

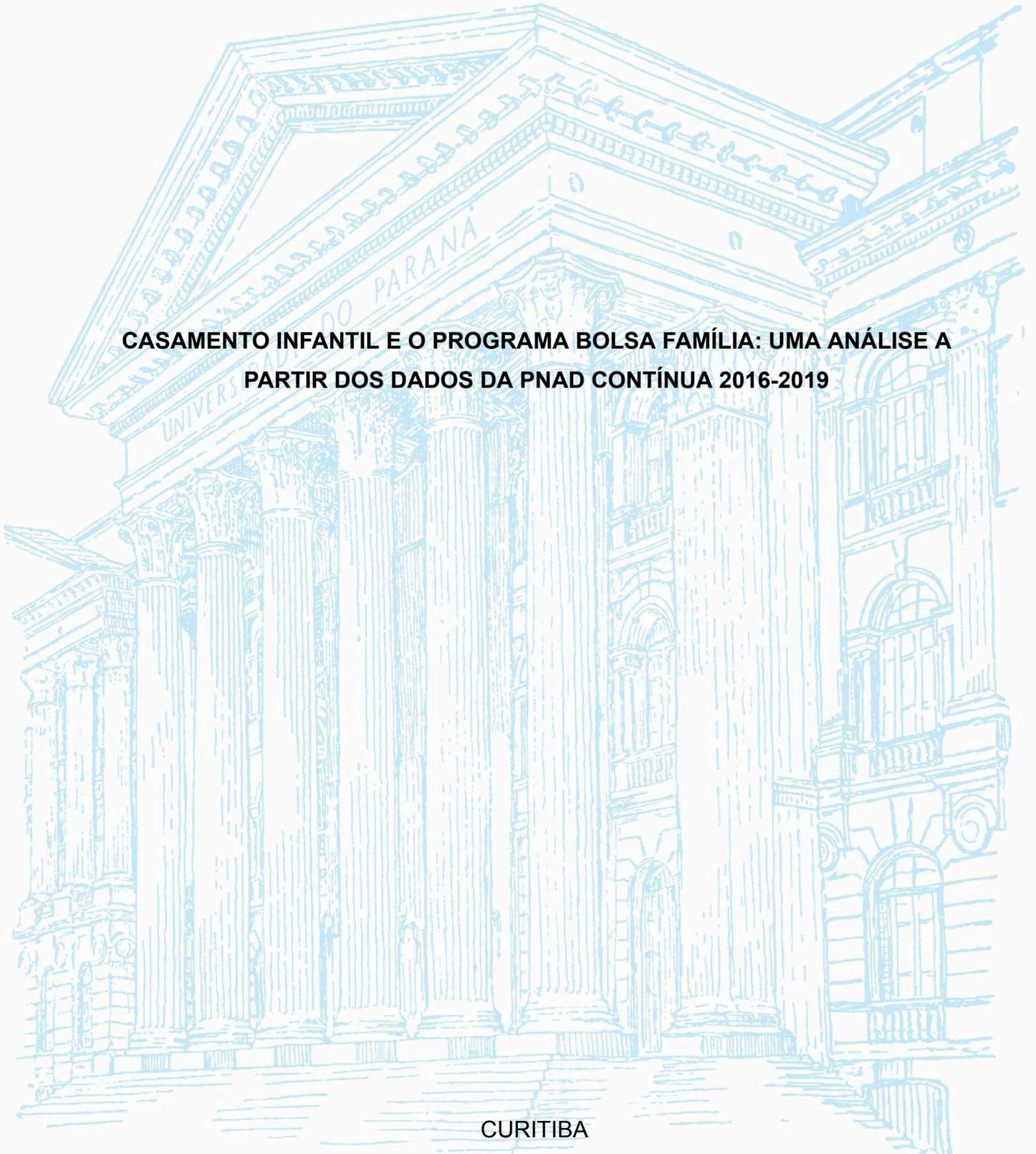
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MANUELA BARRETO BRASILEIRO LANZA

**CASAMENTO INFANTIL E O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: UMA ANÁLISE A
PARTIR DOS DADOS DA PNAD CONTÍNUA 2016-2019**

CURITIBA

2024



MANUELA BARRETO BRASILEIRO LANZA

**CASAMENTO INFANTIL E O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: UMA ANÁLISE A
PARTIR DOS DADOS DA PNAD CONTÍNUA 2016-2019**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Profa. Dra. Kênia Barreiro de Souza

CURITIBA

2024

AGRADECIMENTOS

Expresso minha sincera gratidão a todas as pessoas que contribuíram de alguma forma na elaboração deste Trabalho de Conclusão de Curso.

Aos meus pais, Marcos e Beatriz, que desde os primeiros anos de vida me mostraram o verdadeiro valor da educação e, acima de tudo, sempre me proporcionaram o melhor que podiam e me apoiaram em todas as oportunidades que tive até aqui. Vocês são a razão de tudo. Ao meu irmão, Tasso, agradeço por todos os ensinamentos, conversas e cuidado comigo.

Aos meus amigos, tanto de fora quanto dentro da faculdade, sou eternamente grata por todas as conversas, almoços, trabalhos e momentos de apoio. Vocês foram a melhor parte desses últimos cinco anos e tornaram essa fase ainda mais memorável. Em especial, à Luna, que esteve comigo desde as primeiras semanas dentro da Universidade até a entrega deste trabalho, compartilhando os momentos mais difíceis e as comemorações mais felizes.

Agradeço também à minha professora orientadora, Kênia Barreiro, por toda a paciência, incentivo e disponibilidade. Sem todas as conversas, conselhos e suporte, este trabalho não seria possível. Da mesma forma, agradeço a todos do meio acadêmico que, direta ou indiretamente, colaboraram com seus conhecimentos para a elaboração deste TCC.

Por fim, agradeço ao professor Ivan Salomão, que, durante um ano, através de suas aulas de Economia Brasileira Contemporânea e conversas fora da sala, não apenas me inspirou a estudar e explorar ainda mais o mundo da Economia e suas peculiaridades, mas, acima de tudo, me lembrou o motivo pelo qual escolhi esta graduação e o poder transformador da educação.

RESUMO

O casamento infantil ainda é uma realidade bastante presente na América Latina, com o Brasil sendo o país da região com o maior índice de meninas que, com menos de 18 anos, casaram-se ou foram viver em situação similar ao matrimônio, representando 26% das mulheres do território nacional. Com esse número, o Brasil ocupa a 4ª posição no ranking mundial de países com maior ocorrência de casamento infantil. Diante desse cenário, considerando que a maior concentração de casamentos infantis está entre as classes mais baixas, surge o questionamento: ao diminuir a pobreza, as taxas de casamento infantil seguem as mesmas tendências? Nesse contexto, o Programa Bolsa Família, criado em 2002 e atualmente o maior programa de transferência de renda do mundo, assume um papel central na discussão. Assim, este trabalho se propõe a entender como um programa de transferência de renda afeta as taxas de casamento infantil. A pesquisa, de abordagem econométrica, utilizou a metodologia de Propensity Score Matching e Regressão Probit para analisar dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) dos anos de 2016 a 2019 no Brasil. O estudo indicou que, embora seja possível determinar o impacto de variáveis como situação de moradia, idade, anos de estudo, número de filhos e número de moradores na situação conjugal das jovens, o efeito do recebimento do benefício mostra-se não significativo, ou seja, na amostra pesquisada, não há evidências de que famílias que recebem o bolsa família tenham probabilidade diferentes de ter um casamento infantil, em comparação à famílias semelhantes em suas características mas que não recebem o bolsa família. Esse resultado pode estar relacionado a uma série de limitações nos dados, como o tamanho da amostra, e a dificuldade de inferir a precedência entre o casamento e o recebimento do Programa Bolsa Família. Por um lado, famílias que estejam em casamento infantil tendem a ser mais vulneráveis, e possuem maiores chances de serem beneficiárias do programa, por outro lado, para famílias que atualmente recebem o bolsa família, espera-se que a vulnerabilidade dos dependentes seja menor no futuro, o que, tenderia a reduzir as taxas de casamento infantil ao longo do tempo. Tais possibilidades, indicam a necessidade de dados específicos e longitudinais para uma análise mais aprofundada do tema.

Palavras-chave: Casamento infantil; Programa Bolsa Família; Brasil; Propensity Score Matching; Regressão; Probit.

ABSTRACT

Child marriage continues to be a prevalent issue in Latin America, with Brazil having the highest rate of girls under 18 who are married or living in similar marital situations, accounting for 26% of women in the country. This places Brazil in the fourth position globally in terms of the occurrence of child marriage. Given this scenario, considering that the highest concentration of child marriages is among the lower classes, the question arises: as poverty decreases, do child marriage rates follow the same trends? In this context, the Bolsa Família Program, created in 2002 and currently the largest income transfer program in the world, plays a central role in the discussion. Therefore, this study aims to understand how an income transfer program affects child marriage rates. The research, employing an econometric approach, utilized the Propensity Score Matching and Probit Regression methodologies to analyze data from the Continuous National Household Sample Survey (PNAD Contínua) from 2016 to 2019 in Brazil. The study indicated that, although it is possible to determine the impact of variables such as housing situation, age, years of education, number of children, and number of household members on the marital status of young women, the effect of receiving the benefit is not significant. In other words, in the surveyed sample, there is no evidence that families receiving the Bolsa Família program have a different probability of having child marriages compared to similar families in their characteristics but do not receive the Bolsa Família. This result may be related to a series of limitations in the data, such as the sample size, and the difficulty of inferring the precedence between marriage and the receipt of the Bolsa Família program. On one hand, families in child marriages tend to be more vulnerable and have a higher chance of being beneficiaries of the program. On the other hand, for families currently receiving the Bolsa Família, it is expected that the vulnerability of dependents will be lower in the future, which would tend to reduce child marriage rates over time. These possibilities indicate the need for specific and longitudinal data for a more in-depth analysis of the topic.

Keywords: Child marriage; Bolsa Família Program; Brazil; Propensity Score Matching; Regression; Probit.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - NEAREST NEIGHBOR MATCHING.....	21
---	----

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – ELEGÍVEIS E BENEFICIÁRIOS (%) DO PBF POR UF.....	28
GRÁFICO 2 – RENDA MÉDIA REAL POR SEXO E UF EX-ANTE PBF.....	29

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – VARIÁVEIS DO MODELO.....	25
TABELA 2 – ELEGÍVEIS E BENEFICIÁRIOS DO PBF POR UF.....	27
TABELA 3 – QUANTIDADE DE CASAMENTOS INFANTIS POR UF.....	30
TABELA 4 – OBSERVAÇÕES ENTRE ‘ELEGÍVEIS’, ‘RECEBEM’ E ‘CASADA’.....	30
TABELA 5 – NÚMERO DE OBSERVAÇÕES PAREADAS.....	31
TABELA 6 – RESULTADOS PSM PARA TODOS OS DADOS.....	33
TABELA 7 – RESULTADOS PSM PARA OS DADOS PAREADOS.....	33
TABELA 8 – REGRESSÕES PROBIT.....	34
TABELA 9 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO ATT.....	37

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DE LITERATURA	13
2.1	OCORRÊNCIA DO CASAMENTO INFANTIL	13
2.2	O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA	16
3	METODOLOGIA E BASE DE DADOS	20
3.1	METODOLOGIA	20
3.2	BASE DE DADOS	24
4	MODELO E RESULTADOS	27
4.1	ANÁLISE DESCRITIVA	27
4.2	PROPENSITY SCORE MATCHING	31
4.3	MODELO PROBIT E ATT	34
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	39
	REFERÊNCIAS	41

1 INTRODUÇÃO

O Brasil ocupa atualmente a 4ª posição no ranking de número absoluto de casamentos de meninas na minoridade (UNICEF, 2016). Essa situação é caracterizada pela união formal ou informal de jovens com menos de 18 anos. Nesse sentido, em face à situação alarmante, foi estabelecida a Lei n. 13.811 no dia 12 de Março de 2019, a qual, ao alterar o artigo 1.520 do Código Civil que flexibilizava o casamento dos menores de 16 (dezesesseis) anos, proíbe o matrimônio de indivíduos abaixo de tal idade núbil. No entanto, tal medida serviu de palco para diversas discussões sobre ser um instrumento para mascarar o problema, já que pode resultar no adiamento do casamento como forma de evitar a proibição legal. Além disso, há críticas em relação à contradição presente, uma vez que *“Não se anulará, por motivo de idade, o casamento de que resultou gravidez.”* (Lei nº 10.406/2002).

Ao mesmo tempo, o Brasil é conhecido por ser uma das nações mais desiguais do mundo, onde a taxa de pobreza (famílias sem renda ou com renda mensal de até R\$1.650,50) no segundo trimestre de 2023 atingiu mais de 50% da população (IPEA, 2023). Sendo assim, é nesse contexto que surge o Programa Bolsa Família (PBF), criado em 2003, através de iniciativa do governo federal brasileiro como um instrumento de combate à desigualdade e de promoção da distribuição de renda, sendo hoje considerado o maior programa (em número absoluto de pessoas assistidas) de transferência de renda para pessoas em situações de pobreza (MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO E ASSISTÊNCIA SOCIAL, FAMÍLIA E COMBATE À FOME, 2023). Assim, surge a necessidade de compreender como a vulnerabilidade financeira está relacionada com o problema do casamento infantil e quais são as estratégias para enfrentar esses desafios persistentes.

Além disso, os casos de casamento infantil não apenas contrariam os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável, especialmente o 5º (ODS5) relacionado à Igualdade de Gênero, que busca *“Alcançar a igualdade de gênero e empoderar todas as mulheres e meninas.”* (ONU, 2015), mas também violam o Artigo 16(2) da Declaração Universal de Direitos Humanos, que estabelece que o *“Casamento deve ser celebrado apenas com o livre consentimento dos nubentes”*. O casamento de crianças, muitas vezes considerado uma forma de casamento forçado devido à

incapacidade das crianças de expressarem consentimento informado. Com isso em vista, uma das metas no Brasil é “Eliminar todas as práticas nocivas, como os casamentos e uniões precoces, forçados e de crianças e jovens, nas suas intersecções com raça, etnia, idade, deficiência, orientação sexual, identidade de gênero, territorialidade, cultura, religião e nacionalidade, em especial para as mulheres do campo, da floresta, das águas e das periferias urbanas.” (IPEA, 2019), principalmente levando em conta que dados do Censo de 2010 revelam que pelo menos 88 mil crianças de 10 a 14 anos e 567 mil adolescentes de 15 a 17 anos estavam casados, com o casamento infantil sendo mais frequente entre meninas, frequentemente com homens adultos (IBGE, 2010).

Não obstante, seus impactos não são apenas imediatos, mas cumulativos ao longo do ciclo de vida dos indivíduos, uma vez que os casamentos infantis estão intimamente ligados ao abandono escolar (NASCIMENTO et al., 2011; CHALEM et al., 2007; ALMEIDA et al., 2006). Esse último indicador registrou no ano de 2010 uma taxa alarmante de 32% entre o sexo feminino no Brasil (IBGE, 2010). Em três capitais brasileiras, verificou-se que 40,1% das jovens que interromperam seus estudos após a gravidez na adolescência, mesmo que 20,5% delas já tivessem abandonado a escola antes de enfrentarem essa circunstância (ALMEIDA et al., 2006). Tendência essa que persiste em nível nacional até os dias atuais, em que, dos 18% dos jovens de 14 a 29 anos no Brasil que não concluíram o ensino médio - o que equivale a quase 52 milhões de pessoas -, 22,4% das mulheres entrevistadas atribuíram o abandono à gravidez como causa principal (IBGE, 2022).

Considerando todos esses aspectos, podemos deduzir de maneira superficial a consequente repercussão dos efeitos prejudiciais em cascata nos sistemas públicos brasileiros. Os quais não apenas enfrentam desafios associados a construções culturais, semelhantes aos observados em países asiáticos como Mali e Bangladesh (LEE-RIFE et al., 2012), mas devem ainda lidar com a problemática do casamento infantil como uma manifestação da vulnerabilidade financeira e social.

Ademais, embora seja reconhecido o destaque do país na criação do Programa Bolsa Família (PBF) e sua eficácia como pilar angular da política social nacional (JANNUZZI et al., 2012), beneficiando famílias em situação de vulnerabilidade e oferecendo um alívio financeiro crucial, pouco é compreendida a relação entre esse programa e a prática do casamento infantil. Nesse sentido, a

pesquisa proposta busca preencher essa lacuna de conhecimento, explorando o impacto do Programa Bolsa Família na prevenção do casamento infantil.

Portanto, a justificativa para esta pesquisa não se limita à urgência de explorar as complexas interações entre o casamento infantil e o Programa Bolsa Família, mas também à oportunidade de promover clareza na construção de uma sociedade mais igualitária e inclusiva.

O escopo primordial do presente trabalho consiste em investigar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) na redução do casamento infantil, considerando não apenas o seu efeito direto na problemática exposta. Este estudo visa ainda, no que tange à implementação do PBF, examinar as correlações entre a participação no programa e indicadores microeconômicos. Ao fazer isso, pretende-se analisar de maneira abrangente como o PBF atua como um fator de mitigação do casamento infantil, especialmente em comunidades vulneráveis, e como essas dinâmicas impactam variáveis econômicas de nível micro, incluindo, mas não se limitando a, renda familiar, acesso à educação, e mobilidade social.

Adicionalmente, serão apresentadas as causas e consequências do casamento infantil, de acordo com a literatura existente, no contexto brasileiro, com destaque para as implicações sociais e econômicas. Com isso, a pesquisa busca examinar a estrutura e condicionalidade do Programa Bolsa Família durante o período analisado. Além de quantificar a incidência atual de elegíveis e beneficiários em diferentes regiões do Brasil, assim como a incidência de casamento infantil entre os elegíveis e beneficiários do programa. Por fim, o estudo será guiado para identificar quais outras variáveis, além do recebimento do BF, são determinantes para o aumento da probabilidade de ocorrência do casamento infantil, por meio de análise estatística.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 OCORRÊNCIA DO CASAMENTO INFANTIL

A ilegalidade do casamento infantil, ainda que estabelecida desde 1979 pela Convenção sobre a Eliminação de Todas as Formas de Discriminação contra a Mulher, permitindo-o apenas com o livre consentimento de ambas as partes, não impediu que evidências internacionais constatassem sua persistência e ocorrência até os dias atuais. Quantitativamente, estima-se que uma em cada cinco mulheres abaixo dos 18 anos esteja sujeita a essa situação (UNICEF, 2018), sendo que a região sul da África lidera o ranking de maior prevalência, com 44% das ocorrências, enquanto o Brasil ocupa o quarto lugar em números absolutos de casamentos precoces. É importante notar ainda, que essas estimativas podem estar subestimadas devido à clandestinidade de alguns casos (WORLD BANK GROUP, 2019), o que ressalta a sensibilidade e complexidade desse fenômeno.

Em linhas gerais, a partir da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) realizada pelo IBGE em 2013, de uma amostra geral de 29.634, foram observados 1.168 casos de casamento infantil. A partir desses dados, nota-se que essa situação é mais prevalente entre meninas (5,7%) do que meninos (2,2%), especialmente aquelas com cor da pele parda (4,2%), em comparação com brancos (3,5%), pretos (3,6%) e amarelos/indígenas (3,5%). E ainda, sem vínculo escolar (20,9%), enquanto jovens com vínculo apresentaram uma taxa bem menor de 2,7%. Tais taxas foram calculadas sob a incidência de casamentos infantis naquela categoria em relação a amostra geral da mesma categoria. Ademais, a situação de moradia também influencia significativamente, pois um maior número de residentes na mesma casa está associado a uma menor incidência de casamento em idades precoces. Isso sugere que a interação com um círculo social mais amplo fora do domicílio pode proporcionar uma rede de suporte mais abrangente, reduzindo as chances de casamento não adequado.

Ainda nesse mesmo sentido, a região de moradia também desempenha um papel notável, com o Norte do Brasil se destacando negativamente como a região mais de maior incidência de casamentos infantis. O que possivelmente está atrelado à sua posição entre os menores Índices de Desenvolvimento Humano (IDH), juntamente com o Nordeste (CARDOSO et al., 2020). Entretanto, é importante notar

que a pesquisa focou apenas nas capitais brasileiras, o que pode limitar a compreensão da prevalência em cidades menores. Nessas áreas, onde a vulnerabilidade social e os níveis de violência tendem a ser mais acentuados, é provável que as taxas de casamento precoce sejam mais elevadas.

Do mesmo modo, a complexidade do problema é ainda mais evidenciada por suas significativas ramificações. Para além dos custos associados à transferência estima-se que os custos da evasão escolar resultante do casamento infantil possam chegar em até 26 bilhões de dólares (WORLD BANK GROUP, 2017). Isso se explica pelo fato de que o casamento precoce reduz significativamente a probabilidade de meninas concluírem o ensino secundário, diminuindo essa probabilidade em 4 a 6 pontos percentuais. Em contrapartida, a cada ano concluído na escola, as chances de casamento precoce diminuem em 6 pontos percentuais (NGUYEN et al., 2017).

Em continuidade a isso, as decisões tomadas durante a adolescência têm repercussões significativas na qualidade de vida e bem-estar na fase adulta, especialmente no que diz respeito ao consumo familiar e à pobreza, contribuindo para o aumento do tamanho das famílias e para a redução da realização educacional das meninas que se casam precocemente. Esses efeitos, de acordo com as estimativas de Savadogo et al. (2017), resultam em uma redução de 9% nos ganhos das mulheres na idade adulta. Por outro lado, se o casamento infantil for evitado, os autores estimam que os ganhos nacionais poderiam aumentar em média 1% (SAVADOGO et al., 2017).

Considerando dados suplementares sobre os impactos globais do matrimônio entre menores, fica ainda mais evidente a extensão desses desafios. A erradicação dessa prática poderia reduzir em 75% a proporção de jovens que se tornam mães antes de completarem 18 anos (ONAGORUWA et al., 2017). Esse é um passo crucial, uma vez que o casamento precoce é identificado como a causa mais provável de 84% dos nascimentos de crianças cujas mães têm menos de 18 anos. Além disso, os efeitos adversos na saúde do recém-nascido e seu crescimento são substanciais, acerca dos quais se destaca o fato de que uma em cada 100 crianças com menos de cinco anos enfrenta atraso no crescimento devido a partos prematuros (ONAGORUWA et al., 2017). Ressaltando assim, a urgência de abordar o assunto como caminho para a mitigação dos impactos negativos sobre a saúde materna e infantil.

À parte das questões já abordadas, os impactos globais do casamento infantil tornam-se ainda mais notáveis, especialmente ao examinar a magnitude dos benefícios decorrentes da sua eliminação. Estudos indicam que os benefícios indiretos anuais até 2030, avaliados em termos de paridade de poder de compra, podem atingir a quantia de \$566 bilhões de dólares devido à redução do crescimento populacional. Ao passo que, ao reduzir a mortalidade infantil, é possível obter ainda \$82 bilhões de dólares. Não obstante, a diminuição do retardo no crescimento de crianças abaixo dos 5 anos de idade, por sua vez, pode resultar em ganhos adicionais de \$16 bilhões de dólares (WODON et al., 2017).

Diante dessa perspectiva, vários estudos ao redor do mundo têm se dedicado a examinar programas destinados a prevenir o casamento infantil, reconhecendo a importância de combater essa prática prejudicial. Dentre eles, vale destacar os seguintes: ‘*ELA Centers*’ entre 2005 e 2007 (SHAHNAZ et al., 2008), ‘*Berhane Hewan*’ entre 2004 e 2006 (ERULKAR, 2007), ‘*Development Initiative Supporting Healthy Adolescents (DISHA)*’ entre 2005 e 2007 (KANESATHASAN et al., 2008) e ainda, ‘*Zomba Cash Transfer Program*’ entre 2007 e 2009 (BAIRD et al. 2010; BAIRD et al. 2011). Esses programas, de médio a alto rigor de concepção e avaliação, foram implementados em Bangladesh, Etiópia, Índia e Malawi, respectivamente, e tinham como objetivos primários o empoderamento das adolescentes. No entanto, é digno de nota que vários desses estudos enfrentaram desafios que comprometem a consistência de suas conclusões. A falta de rigor estatístico e, em alguns casos, a carência de dados confiáveis devido às dificuldades de documentação e acesso a esses dados em regiões economicamente desfavorecidas, são alguns dos obstáculos enfrentados por esses autores.

Seguindo essa linha de raciocínio, é relevante destacar que em regiões com maiores incidências desses casos, como Mali, Bangladesh, Etiópia, Uganda e Índia, muitas famílias sentem-se incentivadas a promover casamentos precoces para evitar a desvalorização da compensação oferecida pelo noivo à medida que as jovens envelhecem, ou para prevenir o risco de as moças enfrentarem dificuldades em encontrar um parceiro adequado mais tarde na vida. Portanto, é razoável considerar que grande parte das políticas visa principalmente à autonomia nas escolhas individuais e ao controle sobre o próprio corpo, por meio da promoção da educação e do empoderamento em relação às oportunidades e às questões de gênero. Nesse contexto, destaca-se também um estudo no qual, das 23 iniciativas investigadas,

apenas 4 focaram a prevenção do casamento infantil como objetivo principal, enquanto 13 o incluíram como um dos vários objetivos, e outros 6 abordaram objetivos relacionados ao casamento infantil de maneira menos explícita em comparação com outros programas. Ademais, embora tais estratégias tenham mostrado progressos na prevenção do casamento precoce, é importante ressaltar que muitos desses programas careciam de grupos de controle, e a brevidade das avaliações suscitou dúvidas sobre a sustentabilidade a longo prazo das mudanças nas atitudes, conhecimentos e práticas (LEE-RIFE et al, 2012).

Dessa forma, diante dos impactos significativos e multifacetados do casamento infantil destacados acima, torna-se imperativo explorar quais seriam as estratégias mais eficazes para uma mudança estrutural. A abordagem abrangente na melhoria dos futuros programas de prevenção não deve se limitar apenas a intervenções educacionais, mas requer a coordenação de esforços entre instituições, organizações governamentais e não governamentais. Por sua vez, a colaboração global também desempenha um papel fundamental, pois os desafios associados ao casamento infantil transcendem fronteiras (PARSONS et al., 2015). Nesse contexto, este trabalho buscará aprofundar a análise do potencial do Programa Bolsa Família na redução do casamento precoce.

2.2 O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

O Programa Bolsa Família, uma das principais iniciativas de distribuição de renda do governo, tem desempenhado um papel crucial na redução da pobreza e na melhoria das condições de vida das famílias de baixa renda (JANNUZZI et al., 2012). No entanto, além de não possuir estudos extensivos sobre o seu impacto de longo prazo, surgem também dúvidas em relação aos seus efeitos indiretos. Nesse sentido, esta revisão de literatura busca aprofundar a compreensão sobre como o PBF funciona e de que forma afeta as dinâmicas das famílias.

Criado em 2003, o programa surgiu da fusão de programas preexistentes, como o Auxílio-Gás, o Bolsa Alimentação, o Bolsa-Escola, e o Programa Nacional de Acesso à Alimentação. Essa iniciativa tinha como base a ideia de condicionar o acesso a benefícios financeiros a critérios de renda e ao cumprimento de requisitos de natureza social e de desenvolvimento. Desde então, o PBF se firmou como o maior programa de transferência de renda do mundo (BARTHOLO et al, 2019),

alcançando no ano de 2023 um investimento mensal de R\$14 bilhões de reais (MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO E ASSISTÊNCIA SOCIAL, FAMÍLIA E COMBATE À FOME, 2023), beneficiando 21,14 milhões de famílias (SECRETARIA DE COMUNICAÇÃO SOCIAL, 2023) e representando um crescimento de 493,42% desde o seu início.

Para se qualificarem para o Programa Bolsa Família, as famílias-alvo devem estar registradas no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico), e sua inclusão no programa depende da disponibilidade orçamentária do governo e do cumprimento dos critérios de elegibilidade. Além disso, as famílias beneficiárias devem cumprir compromissos em áreas-chave, conhecidas como condicionalidades (MDS, 2017). Uma das principais regras é que a renda média mensal da família não deve ultrapassar R\$178 por pessoa, calculada dividindo a renda total pelo número de integrantes do núcleo familiar.

Além disso, a fim de garantir efeitos a longo prazo e sustentáveis, o programa estabelece condições adicionais e critérios para ganhos extras, como: a obrigatoriedade de frequência escolar para crianças e adolescentes entre 4 e 17 anos, o acompanhamento pré-natal para gestantes, o monitoramento do estado nutricional (peso e altura) de crianças até 6 anos e a manutenção do registro de vacinação atualizado, com todas as doses previstas no Programa Nacional de Imunizações do Ministério da Saúde. Sendo esses, ponderados desta forma:

- Benefício de Renda de Cidadania: pago para todos os integrantes da família, no valor de R\$142 por pessoa.
- Benefício Complementar: pago às famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família, caso o Benefício de Renda de Cidadania não seja o suficiente para alcançar o valor mínimo de R\$600 por família. O complemento é calculado para garantir que nenhuma família receba menos que o valor de R\$ 600;
- Benefício Primeira Infância: no valor de R\$ 150 por criança com idade entre 0 (zero) e 6 anos; 6 Cartilha do Programa Bolsa Família ;
- Benefício Variável Familiar: pago às famílias que tenham em sua composição gestantes e/ou crianças, com idade entre 7 (sete) e 12 (doze) anos incompletos e/ou adolescentes, com idade entre 12 (doze) e 18 (dezoito) anos incompletos; no valor de R\$ 50 por pessoa que atenda estes critérios. (MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO E ASSISTÊNCIA SOCIAL, FAMÍLIA E COMBATE À FOME, 2023).

À vista disso, os impactos do Bolsa Família já foram analisados em diversas temáticas, sendo uma delas a autonomia feminina e equidade de gênero, a qual indica que embora o programa possa, em alguns casos, ampliar a autonomia das titulares, especialmente em áreas urbanas, ele também suscita preocupações sobre a perpetuação de normas de gênero tradicionais. Mais especificamente, a partir de pesquisas quantitativas de representatividade nacional, a investigação se concentrou em avaliar como o PBF influencia a participação das beneficiárias em cuidados pré-natais e afeta a capacidade delas de tomar decisões dentro de suas residências. Com isso, ainda que tenha sido observado um impacto positivo nas decisões sobre o uso de contraceptivos e direitos reprodutivos, esse ocorre em contextos em que as mulheres já demonstram disposição para exercê-los de maneira independente. Ou seja, coloca-se em evidência de que muitas vezes esse aumento da autonomia em decisões relacionadas ao lar e às crianças pode ser confundido com o fato de essas serem responsabilidades femininas, sem necessariamente refletir ganhos de equidade nas relações de gênero. Ainda nessa perspectiva, é válido notar que essa reflexão conduz ao consenso interpretativo de que *“para que o PBF catalise direitos, é preciso que haja oferta pública suficiente que permita o exercício desses direitos.”* (BARTHOLO et al, 2019).

Já no âmbito da saúde, o estudo ‘Alimentação, Nutrição e Saúde em Programas de Transferência de Renda: Evidências para o Programa Bolsa Família’ se debruçou sobre a correlação entre os dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS 2006) e a atuação da transferência de renda na segurança alimentar das crianças envolvidas. Concluiu-se, a partir de modelos estimados pela estratégia de *propensity-score matching (PSM)*, que o PBF pode elevar em até 7,4 pontos percentuais a probabilidade de os domicílios estarem em uma situação de segurança alimentar, embora seja mais efetivo no combate ao sobrepeso do que para crianças com estado nutricional abaixo do ideal. Esse impacto pode ser explicado por dois mecanismos distintos. Por um lado, tem-se o recurso recebido em si, que favorece a diversificação da alimentação disponível. De outro, é o resultado da interseção com a condicionalidade para compor a rede de beneficiários, a qual exige o acompanhamento das crianças pelos serviços de assistência social e saúde. Ademais, um terceiro aspecto revela que os impactos na redução da mortalidade infantil não são estatisticamente significativos, ainda que esse não seja o objetivo principal do programa, mas sim um possível efeito indireto (CAMELO et al., 2009).

Ainda, no que se refere aos seus efeitos no campo educacional, a partir de uma análise enfocada na medição do tempo de escola com informações disponibilizadas PNAD de 2004 a 2006, é possível observar que o programa não apenas é capaz de aumentar em até 22% os índices de presença e 6% no cumprimento de uma carga horária superior a mínima, efeitos os quais foram suportados pelo modelo multinomial, como também impactou nas taxas de evasão e faltas escolares (NERI et al., 2019).

Por fim, em linha com os objetivos deste trabalho, outros autores partiram de um modelo simples de escolha sob incerteza para modelar a decisão familiar de permitir que um membro menor de idade e do sexo feminino case. E, através dos métodos de PSM, Regressão Probit e estimação do ATT chegam a um resultado significativo para redução da probabilidade de casamento infantil para beneficiários do programa (GRIEBLER; VASCONCELOS, 2019). A nível de comparação, as diferenças do estudo a seguir se estabelecem em grande parte na não segmentação entre os diferentes *thresholds* de elegibilidade na aplicação dos métodos e nas variáveis explicativas aplicadas ao modelo.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 METODOLOGIA

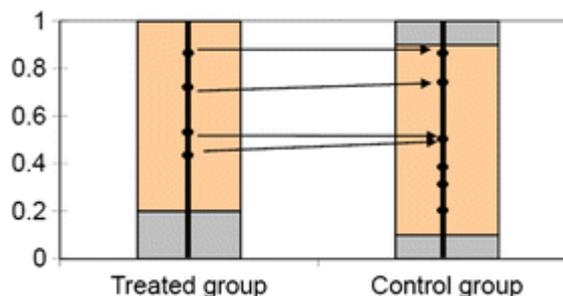
Para alcançar os objetivos desta pesquisa e analisar os efeitos do programa em um determinado recorte temporal, foi utilizada a metodologia de *Propensity Score Matching* (PSM), mais especificamente a técnica *Nearest Neighbor*. Além disso, para explicar as diferenças entre os grupos de tratamento e controle foi estimado o *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT), seguida de uma Regressão Probit. Essa última análise, em especial, permite testar a hipótese descrita nos objetivos de que a renda do Bolsa Família, assim como características de moradia e sociais, pode gerar um impacto na probabilidade de se estar em condição de casamento infantil.

Primeiramente, a escolha do PSM foi motivada pela natureza dos dados, uma vez que a alocação em grupos tratados e controle não é aleatória. Considerando que o Programa Bolsa Família é uma transferência de renda condicionada a critérios específicos e cabível a 100% da população elegível, este estudo é classificado como observacional. Portanto, o uso do PSM nos permite lidar com o problema do viés da auto seleção comumente presente em análises desse tipo, garantindo maior comparabilidade entre os grupos tratados e controle. Dessa forma, trata-se de um estudo quase-experimental, que fornece evidências de um efeito causal mais forte do que estudos correlacionais, uma vez que o primeiro proporciona a equivalência basal entre os grupos de tratamento e controle (equilíbrio de covariáveis), ainda que não seja um estudo experimental propriamente dito (LEITE, 2016).

O processo de aplicação do PSM envolve as seguintes etapas: primeiro, estima-se a probabilidade de uma criança estar em condição de casamento infantil, o que é denominado de escore de propensão. Em seguida, a amostra é dividida em dois grupos: o grupo tratamento (famílias que recebem o bolsa família) e o controle (famílias que não recebem o bolsa família). Cada observação do grupo de tratamento é então emparelhada com uma observação do grupo de controle que possui um escore semelhante, criando pares correspondentes. Nesse processo, é utilizado o método de *Nearest Neighbor Matching* (FIGURA 1) de razão 1, o qual não apenas designa para cada unidade de tratamento a unidade de controle mais

próxima, mas também assegura que cada unidade de controle seja emparelhada com apenas uma unidade de tratamento, mantendo uma proporção de 1:1 (LEITE, 2016).

FIGURA 1 - NEAREST NEIGHBOR MATCHING



FONTE: Katchova (2013).

Como resultado, a análise dos dados coletados e pareados revela várias diferenças notáveis entre os grupos tratados e de controle, conforme demonstrado pelas diferenças médias padronizadas das variáveis observadas. Essa medida quantifica a diferença entre as médias de uma variável entre dois grupos (tratado e controle), ajustada pelo desvio padrão combinado dos dois grupos. Em outras palavras, é um forte indicador para avaliar o equilíbrio das covariáveis antes e depois do pareamento no PSM. Quanto mais próxima essa medida estiver de zero, mais adequado é o pareamento.

Matematicamente, a diferença média padronizada é calculada da seguinte forma:

$$\text{Diferença Média Padronizada} = \frac{\bar{X}_T - \bar{X}_C}{S_{pooled}} \quad (1)$$

Em que:

- \bar{X}_T é a média da variável no grupo tratado.
- \bar{X}_C é a média da variável no grupo de controle.
- S_{pooled} é o desvio padrão combinado dos dois grupos.

Ainda, outra métrica relevante para avaliar a eficácia do pareamento é a Distância Pareada Padronizada (Standardized Pair Distance ou Std. Pair Dist), que

quantifica a distância padronizada entre pares pareados de indivíduos nos grupos tratado e de controle após o pareamento.

Para ilustrar, em termos simples:

$$\text{Distância Pareada Padronizada} = \frac{\text{Média Tratados} - \text{Média Controle}}{\text{Desvio Padrão}} \quad (2)$$

Sendo assim, essa métrica permite avaliar em detalhes a qualidade individual dos pares formados. Em resumo, enquanto a Diferença Média Padronizada fornece uma visão geral do equilíbrio das covariáveis, a Distância Pareada Padronizada foca na proximidade específica dos pares formados durante o processo de pareamento.

O próximo passo consiste então, em estimar a diferença média entre os resultados observados para os tratados e os resultados contrafactuais, ou seja, as estimativas do que teria ocorrido com esses mesmos indivíduos se não tivessem recebido o tratamento. Esse resultado é conhecido como o Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (ATT, sigla em inglês). O erro padrão da diferença entre cada par leva a um teste de significância t para contrastar a hipótese nula de que o ATT é igual a zero. Se a hipótese nula for rejeitada, pode-se concluir que o ATT é estatisticamente diferente de zero. Isso implica que o tratamento teve um efeito significativo sobre os indivíduos que o receberam. Matematicamente, $Y_i(1)$ representa o resultado do indivíduo i quando ele recebe o tratamento e $Y_i(0)$ representa o resultado do mesmo indivíduo sem o tratamento:

$$Y_i = Y_i(W_i) = \frac{Y_i(0) \text{ se } D_i = 0}{Y_i(1) \text{ se } D_i = 1} \quad (3)$$

Com isso, após o ajuste do modelo, as probabilidades previstas para os cenários com e sem tratamento são calculadas para os indivíduos tratados, e a diferença média dessas probabilidades fornece o ATT. Formalmente, isso é expresso como:

$$ATT = E[Y_i(1) - Y_i(0) | D_i = 1] \quad (4)$$

Em que E é o operador de esperança (média esperada) e $D_i = 1$ indica que o indivíduo i recebeu o tratamento.

Em seguida, a metodologia utilizada neste estudo envolveu a aplicação da regressão Probit, técnica estatística para analisar variáveis dependentes binárias. Essa abordagem foi escolhida devido à natureza da variável dependente, que possui apenas dois resultados possíveis, estar ou não em casamento infantil.

Matematicamente falando, é possível modelar a relação entre as variáveis independentes e a probabilidade do evento em questão como:

$$P(Y_i = 1|X) = \Phi(\beta X_i) \quad (5)$$

Essa função transforma uma variável latente não observada em uma probabilidade de sucesso, baseando-se em um limiar definido. Em que, $P(Y_i = 1|X)$ representa a probabilidade de ocorrência do evento para a i -ésima observação, $\Phi()$ é a função de distribuição normal acumulada, β é o vetor de coeficientes que expressa o impacto das variáveis independentes na probabilidade do evento. e X_i é o vetor de variáveis independentes.

Porém, dado que essa transformação não ocorre de forma linear, ela não permite uma interpretação direta dos coeficientes como uma mudança absoluta na probabilidade. Em outras palavras, um aumento de uma unidade em uma variável independente não resulta em um aumento fixo na probabilidade do evento, como seria o caso em uma regressão linear simples, pois essa relação é moldada pela função de distribuição cumulativa. Em vez disso, os coeficientes na regressão Probit indicam a mudança na probabilidade de sucesso em termos de desvios padrão da variável independente. Ou seja, eles representam como a variável independente influencia a variabilidade da variável dependente, não a probabilidade absoluta de sucesso. Portanto, ao interpretar os coeficientes na regressão Probit, é importante considerar seu impacto relativo em relação aos desvios padrão das variáveis independentes (GUJARATI, 2011).

Para entender melhor a interpretação dos estimadores do modelo Probit, recorre-se à análise marginal, que examina como uma variável afeta a probabilidade de sucesso mantendo todas as outras variáveis constantes. A derivada parcial da probabilidade com relação a cada variável independente nos dá uma medida do

impacto marginal dessa variável na probabilidade de sucesso. Para simplificar a explicação, parte-se de um modelo Probit simples com uma única variável independente (X) e uma variável dependente binária (Y). Nesse caso, a probabilidade de sucesso ($Y = 1$) no modelo Probit é dada pela equação (4), enquanto a derivada parcial da probabilidade em relação à X pode ser exemplificada por:

$$\frac{\partial P(Y=1|X)}{\partial X} = \beta_1 \cdot \phi(\beta_0 + \beta_1 X_i) \quad (6)$$

Por fim, para o presente estudo e fidelidade aos modelos econométricos, serão seguidas as orientações fornecidas no manual '*Practical Propensity Score Methods Using R*' (LEITE, 2016), com auxílio dos pacotes disponíveis no software R.

3.2 BASE DE DADOS

Para este estudo, serão utilizados os dados provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua, conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Especificamente, serão focalizadas as amostras da 5ª visita anual, abrangendo o período de 2016 a 2019. Essa escolha temporal se fundamenta na transição ocorrida em 2020 durante o contexto pandêmico que se estendeu até 2022, quando os critérios e benefícios tradicionais do Bolsa Família foram absorvidos pelo programa Auxílio Brasil e a pesquisa passou a ser online, inviabilizando a utilização dos dados sem um considerável impacto nos resultados obtidos.

A partir desse repositório, é possível não apenas identificar as características gerais das famílias como também, de modo particular, outras formas de trabalho e os rendimentos provenientes de todas as fontes. A análise desses rendimentos possibilitou a identificação das famílias qualificadas para receber o Benefício Bolsa Família, bem como aquelas que efetivamente o receberam. Com isso, é possível extrair alguns conceitos chaves para a elaboração do modelo apresentado na seção acima, entre eles:

1. Elegíveis ao Programa Bolsa Família na categoria extremamente pobres: renda mensal de até R\$ 89,00 per capita.

2. Elegíveis ao Programa Bolsa Família na categoria pobres: renda mensal entre R\$ 89,01 e R\$ 178,00 per capita, somente se possuíam crianças e/ou adolescentes de 0 a 17 anos de idade em seu núcleo.
3. Total de Elegíveis: soma de elegíveis das categorias extremamente pobres e pobres.
4. Beneficiários do Programa Bolsa Família na categoria extremamente pobres: famílias entre as elegíveis a categoria de pessoas extremamente pobres que efetivamente receberam o valor referente ao programa.
5. Beneficiários do Programa Bolsa Família na categoria pobres: famílias entre as elegíveis a categoria de pessoas pobres que efetivamente receberam o valor referente ao programa.
6. Total de Beneficiários: soma de beneficiários das categorias extremamente pobres e pobres.
7. Pessoas em situação de casamento infantil: indivíduos abaixo de 18 anos, do sexo feminino em condição de cônjuge ou companheira(a) no domicílio.

Ainda, é válido esclarecer como se deu a seleção e aplicação das variáveis nos modelos, as quais foram, em grande parte, selecionadas considerando a recorrência dos temas explorados na revisão de literatura deste trabalho, pautada principalmente na relação entre a ocorrência do casamento infantil e as condições de moradia, educação e fatores sociais.

Dessa forma, as variáveis a serem manipuladas neste estudo são as seguintes:

TABELA 1 – VARIÁVEIS DO MODELO

(continua)

Variável	Tipo	Descrição
casada	0 ou 1	1 se está em situação de casamento infantil feminino
recebem	0 ou 1	1 se recebe o benefício do Bolsa Família
idade	0 a 130	Idade do morador na data de referência (em anos)
renda_por_pessoa	R\$	Rendimento mensal efetivo real de todas as fontes descontado o benefício recebido do Programa Bolsa Família, deflacionado ao ano de 2019
urbano	0 ou 1	1 se mora em área urbana
moradores	1 a 30	Número de pessoas no domicílio
branco	0 ou 1	1 se é de cor ou raça branca

nfilhos	0 a 7	Número de filhos ou enteados no domicílio
ncuidados	1 a 30	Para quantos moradores que eram crianças, idosos, enfermos ou pessoas com necessidades especiais realizou tarefas de cuidados (na semana de referência)
Ano	2016 a 2019	Ano de referência
alfabetizado	0 ou 1	1 se é alfabetizado
anos estudo	0 a 16	Anos de estudo (pessoas de 5 anos ou mais de idade) padronizado para o Ensino fundamental com duração de 9 anos

FONTE: Elaboração Própria.

Além disso, outras variáveis relacionadas à educação e ao trabalho, como a conclusão de determinado grau de escolaridade e a posse de alguma ocupação remunerada, não foram incluídas considerando a idade das jovens analisadas, que em sua maioria têm entre 15 e 17 anos.

4 MODELO E RESULTADOS

4.1 ANÁLISE DESCRITIVA

A partir do conjunto de dados obtido, foi possível desagregar suas informações por estado (TABELA 2). Isso se torna essencial, dada a diversificação demográfico-social do país.

TABELA 2 – ELEGÍVEIS E BENEFICIÁRIOS DO PBF POR UF

(continua)

	UF	Elegíveis			Beneficiários			% de Beneficiários
		Extremamente Pobres	Pobres	Total	Extremamente Pobres	Pobres	Total	
1	Distrito Federal	873	624	1.497	288	49	337	22,51%
2	Amapá	1.086	653	1.739	633	71	704	40,48%
3	Rondônia	1.758	813	2.571	847	99	946	36,80%
4	Roraima	1.865	787	2.652	868	109	977	36,84%
5	Mato Grosso do Sul	2.013	829	2.842	690	113	803	28,25%
6	Tocantins	2.105	773	2.878	1.191	118	1.309	45,48%
7	Mato Grosso	2.031	941	2.972	942	126	1.068	35,94%
8	Goiás	2.681	1.366	4.047	1.239	167	1.406	34,74%
9	Santa Catarina	2.259	1.893	4.152	647	91	738	17,77%
10	Espírito Santo	2.896	1.564	4.460	1.263	168	1.431	32,09%
11	Rio Grande do Norte	3.869	1.109	4.978	2.184	194	2.378	47,77%
12	Acre	3.978	1.320	5.298	2.262	219	2.481	46,83%
13	Rio de Janeiro	3.231	2.133	5.364	1.700	205	1.905	35,51%
14	Rio Grande do Sul	3.815	1.722	5.537	1.148	155	1.303	23,53%
15	Paraná	3.559	2.066	5.625	1.279	173	1.452	25,81%
16	Sergipe	4.563	1.194	5.757	2.527	237	2.764	48,01%
17	São Paulo	4.209	2.683	6.892	1.583	240	1.823	26,45%
18	Paraíba	5.861	1.509	7.370	3.642	302	3.944	53,51%
19	Piauí	6.336	1.128	7.464	3.486	257	3.743	50,15%
20	Amazonas	6.415	1.985	8.400	3.368	332	3.700	44,05%
21	Alagoas	7.575	2.141	9.716	5.134	335	5.469	56,29%
22	Pernambuco	7.841	2.143	9.984	4.739	369	5.108	51,16%
23	Pará	8.487	2.360	10.847	4.327	378	4.705	43,38%
24	Minas Gerais	8.411	3.288	11.699	3.637	444	4.081	34,88%
25	Bahia	12.365	2.882	15.247	6.870	540	7.410	48,60%

TABELA 2 – ELEGÍVEIS E BENEFICIÁRIOS DO PBF POR UF

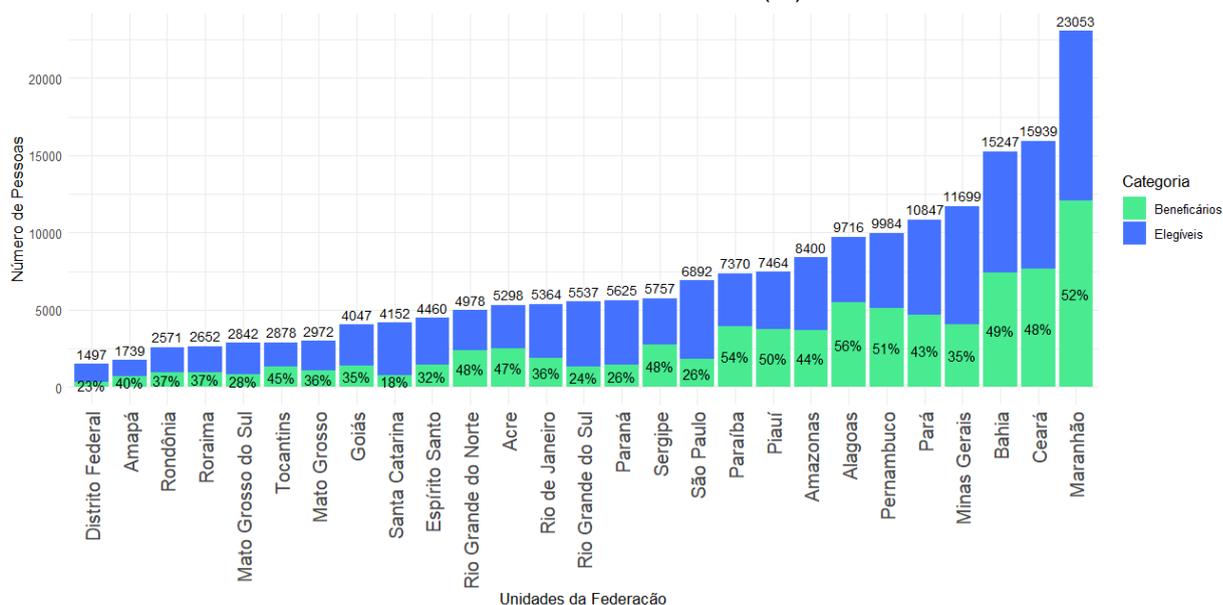
(conclusão)

	UF	Elegíveis			Beneficiários			% de Beneficiários
		Extrema mente Pobres	Pobres	Total	Extrema mente Pobres	Pobres	Total	
26	Ceará	12.688	3.251	15.939	6.992	676	7.668	48,11%
27	Maranhão	19.316	3.737	23.053	11.302	766	12.068	52,35%
	TOTAL	301.764	93.990	395.754	161.172	14.456	175.628	44,38%

FONTE: Elaboração Própria.

A partir desses dados, é possível observar a relação percentual dos beneficiários, os quais representam 43,24% do total de elegíveis ao PBF e, na média estadual, 39,53%. Por sua vez, alguns estados se destacam pela elevada taxa de famílias atendidas, entre eles Alagoas, que lidera a lista com 56,29%, Paraíba, Maranhão, Pernambuco e Piauí. Por outro lado, as menores taxas surgem em Santa Catarina, seguida por Distrito Federal e Rio Grande do Sul. Os dados indicam que essa taxa está negativamente relacionada ao nível de renda e PIB de cada estado (GRÁFICO 1), isso porque as menores taxas estão entre os dez estados mais ricos do Brasil historicamente (IBGE, 2021).

GRÁFICO 1 – ELEGÍVEIS E BENEFICIÁRIOS (%) DO PBF POR UF

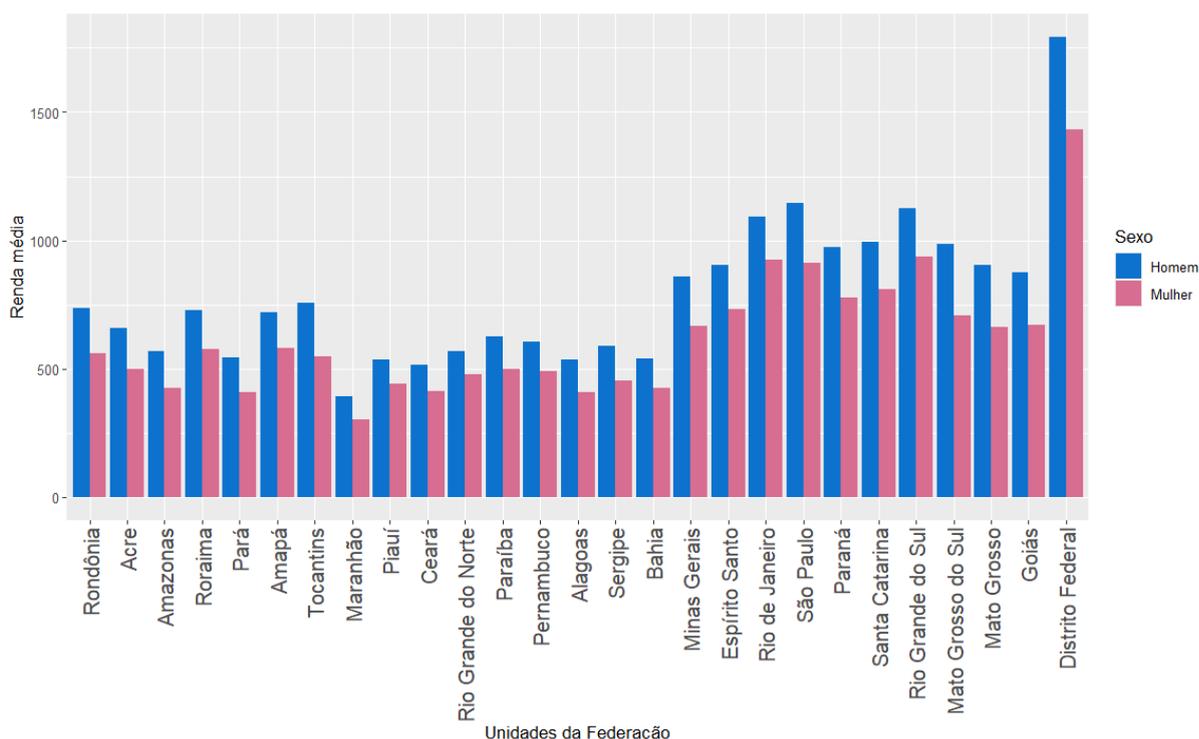


FONTE: Elaboração Própria.

Ainda nesse sentido, a nível individual, podemos observar a renda média real (ano base: 2019) por pessoa sem o PBF desagregada por sexo e unidade

federativa (GRÁFICO 2). Com unanimidade, o sexo feminino obtém renda inferior em pelo menos 15,32% em todos os estados. Isso não apenas evidencia a desigualdade salarial (MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO, 2024), mas também a vulnerabilidade financeira do sexo feminino, que, em muitos casos, se submete ao matrimônio precocemente como forma de garantir maior segurança financeira própria e à sua família.

GRÁFICO 2 – RENDA MÉDIA REAL POR SEXO E UF SEM O PBF



FONTE: Elaboração Própria.

Por fim, entre as observações coletadas, foram encontradas 1.422 meninas que atendem às condições de estar em casamento infantil (TABELA 3). Ao filtrar pelas que são também elegíveis ao PBF, esse número cai para 283 meninas, correspondendo a 19,9% do total. Entre as beneficiárias, foram encontradas 178 meninas em situação de casamento infantil, representando 12,5% (TABELA 4). Ademais, ao comparar os números de casamentos precoces por estado da TABELA 3 com os dados da TABELA 2, nota-se que os estados com as menores incidências absolutas de beneficiários do BF, como Distrito Federal, Amapá, Roraima e Tocantins, também possuem os menores números de casos de casamentos infantis. Da mesma forma, estados como Alagoas, Pernambuco, Bahia, Ceará e Maranhão ocupam o final de ambas as listas. Isso pode indicar não apenas uma relação com o

cenário econômico, mas também uma dupla causalidade, uma vez que, de forma inferencial, meninas em casamento infantil podem ser mais suscetíveis a receber o PBF.

TABELA 3 – QUANTIDADE DE CASAMENTOS INFANTIS POR UF

	UF	Casamentos Infantis
1	Amapá	9
2	Distrito Federal	11
3	Rio de Janeiro	20
4	Tocantins	23
5	Roraima	25
6	Rio Grande do Norte	26
7	Piauí	30
8	Espírito Santo	32
9	Mato Grosso do Sul	32
10	Santa Catarina	35
11	Sergipe	36
12	Rondônia	50
13	Goiás	50
14	Acre	53
15	Paraíba	53
16	São Paulo	55
17	Rio Grande do Sul	55
18	Mato Grosso	55
19	Minas Gerais	62
20	Amazonas	63
21	Pará	65
22	Paraná	67
23	Ceará	68
24	Pernambuco	86
25	Bahia	93
26	Alagoas	104
27	Maranhão	164
	TOTAL	1.422

FONTE: Elaboração Própria.

TABELA 4 – NÚMERO DE OBSERVAÇÕES ENTRE 'ELEGÍVEIS', 'RECEBEM' E 'CASADA'

	Solteiras	Casadas	Total
Não elegíveis	1.574.726	1.139	1.575.865
Elegíveis	188.697	283	188.980
Não Recebem	1.665.466	1.244	1.666.710
Recebem	97.957	178	98.135

FONTE: Elaboração Própria.

4.2 PROPENSITY SCORE MATCHING

O procedimento de pareamento foi conduzido para equilibrar as características dos indivíduos que receberam um tratamento (recebem) e daqueles que não receberam, com base em um conjunto de covariáveis, incluindo idade (idade), renda per capita real (renda_por_pessoa), residência urbana (urbano), número de moradores (moradores), ser branco (branco), número de filhos (nfilhos), número de pessoas assistidas (ncuidados), ano de coleta de dados (Ano), alfabetização (alfabetizado), frequência escolar (escola) e anos de estudo (anosestudo).

Inicialmente, ao realizar o pareamento, foram identificadas 81.721 observações do grupo tratado, pareadas a partir de um total de 107.259 dados controle, resultando na posterior exclusão de 25.538 observações dos dados utilizados como base para as análises (TABELA 5).

TABELA 5 – NÚMERO DE OBSERVAÇÕES PAREADAS

Grupo	Controle	Tratado
Todos	107.259	81.721
Pareado	81.721	81.721
Não Pareado	25.538	0
Descartado	0	0

FONTE: Elaboração Própria.

Primordialmente, antes do pareamento, a análise dos dados coletados e pareados revela várias diferenças entre os grupos tratados e de controle, conforme demonstrado pelas diferenças médias padronizadas das variáveis observadas (TABELA 6). Essa medida quantifica a diferença entre as médias de uma variável entre dois grupos (tratado e controle), ajustada pelo desvio padrão combinado dos dois grupos. Em outras palavras, é um forte indicador para avaliar o equilíbrio das covariáveis antes e depois do pareamento no PSM. Quanto mais próxima essa medida estiver de zero, mais adequado é o pareamento.

A exemplo disso, destaca-se a distância, que revelou um *propensity score* médio de 0,6355 para o grupo tratado, enquanto o grupo de controle apresentou um valor de 0,2777, resultando em uma diferença média padronizada substancial de 1,5956, indicando um desequilíbrio inicial significativo entre os grupos. Outra variável que chama atenção negativamente é a renda per capita. Os indivíduos tratados

tinham uma renda média de 19,18, muito inferior a dos controles, que apresentavam uma média de 75,70, gerando uma diferença média padronizada de -1,4091. Em termos monetários, essa diferença pode ser traduzida para R\$79,76. Ademais, ainda nesse contexto, observa-se que os indivíduos tratados tinham menos filhos em média (0,22) em comparação com os controles (0,65), com uma diferença média padronizada de -0,7958, embora isso represente menos de um filho de diferença. Por outro lado, as várias de idade, residência urbana e número de moradores por domicílio, ainda que com ligeiras diferenças, tiveram uma diferença média padronizada apropriadas abaixo do limiar de $|0,6|$ e conseqüentemente, geram menor influência na alocação do tratamento.

Após o processo de pareamento dos grupos, os indicadores revelam uma melhora significativa no balanceamento das covariáveis, indicando uma redução notável do desequilíbrio inicial entre esses grupos (Tabela 7). Entre as variáveis com mudanças mais substanciais, destaca-se novamente a distância ou escore de propensão, que, anteriormente, obteve o maior desvio. Observou-se uma diminuição de 0,3379 (21%) na diferença da média padronizada, estacionando em 1,2577 após o pareamento. Embora essa redução seja positiva, o valor ainda indica um nível moderado de desequilíbrio remanescente, destacando a importância contínua de controlar essa variável ao interpretar os resultados. Em continuidade, no que se refere à renda per capita, a queda foi ainda mais notável, apresentando um ajuste de 0,4663 (33%) após o pareamento. Ainda que a diferença de -0,9428 seja notável, a diminuição indica um melhor equilíbrio entre os grupos no aspecto econômico. Mais ainda, ao analisar a idade média, constatamos uma redução na diferença entre os grupos, com uma diferença de 0,1826 após o pareamento, representando uma adequação de um ano, que de 3,5 anos passaram a ser 2,5, em formato arredondado. Desse modo, vale também evidenciar que a frequência escolar registrou uma redução significativa de 51% na diferença média padronizada, passando para -0,3802 após o pareamento. Ademais, outras variáveis como residência urbana, número de moradores por domicílio e cor também apresentaram uma relativa redução nas suas diferenças, apesar de que suas médias já apresentavam semelhança antes do pareamento. Assim como os anos de referência e alfabetização que, a partir dos resultados abaixo do limiar de 10%, indicam um pareamento efetivo entre os grupos, reforçando assim uma maior comparabilidade entre os grupos nessas dimensões.

Por fim, para avaliar a eficácia do pareamento, observa-se a Distância Pareada Padronizada. A qual revelou variações significativas entre os grupos tratados e de controle em diversas variáveis. A maior diferença padronizada ocorreu na variável 'distance' com um valor de 1,2577. Nesse mesmo sentido, as variáveis 'idade' e 'anosestudo' também mostram diferenças notáveis, com valores de 1,3615 e 1,1854, respectivamente. Em contraste, as variáveis 'urbano', 'moradores' e 'branco' têm diferenças padronizadas relativamente menores, com valores de 0,9917, 0,9298 e 0,9791, respectivamente. Essas discrepâncias sugerem que há um desequilíbrio entre os grupos, o que pode influenciar os resultados do estudo.

TABELA 6 – RESULTADOS PSM PARA TODOS OS DADOS

Variável	Média Tratados	Média Controle	Dif. Média Padronizada	Razão de Variância	Média eCDF	Máximo eCDF
distance	0,6355	0,2777	1,5956	0,8667	0,3577	0,5645
idade	35,982	33,17	0,251	0,5155	0,0421	0,209
renda_por_pessoa	19,1823	75,6991	-1,4091	0,5289	0,3373	0,6027
urbano	0,477	0,5998	-0,2459	-	0,1228	0,1228
moradores	4,2478	4,7429	-0,2905	0,7744	0,0236	0,1168
branco	0,1887	0,2757	-0,2223	-	0,087	0,087
nfilhos	0,2246	0,6504	-0,7958	0,3809	0,0532	0,273
ncuidados	1,0419	0,6034	0,3762	1,3042	0,0337	0,2323
Ano2016	0,2589	0,2848	-0,0592	-	0,0259	0,0259
Ano2017	0,25	0,2508	-0,002	-	0,0009	0,0009
Ano2018	0,2494	0,2377	0,027	-	0,0117	0,0117
Ano2019	0,2417	0,2266	0,0353	-	0,0151	0,0151
alfabetizado	0,861	0,8592	0,0051	-	0,0018	0,0018
escola	0,0628	0,1986	-0,5596	-	0,1358	0,1358
anosestudo	6,8645	7,2699	-0,1019	0,8409	0,0294	0,0667

FONTE: Elaboração Própria.

TABELA 7 – RESULTADOS PSM PARA OS DADOS PAREADOS

(continua)

Variável	Média Tratados	Média Controle	Dif. Média Padronizada	Razão de Variância	Média eCDF	Máximo eCDF	Distância Pareada Padronizada
distance	0,6355	0,3535	1,2577	0,9685	0,2645	0,5056	1,2577
idade	35,982	33,9364	0,1826	0,5649	0,0336	0,165	1,3615
renda_por_pessoa	19,1823	56,9956	-0,9428	0,7684	0,2352	0,5596	1,107
urbano	0,477	0,5615	-0,1692	-	0,0845	0,0845	0,9917
moradores	4,2478	4,5752	-0,1921	0,7993	0,0156	0,0688	1,1209

TABELA 7 – RESULTADOS PSM PARA OS DADOS PAREADOS

Variável	Média Tratados	Média Controle	Dif. Média Padronizada	Razão de Variância	Média eCDF	Máximo eCDF	(conclusão)
							Distância Pareada Padronizada
branco	0,1887	0,244	-0,1414	-	0,0553	0,0553	0,8483
nfilhos	0,2246	0,5057	-0,5253	0,5185	0,0351	0,1994	0,9898
ncuidados	1,0419	0,7032	0,2905	1,1285	0,0261	0,1896	0,908
Ano2016	0,2589	0,2732	-0,0326	-	0,0143	0,0143	0,8919
Ano2017	0,25	0,2538	-0,0089	-	0,0039	0,0039	0,8691
Ano2018	0,2494	0,2425	0,016	-	0,0069	0,0069	0,8652
Ano2019	0,2417	0,2305	0,0262	-	0,0112	0,0112	0,8387
alfabetizado	0,861	0,8557	0,0153	-	0,0053	0,0053	0,7051
escola	0,0628	0,1551	-0,3802	-	0,0923	0,0923	0,763
anosestudo	6,8645	7,062	-0,0497	0,86	0,0197	0,0391	1,1854

FONTE: Elaboração Própria.

4.3 MODELO PROBIT E ATT

Após o PSM, foi possível extrair uma base de dados devidamente tratada a fim de examinar os fatores que influenciam a probabilidade de ser casada ('casada'). Em um primeiro momento, foi estimada uma regressão com todas as variáveis ("Regressão 1" da TABELA 8). A partir dos resultados obtidos, é possível identificar que a idade emerge como um fator crucial na probabilidade de estar casada, de forma que o aumento em ano na idade leva a uma diminuição significativa na probabilidade de ser casada ($\beta = -0,214$, $p < 0,01$). Na mesma linha, a residência urbana também desempenha um papel significativo na redução da probabilidade de se envolver em casamento infantil ($\beta = -0,303$, $p < 0,01$). Da mesma forma, o número de moradores no domicílio também se mostra negativamente associado ($\beta = -0,597$, $p < 0,01$).

TABELA 8 – REGRESSÕES PROBIT

Regressão 1		Regressão 2	
	Variável dependente: casada		Variável dependente: casada
Constant	-3.150 (127.143)	Constant	1.165 (0.270) ***
recebem	5.159 (127.143)	recebem	2.355 (0.424) ***
idade	-0.214 (0.020) ***	idade	-0.136 (0.013) ***
renda_por_pessoa	-0.002 (0.001)	renda_por_pessoa	-0.002 (0.001) *

TABELA 8 – REGRESSÕES PROBIT

(conclusão)

Regressão 1		Regressão 2	
	Variável dependente: casada		Variável dependente: casada
urbano	-0.303 (0.094) ***	urbano	-0.346 (0.087) ***
moradores	-0.597 (0.063) ***	moradores	-0.603 (0.061) ***
branco	-0.136 (0.105)	nfilhos	-1.868 (0.297) ***
nfilhos	-1.927 (0.298) ***	ncuidados	0.530 (0.073) ***
ncuidados	0.527 (0.076) ***	ano2019	-0.252 (0.116) **
Ano2017	0.010 (0.118)	escola	0.127 (0.091)
Ano2018	-0.046 (0.122)	anosestudo	0.107 (0.019) ***
Ano2019	-0.311 (0.141) **	recebem:idade	-0.083 (0.018) ***
alfabetizado	6.075 (127.143)	recebem:renda_por_pe ssoa	-0.002 (0.002)
escola	-0.447 (0.133) ***	recebem:urbano	0.0005 (0.119)
anosestudo	0.104 (0.021) ***	recebem:moradores	-0.288 (0.096) ***
recebem:idade	-0.123 (0.029) ***	recebem:nfilhos	-4.324 (59.728)
recebem:renda_por_pe ssoa	-0.001 (0.002)	recebem:ncuidados	0.270 (0.108) **
recebem:urbano	-0.018 (0.128)	recebem:ano2019	0.218 (0.144)
recebem:moradores	-0.223 (0.103) **	recebem:escola	-0.256 (0.136) *
recebem:branco	0.001 (0.152)	recebem:anosestudo	-0.019 (0.025)
recebem:nfilhos	-4.422 (90.786)		
recebem:ncuidados	0.209 (0.116) *		
recebem:Ano2017	0.098 (0.164)		
recebem:Ano2018	0.050 (0.170)		
recebem:Ano2019	0.325 (0.184) *		
recebem:alfabetizado	-2.120 (127.143)		
recebem:escola	-0.433 (0.208) **		
recebem:anosestudo	-0.039 (0.029)		
Observations	163,442	Observations	163,442
Log Likelihood	-986.746	Log Likelihood	-1,121.582
Akaike Inf. Crit.	2,029.492	Akaike Inf. Crit.	2,283.164
Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

FONTE: Elaboração Própria.

Nota: Desvio padrão entre parênteses. Diferença da média em relação à média da categoria base é estatisticamente significativa a: *** 1%; ** 5%; * 10%.

Ademais, o modelo também inclui termos de interação, não apenas para explorar os efeitos complexos de receber o benefício em combinação com outros fatores, mas também para permitir o cálculo do ATT. Isso porque, no ATT, assume-se que existe um efeito específico de cada covariada para cada um dos grupos (todos os betas são diferentes), influenciando o beta específico de interesse. Caso

contrário, se fosse estimada apenas uma regressão sem interação, seria admitido que apenas o beta de interesse é distinto entre o tratamento e controle

Por exemplo, a interação entre 'recebem' e 'idade' mostra um efeito negativo significativo ($\beta = -0,123$, $p < 0,01$), indicando que o impacto negativo da idade na probabilidade de casamento é exacerbado para aqueles que recebem o benefício. Da mesma maneira, a interação entre 'recebem' e 'moradores' ($\beta = -0,223$, $p < 0,05$) sugere que o efeito de domicílios maiores na diminuição da probabilidade de estar casada é mais pronunciado entre aqueles que recebem o benefício. Por outro lado, diversas responsabilidades de cuidados estão associadas a uma maior probabilidade de ser casada ($\beta = 0,527$, $p < 0,01$), possivelmente devido aos papéis tradicionais de gênero (Carvalho et al., 2012) e às estruturas de apoio social dentro das famílias que incentivam o casamento entre cuidadores.

Porém, em suma, alguns pontos chamam atenção nessa primeira estimação dos betas em relação à variável latente. Notavelmente, a variável 'recebem', que indica o recebimento de benefícios ou tratamentos, e a variável 'renda_por_pessoa', não são significativas por si só. Isso sugere que fatores econômicos não têm uma influência direta na probabilidade de casamento, o que pode estar relacionado ao fato de que na amostra selecionada a variação de renda é pequena, já que todos os indivíduos são elegíveis ao bolsa família. Nessa sequência, além da presença de alguns estimadores não significantes, há uma clara contradição entre os vetores das variáveis 'anosestudo' e 'escola', que têm sinais opostos, embora ambas estejam relacionadas à mesma temática de educação. Sendo que, os anos de estudo são significativos para explicar ser casada ou não, mas não apresentam distinção para os que recebem BF. O que, da mesma forma, também pode estar relacionado à pequena variação nos dados, uma vez que definido o limite superior da idade de 18 anos, a maioria das meninas terá aproximadamente o mesmo tempo de estudo.

À vista disso, e a níveis de comparação, uma segunda regressão foi rodada, com o objetivo de entender a sensibilidade dos estimadores frente a pequenas mudanças no modelo. Para essa, as variáveis 'branco', 'Ano2017', 'Ano 2018' e 'alfabetizado' foram retirados do modelo devido a sua não significância na primeira regressão.

Como ilustra os resultados da "regressão 2" na TABELA 7 referentes à segunda avaliação, todos os estimadores que não possuem interação estão sendo significativos para o modelo, sendo que os que já apresentavam esse

comportamento na regressão 1 mantiveram impacto similar. Contudo, dois pontos merecem maior cautela: primeiramente, o β_0 não apenas torna-se significativo, como também sofre uma mudança na direção de seu efeito, isso porque, a constante capta o efeito marginal quando todas as covariadas assumem o valor zero, ou seja, é um efeito que depende do conjunto das covariadas. Além disso, seguindo adiante no modelo, é válido salientar as variáveis relacionadas ao rendimento. Enquanto ‘renda_por_pessoa’ está em concordância com as hipóteses de que menores proventos propiciam o casamento infantil (considerando *p-valor* no intervalo de 10%), ‘recebem’ reforça essa suposição, deixando o coeficiente maior para pessoas que recebem o bolsa família.

Somado a isso, a fim de obter maior precisão dos resultados, foram estimados os ATTs para ambas as regressões (TABELA 8). Os resultados mostram que ainda que existam diferenças significativas para variáveis específicas relacionadas ao recebimento do benefício, a diferença média entre o grupo de tratamento e o grupo de controle não é significativa estatisticamente, ou seja, pode-se dizer, que em média a probabilidade de estar em um casamento infantil é igual entre o grupo de pessoas que recebem o bolsa família, e o grupo de indivíduos elegíveis que não recebe o benefício.

TABELA 9 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO ATT PARA A VARIÁVEL “RECEBEM”

	Contrast	Estimativa do efeito	Erro Padrão	z	Pr(> z)	S	2.5%	97.5%
reg1	mean(1) - mean(0)	-0,0000435	0,00034	-0,128	0,898	0,2	-0,000709	0,000622
reg2	mean(1) - mean(0)	0,000047	0,00034	0,138	0,89	0,2	-0,000619	0,000713

FONTE: Elaboração Própria.

Com tudo isso em vista, faz-se necessário apontar algumas induções a respeito do modelo. Em primeiro lugar, embora os resultados sejam significativos para algumas covariadas com a amostra trabalhada no presente estudo, não se pode garantir que a amostragem possui observações suficientes para ser considerada representativa da população. Essa questão pode ser melhor compreendida pelos números apresentados na TABELA 4 e 5. Além disso, ainda que o objetivo inicial fosse investigar na regressão como o PBF explica o casamento infantil, as limitações dos dados não permitem verificar de forma ampla o efeito

desejado. Isso porque, filhas em domicílios que recebem o bolsa família podem ter menor potencial de estar em um casamento infantil, porém, como os dados contém informações de um recorte no tempo, não é possível acompanhar as famílias por um maior período e verificar essa hipótese. Por outro lado, dado que uma família já está em uma situação de casamento infantil, seria razoável supor que as limitações na renda dessa família (provocadas pela união precoce) aumentem as chances de receber o bolsa). Os dois potenciais canais de transmissão não apenas possuem efeitos dinâmicos ao longo do tempo, como sugerem efeitos opostos do bolsa família sobre a probabilidade de casamento infantil.

Sendo assim, o modelo estimado estaria captando o efeito atual, ou seja, dado que a pessoa está em casamento infantil e atende os critérios do PBF, ela possui mais chances de receber o benefício do que outras jovens que também são compatíveis, mas estão em condição de filhas dentro dos domicílios e não cônjuges e/ou companheiras, assim como no primeiro caso. Sendo assim, o que os dados permitem são a comparação entre esposas com não esposas. Além disso, é válido adicionar que o estudo foi feito sob a ótica de mulheres em casamento infantil, ou seja, não é possível identificar se quando moravam na residência de suas famílias/progenitores também recebiam o BF e se, em caso positivo, isso seria capaz de reduzir a taxa de casamentos infantis.

Por fim, ainda nesse sentido, a não significância dos ATTs e as mudanças observadas entre as duas regressões reitera o ponto citado anteriormente, uma vez que pequenas modificações são capazes de mudar o resultado, apontando que o modelo está sensível à inclusão/exclusão de variáveis.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou destacar a relevância de uma problemática do casamento infantil que, muitas vezes, é subnotificada e subcomunicada devido à sensibilidade do assunto. Mesmo após muitos anos e a superação de inúmeros costumes históricos patriarcais, o casamento infantil segue sendo uma prática bastante numerosa. Ao compreender as dinâmicas e fatores que perpetuam esse comportamento, reconhece-se a necessidade de mais políticas de conscientização e educação para meninas em estado de vulnerabilidade social e psicológica.

À luz do apresentado, esperava-se com o presente trabalho aprofundar a compreensão acerca de como uma política pública de transferência de renda pode impactar as taxas de casamento infantil no território nacional. Com esse objetivo, recorreu-se às bases da PNAD Contínua e metodologias econométricas para determinar a relação entre variáveis de renda, sociais e matrimoniais.

Em primeiro lugar, foi possível reforçar, em consonância com a revisão bibliográfica de outros estudos relacionados ao tema, como atributos sociais e de situação domiciliar influenciam direta e indiretamente no amadurecimento e independência das meninas jovens. Os resultados destacaram que condições que providenciam maiores ciclos de apoio social, conscientização e educação tendem a diminuir as chances de envolvimento de meninas abaixo da maioria em casamentos. Além de confirmar que, de maneira geral, as variáveis de interação não afetam em maior dimensão, estatisticamente falando, mulheres que recebem o benefício federal. Tudo isso, mostrou-se compatível com outras investigações e arcabouços teóricos utilizados ao longo da elaboração do presente trabalho.

Adicionalmente, destaca-se que mulheres possuem uma renda inferior à dos homens, o que reitera alguns dos motivos pelos quais famílias e sociedades buscam no casamento infantil uma forma de garantir uma possível segurança financeira futura, apesar das consequências negativas para a vítima, como abuso, abandono escolar, distanciamento do mercado de trabalho, gravidez precoce e vulnerabilidade psicológica. Sem mencionar os impactos na saúde, trabalho e educação a nível macroeconômico.

Por outro lado, os resultados do exercício revelaram um impacto estatisticamente não significativo do Bolsa Família sobre a taxa de casamentos infantis. Acredita-se que isto se deve a algumas limitações como a amostra

relativamente pequena de casos de casamento infantil, somada aos efeitos ao longo do tempo, que poderiam sugerir uma bicausalidade entre maior probabilidade de receber o benefício do PBF e o casamento infantil. Além disso, o estudo foi, em termos quantitativos, limitado aos dados presentes na PNAD Contínua e à escolha arbitrária de variáveis, o que pode não capturar completamente todos os fatores que influenciam o casamento infantil por gênero. Adicionalmente, os dados são visualizados pela ótica de meninas que já estavam em casamento infantil sob a condição de cônjuges, em outras palavras, estáticos no tempo. O que impossibilita a observação das variações ao longo do tempo de mulheres que viviam em famílias que recebiam o bolsa família, quando adolescentes, se tornam menos propensas a casamentos prematuros.

Portanto, por mais que tais objetos de análise contribuam para reforçar a importância do tema, os resultados devem ser analisados com cautela, dada a volatilidade das estimativas e as limitações nos dados. Ainda assim, os resultados contribuem para o entendimento de que fatores relacionados aos rendimentos individuais e familiares são mais sensíveis do que características relacionadas à moradia e educação.

Diante do exposto, é válido destacar a atualidade do tema, e portanto, a importância de realizar pesquisas ainda mais aprofundadas que levem em conta a trajetória ao longo do tempo de jovens submetidas a diferentes situações em sua infância, bem como o cruzamento de dados micro e macroeconômicos a fim de se determinar a posição entre diferentes países acerca da temática. Para isso, seria válido explorar a utilização de séries temporais e, ainda, mais instrumentos de estimação a fim de eliminar as limitações apontadas no presente estudo.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, M.C.C.; AQUINO, E.M.L.; E DE BARROS, A.P. Trajetória escolar e gravidez na adolescência entre jovens de três capitais brasileiras. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, jul. 2006. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/csp/a/tkcjTkjB8QXs7cHhPQvJnNK>>. Acesso em: 10 out. 2023.
- ARAÚJO, J. M.; FRIO, G. S.; ALVES, P. J. H. O efeito do Bolsa Família sobre a distorção idade-série. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, São Paulo, v. 51, n. 2, p. 343–371, apr./jun. 2021. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/ee/a/64SfhkWgjZbVcCkb8gq45bq>>. Acesso em: 10 out. 2023.
- BAIRD, S.; CHIRWA, E.; MCINTOSH, C.; OZLER, B. The short-term impacts of a schooling conditional cash transfer program on the sexual behavior of young women, **Health Economics**, v. 19, n. S1, p. 55–68, dec. 2010. DOI. 10.1002/hec.1569.
- BAIRD, S.; MCINTOSH, C.; OZLER, B. Cash or condition? Evidence from a cash transfer experiment. **Quarterly Journal of Economics**, v. 126, n. 4, p. 1709–1753, nov. 2011. DOI. 10.1093/qje/qjr032.
- BARTHOLO, L.; PASSOS, L.; FONTOURA, N. Bolsa Família, autonomia feminina e equidade de gênero: o que indicam as pesquisas nacionais? **Cadernos Pagu**, n. 55, 2019. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/cpa/a/qZYLBdhpfMRJVjgMDpQfXff>>. Acesso em: 12 out. 2023.
- BICHIR, R. M. O Bolsa Família na berlinda? Os desafios atuais dos programas de transferência de renda. **Novos Estudos CEBRAP**, n. 87, p. 115–129, jul. 2010. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/nec/a/pXqTGjkmxnJGH6SrZ9PRxKb>>. Acesso em: 12 out. 2023.
- BRASIL. Lei nº 10.406, de 10 de Janeiro de 2002. Institui o Código Civil. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 11 jan. 2002. Disponível em: <<https://www.jusbrasil.com.br/busca?q=art.+1551+do+c%C3%B3digo+civil>>. Acesso em: 20 nov 2023.
- CAMELO, R. et al. Alimentação, Nutrição e Saúde em Programas de Transferência de Renda: Evidências para o Programa Bolsa Família. **Revista Economia**, Brasília, v.10, n.4, p.685-713, dez. 2009. Disponível em: <https://anpec.org.br/revista/vol10/vol10n4p685_713.pdf>. Acesso em: 14 nov. 2023.
- CARDOSO, A. S. et al. Casamento infantil no Brasil: uma análise da Pesquisa Nacional de Saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 27, n. 2, p. 417-426, fev. 2022. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/csc/a/zxRcykHLwb5cb7PbCwCg7rH>>. Acesso em: 14 nov. 2023.
- CARVALHO, J. B. et al. A FAMÍLIA E OS PAPEIS DE GÊNERO NA ADOLESCÊNCIA. **Psicologia & Sociedade**, v. 31, dez. 2019. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/psoc/a/gNFmX6vGgKQ6gCyjQzv4CMS>>. Acesso em: 10 jun. 2024.

Casamento infantil e suas consequências. Disponível em:

<<https://www.childhood.org.br/casamento-infantil-e-suas-consequencias/>>. Acesso em: 14 maio. 2024.

CHALEM, E. et al. Teenage Pregnancy: Behavioral and Sociodemographic Profile of an Urban Brazilian Population. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n.1, p. 177-186, jan. 2007. Disponível em:

<<https://www.scielo.br/j/csp/a/qt5Jht57ybzGndpC5ZxNHnL>>. Acesso em: 18 nov. 2023.

CONVENÇÃO sobre a eliminação de todas as formas de discriminação contra a mulher. 1979. Disponível em:

<<https://www.pge.sp.gov.br/centrodeestudos/bibliotecavirtual/instrumentos/discrimulher.htm>>. Acesso em: 20 nov. 2023.

ERULKAR, A. S.; MUTHENGI, E. Evaluation of Berhane Hewan: A pilot program to promote education and delay marriage in rural Ethiopia. **New York: Population Council**, v. 35, n. 1, mar. 2009. DOI. 10.1363/ifpp.35.006.09.

GIRLS NOT BRIDES. **About child marriage.** Disponível em:

<<https://www.girlsnotbrides.org/about-child-marriage/>>. Acesso em: 17 nov. 2023.

GRIEBELER, M. DE C.; VASCONCELOS, A. M. Muito jovem ou pobre para casar? Efeito do Programa Bolsa Família sobre o casamento infantil feminino. **Revista Brasileira de Economia**, v. 77, n. 1, 2023. Disponível em:

<<https://www.scielo.br/j/rbe/a/hkvnZ4rbTVkHsSMjyYydPRv>>. Acesso em: 10 out 2023.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HANCK, C. et al. **Introduction to Econometrics with R**. Essen: University of Duisburg-Essen, 2024. Disponível em:

<<https://www.econometrics-with-r.org/12.1-TIVEWASRAASI.html>>. Acesso em: 20 abr. 2024.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA . **Censo Brasileiro de 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto Interno Bruto - PIB**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/explica/pib.php>>.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **CARTA DE CONJUNTURA Retrato dos rendimentos do trabalho - resultados da PNAD Contínua do segundo trimestre de 2023**. Brasília: Ipea, 2023. Disponível em:

<https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/wp-content/uploads/2023/09/230905_cc_60_nota_22.pdf>. Acesso em: 20 nov. 2023.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **ODS 5 - Igualdade de Gênero - Ipea - Objetivos do Desenvolvimento Sustentável**. Disponível em: <<https://www.ipea.gov.br/ods/ods5.html>>. Acesso em: 30 maio. 2024.

JANNUZZI, P. DE M. et al. Programa Bolsa Família e sua contribuição para redução da pobreza no Brasil. **Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação**, v. 4, p. 40-61, 2012. Disponível em: <<https://rbaval.org.br/article/doi/10.4322/rbma201204003>>. Acesso em: 20 mai. 2024.

KANESATHASAN, A. et al. Catalyzing change: Improving youth sexual and reproductive health through DISHA, an integrated program in India. **International Center for Research on Women**, Washington, 2008. Disponível em: <<https://www.icrw.org/wp-content/uploads/2016/10/Catalyzing-Change-Improving-Youth-Sexual-and-Reproductive-Health-Through-disha-an-Integrated-Program-in-India-DISHA-Report.pdf>>. Acesso em: 13 nov. 2023.

KARIM, R.; SHAHNAZ, R. Providing microfinance and social space to empower adolescent girls: An evaluation of BRAC's ELA centres. **Research and Evaluation Division**, Dhaka, jul. 2008, n. 3.

KATCHOVA, A. **Econometrics Academy - Propensity Score Matching**. Disponível em: <<https://sites.google.com/site/econometricsacademy/econometrics-models/propensity-score-matching?authuser=0>>. Acesso em: 3 abr. 2024.

LEITE, W. **Practical Propensity Score Methods Using R**. 1. ed. SAGE, 2016.

LEE-RIFE, S. et al. What Works to Prevent Child Marriage: A Review of the Evidence. **Studies in Family Planning**, v. 43, n. 4, p. 287-303, dez. 2012. DOI: 10.1111/j.1728-4465.2012.00327.x.

LOUREIRO, A. et al. Erradicando o casamento infantil. **The World Bank**, abr. 2019. Disponível em: <<https://documents1.worldbank.org/curated/pt/657391558537190232/pdf/Casamento-na-Inf%C3%A2ncia-e-Adolesc%C3%A2ncia-A-Educa%C3%A7%C3%A3o-das-Meninas-e-a-Legisla%C3%A7%C3%A3o-Brasileira.pdf>>. Acesso em: 15 nov. 2023.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL. **Manual de Gestão do Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal**, jul. 2017. Disponível em: <https://www.mds.gov.br/webarquivos/publicacao/cadastro_unico/Manual_Gestao_Cad_Unico.pdf>. Acesso em: 12 nov. 2023.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL. **Perfil das famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família**. Brasília, 2007. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br>>. Acesso em: 12 nov. 2023.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO E ASSISTÊNCIA SOCIAL, FAMÍLIA E COMBATE À FOME. **Programa Bolsa Família**. Disponível em: <<https://www.gov.br/planalto/pt-br/acompanhe-o-planalto/noticias/2023/03/tem-duvid>>

as-sobre-o-bolsa-familia-confira-perguntas-e-respostas-sobre-o-programa/cartilha_bolsa_familia.pdf>. Acesso em: 12 nov. 2023.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO E ASSISTÊNCIA SOCIAL, FAMÍLIA E COMBATE À FOME. **Programa Bolsa Família**. Disponível em: <<https://www.gov.br/mds/pt-br/acoes-e-programas/bolsa-familia>>. Acesso em: 12 nov. 2023.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO E ASSISTÊNCIA SOCIAL, FAMÍLIA E COMBATE À FOME. **Investimento no Bolsa Família atinge recorde da história dos programas de transferência de renda do Governo Federal**. Disponível em: <<https://www.gov.br/mds/pt-br/noticias-e-conteudos/desenvolvimento-social/noticias-desenvolvimento-social/investimento-no-bolsa-familia-atinge-recorde-da-historia-dos-programas-de-transferencia-de-renda-do-governo-federal>>. Acesso em: 12 nov. 2023.

Mulheres recebem 19,4% a menos que os homens, aponta 1º Relatório de Transparência Salarial. Disponível em:

<<https://www.gov.br/trabalho-e-emprego/pt-br/noticias-e-conteudo/2024/Marco/mulheres-recebem-19-4-a-menos-que-os-homens-aponta-1o-relatorio-de-transparencia-salarial#:~:text=As%20mulheres%20recebem%2019%2C1>>. Acesso em: 10 jun. 2024.

NASCIMENTO, M.G. et al. Adolescentes grávidas: a vivência no âmbito familiar e social. **Adolesc. Saude**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 4, p. 41-47, out/dez 2011. Disponível em: <<https://cdn.publisher.gn1.link/adolescenciaesaude.com/pdf/v8n4a06.pdf>>. Acesso em: 16 nov. 2023.

NERI, M.; CAMILLO, M. O. Bolsa Família, tempo na escola e motivações estudantis. **Revista de Administração Pública**, v. 53, n. 5, p. 859–878, set. 2019. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/rap/a/T9cHJLxyRGKH3SLZ8LPXDqd>>. Acesso em: 16 nov. 2023.

NGUYEN, M. C.; WODON, Q. Impact of Child Marriage on Educational Attainment in Latin America and the Caribbean. **The World Bank**, 2017.

ONAGORUWA. A. O.; WODON, Q. Impact of Child Marriage on Total Fertility across Multiple Countries. **The World Bank**, Washington, 2017.

ONAGORUWA. A. O.; WODON, Q. Impact of Child Marriage on Modern Contraception use across Multiple Countries. **The World Bank**, Washington, 2017.

ONAGORUWA. A. O.; WODON, Q. Impact of Early childbirth on Under-five Mortality across Multiple Countries. **The World Bank**, Washington, 2017.

ONU - ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **Glossário de termos do Objetivo de Desenvolvimento Sustentável 5: Alcançar a igualdade de gênero e empoderar todas as mulheres e meninas**. Disponível em: <<https://www.onumulheres.org.br/wp-content/uploads/2017/05/Glossario-ODS-5.pdf>>. Acesso em: 30 maio. 2024.

PARSONS, J. et al. **Economic Impacts of Child Marriage: A Review of the Literature**, v. 13, n. 3, p. 12-22, 2015. DOI: 10.1080/15570274.2015.1075757.

SAVADOGO, A.; WODON, Q. Impact of Child Marriage on Women's Labor Force Participation across Multiple Countries. **The World Bank**. Washington, 2017.

SAVADOGO, A.; WODON, Q. Impact of Child Marriage on Women's Earnings across Multiple Countries. **The World Bank**. Washington, 2017.

SAVADOGO, A.; WODON, Q. Impact of Child Marriage on Intimate Partner Violence across Multiple Countries. **The World Bank**. Washington, 2017.

SECRETARIA DE COMUNICAÇÃO SOCIAL. **Bolsa Família chega a 21,14 milhões de famílias em agosto, 241 mil a mais que em julho**. Disponível em: <<https://www.gov.br/secom/pt-br/assuntos/noticias/2023/08/bolsa-familia-chega-a-21-14-milhoes-de-familias-em-agosto-241-mil-a-mais-que-em-julho>>. Acesso em: 12 nov. 2023.

TAYLOR, A. et al. Casamento na Infância e Adolescência no Brasil. **PROMUNDO**, set. 2015. Disponível em: <https://promundo.org.br/wp-content/uploads/2015/07/SheGoesWithMyBoat_PT_Final_15SET.pdf>. Acesso em: 4 nov. 2023.

UNICEF. **Child marriage**. Disponível em: <<https://data.unicef.org/topic/child-protection/child-marriage/>>. Acesso em: 2 nov. 2023.

UNICEF. **Situação Mundial da Infância**, 2016. Disponível em: <<https://site.mppr.mp.br/crianca/Pagina/Publicacoes-Unicef-Situacao-da-Infancia>>. Acesso em: 2 nov. 2023.

UNICEF. **Child Marriage: Latest Trends and Future Prospects**. jul. 2018. Disponível em: <<https://data.unicef.org/resources/child-marriage-latest-trends-and-future-prospects/>>. Acesso em: 2 nov. 2023..

Unicef: Cerca de 25% das latino-americanas casaram-se ou foram viver com seus parceiros antes de completar 18 anos | ONU News. Disponível em: <<https://news.un.org/pt/story/2019/10/1690631>>. Acesso em: 6 maio. 2020.

WODON, Q.; YEDAN, A. Impact of Educational Attainment on Child Marriage and Early Childbirths: Estimates for 15 Countries. **The World Bank**. Washington, 2017.

WODON, Q.; YEDAN, A. Intergenerational Effects of Child marriage on the Education of Children. **The World Bank**. Washington, 2017.

WODON, Q.; MALE, C.; ONAGORUWA, A. A Simple Approach to Measuring the Share of Early Childbirths Likely Due to Child Marriage in Developing Countries. **The World Bank**. Washington, 2017.

WODON, Q.; YEDAN, A. Impact of Child Marriage and Early Childbirths on Population Growth across Multiple Countries. **The World Bank**. Washington, 2017.

WODON, Q. Global Welfare Cost of Child Marriage Due to Population Growth. **The World Bank**. Washington, 2017.

WODON, Q. Global Cost of Under-five Mortality and Malnutrition Due to Child Marriage. **The World Bank**. Washington, 2017.

World Bank Group. ECONOMIC IMPACTS OF CHILD MARRIAGE: GLOBAL SYNTHESIS BRIEF; jun. 2017. Disponível em: <<https://documents1.worldbank.org/curated/en/454581498512494655/pdf/116832-BRI-P151842-PUBLIC-EICM-Brief-GlobalSynthesis-PrintReady.pdf>>. Acesso em: 15 nov. 2023.