
	[idade=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero=,00]	0,54	68,196	0	1,716	1,509	1,95
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	-0,208	9,021	0,003	0,812	0,709	0,93
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[TipodeFamília=,00]	-0,441	41,024	0	0,643	0,562	0,736
	[TipodeFamília=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[árearesidencia=,00]	-0,127	2,545	0,111	0,881	0,753	1,029
	[árearesidencia=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região=,00]	-0,083	0,463	0,496	0,92	0,724	1,17
	[Região=1,00]	-0,117	1,687	0,194	0,89	0,746	1,061
	[Região=2,00]	-0,34	15,457	0	0,712	0,601	0,843
	[Região=3,00]	-0,559	29,34	0	0,572	0,467	0,7
	[Região=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafamiliarpercapita=,00]	-0,38	1,202	0,273	0,684	0,347	1,349
	[rendafamiliarpercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendadomquintis=,00]	-1,128	11,031	0,001	0,324	0,166	0,63
	[rendadomquintis=1,00]	-1,012	8,974	0,003	0,364	0,187	0,705
	[rendadomquintis=2,00]	-0,702	4,32	0,038	0,495	0,255	0,961
	[rendadomquintis=3,00]	-0,276	0,671	0,413	0,759	0,392	1,468
	[rendadomquintis=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[trabocuphoras=,00]	0,455	8,38	0,004	1,577	1,158	2,146
	[trabocuphoras=1,00]	-0,892	55,618	0	0,41	0,324	0,518
[trabocuphoras=1998,00]	0,471	17,429	0	1,602	1,284	1,999	
[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.	

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 13 - Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2012

PNAD 2012 Hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
estudadependentea		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
1	Ordenada na origem	3,814	383,791	0			
	[idade=,00]	-0,871	114,787	0	0,418	0,357	0,491
	[idade=1,00]	-0,46	30,22	0	0,631	0,536	0,744
	[idade=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero=,00]	0,521	63,199	0	1,683	1,48	1,913
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	-0,359	24,813	0	0,698	0,606	0,804
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[TipodeFamília=,00]	-0,296	18,165	0	0,744	0,649	0,852
	[TipodeFamília=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[árearesidencia=,00]	-0,019	0,048	0,826	0,982	0,833	1,158
	[árearesidencia=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região=,00]	-0,151	1,673	0,196	0,86	0,684	1,081
	[Região=1,00]	-0,025	0,072	0,789	0,975	0,813	1,17
	[Região=2,00]	-0,112	1,655	0,198	0,894	0,754	1,06
	[Região=3,00]	-0,613	35,969	0	0,541	0,443	0,662
	[Região=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendapercapita=,00]	-0,056	0,039	0,843	0,946	0,545	1,641
	[rendapercapita=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendaDomquintis=,00]	-1,272	21,875	0	0,28	0,164	0,478
	[rendaDomquintis=1,00]	-1,158	18,426	0	0,314	0,185	0,533
	[rendaDomquintis=2,00]	-0,842	9,728	0,002	0,431	0,254	0,731
	[rendaDomquintis=3,00]	-0,546	4,137	0,042	0,579	0,342	0,98
	[rendaDomquintis=4,00]	0b	.	.	.	.	.
[trabocuphoras=,00]	0,625	14,578	0	1,868	1,355	2,575	
[trabocuphoras=1,00]	-0,912	56,936	0	0,402	0,317	0,509	
[trabocuphoras=1998,00]	0,466	16,472	0	1,594	1,273	1,996	
[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.	

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 14 - Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2013

PNAD 2013 hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
estudadepe ndente a		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
1	Ordenada na origem	3,665	342,7	0			
	[idade=,00]	-0,837	106,908	0	0,433	0,369	0,507
	[idade=1,00]	-0,302	13,004	0	0,739	0,627	0,871
	[idade=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero=,00]	0,536	66,019	0	1,709	1,501	1,944
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	-0,061	0,748	0,387	0,941	0,819	1,08
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[TipodeFamília=,00]	-0,419	37,437	0	0,658	0,575	0,752
	[TipodeFamília=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[árearesidencia=,00]	0,246	7,708	0,005	1,279	1,075	1,522
	[árearesidencia=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região=,00]	-0,145	1,477	0,224	0,865	0,685	1,093
	[Região=1,00]	-0,021	0,054	0,817	0,979	0,817	1,173
	[Região=2,00]	-0,051	0,345	0,557	0,95	0,8	1,128
	[Região=3,00]	-0,381	13,147	0	0,683	0,556	0,839
	[Região=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafammescap=,00]	0,291	0,608	0,435	1,338	0,644	2,781
	[rendafammescap=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendaDomquintis=,00]	-1,879	25,745	0	0,153	0,074	0,316
	[rendaDomquintis=1,00]	-1,763	22,881	0	0,172	0,083	0,353
	[rendaDomquintis=2,00]	-1,464	15,81	0	0,231	0,112	0,476
	[rendaDomquintis=3,00]	-0,902	6,041	0,014	0,406	0,198	0,833
	[rendaDomquintis=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[trabocuphoras=,00]	0,57	11,794	0,001	1,768	1,277	2,448
	[trabocuphoras=1,00]	-0,928	55,845	0	0,395	0,31	0,504
	[trabocuphoras=1998,00]	0,422	13,51	0	1,524	1,217	1,909
[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.	

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 15 - Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2014

PNAD 2014 Hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
estudadepe ndentea		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
1	Ordenada na origem	3,82	378,891	0			
	[idade=,00]	-0,936	124,52	0	0,392	0,333	0,462
	[idade=1,00]	-0,407	21,974	0	0,665	0,561	0,789
	[idade=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero=,00]	0,609	78,892	0	1,838	1,607	2,103
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	-0,443	33,653	0	0,642	0,553	0,746
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[TipodeFamília=,00]	-0,525	56,999	0	0,591	0,516	0,678
	[TipodeFamília=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[árearesidencia=,00]	-0,038	0,188	0,665	0,963	0,811	1,143
	[árearesidencia=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região=,00]	-0,307	6,404	0,011	0,736	0,58	0,933
	[Região=1,00]	-0,156	2,744	0,098	0,855	0,711	1,029
	[Região=2,00]	-0,049	0,289	0,591	0,952	0,795	1,139
	[Região=3,00]	-0,665	38,578	0	0,514	0,417	0,634
	[Região=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafammescap=,00]	0,198	0,504	0,478	1,219	0,706	2,105
	[rendafammescap=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendaDomquintis=,00]	-1,457	29,358	0	0,233	0,138	0,395
	[rendaDomquintis=1,00]	-1,485	31,109	0	0,226	0,134	0,382
	[rendaDomquintis=2,00]	-1,16	19,052	0	0,314	0,186	0,528
	[rendaDomquintis=3,00]	-0,827	9,769	0,002	0,437	0,26	0,735
	[rendaDomquintis=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[trabocuphoras=,00]	0,766	23,889	0	2,152	1,583	2,926
	[trabocuphoras=1,00]	-0,795	46,586	0	0,452	0,36	0,568
[trabocuphoras=1998,00]	0,658	37,038	0	1,93	1,562	2,386	
[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.	

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 16 - Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2015

## PNAD 2015 Hipótese 2

## Estimativas do parâmetro

estudadependentea		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
1	Ordenada na origem	3,886	330,692	0			
	[idade=,00]	-0,863	106,415	0	0,422	0,358	0,497
	[idade=1,00]	-0,32	13,302	0	0,726	0,611	0,862
	[idade=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero=,00]	0,562	65,358	0	1,753	1,53	2,009
	[Gênero=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça=,00]	-0,04	0,287	0,592	0,961	0,831	1,112
	[Raça=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[tipodefamilia=,00]	-0,476	44,185	0	0,622	0,54	0,715
	[tipodefamilia=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[áreaderesidencia=,00]	-0,188	4,864	0,027	0,829	0,702	0,979
	[áreaderesidencia=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região=,00]	-0,207	2,918	0,088	0,813	0,641	1,031
	[Região=1,00]	0,031	0,102	0,75	1,032	0,852	1,249
	[Região=2,00]	-0,01	0,011	0,916	0,99	0,827	1,187
	[Região=3,00]	-0,424	14,624	0	0,654	0,526	0,813
	[Região=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[trabocuphoras=,00]	0,397	6,969	0,008	1,488	1,108	1,998
	[trabocuphoras=1,00]	-0,991	69,973	0	0,371	0,294	0,468
	[trabocuphoras=1998,00]	0,521	24,206	0	1,684	1,368	2,073
	[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendafamiliarpcap=,00]	-0,336	1,863	0,172	0,715	0,441	1,158
	[rendafamiliarpcap=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[rendadomquintis=,00]	-1,399	43,485	0	0,247	0,163	0,374
	[rendadomquintis=1,00]	-1,128	28,727	0	0,324	0,214	0,489
	[rendadomquintis=2,00]	-0,883	17,608	0	0,414	0,274	0,625
	[rendadomquintis=3,00]	-0,643	9,345	0,002	0,526	0,348	0,794
	[rendadomquintis=4,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 17 - Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2016

PNADC 2016 Hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
estuda_depe ndentea		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
1	Ordenada na origem	6,102	264,906	0			
	[Idade_dummy=,00]	-2,009	61,817	0	0,134	0,081	0,221
	[Idade_dummy=1,00]	-1,017	13,914	0	0,362	0,212	0,617
	[Idade_dummy=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero_dummy=,00]	-0,17	1,343	0,247	0,844	0,633	1,124
	[Gênero_dummy=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça_dummy=,00]	-0,33	3,924	0,048	0,719	0,518	0,997
	[Raça_dummy=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[áreaderesidência=,00]	-0,594	15,603	0	0,552	0,411	0,741
	[áreaderesidência=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região_dummy=,00]	-0,283	1,066	0,302	0,754	0,44	1,29
	[Região_dummy=1,00]	0,007	0,001	0,977	1,007	0,633	1,601
	[Região_dummy=2,00]	-0,34	2,854	0,091	0,712	0,48	1,056
	[Região_dummy=3,00]	-0,796	13,255	0	0,451	0,294	0,693
	[Região_dummy=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[trabocuphoras=,00]	0,699	4,546	0,033	2,012	1,058	3,827
	[trabocuphoras=1,00]	-0,707	8,735	0,003	0,493	0,309	0,788
	[trabocuphoras=999,00]	17,142	.	.	27848310,57	27848310,57	27848310,57
	[trabocuphoras=1998,00]	0,966	19,264	0	2,628	1,707	4,046
	[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 18 - Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2017

PNADC 2017 Hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
estuda_depe ndentea		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior

1	Ordenada na origem	6,178	242,4	0			
	[Idade_dummy=,00]	-2,425	68,968	0	0,088	0,05	0,157
	[Idade_dummy=1,00]	-1,468	22,968	0	0,23	0,126	0,42
	[Idade_dummy=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero_dummy=,00]	-0,172	1,538	0,215	0,842	0,642	1,105
	[Gênero_dummy=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça_dummy=,00]	-0,268	2,795	0,095	0,765	0,558	1,047
	[Raça_dummy=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[áreaderesidência=,00]	-0,329	5,002	0,025	0,719	0,539	0,96
	[áreaderesidência=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região_dummy=,00]	-0,299	1,667	0,197	0,741	0,47	1,168
	[Região_dummy=1,00]	0,087	0,165	0,685	1,091	0,717	1,658
	[Região_dummy=2,00]	0,002	0	0,992	1,002	0,695	1,444
	[Região_dummy=3,00]	-0,045	0,036	0,849	0,956	0,601	1,52
	[Região_dummy=4,00]	0b	.	.	.	.	.
	[trabocuphoras=,00]	0,431	1,885	0,17	1,539	0,832	2,849
	[trabocuphoras=1,00]	-0,991	16,425	0	0,371	0,23	0,6
	[trabocuphoras=999,00]	17,439	.	.	37484305,66	37484305,6	37484305,66
	[trabocuphoras=1998,00]	0,729	10,72	0,001	2,074	1,34	3,209
	[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 19 - Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2018

PNADC 2018 hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
estuda_depe ndentea	B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)		
					Limite inferior	Limite superior	
1	Ordenada na origem	6,213	246,178	0			
	[Idade_dummy=,00]	-2,54	81,677	0	0,079	0,045	0,137
	[Idade_dummy=1,00]	-1,064	11,709	0,001	0,345	0,188	0,635
	[Idade_dummy=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero_dummy=,00]	0,054	0,146	0,703	1,056	0,799	1,394
	[Gênero_dummy=1,00]	0b	.	.	.	.	.

[Raça_dummy=,00]	-0,331	4,029	0,045	0,718	0,52	0,992
[Raça_dummy=1,00]	0b	.	.	.	.	.
[áreaderesidência=,00]	-0,548	14,318	0	0,578	0,435	0,768
[áreaderesidência=1,00]	0b	.	.	.	.	.
[Região_dummy=,00]	-0,215	0,706	0,401	0,807	0,489	1,332
[Região_dummy=1,00]	-0,366	3,455	0,063	0,694	0,472	1,02
[Região_dummy=2,00]	-0,107	0,318	0,573	0,899	0,619	1,303
[Região_dummy=3,00]	-0,08	0,106	0,745	0,923	0,571	1,494
[Região_dummy=4,00]	0b	.	.	.	.	.
[trabocuphoras=,00]	0,725	4,594	0,032	2,064	1,064	4,004
[trabocuphoras=1,00]	-0,824	10,374	0,001	0,439	0,266	0,724
[trabocuphoras=999,00]	18,185	.	.	79019762,02	79019762,02	79019762,02
[trabocuphoras=1998,00]	0,668	8,437	0,004	1,95	1,243	3,061
[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora.

TABELA 20 – Coeficientes do modelo 2 de regressão binomial - 2019

PNADC 2019 Hipótese 2							
Estimativas do parâmetro							
estuda_dependentea		B	Wald	Sig.	Exp(B)	Intervalo de confiança 95% para Exp(B)	
						Limite inferior	Limite superior
1	Ordenada na origem	6,447	242,503	0			
	[Idade_dummy=,00]	-2,39	66,517	0	0,092	0,052	0,163
	[Idade_dummy=1,00]	-1,582	26,856	0	0,206	0,113	0,374
	[Idade_dummy=2,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Gênero_dummy=,00]	-0,011	0,006	0,936	0,989	0,75	1,304
	[Gênero_dummy=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Raça_dummy=,00]	-0,45	6,93	0,008	0,638	0,456	0,891
	[Raça_dummy=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[áreaderesidência=,00]	-0,457	9,847	0,002	0,633	0,476	0,842
	[áreaderesidência=1,00]	0b	.	.	.	.	.
	[Região_dummy=,00]	-0,245	0,988	0,32	0,782	0,482	1,269
	[Região_dummy=1,00]	-0,336	3,009	0,083	0,715	0,489	1,045
	[Região_dummy=2,00]	0,013	0,004	0,947	1,014	0,683	1,505
	[Região_dummy=3,00]	-0,159	0,449	0,503	0,853	0,536	1,358

[Região_dummy=4,00]	0b	.	.	.	.	.
[trabocuphoras=,00]	0,421	1,593	0,207	1,524	0,792	2,93
[trabocuphoras=1,00]	-0,956	12,624	0	0,384	0,227	0,651
[trabocuphoras=999,00]	-0,646	0,372	0,542	0,524	0,066	4,176
[trabocuphoras=1998,00]	0,527	4,701	0,03	1,694	1,052	2,727
[trabocuphoras=1999,00]	0b	.	.	.	.	.

a A categoria de referência é: ,00.

b Este parâmetro é definido para zero porque é redundante.

Fonte: elaborado pela autora