

**Inspere Instituto de Ensino e Pesquisa**  
**Programa de Mestrado Profissional em Economia**

**Ivy Suemi Shinohara**

**UMA ANÁLISE SOBRE OS EFEITOS DA ESTRUTURA FAMILIAR NO NÍVEL  
ESCOLAR DE ADOLESCENTES BRASILEIROS**

**São Paulo**

**2020**

Ivy Suemi Shinohara

**UMA ANÁLISE SOBRE OS EFEITOS DA ESTRUTURA FAMILIAR NO NÍVEL  
ESCOLAR DE ADOLESCENTES BRASILEIROS**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Familiar

Linha de Pesquisa: Microeconomia

Orientador: Profa. Dra. Regina Madalozzo – Insper

**São Paulo**

2020

Shinohara, Ivy Suemi.

Uma análise dos efeitos da estrutura familiar na escolaridade de adolescentes brasileiros/Ivy Suemi Shinohara; orientadora Profa. Dra. Regina Madalozzo – São Paulo: Insper Instituto de Pesquisa e Ensino, 2020.

32 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de Concentração: Economia Familiar) – Insper Instituto de Pesquisa e Ensino.

- |                 |                       |
|-----------------|-----------------------|
| 1. Educação     | 2. Estrutura familiar |
| 3. Adolescentes | 4. Formação           |

# FOLHA DE APROVAÇÃO

Ivy Suemi Shinohara

Uma Análise Sobre os Efeitos da Estrutura Familiar no Nível Escolar de Adolescentes  
Brasileiro

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado  
Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e  
Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do título de  
Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Familiar

Aprovado em:

## Banca Examinadora

Profa. Dra. Regina Madalozzo  
Orientadora

Instituição: INSPER

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Rinaldo Artes

Instituição: INSPER

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Ana Fava

Instituição: UFABC

Assinatura: \_\_\_\_\_

*Este trabalho é dedicado à minha família, pelo amor,  
apoio e incentivo.*

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço à Prof. Dra. Regina Madalozzo por sua paciência, carinho e conhecimento. E acima de tudo, por ser a inspiração que é, como mestre e mulher.

Aos meus irmãos Gustavo e Daniel por serem meus modelos de vida desde pequenininha; e às minhas cunhadas, Cristina e Lilianny, por completarem a família.

Aos meus pais Maria Helena e Dario pelos valores passados e por sempre acreditarem em mim.

Ao meu noivo Leandro por compartilhar a vida comigo, por estar ao meu lado nos momentos mais doces e nos mais difíceis.

E à minha avó Miyoko, por suas comidas deliciosas, risadas e por ser a minha inspiração de vida.

## RESUMO

SHINOHARA, Ivy Suemi. **Uma Análise Sobre os Efeitos da Estrutura Familiar na Escolaridade de Adolescentes Brasileiros** 32 f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2020.

A sociedade moderna abriu espaço para que outras formas de estrutura familiar que não a tradicional formação - pai e mãe juntos - pudessem coexistir: pais e mães solteiros ou com outros cônjuges que não o pai/mãe da criança/adolescente. Esta mudança na dinâmica familiar impacta a formação de crianças e jovens, e entender como se dão as interações com outros fatores, como sexo, raça, localização da residência, região e renda pode ajudar a direcionar ações e políticas que se contraponham aos percalços e condições contrárias à conclusão do ensino fundamental e médio. Assim, o presente estudo buscou analisar as influências que as diferentes composições familiares, bem como outros fatores influenciam na conclusão do ensino fundamental e transição pelo médio dos adolescentes entre 15 e 18 anos no Brasil e a evolução deste quadro ao longo de dezessete anos. Para tanto foram utilizados dados extraídos da PNAD e PNAD contínua do site do IBGE dos anos de 2002, 2012 e 2019; e o que se concluiu é que adolescentes que moram com ambos os pais possuem probabilidades maiores de sucesso educacional (no sentido aqui estudado) do que aqueles que vivem em famílias com outra composição parental; seguido de adolescentes que vivem apenas com a mãe, adolescentes que vivem com a mãe/pai e cônjuge e, por último, aqueles que vivem apenas com o pai.

Palavras chave: Estrutura Familiar; Educação; Adolescentes; Formação

## **ABSTRACT**

SHINOHARA, Ivy Suemi. **An analysis of the Family Structure Effects om Brazilian Adolescents Schooling** 32 pgs. Dissertation (Mastership) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2020.

Modern society has made it possible for other parental structure compositions - besides the traditional mother and father living together - to coexist, such as single parenting or parents living with another partner than their children's biological mother or father. This change in family dynamics impacts the development of children and teenagers, and understanding how these interactions go along with other factors, such as gender, ethnicity, residence location, geographic region and income, allow us to establish guiding actions and policies in order to dodge the pitfalls and conditions contrary to the conclusion of primary and secondary education. Thus, this study analyzed the influences of different family compositions, as well as other factors, and their impact on the conclusion of primary education and transition to secondary education of adolescents with ages between 15 to 18 in Brazil and their evolution over 17 years. To support the analysis, data were extracted from PNAD and PNAD-C on IBGE's website from the years of 2002, 2012 and 2019; and the conclusion is that adolescents who live with both biological parents have more probability of educational attainment (in the sense here studied) than those living in families with any other parental composition; followed by adolescents that live with only their mother, adolescents that live with their mother/father and stepmother/stepfather; and last, adolescents who live with their father.

Keywords: Family Structure; Education; Adolescents; Schooling

## RESUMO EXECUTIVO

O último século foi marcado por transformações em diversos campos: tecnológico, industrial, econômico, científico e social. O mundo conheceu a internet, a globalização deu acesso a diferentes culturas e a disseminação de informações passou a ser praticamente instantânea. A sociedade teve que se adaptar em diferentes frentes, como a maior liberdade sexual, a nova dinâmica do mercado de trabalho, o aumento cada vez maior de mulheres assalariadas e as consequências disso para as famílias. Se nos séculos anteriores a sociedade e os sistemas jurídicos só aceitavam praticamente uma única composição familiar (mãe, pai e filhos), agora abriu-se espaço para diferentes estruturas, uma vez que a mulher passou a ter a chance de se sustentar e conseqüentemente de legalmente escolher entre ser solteira, casada, divorciada ou ter um segundo ou mais casamentos, na maior parte do mundo. No Brasil, segundo dados da pesquisa Estatísticas do Registro Civil de 2014 realizada pelo IBGE, houve um aumento de 160% nos números de divórcio em uma década, saindo de 130 mil casos em 2004 para 341 mil em 2014.

Neste contexto, o presente trabalho contribui para a literatura da microeconomia familiar ao analisar os impactos dessas novas possibilidades de composição familiar na educação de jovens no Brasil e nas suas chances de conclusão dos ensinos fundamental e transição pelo médio. Duas particularidades do país tornam essa análise ainda mais desafiadora. A primeira é a miscigenação, já que indivíduos de uma mesma família chegam a se identificar com três ou mais raças diferentes entre si. A segunda particularidade é a acentuada desigualdade de escolaridade, renda e patrimônio. Enquanto em países escandinavos, a maior parte da população tem origens culturais similares, o Brasil reúne descendentes de escravos, de imigrantes europeus e asiáticos, índios e muitas outras etnias.

É intuitivo acreditar, que quanto maior a renda, maior as chances de sucesso educacional. O mesmo raciocínio vale quando pensamos nos jovens que moram na região Sudeste, já que é a região mais produtiva do país. Porém, quando falamos em presença de uma figura masculina no lar, será que isso teria alguma relevância nos estudos dos adolescentes? Se sim, este efeito é o mesmo para meninos e meninas? E quando falamos em raça, sexo e lugar de moradia, a influência é significativa? Assim, ao verificar os pesos que diferentes fatores, como raça, sexo, renda e outros, possuem na probabilidade de conclusão dos estudos, além da influência da composição familiar, é possível direcionar políticas que amenizem os obstáculos para a formação dos jovens.

Por meio de uma metodologia estatística que calculou as probabilidades médias atribuídas a diferentes fatores na conclusão do ensino fundamental e transição pelo médio de adolescentes brasileiros, foi possível verificar a evolução dos pesos dos fatores ao longo dos anos. A base de dados utilizada foi extraída do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), mais precisamente da Pesquisa Nacional da Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002 e da Pesquisa Nacional da Amostra de Domicílios Contínua (PNAD contínua) de 2012 e 2019.

O estudo aponta que, após controlar por raça, sexo, renda e localização geográfica; os adolescentes que moram com ambos os pais possuem probabilidades maiores de concluir o ensino fundamental e irem para o ensino médio do que aqueles que faziam parte de uma família monoparental ou com padrasto/madrasta.

## **LISTA DE TABELAS**

Tabela 1 – Descrição da amostra.....	21
Tabela 2 – Distribuição das famílias por raça .....	22
Tabela 3 – Distribuição racial dos estudantes brasileiros.....	22
Tabela 4 – Modelo probit binário - margens .....	26
Tabela 5 – Modelo probit binário - coeficientes.....	33

## **LISTA DE GRÁFICOS**

Gráfico 1 – Proporção das raças dentro da população brasileira em 2019**Erro! Indicador não definido.**

# SUMÁRIO

INTRODUÇÃO .....	13
1. REVISÃO DE LITERATURA .....	15
2. DADOS .....	19
3. METODOLOGIA .....	19
4. RESULTADOS .....	266
5. CONCLUSÃO .....	31
REFERÊNCIAS .....	333
<u>ANEXOS</u> .....	334

## INTRODUÇÃO

Até meados do século XX, a família como instituição legal só existia num único formato: mãe (mulher), pai (homem) e filhos, pelo menos na maior parte do mundo. Esta era a única formação aceita por séculos não apenas perante a lei, mas também perante a sociedade. Este cenário começou a mudar com o início de uma série de revoluções sociais e econômicas que culminaram nas mudanças vividas nos últimos cem anos do mercado de trabalho e das relações interpessoais. Neste contexto a independência financeira possibilitou que houvesse também a independência matrimonial, podendo a mulher e o homem optarem por legalmente se divorciar e iniciar uma nova família caso desejassem. Neste contexto, Friedberg (1998) afirma que a taxa de divórcio nos Estados Unidos aumentou mais de 200% entre 1960 e 1995, ano em que Bumpass e Raley (1995) afirmaram que era esperado que metade das crianças americanas passassem parte da sua infância numa família monoparental encabeçada por uma mãe que seria divorciada, separada, solteira ou viúva. No Brasil, o divórcio como rompimento legal e definitivo do vínculo de casamento civil só ocorreu em 1977 com a regulamentação da lei 6.515, ou seja, menos de 50 anos atrás.

A motivação, portanto, surge em analisar como as novas estruturas familiares resultados de um evento tão recente, como a legalização do divórcio, afetam a formação escolar dos jovens entre 15 e 18 anos no Brasil, já que a família é o núcleo da vida de crianças e adolescentes, sendo o guia e suporte educacional e social principalmente nos estágios iniciais da vida do indivíduo (Biblarz e Raftery, 1999). Os impactos de uma mudança na composição familiar não são apenas de cunho emocional, mas também econômico, já que antes a renda familiar era possivelmente composta por duas pessoas. Assim, Biblarz e Raftery (1999), observaram que crianças americanas de famílias apenas com a figura paterna e de famílias com pai ou mãe com outro cônjuge, tiveram menos realizações do que crianças de famílias com pais casados e de famílias apenas com a figura materna.

No estudo de Marteleto (2012), a autora analisa a evolução por 25 anos (1982 a 2007) da relação entre raça e desigualdade educacional no Brasil com foco em adolescentes com idade entre 17 e 18 anos. O resultado encontrado é que houve ao longo dos anos uma diminuição da desigualdade educacional entre brancos, pretos e pardos e duas possíveis explicações para isso seriam: 1-) melhora estrutural da educação e, 2-) alteração da classificação racial. Seguindo o mesmo formato, o presente trabalho também tem como foco analisar a formação educacional

dos jovens brasileiros, porém sob o aspecto da estrutura familiar. Assim como no estudo de Marteleto (2012), os dados utilizados foram extraídos da PNAD e a metodologia utilizada foi o cálculo de probabilidades médias por meio de modelos probit.

Na próxima seção o tema central do trabalho, assim como outros relacionados a ele na literatura, serão aprofundados. Na seção seguinte serão apresentados os dados tanto da população quanto da amostra utilizados para a análise, todos extraídos do IBGE. Em seguida, será mostrada a metodologia utilizada no estudo e, na sequência, serão apresentados os resultados. Por fim, na última seção, serão apresentadas as conclusões do estudo e sugestões para trabalhos futuros.

# 1. REVISÃO DE LITERATURA

A relação entre estrutura familiar e desempenho escolar é debatida pelo menos desde 1965, quando o sociólogo americano Daniel Moynihan, a serviço do Departamento do Trabalho dos Estados Unidos, constatou o alto número de mães solteiras entre as famílias negras. Moynihan relacionou essa estrutura familiar a um *tangle of pathologies* (“emaranhado de patologias”), como a criminalidade, desemprego e pior desempenho escolar dos filhos. A partir da publicação do controverso Relatório Moynihan, a pesquisa acadêmica tratou de primeiro, testar sua hipótese. Depois, de mostrar nuances do fenômeno, como o fato de a ausência de um dos pais afetar com mais intensidade a escolaridade de meninos e também de jovens oriundos de famílias brancas, cujo divórcio também estava se tornando mais comum. Por fim, a pesquisa tratou de entender qual a relação causal entre estrutura familiar e desempenho escolar, tentando descobrir se a relação era direta ou se variáveis ocultas, também relacionadas a estrutura familiar, eram a real causa a impactar a escolaridade.

Amato e Keith (1991) analisaram 37 estudos da década de 1980 envolvendo 81 mil indivíduos e constataram que adultos vindos de famílias divorciadas tinham menor desempenho e frequência escolar, e menos chances de terminar o ensino secundário, ingressar ou terminar a universidade. Também concluíram que o efeito da estrutura familiar é maior entre brancos que entre negros. Uma nova meta-análise (Amato, 2001), baseada em 67 estudos dos anos 1990, constatou novamente o impacto maior da estrutura familiar na escolaridade de brancos. Em livro dedicado ao assunto, McLanahan e Sandefur (1994) mostraram que a ausência de um dos pais impacta a educação não só de jovens negros, mas principalmente de brancos pobres e brancos ricos, quando comparados a pares do mesmo grupo social que cresceram em família tradicional. Cross (2019) dedicou-se a entender por que a ausência de um dos pais impacta mais a escolaridade de jovens brancos que os de minorias étnicas. Sua conclusão dá suporte à “hipótese de estresse socioeconômico”, segundo a qual o impacto é menor nas famílias de minorias étnicas porque elas já enfrentam diversas outras adversidades, restando menos margem para redução de escolaridade.

Page e Stevens (2002) analisam os efeitos da estrutura familiar na renda das famílias num cenário de avanço do número de divórcios nos Estados Unidos na casa de 200% em 35 anos (de 1960 a 1995) e, conseqüentemente, no aumento de 12% para 40% no número de crianças vivendo longe, ou seja, sem o convívio diário, de um dos seus progenitores. Defendem

que é importante se aprofundar nos efeitos causais da estrutura familiar na renda já que este tema tem implicações nas políticas públicas, dando como exemplo o entusiasmo gerado com a crença de que os casamentos conferiam ganhos econômicos em meados da década de 90, e que isso teria resultado em propostas políticas que encorajavam a formação e continuidade das famílias compostas por pai e mãe.

Para realizar o estudo, foi utilizada uma base de dados de 1968 a 1993 do Estudo de Paineis da Dinâmica da Renda, uma pesquisa conduzida pelo Instituto de Pesquisa Social da Universidade de Michigan. A amostra utilizada foi composta por crianças de 0 a 16 anos e separada em dois grupos: crianças nascidas em famílias com ambos os pais e crianças nascidas em famílias monoparentais. O primeiro grupo foi utilizado para analisar os efeitos do divórcio, enquanto o segundo, para analisar os efeitos associados ao nascimento fora de um casamento oficial. Em relação à variável dependente “renda”, foram utilizadas duas medidas diferentes: o log da renda da família e o log do consumo de alimentos da família.

O que se concluiu é que de fato a estrutura parental influencia o *status* econômico de famílias com crianças. No longo prazo, a renda da família em que os pais se separaram e assim permaneceram por pelo menos 6 anos, caiu 45% e o consumo de alimentos caiu 16%.

Depois que diversos estudos constataram a relação entre estrutura familiar e escolarização, autores se dedicaram a entender qual é exatamente a causa do pior desempenho escolar. Por exemplo, Wu, Schimmele e Hou (2015) e Taylor, Clayton e Rowley (2004) apontaram para uma relação indireta entre estrutura familiar e escolarização. Isso ocorreria por meio da “socialização acadêmica” – a habilidade dos pais de criar um ambiente de aprendizagem e transmitir para os filhos crenças, valores e expectativas quanto à importância de estudar e ingressar na universidade. Esse fenômeno é mais intenso quando os pais têm diploma acadêmico. Como esse perfil de pais também tem menos chances de se divorciar, a relação entre estrutura familiar e escolarização seria indireta: pais graduados se divorciam menos e também transmitem mais valores acadêmicos aos filhos; pais sem diploma se divorciam mais e transmitem menos valores acadêmicos aos filhos.

O estudo de Biblarz e Raftery (1999) busca entender os diferentes resultados (alguns inclusive bastante divergentes) encontrados na literatura em relação à influência de diferentes composições parentais na formação de crianças. Alguns autores afirmam que qualquer composição alternativa ao formato tradicional de pai e mãe juntos tem consequências similares

e negativas para as crianças (Dawson 1991), enquanto outros estudos apontam que crianças de composições parentais diferentes das tradicionais possuem realizações maiores, na média, quando comparadas a outros tipos (Amato e Keith 1991b).

Assim, através de uma meta análise, os autores analisaram as decisões de pesquisadores em relação a que variáveis independentes deveriam ser consideradas nos modelos por meio do mapeamento da relação entre crianças de famílias alternativas (ou seja, qualquer composição diferente do tradicional casal formado por pai, mãe e filhos) e sucesso educacional e ocupacional nas décadas de 60, 70, 80 e 90. Utilizaram como base quatro grandes pesquisas nacionais de longo alcance, verificando, a cada período, como a relação entre a estrutura familiar e as realizações da criança muda a depender de outras variáveis independentes relacionadas ao background da família do respondente incorporadas ao modelo. Desta forma, o estudo analisou as principais teorias da literatura que defendem que crianças de famílias alternativas têm menos realizações: teoria sociológica (crianças de famílias alternativas teriam menos acesso a recursos econômicos, sociais e culturais); teoria do aprendizado (família como primeiro lugar onde as crianças aprendem a lidar com a sociedade na vida adulta); teoria econômica (sucesso socioeconômico é parcialmente uma função do capital humano); psicologia evolutiva (peso da mãe é maior do que do pai no sucesso da criança); viés de seleção (por exemplo, pais que se divorciam seriam menos estáveis ou competentes para ter uma vida em família); e conflito conjugal (efeito mais negativo é relativo ao conflito familiar e não ao divórcio).

Os autores concluíram que uma das possíveis explicações para diferenças na literatura em relação à influência parental na educação das crianças se deve à escolha das variáveis a serem incorporadas ao modelo. Outra possível explicação é a constante mudança da estrutura familiar ao longo do tempo.

O resultado encontrado pelos autores é que a influência das diferentes estruturas familiares no sucesso educacional e ocupacional de crianças permaneceu constante ao longo do período compreendido entre 1970 e 2000, ou seja, consistentemente crianças que moravam apenas com o pai ou com o pai ou a mãe e um cônjuge, tiveram menores realizações do que aquelas pertencentes a famílias de mãe solteira ou com o pai e mãe juntos (família tradicional). Enquanto isso, a influência de outros fatores relacionados ao background da família declinou

de 1960 a 1980, estagnando desde então. Ou seja, dentre as seis teorias analisadas no estudo, a que é mais consistente com os resultados encontrados é a teoria da psicologia evolutiva.

No estudo de 2007, Marteleto analisou a evolução da relação entre raça e desigualdade escolar no Brasil ao longo de 25 anos para verificar se as diferenças diminuíram entre brancos, pardos e pretos e buscou entender também se há diferenças entre pretos e pardos em termos de sucesso educacional. Para realizar o estudo, Marteleto (2007) utilizou a base de dados da PNAD de 1982 a 2007, focou nos adolescentes de 17 e 18 anos e como metodologia, utilizou modelos binários probit, que analisavam a conclusão do ensino primário e a continuação para o secundário. Como variáveis de controle utilizou sexo, logaritmo da renda da família, região de residência e nível e urbanização.

O resultado encontrado foi que sim, houve uma diminuição da diferença educacional entre brancos e pretos, e brancos e pardos. Em relação a pretos e pardos, os resultados mostram que as diferenças entre eles evoluíram e diminuíram a tal ponto que pretos não apenas possuíam características educacionais similares aos pardos como em alguns casos, eram ainda melhores.

Duas explicações possíveis para este fenômeno são a melhora do nível de educação *per se* nas famílias negras pois, por estarem na base da pirâmide socioeconômica brasileira são as que melhor se beneficiam das melhorias educacionais; e o aumento de um fenômeno conhecido como *darkening*, que é a maior identificação com a raça negra, podendo ser a consequência de ações afirmativas.

Com as recentes implementações do governo de políticas públicas associadas a raça, como por exemplo as cotas nas universidades, este tipo de estudo se torna ainda mais importante no entendimento da eficácia das ações tomadas.

Neste sentido, o estudo de Marteleto (2007) foi o guia para este trabalho mesmo que os temas não sejam exatamente iguais, já que a autora analisa aspectos educacionais associados a raça e o presente trabalho foca nas estruturas familiares. Porém em termos de dados, metodologia e finalidade, há grandes similaridades.

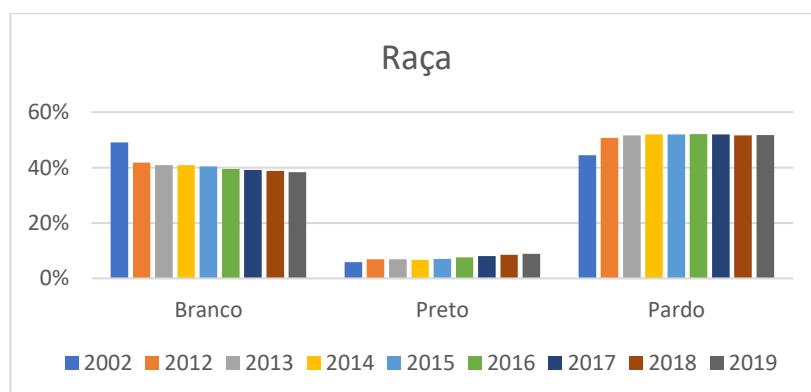
## 2. DADOS

As bases de dados utilizadas foram extraídas de duas pesquisas: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua (PNAD-C), ambas realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2002, 2012 e 2019. Estas pesquisas têm como foco reunir e acompanhar periodicamente informações da população brasileira sobre as características demográficas, sociais, educacionais e do mercado de trabalho.

A PNAD-C teve início em 2012 com o objetivo de substituir a Pesquisa Mensal do Emprego (PME) e a própria PNAD, passando a seguir recomendações internacionais de pesquisa e com periodicidade trimestral. Assim, algumas variáveis tiveram que ser adaptadas já que as pesquisas foram sofrendo modificações ao longo dos anos. Por exemplo, na PNAD de 2002 não foi possível identificar se as crianças na família eram filhos do casal ou do chefe de família/cônjuge e um terceiro.

Isto posto, foram extraídos os dados de 2002 da PNAD (para termos uma janela de 10 anos entre a primeira PNAD-C e a PNAD); e 2012 a 2019 da PNAD-C. Neste período pode-se observar o comportamento na população nas diferentes variáveis independentes do modelo: sexo, raça, nível de urbanização do local de moradia e região. Dentre elas, aquela que teve a maior variação foi a relativa a raça. Neste período é possível observar a tendência encontrada por Marteleto (2007) do aumento da identificação de pretos em relação a pardos.

Gráfico 1: Proporção das raças dentro da população brasileira em 2002 e de 2012 a 2019 (amarelos, indígenas e ignorados foram excluídos devido à baixa representatividade)



Fonte: PNAD-C (tabulação feita pela autora)

Dos dados das PNAD-C nos referidos anos, foram utilizados os dados dos indivíduos com idade entre 15 e 18 anos e que, no momento da pesquisa, moravam com pelo menos a mãe ou o pai. Além disso, foi criada uma subcategoria de raça nomeada como “negros” que agrega tanto os pretos quanto pardos; e foram excluídas da amostra as raças indígena e amarela (“outros”) devido à baixa representatividade dentro da amostra.

A Tabela 1 decompõe as características das amostras nos anos de 2002, 2012 e 2019. Pode-se observar que é bastante equilibrada em termos de sexo em todos os períodos: 53% homens e 47% mulheres. Já em relação à raça, vemos uma alteração nos anos estudados: brancos representavam 44% da amostra em 2002 e passaram a representar 34% em 2019. Já as proporções de pretos e pardos aumentaram, respectivamente, de 5% para 8%; e de 48% para 58% (exclui-se da amostra os indígenas e amarelos devido à baixa representatividade, conforme citado anteriormente). Do total de 25.638 indivíduos da amostra em 2002, 81% estavam estudando no momento da pesquisa, enquanto em 2019, dos 22.132 indivíduos da amostra, 82% eram estudantes.

Em termos de localidade, 70% dos jovens moravam em regiões urbanas e 30% em rurais em 2012; estes percentuais se mantiveram próximos em 2019: 69% e 31% (2002 não é exatamente comparável porque o alcance da pesquisa não era nacional, conforme passou a ser na PNAD-C, em 2012). Em termos regionais, a maior concentração da amostra se deu no Nordeste em todos os períodos (aproximadamente 36%), seguido pelo Sudeste.

Já a segmentação da amostra em tipos de família teve que ser adaptada pois, conforme dito anteriormente, na PNAD não era possível saber se as crianças presentes na família eram filhos do casal ou apenas de um deles e um terceiro. Assim, classificou-se como família Tipo 1 como sendo aquelas famílias compostas por pais morando juntos (nas amostras de 2012 e 2019) e pais ou pai/mãe e cônjuges morando juntos (na amostra de 2002). Já o tipo de família 2 é composta por pai ou mãe e cônjuge (esta classificação não existe na amostra de 2002). O tipo de família 3 é monoparental com a mãe sendo a chefe de família, e o tipo 4, monoparental com o pai sendo o chefe de família.

Neste sentido, o que podemos observar dentro da amostra é uma evolução no aumento da participação das famílias monoparentais de 2002 a 2019, além de um aumento da participação das famílias tipo 2 de 2012 a 2019.

**Tabela 1** Proporções, médias e erros-padrões da amostra: brasileiros 15 - 18 anos

<b>Variável</b>	<b>2002</b>	<b>2012</b>	<b>2019</b>
<b>Raça</b>			
Branços	46,17	38,01	34,13
Pretos	5,58	6,07	8,32
Pardos	47,75	55,34	57,55
<b>Sexo</b>			
Homens	53,94	52,91	53,48
Mulheres	46,06	47,09	46,52
<b>Região</b>			
Norte	11,29	15,20	16,23
Nordeste	35,15	36,21	36,20
Sudeste	28,75	23,69	23,77
Sul	14,41	15,80	14,43
Centro-Oeste	10,39	9,10	9,38
<b>Localização</b>			
Urbano	80,16	70,08	68,76
Rural	14,90	29,92	31,24
<b>Estuda</b>			
Sim	81,40	79,03	81,75
Não	18,60	20,97	18,25
<b>Renda per capita (média)</b>			
	283,79 (460,95)	542,54 (785,73)	817,38 (1.193,64)
<b>Tipo de família</b>			
(1) Pais Casados	72,06	66,58	61,20
(2) Pai/Mãe e Cônjuge		11,66	14,64
(3) Monoparental (mãe chefe de família)	18,37	18,97	20,85
(4) Monoparental (pai chefe de família)	2,11	2,80	3,29
<b>N</b>	25.638	26.970	21.899

Fonte: PNAD 2002, PNAD-C 2012, PNAD-C 2019

Na Tabela 2 é possível verificar como estão divididos os tipos de família dos adolescentes da amostra por raça (dos próprios adolescentes). Observa-se que entre brancos, a proporção de famílias com pais casados é maior do que nas famílias pretas/pardas<sup>1</sup>, bem como a proporção de famílias monoparentais é maior entre pretos/pardos em todos os períodos analisados (para certificar de que as proporções são diferentes, aplicou-se um teste de hipóteses e a conclusão é que as proporções por raça são diferentes dentro de cada tipo de família).

<sup>1</sup> Na PNAD de 2002 não havia a distinção entre pais casados morando juntos ou pai/mãe e cônjuge. Portanto, neste trabalho, estas categorias são analisadas de forma conjunta em 2002.

Tipo de família	2002		2012		2019	
	Branco	Preto/Pardo	Branco	Preto/Pardo	Branco	Preto/Pardo
(1) Pais Casados	80,15	75,84	69,84	64,59	65,42	59,00
(2) Pai/Mãe e Cônjuge			10,40	12,42	13,48	15,30
(3) Monoparental - mãe	17,75	21,73	17,04	20,15	18,22	22,23
(4) Monoparental - pai	2,10	2,43	2,73	2,84	2,88	3,47
<b>N</b>	12.006	13.632	10.327	16.643	7.475	14.424

Analisando os adolescentes da amostra, pode-se observar na Tabela 3 que tanto entre aqueles que concluíram o ensino fundamental quanto aqueles em que no momento da pesquisa estavam cursando algum período do ensino médio ou além, houve um aumento na proporção de negros, o que corrobora o estudo de Marteleto (2007).

Variável	Conclusão Ensino Fundamental			Transição pelo Ensino Médio		
	2002	2012	2019	2002	2012	2019
<b>Raça</b>						
Branco	58,04	44,30	37,10	58,89	43,78	37,27
Pretos	4,71	5,41	7,93	4,53	5,61	7,86
Pardos	37,25	50,28	54,97	36,58	50,61	54,88

Fonte: PNAD 2002, PNAD-C 2012, PNAD-C 2019

Observando os dados mais recentes da amostra, de 2019, vemos ainda que dentre aqueles que não concluíram o ensino fundamental no período analisado, 64% eram homens. Além disso, 28% eram de famílias monoparentais e 18% de famílias com pai/mãe e cônjuge.

### 3. METODOLOGIA

A partir dos dados coletados do IBGE de 2002, 2012 e 2019 e posterior criação e adaptação dos mesmos, foram criadas as seguintes variáveis independentes dos adolescentes: tipo de família, sexo, raça, renda per capita, localização, região e interação entre sexo do adolescente e tipo de família. A variável “tipo de família” é uma variável qualitativa composta por 4 estruturas possíveis: 1-) pais juntos, 2-) pai ou mãe com cônjuge, 3-) mãe solteira e 4-) pai solteiro (valor 0, base). Importante salientar que o tipo de família 2 (pai ou mãe com cônjuge) não pôde ser criada para o ano de 2002 já que a PNAD não fazia este tipo de distinção. Portanto, para 2002, o tipo e família 1 engloba tanto pai e mãe quanto pai/mãe cônjuge.

A variável “sexo” tem como resposta ser homem (valor=1) ou mulher (0). A variável renda per capita é contínua e dada diretamente pela base de dados. A variável “localização” é binária podendo ser urbana (valor=1) ou rural (valor=0), de acordo com a localização do lar do adolescente. A variável “região” é qualitativa composta pelas cinco regiões brasileiras tendo a região Sudeste o valor zero. Além disso, fez-se a interação entre sexo do adolescente e tipo de família.

Já as variáveis dependentes dos modelos são a formação no ensino fundamental e a transição pelo médio, que são o foco do estudo. Para a transição pelo ensino médio, foram considerados todos os adolescentes que terminaram o ensino fundamental e no momento da pesquisa estavam cursando algum período do ensino médio ou já o tinham concluído.

Os pesos da amostra foram fornecidos na própria PNAD pelo IBGE e também considerados nos modelos, porém os tamanhos das amostras reportados neste trabalho referem-se ao número de observações sem peso<sup>2</sup>.

Em termos de metodologia utilizada, como o intuito é fazer uma análise qualitativa da relação entre o término do fundamental e ingresso no ensino médio e a estrutura parental, utilizou-se o modelo probito, amplamente usado no estudo de comportamentos. O probito é um

---

<sup>2</sup> A PNAD-C tem um plano amostral complexo e, uma alternativa ao uso do peso amostral, seria a utilização de comandos que considerassem o plano amostral na regressão (como o svy no Stata, por exemplo). Por ser usual nessa literatura o uso de pesos e devido a dificuldades que o programa encontrou ao rodar os modelos sem a utilização de peso, optou-se por utilizar os pesos amostrais fornecidos pelo IBGE nas regressões. Para fins de comparação, rodou-se alguns modelos sem o peso amostral e não foi verificada alguma diferença significativa nos resultados que implicassem na necessidade da revisão do peso ou mesmo da inclusão do plano amostral na programação.

modelo não-linear de probabilidade e é utilizado principalmente quando as variáveis dependentes são qualitativas. Seja, portanto, Y a variável dependente dicotômica, com Y=1 ou Y=0, sendo a manifestação observável de Y\* (variável latente, não observável):

$$Y_i^* = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i = X_i \beta + u_i$$

sendo,  $Y_i = 1$ , se  $Y_i^* \geq 0$  ou  $Y_i = 0$ , se  $Y_i^* \leq 0$

Assim, temos que:

$$\begin{aligned} Prob(Y_i = 1) &= Prob(Y_i^* \geq 0) \\ &= Prob(\beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \geq 0) = Prob(u_i > -X_i \beta) \end{aligned}$$

E por conseguinte:  $Prob(Y_i = 0) = Prob(u_i \leq -X_i \beta)$

Sendo  $u_i$  uma variável aleatória com função de distribuição F(.), temos que:

$$Prob(Y_i = 0) = F(-X_i \beta) \text{ e } Prob(Y_i = 1) = 1 - F(-X_i \beta)$$

Como se trata de um modelo probit, F(.) é uma função de distribuição normal:

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

Logo, a função de densidade de probabilidade é dada por:

$$\Phi(x) = \frac{d\Phi(x)}{dx} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

Importante salientar que para o ano de 2002 para ambos os modelos foi tirado o outlier de renda per capita, ou seja, uma única observação, para que fosse possível rodar os modelos.

Além disso, foi calculado o efeito marginal<sup>3</sup> para se ter uma real magnitude dos efeitos das variáveis independentes nas probabilidades de sucesso educacional dos jovens da amostra quando as outras variáveis eram mantidas constantes.

A endogeneidade também poderia ser uma questão, no sentido de que outras variáveis poderiam em algum grau influenciar o modelo, como por exemplo o nível de educação dos pais, a sua inserção no mercado do trabalho e a presença de outros familiares que não os pais, no domicílio, que poderiam ter alguma influência na educação dos adolescentes, como, por exemplo, avós e tios. Esses últimos podem significar a possibilidade de permanência na escola quando na presença de crianças menores do que os adolescentes em casa. É notório que uma das causas para o abandono escolar – em especial, para meninas – é a presença de irmãos menores em casa e a necessidade de os pais (ou a mãe) trabalhar e não poder cuidar dessa criança. Dessa forma, a presença ou não de outros adultos que pudessem desempenhar atividades de cuidado imprescindíveis a família pode significar um facilitador da permanência na escola. Esse trabalho não coloca o foco nessa questão, mas ela não deixa de ser interessante como tópico de pesquisa.

---

<sup>3</sup> No Stata, efeito marginal médio como uma estimativa do efeito marginal médio da população

## 4. RESULTADOS

Nessa seção serão apresentados os resultados do estudo. Nos modelos, os coeficientes indicam em que direção a influência da variável ocorre. Porém, foi calculado o efeito marginal de cada uma das variáveis para se ter uma real magnitude dos efeitos na variável latente de sucesso educacional dos jovens da amostra quando as outras variáveis eram mantidas constantes. Como sucesso educacional, o estudo busca analisar as probabilidades atreladas à conclusão do ensino fundamental e transição pelo médio, ou seja, se o adolescente depois de completar o fundamental deu continuidade aos estudos.

A Tabela 4 mostra as probabilidades associadas a cada uma das variáveis com dados de 2002, 2012 e 2019 (os coeficientes dos modelos gerados são quase todos estatisticamente significativos e podem ser vistos nos anexos), de os adolescentes terminarem o ensino fundamental e continuarem ou não os estudos no ensino médio, controlados por características individuais e da família, como sexo, raça, renda per capita, região e localidade. O modelo se restringe à amostra composta por adolescentes com idade entre 15 e 18 anos e que no momento da pesquisa moravam com ao menos um dos pais (portanto, foram excluídos aqueles cujo chefe de família eram os avós ou tios, por exemplo).

**Tabela 4** Modelo probit binário de predição de conclusão do ensino fundamental e transição para o ensino médio: brasileiros de 15-18 anos de idade, 2002, 2012 e 2019 - Margens

Variável	Fundamental Completo			Transição pelo Médio		
	2002	2012	2019	2002	2012	2019
Sexo (omitida: mulher)	-0,125*** (0,0002)	-0,126*** (0,0003)	-0,104*** (0,0003)	-0,125*** (0,0003)	-0,111*** (0,0003)	-0,107*** (0,0003)
Raça (omitida: negro)	0,148*** (0,0002)	0,085*** (0,0001)	0,046*** (0,0003)	0,140*** (0,0003)	0,053*** (0,0003)	0,051*** (0,0003)
Localização (omitida: rural)	0,241*** (0,0003)	0,102*** (0,0003)	0,048*** (0,0003)	0,242*** (0,0003)	0,104*** (0,0004)	0,055*** (0,0003)
Região (omitida: Sudeste)						
Norte	-0,164*** (0,0006)	-0,108*** (0,0005)	-0,085*** (0,0004)	-0,130*** (0,0005)	-0,062*** (0,0005)	-0,087*** (0,0004)
Nordeste	-0,225*** (0,0003)	-0,091*** (0,0003)	-0,090*** (0,0003)	-0,176*** (0,0003)	-0,054 (0,0003)	-0,088*** (0,0003)
Sul	0,003*** (0,0004)	-0,028*** (0,0005)	-0,092*** (0,0004)	-0,012*** (0,0004)	-0,023*** (0,0004)	-0,103*** (0,0004)
Centro	-0,078*** (0,005)	-0,021*** (0,0005)	-0,021 (0,0005)	-0,050*** (0,0005)	0,004*** (0,0006)	-0,029*** (0,0005)
Renda per Capita	1,89e-13*** (3,13e-15)	0,0001*** (6,11e-07)	0,00006*** (3,8 e-07)	1,96e-13*** (3,10e-15)	0,00009*** (3,53e-07)	0,00006*** (3,6 e-07)
Tipo de Família (omitida: 1)						
2 (pai/mãe e cônjuge)		-0,129*** (0,0005)	-0,102*** (0,0005)		-0,132*** (0,0006)	-0,112*** (0,0005)
3 (mãe solteira)	-0,044*** (0,0005)	-0,069*** (0,0005)	-0,055*** (0,0005)	-0,059*** (0,0005)	-0,078*** (0,0005)	-0,061*** (0,0005)
4 (pai solteiro)	-0,098*** (0,001)	-0,174*** (0,001)	-0,114*** (0,001)	-0,171*** (0,001)	-0,174*** (0,001)	-0,119*** (0,001)
Interação (omitida: família 1 x homem)						
Família tipo 2 x Homem		-0,0003 (0,0007)	0,010*** (0,0008)		0,016*** (0,0008)	0,008*** (0,0007)
Família tipo 3 x Homem	-0,002*** (0,0007)	-0,051*** (0,0006)	-0,017*** (0,0007)	-0,001** (0,0007)	0,013*** (0,0007)	-0,019*** (0,0006)
Família tipo 4 x Homem	0,043*** (0,002)	0,055*** (0,001)	-0,035*** (0,001)	0,100*** (0,001)	0,061*** (0,002)	-0,032*** (0,001)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,135	0,102	0,0807	0,105	0,053	0,081
N	25.638	26.970	22.132	25.638	26.970	22.132

Nota: Erro-padrão entre parêntesis

Fonte: PNAD 2002, PNAD-C 2012, PNAD-C 2019

\*\*\*p<0,01

\*\*p<0,05

Nos modelos de conclusão do fundamental e transição pelo ensino médio, e em todos os anos em questão, os homens apresentaram probabilidades menores, na média, de terminarem

os estudos ou darem continuidade após o ensino fundamental, do que as mulheres, com uma diferença crescente destas probabilidades entre 2012 e 2019.

No movimento contrário ao sexo, em termos de raça, verificou-se que as probabilidades, na média, de os brancos concluírem o ensino fundamental e darem continuidade no médio, é maior do que dos negros, porém ao longo dos anos, esta diferença tem diminuído, saindo de aproximadamente 15% em 2002 para 5% em 2019. Este resultado corrobora com a tendência encontrada por Marteleto (2007): entre 1982 e 2007 o gap educacional entre brancos e negros ainda persistia, mas era muito menor em 2007 do que em 1982.

Como o Brasil é um país vasto porém com a população e a renda concentradas em algumas regiões (com o Sudeste sendo responsável por 53% do PIB nacional, segundo pesquisa de 2017 do IBGE), observou-se que adolescentes que residiam no Sudeste tinham maiores probabilidades, na média, de alcançarem o sucesso educacional do que os que residiam em outras regiões, bem como aqueles que residiam em áreas urbanas. Esta tendência foi vista em praticamente todos os anos analisados e em ambos os modelos.

Em relação às variáveis de família, que são o foco do estudo, importante salientar que os números foram todos calculados como probabilidades médias maiores ou menores quando comparados com famílias cujos pais moravam juntos (família tipo 1). Isto posto, em relação à variável de composição da família, os modelos apontaram que adolescentes cujos pais moravam juntos possuíam uma probabilidade, na média, maior de terminarem tanto o ensino fundamental como de darem continuidade aos estudos no ensino médio do que qualquer outra composição parental analisada (ressalto aqui o lembrete de que em 2002 não foi possível fazer a distinção de pais juntos e pai/mãe e cônjuge). Este resultado corrobora aqueles encontrados em outros estudos, como na pesquisa de Cross (2019), em que a autora vai além: não apenas afirma que as crianças criadas por ambos os pais biológicos possuem um desempenho acadêmico melhor do que aquelas criadas em qualquer outro tipo de estrutura parental, mas que ser criada longe de um dos pais biológicos é potencialmente mais negativo para crianças brancas do que para aquelas de minorias étnicas/raciais.

Ao analisar a composição parental formada por pai ou mãe e cônjuge (tipo de família denominado como tipo 2, no estudo) vemos que as probabilidades de sucesso educacional são menores não apenas do que as famílias cujos pais moram juntos, mas também são menores do que famílias monoparentais cujo chefe de família é a mãe. Isto em 2012 e 2019 e nos dois

modelos estudados. As probabilidades médias variaram aproximadamente entre 10% e 13% abaixo das famílias tipo 1. Ainda, estas probabilidades de sucesso da família tipo 2 foram também menores do que as monoparentais com a mãe como chefe de família, corroborando os resultados encontrados em outros estudos na literatura. Uma possível explicação para isso, conforme Daly e Wilson (1996), é que os padrastos/madrastas estariam mais preocupados com a sua capacidade produtiva do que com a criação do enteado, já que o mesmo representaria uma certa competição à própria cria.

O terceiro tipo de família analisado (família tipo 3), monoparental com a mãe como chefe de família, também apresentou uma probabilidade menor de sucesso educacional tanto no que se refere à completude do ensino fundamental quanto a transição pelo médio, quando comparado com o tipo de família 1 (pais morando juntos), em todos os períodos. As probabilidades variaram entre 4,4% e 7,8% menores de sucesso para adolescentes de famílias tipo 3 do que tipo 1 em 2002 e 2019, respectivamente; porém melhores do que as famílias monoparentais cujo pai era o chefe de família. O estudo de Emlen (1997) dá uma explicação evolutiva para este resultado, defendendo que a mãe tem um peso maior na criação dos filhos do que o pai, já que investiria mais esforços e recursos pois a sobrevivência da criança seria de maior interesse da mãe dadas as capacidades reprodutivas de ambos.

Já os adolescentes de famílias monoparentais com o pai como chefe de família (família tipo 4), teriam as menores probabilidades de sucesso educacional dentre todos os tipos de família estudados. Em 2012, quando foi observado o maior *gap* entre as probabilidades analisadas, os adolescentes da família tipo 4 teriam, em média, cerca de 17,4% menos probabilidade tanto de se formarem no ensino fundamental quanto de continuarem os estudos no ensino médio quando comparados com adolescentes da família tipo 1.

Portanto, a família tipo 1, tradicional, formada por pai e mãe morando juntos, seria a composição que melhor influenciaria no sucesso educacional de adolescentes brasileiros no que tange ao término do fundamental e continuidade pelo médio. Em seguida, seriam as famílias tipo 3, monoparentais com a mãe como chefe de família. Em terceiro lugar seria a família tipo 2, composta por pai/mãe e cônjuge; e por último, a monoparental com o pai como chefe de família (família tipo 4).

Além disso, o presente estudo se propôs a estudar e comparar a influência da composição parental na educação de meninos e meninas através das interações das variáveis

tipo de família e sexo do adolescente. O que se constatou é que os resultados com relação à interação parecem estar sofrendo uma mudança ao longo do tempo, que poderia ser um resultado de alterações na amostra em si, principalmente nas famílias com o pai como chefe de família, que é muito pequena em relação ao todo (cerca de 3% da amostra).

O que se pôde observar, é que tanto em 2002 quanto em 2012 o que se viu foi um efeito grande da interação, o que leva a crer que a presença do pai era vital principalmente entre famílias monoparentais, ou seja, parece que para os meninos era mais benéfico ficar só com o pai do que com a mãe. Porém quando analisamos 2019, o que se vê é uma questão da presença de um homem dentro de casa junto com uma mulher, então parece que a estrutura de casal, para os meninos, começa a ser mais relevante. Este é um fato interessante, mas pelas mudanças nas estimativas, é aconselhável que se façam novos estudos para entender melhor a intuição que está por trás destes resultados.

## 5. CONCLUSÃO

As mudanças socioeconômicas das últimas décadas como por exemplo a globalização, a maior participação da mulher no mercado de trabalho e a legalização do divórcio afetaram a dinâmica familiar e, conseqüentemente, o processo educacional das crianças e adolescentes, que agora vivem num mundo em que é perfeitamente possível morar apenas com um dos progenitores ou ao longo da vida conviver com diferentes padrastos ou madrastas sem que isso leve à uma marginalização por parte da sociedade.

Assim, ao longo dos últimos anos observamos um aumento dos divórcios e da flexibilidade na composição parental, destacando-se a importância de se analisar se essas novas alternativas têm algum efeito sobre a educação dos jovens brasileiros que naturalmente já sofrem com os percalços socioeconômicos do país. Logo, o presente trabalho contribui para a literatura ao destrinchar as probabilidades de término do ensino fundamental e transição pelo médio associadas aos diferentes tipos familiares existentes, bem como a outras variáveis. Estes indicadores de sucesso educacional seriam termômetros de melhores condições profissionais dos jovens brasileiros e, conseqüentemente, de melhores perspectivas econômicas para eles.

A análise dos dados coletados de 2002, 2012 e 2019 mostra que, neste último ano, mais de um terço dos jovens brasileiros não residia com ambos os pais no mesmo domicílio e esta tendência foi aumentando ao longo dos anos. O que se pode observar é que, quando comparados a famílias monoparentais (principalmente com o chefe de família sendo o pai), adolescentes que moravam com os pais tinham maiores probabilidades de sucesso educacional, enquanto entre aqueles que moravam com pai ou mãe e cônjuge, as probabilidades eram menores. Além disso, o que se verificou é que, para os meninos, a presença de uma figura paterna parece mais importante do que para meninas, aumentando a sua probabilidade de conclusão do ensino fundamental e transição para o médio.

Além do estudo da influência da composição parental, os adolescentes brasileiros ainda têm que enfrentar outras adversidades como a qualidade da educação, principalmente a pública, já que apesar de o estudo mostrar uma evolução na quantidade de adolescentes na escola, tão importante quanto, é a forma como o ensino está sendo passado. Num país tão vasto como o Brasil, o alcance do ensino também é um desafio, já que ainda é concentrado nos centros urbanos.

O estudo ainda corrobora a menor escolaridade entre os homens, o que por um lado aponta para uma maior persistência das mulheres na educação e por outro, uma possível preferência social e econômica para priorização dos homens como provedores do lar.

Em termos raciais, este estudo mostra que as desigualdades entre brancos e negros têm diminuído ao longo dos últimos anos, como aponta a pesquisa de Marteleto (2007), seja devido à melhora educacional como um todo principalmente entre pretos e pardos, seja pela maior identificação dos negros com a própria raça, que também pode ser fruto da maior escolarização dos jovens, ou como consequência de ações afirmativas.

Assim, este tipo de análise se faz importante na medida em que é possível formular políticas públicas que de alguma forma amenizem os efeitos negativos das composições familiares alternativas, como o incentivo à maior presença do pai na criação dos filhos ou até ações que ataquem a violência doméstica, já que mulheres e crianças são mais suscetíveis à violência praticada por homens e, conforme relatado por Daly e Wilson (1996) através da teoria evolutiva, segundo a qual crianças de família monoparentais com a mãe como chefe de família performariam melhor do que aquelas criadas apenas pelo pai ou pela mãe e cônjuge pois a possível concorrência pela própria cria poderia levar os padrastos a abusos.

A sugestão para trabalhos futuros seria explorar a evolução das interações mostradas neste estudo e, com o aumento das relações parentais do mesmo sexo e consequente aumento dos dados nas bases coletadas, verificar também não apenas os tipos de composições parentais como fatores que influenciam o sucesso educacional de adolescentes, conforme este estudo, mas também aumentar a segmentação para pais morando juntos de mesmo sexo, de sexo diferente; e pai/mãe morando com cônjuge de mesmo sexo e de sexo diferente.

## REFERÊNCIAS

- AMATO, Paul R.; KEITH, Bruce. "Separation from a Parent during Childhood and Adult Socioeconomic Attainment." *Social Forces* 70:187–206. 1991b.
- AMATO, Paul. R. "Children of divorce in the 1990s: An update of the Amato and Keith (1991) meta-analysis." *Journal of Family Psychology*, 15: 355–370. 2001.
- AMATO, Paul. R.; & KEITH, Bruce. "Parental divorce and the well-being of children: A meta-analysis." *Psychological Bulletin*, 110: 26–46. 1991
- BIBLARZ, Thimoty. J.; RAFTERY, Adrian E. "Family Structure, Educational Attainment, and Socioeconomic Success: Rethinking the "Pathology of Matriarchy"". *American Journal of Sociology* , volume 105, número 2 (1999), 321-365
- BUMPASS, Larry L; RALEY, R. Kelly. "Redefining Single-Parent Families: Cohabitation and Changing Family Reality". *Demography*, volume 32, número 1 (1995), 97-109.
- CROSS, Christina J. "Racial/Ethnic Differences in the Association Between Family Structure and Children's Education". *Journal of Marriage and the Family*. 2020
- DALY, Martin; WILSON, Margot. "Violence Against Stepchildren". *Psychological Science*, 1996
- DAWSON, DeborahA. "Family Structure and Children's Health and Well-Being: Data from the 1988 National Health Interview Survey on Child Health." *Journal of Marriage and the Family* 53:573–84, 1991.
- EMLLEN, Stephen T. "The Evolutionary Study of Human Family Systems". *Social Science Information Sur Les Sciences Sociales* 36 :653-89. 1997
- FRIEDBERG, Leora. "Did Unilateral Divorce Raise Divorce Rates? Evidence from Panel Data". *The American Economic Review*, volume 88, número 3 (1998), 608–627.
- HEARD, Holly E. "Fathers, Mothers, and Family Structure: Family Trajectories, Parent Gender, and Adolescent Schooling. *Journal of Marriage and Family*". Volume 69, Issue 2 (2007), 435-450.
- MARTELETO, Leticia. "Educational Inequality by Race in Brazil, 1982–2007: Structural Changes and Shifts in Racial Classification". *Demography*, 49, 1155 (2012), 337–358.
- MCLANAHAN, Sara; SANDEFUR, Gary. *Growing Up With a Single Parent*. Harvard University Press, 1991.
- PAGE, Marianne; STEVENS, Ann Huff. "The Economic Consequences of Absent Parents. *The Journal of Human Resources*", volume 39, número 1 (2004), 80-107.
- TAYLOR, Lorraine; CLAYTON, Jennifer; ROWLEY, Stephanie. "Academic Socialization: Understanding Parental Influences on Children's School-Related Development in the Early Years", *Review of General Psychology*. 8: 163-178. 2004.
- WU, Zheng; SCHIMMELE, Christoph; HOU, Feng. "Family Structure, Academic Characteristics, and Postsecondary Education", *Interdisciplinary Journal of Applied Family Studies*. 2015.

## ANEXOS

**Tabela 5** Modelo probit binário de predição de conclusão do ensino fundamental e transição para o ensino médio: brasileiros de 15-18 anos de idade, 2002, 2012 e 2019 - Coeficientes

Variável	Fundamental Completo			Transição pelo Médio		
	2002	2012	2019	2002	2012	2019
Sexo (omitida: mulher)	-0,367*** (0,0009)	-0,399*** (0,001)	-0,373*** (0,001)	-0,359*** (0,0009)	-0,298*** (0,0009)	-0,373*** (0,001)
Raça (omitida: negro)	0,436*** (0,0008)	0,270*** (0,0009)	0,373*** (0,001)	0,399*** (0,0008)	0,143*** (0,0008)	0,178*** (0,001)
Localização (omitida: rural)	0,706*** (0,001)	0,322*** (0,001)	0,174*** (0,001)	0,693*** (0,001)	0,279*** (0,001)	0,190*** (0,001)
Região (omitida: Sudeste)						
Norte	-0,480*** (0,002)	-0,344*** (0,001)	-0,305*** (0,002)	-0,372*** (0,002)	-0,167*** (0,001)	-0,301*** (0,002)
Nordeste	-0,661*** (0,0009)	-0,289*** (0,001)	-0,325*** (0,001)	-0,503*** (0,001)	-0,143*** (0,001)***	-0,308*** (0,001)
Sul	0,007*** (0,001)	-0,088*** (0,001)	-0,330*** (0,002)	-0,033*** (0,001)	-0,062*** (0,001)	-0,358*** (0,001)
Centro	-0,229*** (0,001)	-0,066*** (0,001)	-0,075*** (0,002)	-0,143*** (0,001)	0,010*** (0,001)	-0,099*** (0,001)
Renda per Capita	5,58e-13 (9,20e-15)	0,0004*** (1,99e-06)	0,0002*** (1,40 e-06)	5,58e-13 (8,84e-15)	0,0003*** (9,63e-07)	0,0002*** (1,28 e-06)
Tipo de Família (omitida: 1)						
2 (pai/mãe e cônjuge)		-0,411*** (0,002)	-0,366*** (0,002)		-0,353*** (0,002)	-0,384*** (0,002)
3 (mãe solteira)	-0,129*** (0,001)	-0,218*** (0,001)	-0,197*** (0,002)	-0,168*** (0,001)	-0,209*** (0,001)	-0,212*** (0,002)
4 (pai solteiro)	-0,288*** (0,004)	-0,551*** (0,004)	-0,410*** (0,004)	-0,489*** (0,004)	-0,466*** (0,002)	-0,415*** (0,004)
Interação (omitida: família 1 x homem)						
Família tipo 2 x Homem		-0,0008 (0,005)	0,036*** (0,003)		0,044*** (0,002)	0,028*** (0,002)
Família tipo 3 x Homem	-0,006*** (0,002)	-0,016*** (0,002)	-0,061*** (0,002)	-0,004** (0,002)	0,035*** (0,002)	-0,066*** (0,002)
Família tipo 4 x Homem	0,127*** (0,006)	0,176*** (0,005)	-0,125*** (0,005)	0,286*** (0,005)	0,163*** (0,001)	-0,116*** (0,005)
Constante	-0,296*** (0,001)	0,417*** (0,001)	0,886*** (0,002)	-0,517*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,825*** (0,002)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,135	0,102	0,0807	0,105	0,053	0,081
N	25.638	26.970	22.132	25.638	26.970	22.132

Nota: Erro-padrão entre parêntesis

Fonte: PNAD 2002, PNAD-C 2012, PNAD-C 2019

\*\*\*p<0,01

\*\*p<0,05