

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ANDRESSA MIELKE VASCONCELOS

**CASAMENTO INFANTIL FEMININO:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

Porto Alegre

2021

ANDRESSA MIELKE VASCONCELOS

**CASAMENTO INFANTIL FEMININO:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutora em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler

Porto Alegre

2021

ANDRESSA MIELKE VASCONCELOS

**CASAMENTO INFANTIL FEMININO:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutora em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovado em Porto Alegre, 26 de fevereiro de 2021.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler - Orientador
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Prof^ª. Dr^ª. Lorena Hakak Marçal
Universidade Federal de São Paulo

Prof^ª. Dr^ª. Priscilla Albuquerque Tavares
Fundação Getulio Vargas

Prof^ª. Dr^ª. Regina Madalozzo
Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

AGRADECIMENTOS

Fazer uma pós-graduação é uma jornada de desenvolvimento pessoal e profissional. Envolve muita dedicação, abdicção e senso de propósito. Por isso, o caminho é muito mais difícil sem uma base sólida para que possamos olhar para o horizonte sabendo que haverá uma mão estendida quando não pudermos seguir sozinhos.

Não deixa de ser, também, uma jornada solitária para aqueles que se distanciam do conhecido e de quem amam. Nem todas as dificuldades são abertamente compartilhadas, muitas vezes por medo de fraquejar. Cada um tem a sua forma de encontrar refúgio, e o meu sempre foi Deus. Confiar na Sua palavra, nas Suas promessas, me fazia erguer a cabeça depois de cada dia difícil. Sem Ele, nada seria possível.

Aliás, conhecê-Lo é um dentre tantos motivos pelos quais agradeço aos meus pais, Vilmar e Odeti, de quem tenho tanto orgulho e me espelho a cada dia. Juntos, a nossa caminhada até aqui começou na pequena cidade de Morro Redondo, onde, por vezes, acreditávamos que cursar o Ensino Superior fosse um sonho muito distante para alguém da nossa origem. Mesmo assim, meus pais sonharam comigo e, mais do que isso, me apoiaram em cada passo. Sei o quanto eles abdicaram para que eu não tivesse as limitações que eles e tantos outros brasileiros enfrentaram e ainda enfrentam para ter acesso à educação. Pai e mãe, eu nunca poderei expressar o quanto sou grata a vocês e tudo o que representam na minha vida.

Não bastasse todo o conhecimento e crescimento, a Economia também me proporcionou conhecer o Angelo, meu companheiro de vida e a quem tenho tanto a agradecer. Ambos na mesma jornada, apoiando um ao outro em cada momento. Com meio Brasil de distância nos separando, a saudade se tornou uma constante, mas sempre pude sentir a sua presença nas alegrias e nas dificuldades. Hoje, temos a felicidade de olhar para trás, tomar cada aprendizado, e planejar o futuro juntos.

Também sou grata pelo privilégio de ter minha formação moldada por excelentes professores ao longo destes anos. Em especial, cabe um agradecimento ao Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler, a quem admiro pessoal e profissionalmente. Um orientador que não diminui ideias, independência e está sempre disposto a ajudar. Obrigada pelo suporte, confiança, e atenção que dedicou a mim.

Além disso, agradeço à banca de avaliação da presente tese, a qual é composta por três grandes pesquisadoras: Prof^ª. Dr^ª. Lorena Hakak Marçal, Prof^ª. Dr^ª. Priscilla Albuquerque Tavares, e Prof^ª. Dr^ª. Regina Madalozzo. É um imenso prazer contar com a contribuição de profissionais que tanto admiro.

Estendo o agradecimento aos amigos que se fizeram presentes, aos colegas de doutoramento que generosamente compartilharam conhecimento, aos colegas de trabalho que me dedicaram uma palavra de motivação, e aos sempre atenciosos funcionários do Programa de Pós-Graduação em Economia.

Por fim, agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico pelo fundamental financiamento de meus estudos na Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

*“O caminho do Senhor é perfeito:
as promessas do Senhor sempre se cumprem;
ele é escudo para todos que nele se refugiam.”*

2 Samuel 22:31

RESUMO

O presente estudo aborda a questão dos casamentos infantis femininos a partir de três diferentes dimensões. Na primeira delas, o objetivo é estimar o efeito das uniões precoces sobre variáveis educacionais, a saber, frequência e atraso escolar. Para tanto, são utilizados os dados do Censo Demográfico de 2010, onde a variação exógena para as uniões na minoridade é dada pela prevalência de demais meninas casadas precocemente. Os resultados, em geral, revelam que há uma pressão social neste sentido, bem como o problema em análise afeta negativamente a educação das meninas. O modelo teórico desenvolvido fornece suporte aos coeficientes, apontando que há um custo moral a ser considerado na decisão matrimonial e que a restrição de tempo das meninas casadas é uma limitação para resultados escolares satisfatórios. Na sequência, verifica-se os efeitos da mudança no Código Civil, em 2002, sobre a idade com que as meninas coabitam e engravidam pela primeira vez. Como o novo regramento reduziu a idade mínima para as uniões autônomas, a estratégia empírica se vale da associação entre os dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde de 2006 e o método de Regressão em Descontinuidade *Fuzzy*. Deste modo, as evidências apontam que a lei trouxe efeitos negativos sobre o casamento e a gravidez precoces, porém as limitações de significância estatística deixam questionamento sobre o poder de *enforcement* da mesma. De acordo com a modelagem teórica acerca do tema, é possível argumentar que as meninas optam por casar precocemente porque, embora exista uma lei, o governo é leniente na sua fiscalização. Por fim, o último capítulo se volta ao efeito do Programa Bolsa Família sobre as chances de que as meninas casem antes dos 18 anos de idade. Como o Programa não é distribuído de modo aleatório, a análise conta com os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2019 e o método *Propensity Score Matching* para parear e estimar a diferença entre os grupos de tratados e controles. Assim, considerando diferentes faixas de renda e de idade, há evidência de que o Programa reduz a probabilidade de uniões precoces especialmente entre as meninas pobres. Tal resultado está de acordo com o modelo teórico apresentado, uma vez que a família beneficiária tem um alívio financeiro que permite postergar o casamento das crianças e adolescentes. No conjunto destas análises, pode-se concluir que, de fato, o Brasil experiencia efeitos negativos derivados das uniões precoces e tem adotado estratégias subótimas para mitigá-los. Por outro lado, existem intervenções não focalizadas no problema que, mesmo assim, levam a resultados desejáveis.

Palavras-chaves: Casamento Infantil. Educação. Legislação. Programa Bolsa Família.

ABSTRACT

The present study addresses the issue of female child marriages from three different dimensions. In the first, the objective is to estimate the effect of early marriages on educational variables, namely, attendance and school delay. For this purpose, data from the 2010 Demographic Census are used, where the exogenous variation for early unions is given by the prevalence of other early married girls. In general, the results reveal a social pressure and that the problem under analysis negatively affects girls' education. The theoretical model developed supports these coefficients, pointing out that there is a moral cost to be considered for the wedding decision. Also, the time restriction of married girls is a limitation for satisfactory school results. Following, the effects of the change in the Civil Code, in 2002, on the age at which girls cohabit and become pregnant for the first time are verified. As the new law reduced the minimum age for autonomous marriage, the empirical strategy relies on the association between data from the 2006 National Demographic and Health Survey and the Fuzzy Discontinuity Regression method. Thus, the evidence points out that the law had adverse effects on early marriage and pregnancy. However, the limitations of statistical significance raises questions about its power of enforcement. According to the theoretical model on the topic, it is possible to argue that girls choose to marry early because, although there is a law, the government is lenient in its inspection. Finally, the last chapter focuses on the effect of the *Bolsa Familia* Program on the chances of girl child marriage. As the Program is not randomly distributed, the analysis relies on data from the 2019 National Household Sample Survey and the Propensity Score Matching method to pair and estimate the difference between the treatment and control groups. Thus, considering different income and age groups, there is evidence that the Program reduces the likelihood of early unions, especially among poor girls. This result agrees with the theoretical model presented since the beneficiary family has a financial relief that allows postponing the marriage. In the set of these three analyses, the conclusion is that, in fact, Brazil has adverse effects as a result of early marriage and has adopted suboptimal strategies to mitigate them. Conversely, there are interventions not focused on the problem that leads to desirable outcomes.

Key-words Girl Child Marriage. Education. Legislation. *Bolsa Familia* Program.

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 – Distribuição dos casamentos infantis femininos de acordo com o porte dos municípios brasileiros	40
Figura 3.1 – Distribuição do casamento infantil segundo as faixas etárias	61
Figura 3.2 – Teste de manipulação da <i>running variable</i> aos 18 anos de idade - Estimativa de densidade polinomial local	67
Figura 3.3 – Código Civil, idade de coabitação e gravidez na adolescência - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2	68
Figura 3.4 – O jogo do casamento infantil	76
Figura 3.5 – Equilíbrio onde o governo fiscalizador implementa lei e o leniente não	78
Figura 3.6 – Equilíbrios agregadores	80
Figura 4.1 – Efeito de um aumento em β	98
Figura 4.2 – Efeito do Bolsa Família sobre a prevalência de casamento infantil	99
Figura B.1 – Código Civil e idade de coabitação de acordo com a localidade onde cresceu - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2	130
Figura B.2 – Código Civil e gravidez na adolescência de acordo com a localidade onde cresceu - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2	130
Figura B.3 – Mecanismos para afetar a gravidez na adolescência - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2	131
Figura B.4 – Placebos para a idade de coabitação com descontinuidade em 17, 21 e 22 anos de idade - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2	132
Figura B.5 – Placebos para a gravidez na adolescência com descontinuidade em 17, 21 e 22 anos de idade - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2	133
Figura B.6 – Teste de manipulação da <i>running variable</i> aos 17, 21 e 22 anos de idade - Estimativa de densidade polinomial local	134
Figura B.7 – Placebos com variáveis não relacionadas ao Código Civil - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2	135
Figura B.8 – Descontinuidade aos 18 anos na entrevista da PNDS de 1996 - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2	136
Figura C.1 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 16 a 18 anos incompletos - Extremamente pobres	139

Figura C.2 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 16 a 18 anos incompletos - Pobres	139
Figura C.3 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 16 a 18 anos incompletos - Elegíveis	140
Figura C.4 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 16 a 18 anos incompletos - Dobro do limite de renda	140
Figura C.5 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 12 a 18 anos incompletos - Extremamente pobres	141
Figura C.6 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 12 a 18 anos incompletos - Pobres	141
Figura C.7 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 12 a 18 anos incompletos - Elegíveis	142
Figura C.8 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 12 a 18 anos incompletos - Dobro do limite de renda	142

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Controles utilizados nas regressões	36
Tabela 2.2 – Estatísticas descritivas	40
Tabela 2.3 – Segundo estágio para atraso e frequência escolar - MQO e MQ2E	42
Tabela 2.4 – Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a maternidade	43
Tabela 2.5 – Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a faixa etária	44
Tabela 2.6 – Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a cor da pele	46
Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas	67
Tabela 3.2 – Código Civil, idade de coabitação e gravidez na adolescência - Método não paramétrico	70
Tabela 3.3 – Código Civil, idade de coabitação e gravidez na adolescência - Método paramétrico	71
Tabela 3.4 – Código Civil, idade de coabitação e gravidez na adolescência de acordo com a localidade onde cresceu - Método não paramétrico pelo procedimento de viés corrigido robusto	72
Tabela 3.5 – Mecanismos para afetar a gravidez na adolescência - Método não paramétrico pelo procedimento de viés corrigido robusto	72
Tabela 3.6 – Placebos com descontinuidade em 17, 21 e 22 anos de idade - Método não paramétrico pelo procedimento de viés corrigido robusto	73
Tabela 3.7 – Placebos de acordo com variáveis não relacionadas ao Código Civil - Método não paramétrico pelo procedimento de viés corrigido robusto	73
Tabela 3.8 – Descontinuidade aos 18 anos na entrevista da PNDS de 1996 - Método não paramétrico	74
Tabela 4.1 – Média e erro-padrão para a variável dependente	107
Tabela 4.2 – Efeito sobre a probabilidade de casamento	107
Tabela A.1 – Estatísticas descritivas de acordo com a situação civil	128
Tabela A.2 – Primeiro estágio para o casamento infantil feminino - MQO	129
Tabela B.1 – Estatísticas descritivas - PNDS de 1996	136
Tabela C.1 – Diferença normalizada - Extrema pobreza	137
Tabela C.2 – Diferença normalizada - Pobreza	137
Tabela C.3 – Diferença normalizada - Elegíveis	138

Tabela C.4 – Diferença normalizada - Dobro do limite de renda	138
Tabela C.5 – Teste de sensibilidade - Pareamento via <i>Nearest Neighbor</i>	143
Tabela C.6 – Teste de sensibilidade - Pareamento via <i>Genetic Matching</i>	144

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	EFEITO DO CASAMENTO INFANTIL FEMININO SOBRE O ATRASO E A FREQUÊNCIA ESCOLAR	18
2.1	INTRODUÇÃO	18
2.2	DISPARIDADE DE GÊNERO NA EDUCAÇÃO	20
2.3	CASAMENTO INFANTIL E ACUMULAÇÃO DE CAPITAL HUMANO	23
2.4	MODELAGEM TEÓRICA	28
2.4.1	A alocação do tempo	28
2.4.1.1	A decisão da menina solteira	30
2.4.1.2	A decisão da menina casada	30
2.4.2	A decisão do casamento	31
2.5	DADOS E ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO	34
2.6	RESULTADOS	38
2.7	DISCUSSÃO	47
3	EFEITO DO CÓDIGO CIVIL DE 2002 SOBRE O CASAMENTO IN- FANTIL FEMININO E A GRAVIDEZ PRECOCE	50
3.1	INTRODUÇÃO	50
3.2	EVIDÊNCIAS SOBRE AS UNIÕES E GRAVIDEZES PRECOCES	53
3.2.1	Casamento infantil	53
3.2.2	Gravidez precoce	55
3.3	MUDANÇAS LEGISLATIVAS E TENDÊNCIAS DO CASAMENTO IN- FANTIL FEMININO NO BRASIL	59
3.4	DADOS E ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO	62
3.5	RESULTADOS	65
3.6	MODELAGEM TEÓRICA	75
3.6.1	Jogadores, <i>payoffs</i> e <i>timing</i>	75
3.6.2	Equilíbrio	77
3.6.3	Análise	79
3.7	DISCUSSÃO	81

4	EFEITO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA SOBRE O CASAMENTO INFANTIL FEMININO	84
4.1	INTRODUÇÃO	84
4.2	PROGRAMAS SOCIAIS E CASAMENTO INFANTIL	86
4.3	PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA	91
4.4	MODELAGEM TEÓRICA	93
4.4.1	Estrutura	93
4.4.2	A escolha ótima da família	94
4.4.3	Estática comparativa	96
4.4.4	O efeito do Programa Bolsa Família	98
4.5	DADOS E ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO	100
4.6	RESULTADOS	106
4.7	DISCUSSÃO	110
5	CONCLUSÕES	113
	REFERÊNCIAS	116
	APÊNDICE A	128
	APÊNDICE B	130
	APÊNDICE C	137

1 INTRODUÇÃO

O casamento infantil é caracterizado por uniões formais ou informais de indivíduos com idade inferior a 18 anos e atinge principalmente as meninas (UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND - UNICEF, 2014a), seja por motivos culturais, religiosos ou necessidades financeiras. Estima-se que, a cada ano, 15 milhões de meninas casam antes da maioridade, o que corresponde a 41 mil casos por dia ou um casamento infantil feminino a cada dois segundos (GIRLS NOT BRIDES, 2014).

Justamente por não ser tão evidente o estigma das uniões precoces no Brasil, muitas vezes passam despercebidas as estatísticas mundiais que o dispõem na quarta colocação em termos do número absoluto de casamentos de meninas ainda na infância ou na adolescência (TAYLOR *et al.*, 2015). Aqui, 11% das mulheres com idade entre 20 e 24 anos casaram-se antes de completar 15 anos, enquanto 36% uniram-se em matrimônio antes da maioridade (UNICEF, 2014b).

Com um perfil socioeconômico de vulnerabilidades associado aos efeitos negativos das uniões precoces sobre a saúde e a acumulação de capital humano das meninas (STRAT, DUBERTRET, FOLL, 2011; RAJ, BOEHMER, 2013; NGUYEN, WODON, 2014; ISLAM *et al.*, 2016), as maiores chances de que estas permaneçam na condição de pobreza posteriormente (DAHL, 2010) descrevem a chamada armadilha da pobreza. Ainda, estes núcleos familiares podem perpetuar a pobreza através do crescimento familiar sem planejamento e preparo, pois as mulheres que casam na infância ou na adolescência estão associadas à não utilização de métodos contraceptivos e possuem maior probabilidade de terem gestações indesejadas (RAJ *et al.*, 2009; RAJ, 2010; GODHA, HOTCHKISS, GAGE, 2013).

Como fator agravante, o casamento infantil aumenta as chances de que as gestações não sejam acompanhadas por profissionais da saúde (RAJ, 2010; NASRULLAH, ZAKAR, KRÄMER, 2013; RAJ, BOEHMER, 2013) e os efeitos se refletem, até mesmo, sobre a saúde dos filhos. Este é o caso da associação com a desnutrição (RAJ *et al.*, 2010), com o desenvolvimento inadequado para a faixa etária (EFEVBERA *et al.*, 2017) e com as maiores chances de óbito ainda na infância (RAJ, 2010; RAJ, BOEHMER, 2013).

Já a relação com maridos significativamente mais velhos (RAJ, 2010) é um fator que pode justificar a evidência de que as meninas que se unem em matrimônio antes dos 18 anos de idade

têm menor poder de decisão no domicílio (ABERA *et al.*, 2020). Talvez também por este motivo, as mulheres que casam ainda na fase da infância ou da adolescência possuem maior probabilidade de serem vítimas do comportamento controlador de seus parceiros (NASRULLAH, ZAKAR, ZAKAR, 2014) e sofrerem diferentes tipos de violência doméstica (RAJ, 2010; ERULKAR, 2013; NASRULLAH, ZAKAR, ZAKAR, 2014). Complementar, ainda, está o resultado de que as meninas envolvidas em casos de casamento infantil têm maiores chances de desenvolver problemas psicológicos (STRAT, DUBERTRET, FOLL, 2011, 2011) e de considerar cometer suicídio (GAGE, 2013).

Não é à toa que o Brasil é signatário de vários acordos e normativas que preveem a redução das uniões dos indivíduos que não atingiram a maioridade. Este é o caso da Convenção Sobre os Direitos da Criança, da Convenção sobre a Eliminação de Todas as Formas de Discriminação Contra a Mulher, e dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável. Além disso, em outro esforço mais recente, foi sancionada a Lei nº 13.811, de 12 de março de 2019 (BRASIL, 2019a), a qual retirou a possibilidade de que meninos e meninas casem antes da idade núbil em qualquer situação.

O novo regramento, de fato, traz um avanço para a legislação brasileira. Porém, é incompleto ao deixar brecha para os casamentos infantis na faixa etária entre 16 e 18 anos, configurando mais um empecilho para que esta prática seja erradicada no Brasil. Mais do que isso, tal qual ocorre em outros países (COLLIN, TALBOT, 2017; OBRERO, LOMBARDI, 2020), a legislação proibitiva é de difícil *enforcement*, uma vez que há tendência de uniões informais e é um problema social com significativa incidência em área rural (UNICEF, 2019a), aprofundando o entrave para a fiscalização dos casamentos precoces. Se isto ocorre, há risco de que as ações se tornem apenas paliativas.

Dentro deste contexto, é possível notar que os números observados no Brasil ainda estão em descompasso com as tratativas da qual participa. Um destes acordos é o quinto Objetivo de Desenvolvimento Sustentável (ODS5), o qual foi estabelecido pelas Nações Unidas, em 2015, e acordado pelos países membros dentre os quais o Brasil faz parte. Assim, o ODS5 discorre sobre aumentar a igualdade de gênero e empoderar as mulheres e as meninas, mas o casamento infantil pode ser apontado como uma das barreiras para tanto. Além disso, é preciso considerar o cenário de crescente vulnerabilidade, com 51,7 milhões de brasileiros vivendo abaixo da linha de pobreza correspondente aos países de renda média-alta (US\$ 5,50 por dia) e cerca de

12% da população economicamente ativa procurando trabalho (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE, 2020). Associado a isto, é possível conjecturar que o casamento infantil é mais um impedimento para que o país de atinja outros objetivos globais, sendo que a erradicação da pobreza em todas as suas formas é o principal deles.

Na contramão do custo socioeconômico de negligenciar o problema, estão as ações efetivas para conter tal prática. Estima-se que US\$ 35 bilhões seriam suficientes para que a taxa de uniões na minoridade fosse reduzida a menos de 5% até 2030 nos 68 países que englobam cerca de 90% dos casos atuais (UNITED NATIONS POPULATION FUND - UNFPA, 2020). Em termos *per capita*, significa que o custo de evitar um casamento precoce é de cerca de US\$ 600,00. Não obstante, cada contexto vai exigir uma estratégia e, para tanto, é preciso conhecer as causas e consequências para desenhar a ação adequada.

Sob esta ótica, fica claro que o Brasil está significativamente atrasado ao não incluir a temática no debate de políticas públicas a nível nacional. Além de não ter atenção da mídia, mesmo dentre a academia há poucas evidências sobre os casamentos infantis femininos. Como consequência, são perdidas oportunidades de tratar o problema em seu cerne e mitigar o seu custo econômico e social. Logo, o intuito do presente estudo é preencher esta lacuna, com três dimensões sendo analisadas por meio de diferentes métodos econométricos chamados de quase-experimentais.

Na primeira delas, a intenção é ratificar a necessidade de erradicação das uniões precoces através da evidência de que há reflexos negativos sobre a educação. Com este resultado, fica claro que os casamentos na minoridade configuram uma barreira para que as meninas acessem integralmente um direito que está estabelecido na Constituição do país. Na sequência, a atenção se volta às mudanças na legislação sobre a maioridade civil, a qual reduziu a idade para o casamento autônomo. Possivelmente em razão da modesta aplicabilidade da lei, nota-se que os efeitos sobre a idade com que a menina casa e engravida pela primeira vez são de pequena magnitude, mas negativos. Deste modo, há indicativo de que as brechas na legislação e as poucas ações de fiscalização deveriam ser pontos de atenção para os formuladores de políticas públicas. Por fim, são apresentadas evidências de que o Programa Bolsa Família (PBF) tem um papel importante ao reduzir as chances de casamentos precoces. Desejável, ainda, é o fato de que este resultado é de maior magnitude dentre as meninas em condição de extrema pobreza e pobreza.

Tal conjunto de resultados aponta para a possibilidade de que, se as ações analisadas

estivessem integradas, o efeito multiplicador poderia ampliar o potencial de mitigar o casamento infantil feminino. De fato, a otimização dos recursos públicos exigiria que as alternativas à disposição fossem testadas por meio de avaliação de impacto *ex-ante* e *ex-post*, mas pode-se exemplificar alguns pontos de partida. Este é o caso de combinar o PBF e a sua condicionalidade educacional também à situação civil. Além disso, a metodologia de fiscalização atual do Programa pode ser uma alternativa para que a legislação sobre o matrimônio na minoridade se faça valer. Se tais estratégias forem efetivas, o alívio da pobreza poderia estar combinado às novas oportunidades promovidas através da educação, bem como abriria margem para uma fiscalização ativa do cumprimento da vedação de uniões precoces.

2 EFEITO DO CASAMENTO INFANTIL FEMININO SOBRE O ATRASO E A FREQUÊNCIA ESCOLAR

2.1 INTRODUÇÃO

Globalmente, a perda salarial devida ao fato de que as mulheres não terminam o ciclo de educação básica totaliza entre US\$ 15 trilhões e US\$ 30 trilhões (WODON *et al.*, 2018). Isto é, o custo pode chegar a 10% da riqueza de capital humano atribuída às mulheres. Um cenário como este, onde os baixos salários são uma resposta à falta de sinalização ou de efetivo ganho em produtividade, ilustram a evidência de que as mulheres possuem maior resposta salarial à educação, enquanto a experiência importa em maior magnitude para os homens (PASCHOALINO, PLASSA, SANTOS, 2017). Por isso, a educação é um dos mais fortes instrumentos para erradicar a pobreza, promover a igualdade de oportunidades entre homens e mulheres, e gerar crescimento econômico associado a emprego pleno e produtivo.

Não basta, contudo, avançar apenas na universalização. Isto porque, apesar do Brasil ter superado as diferenças de gênero no acesso à educação (WORLD ECONOMIC FORUM, 2019), as meninas ainda constituem um grupo de risco quando se leva em consideração outros aspectos de vulnerabilidades socioeconômicas. Dentre estes, pode-se citar as uniões matrimoniais antes da maioridade, as quais remanescem como um grave problema social até os dias atuais. De fato, aspectos como o casamento infantil, a gravidez precoce, e os resultados educacionais indesejáveis parecem estar interligados em um processo de formação de decisão conjunto. Não é à toa que os casamentos ainda na infância ou na adolescência são reportados como responsáveis por diversos resultados escolares insatisfatórios (FIELD, AMBRUS, 2008; LLOYD, MENSCH, 2008; NGUYEN, WODON, 2014; DELPRATO *et al.*, 2015; SEKINE, HODGKIN, 2017; LANDIS *et al.*, 2018) e por efeitos negativos sobre o planejamento familiar (RAJ *et al.*, 2009; RAJ, 2010; GODHA, HOTCHKISS, GAGE, 2013).

Além disso, cabe considerar que as meninas dos menores quintis de renda estão mais suscetíveis às uniões na minoridade (WODON *et al.*, 2017), bem como o casamento infantil e o abandono escolar estão associados à maior probabilidade de pobreza futura (DAHL, 2010). Assim, ao se reforçarem, estes fatores podem ser decisivos para manter as meninas em uma armadilha de pobreza. Mais do que isso, ao serem mães muito jovens e em condições financeiras e sociais precárias, é possível que ocorra uma transferência intergeracional de pobreza, dado que

os filhos sofrem efeitos negativos sobre a sua acumulação de capital humano (DELPRATO, AKYEAMPONG, DUNNE, 2017).

Já a relação inversa evidencia uma estratégia eficiente para combater as uniões precoces. De acordo com Wodon *et al.* (2018), cada ano adicional no Ensino Médio reduz em cerca de 6 pontos percentuais (p.p.) a probabilidade de que as meninas se envolvam em matrimônio antes dos 18 anos de idade e experienciem a maternidade precoce. Também, os autores apontam que os ganhos de universalizar a titulação de nível médio para as meninas somaria mais de US\$ 3 trilhões somente no primeiro ano em resposta à redução do crescimento populacional, mas ainda haveriam efeitos cumulativos e positivos ao longo do tempo.

Tendo em vista estes desdobramentos, o presente estudo propõe analisar os efeitos do casamento infantil feminino sobre dois aspectos educacionais. Conforme um estudo prévio acerca do caso brasileiro, já se sabe que o casamento infantil tem potencial para reduzir as chances de que as meninas concluam a educação básica e o Ensino Superior, na magnitude de 21% e 13%, respectivamente (TEIXEIRA, MADALOZZO, 2019). Todavia, estes resultados instigam novas estimativas acerca dos canais pelos quais os formuladores de políticas públicas podem atuar. Isto é, ainda é necessário indicar se importam ações para alterar o custo de oportunidade de que as meninas casadas estudem e/ou que possibilitem a manutenção do acompanhamento satisfatório da educação formal.

Por isso, o foco da análise proposta está nas seguintes medidas: (i) probabilidade de que meninas casadas apresentem distorção idade-série; e (ii) probabilidade de que meninas casadas estejam matriculadas na escola. A razão para a primeira destas é a estatística de que sofre expansão de 13% para mais de 31% na comparação entre os anos iniciais do Ensino Fundamental e o Ensino Médio (UNICEF, 2019b). Já a frequência escolar se trata de uma variável de interesse devido às estatísticas de que, enquanto o Brasil se aproxima da universalização do acesso na faixa entre 6 e 14 anos de idade, a taxa cai para 91,3% dentre os adolescentes de 15 a 17 anos (INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP, 2019). Logo, preocupa a possível relação com o casamento infantil, já que os problemas educacionais se aprofundam justamente na faixa etária onde o UNICEF (2014b) aponta existir maior concentração de uniões precoces.

Como a estimativa causal é um desafio no contexto onde fatores não observáveis podem influenciar a decisão de casamento infantil, faz-se uso de Variáveis Instrumentais para tratar do

problema de endogeneidade. Neste caso, o objetivo é que a proporção dos demais casamentos infantis femininos nos municípios seja a variação exógena para a decisão matrimonial. O argumento para uma Variável Instrumental como esta pode ser encontrado em Nguyen e Wodon (2014) e Wodon, Nguyen e Tsimpo (2016), de modo que, embora exista um efeito de pressão social, é razoável que a proporção de meninas casadas antes da maioridade não tenha relação direta com o desempenho educacional. Além disso, o respaldo para a relevância do instrumento utilizado vem do teste F do primeiro estágio do modelo de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), como ilustrado em Stock e Watson (2012).

Já a fonte de dados que subsidia a análise empírica diz respeito ao Censo Demográfico de 2010. A vantagem de utilizar tais dados está relacionada ao tamanho amostral, o que é especialmente importante no caso do método de Variáveis Instrumentais. De acordo com Boef *et al.* (2014), o mesmo fornece estimativas sensíveis ao número de observações, o que configura um problema devido à possibilidade de subidentificação das uniões precoces em bases de dados oficiais. Logo, assim procedendo, são obtidos resultados com heterogeneidades importantes segundo diferentes contextos aos quais as meninas pertencem, como é o caso da faixa etária, da cor da pele, e do fato de já ter experienciado a maternidade ou não.

Acerca da estrutura do presente capítulo, são sete seções, incluindo esta introdução. A seção seguinte visa apresentar uma visão geral das disparidades educacionais existentes no Brasil e como reverberam sobre a possibilidade de que homens e mulheres tenham as mesmas oportunidades. Após, na terceira seção, constam trabalhos que avaliam empiricamente a relação entre o casamento infantil feminino e a educação das meninas, bem como uma breve análise dos motivos pelos quais podem se dar os efeitos. Por sua vez, a quarta seção traz um modelo teórico para analisar a decisão marital das meninas e como a alocação do tempo pode afetar seus resultados educacionais. Na quinta seção consta a estratégia empírica adotada e, em seguida, são reportados os resultados obtidos. As considerações finais, portanto, constam na sétima seção.

2.2 DISPARIDADE DE GÊNERO NA EDUCAÇÃO

O acesso à educação é estabelecido como direito através do Art. nº 53 do Estatuto da Criança e do Adolescente, regido pela Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990 (BRASIL, 1990). O seu amparo legislativo tem em vista a promoção do desenvolvimento pleno, visando formar um cidadão com potencial para se inserir no mercado de trabalho e participar da sociedade, ciente

de seus direitos e deveres. Assim, a educação produz externalidades positivas que beneficiam a todos, e subsidiam a ideia de que é um bem meritório e deve ser amplamente garantido.

Como pode ser visto no relatório de monitoramento das metas do Plano Nacional de Educação divulgado pelo INEP (2019), o Brasil vem avançando na universalização do acesso educacional a passos lentos. No ano de 2017, os dados apontam que a frequência escolar atingiu a marca de 97,8% no caso das crianças com idade entre 6 e 14 anos e 91,3% dentre os adolescentes de 15 a 17 anos, mas outros problemas graves ainda persistem para além do acesso. Este é o caso da qualidade da educação, sinalizada pelo Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), onde o Brasil registra poucos avanços. Ao englobar a taxa média de aprovação na etapa de ensino e o desempenho dos estudantes no Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb), a nota média brasileira, registrada pelo INEP (2020), mostra que o país ainda não está em patamar correspondente ao da *Organisation for Economic Co-operation and Development* (OECD).

Os problemas associados à qualidade da educação se refletem, também, nas estatísticas de defasagem do país. Segundo a UNICEF (2018a), são 7 milhões de alunos que apresentam um ou dois anos de atraso escolar em relação à recomendação para a sua respectiva idade. De fato, os meninos apresentam evolução mais rápida entre as taxas de defasagem observadas, mas no Ensino Médio tem-se a menor diferença nas médias entre os gêneros. Se trata de uma fase onde diversos riscos são mais inerentes às meninas, sendo destacados pela UNICEF (2018a) os seguintes: trabalho doméstico, gravidez e casamento precoce.

Além disso, de acordo com o boletim do Unibanco (2016), 1,3 milhão de jovens de 15 a 17 anos estão fora das escolas, sendo que 610 mil correspondem a mulheres. Os autores, até mesmo, destacam que o percentual de indivíduos do sexo feminino que não está inserido na educação formal é inferior ao de homens, porém, dentre aquelas que evadiram, mais de um terço já tinham filhos. Isto mostra o risco adicional que a gravidez traz para que as meninas não completem o ciclo educacional básico, de modo que o boletim também discorre sobre a necessidade de ações preventivas para evitar a evasão.

Outro fator que se contrapõe é relacionado à paridade entre os gêneros. Assim, se, por um lado, as diferenças na alfabetização e na matrícula na educação de nível básico e superior são um problema superado (WORLD ECONOMIC FORUM, 2019), por outro, ainda existem hiatos de acordo com as áreas do conhecimento. A evidência para este último fator mencionado pode ser encontrada em resultados como os do *Programme for International Student Assessment* (PISA),

onde os meninos se sobressaem em Matemática, as meninas em Português, e ambos apresentam resultados semelhantes em Ciências (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT - OECD, 2019).

Talvez como uma consequência, as estatísticas da OECD (2019) também põem em voga uma possível fonte de disparidade salarial segundo os gêneros. Posto que duas a cada cinco meninas com alta performance no exame intencionam seguir carreira relacionada à área médica, enquanto os meninos tendem a profissões como engenharia, os reflexos serão sentidos posteriormente. Agora, seguindo o estudo de Bordalo *et al.* (2019), é importante considerar os estereótipos sobre gênero e o quanto podem influenciar os resultados observados no PISA. Neste trabalho, os autores mostram em seus experimentos que as crenças sobre os hiatos de desempenho entre os gênero são superestimados. Esta seria uma razão, portanto, para o fato de que as mulheres possuem menor auto-confiança em domínios comumente associados aos homens.

No somatório destes problemas, tem-se que o Brasil ainda não alcançou igualdade entre homens e mulheres, de acordo com os indicadores do World Economic Forum (2019). Sendo assim, o país ocupa a 92ª posição no *Global Gender Gap Index 2020* e, apesar de ter reduzido o hiato segundo gêneros, está entre os mais desiguais da América Latina. Já em termos mundiais, o relatório em questão aponta que, no ritmo observado entre 2006 e 2020, somente em 257 anos os homens e as mulheres atingirão a razão unitária em oportunidades e na participação na economia.

Em suma, tal desigualdade entre gêneros é, sem dúvidas, um problema que ultrapassa o nível individual. A revisão de literatura desenvolvida por Duflo (2012), por exemplo, elucida aspectos positivos da correlação entre o empoderamento feminino e o desenvolvimento econômico. Apesar disto, a autora destaca que somente o desenvolvimento econômico não será responsável por colocar as mulheres em patamar de igualdade de oportunidades com os homens, pois ainda precisam ser tratados os estereótipos existentes na sociedade. Por outro lado, a relação inversa também não é uma solução por si só e, por isso, não deve ser superestimada em potencial para estimular o crescimento da economia. Logo, Duflo (2012) argumenta sobre a possível necessidade de políticas de redistribuição em favor das mulheres, embora alerte que ações neste sentido podem gerar novos tipos de distorções e custos para a sociedade.

2.3 CASAMENTO INFANTIL E ACUMULAÇÃO DE CAPITAL HUMANO

O casamento infantil é classificado como uma violação aos direitos humanos, especialmente quando é acompanhado de coerção e/ou afeta outros direitos previstos, como o acesso à saúde e à educação. Uma característica marcante das uniões precoces é de que apresenta prevalência díspar entre os gêneros, afetando em maior magnitude as meninas (UNICEF, 2014a). Seguindo o estudo de Wahhaj (2015), também fica em voga que postergar as uniões femininas pode implicar em um alto custo dependendo do contexto no qual está inserida. Isto porque, de acordo com o modelo de gerações sobrepostas do autor, as meninas sofrem o peso do valor atribuído à “pureza” em uma sociedade patriarcal que a utiliza como determinante de seu *matching* potencial. Porém, como se trata de um fator observado com ruído, à medida que a menina permanece no mercado de casamentos, a idade passa a ser uma má sinalização neste sentido.

Pode-se argumentar que as necessidades financeiras também estejam entre os mais importantes fatores determinantes do casamento infantil, posto que o desenvolvimento a nível macroeconômico tem potencial para reduzir a prevalência dos mesmos (UNICEF, 2018b). Isto indica que as meninas envolvidas em uniões precoces podem estar em uma posição de dependência dos seus cônjuges, respaldando as evidências de associação com parceiros mais velhos (TAYLOR *et al.*, 2015), com o comportamento controlador destes (NASRULLAH, ZAKAR, ZAKAR, 2014), e com as maiores chances de que sofram violência doméstica (RAJ, 2010; ERULKAR, 2013; NASRULLAH, ZAKAR, ZAKAR, 2014). Uma situação geral como a caracterizada coloca em voga o baixo poder de agência das meninas casadas antes dos 18 anos de idade (ABERA *et al.*, 2020), seja por autonomia de decisão ou por medo de represálias.

Além disso, o fato de que as meninas casadas também estejam associadas à maternidade precoce (UNICEF, 2019a) limita suas possibilidades de investimento em capital humano e, como um complicador, pode haver uma divisão desigual do peso da mesma. Uma aproximação disto consta no estudo do IBGE (2019), onde as estatísticas mostram que 37% das mulheres brasileiras estão envolvidas no cuidado de pessoas, mas este número é cerca de 10 p.p. maior do que aquele associado aos homens.

O estereótipo de atividades cabíveis aos gêneros é, então, um fator que pode impor mais um fardo à rotina das crianças e adolescentes casadas. A análise do IBGE (2019), por exemplo, também aponta que a taxa de realização de afazeres domésticos pelas mulheres é de 92,2%,

enquanto o montante é de 78,2% para os homens. Agora, parece haver associação positiva com o nível de instrução, onde o trabalho doméstico dos homens passa de 74,3% por aqueles de baixa escolaridade para 85,4% dentre os que possuem titulação de Ensino Superior. Já no caso das mulheres não há significativa variação.

Portanto, estes canais ilustram a hipótese de que o casamento infantil pode afetar a educação das meninas direta ou indiretamente. No primeiro caso, a relação pode se dar através de um parceiro que não a permite estudar, guiando à saída da educação formal. Por outro lado, no que tange à restrição de tempo, agora que possui responsabilidades domésticas e maternas, espera-se um efeito indireto. Se isto ocorre, há possibilidade de que se apresente sob a forma de uma queda no desempenho educacional e/ou até uma consequente decisão de não mais frequentar a escola.

Em relação ao efeito do casamento infantil feminino sobre o abandono escolar, Lloyd e Mensch (2008) afirmam que a literatura empírica é escassa, argumentando que talvez isto se deva ao fato de que as meninas deixam a escola antes mesmo da união matrimonial. Por isso, sua análise é voltada para este aspecto e para a questão da maternidade infantil, fazendo uso do *Demographic and Health Survey* (DHS) referente à África Subsaariana. Por meio de estimativas de probabilidade cumulativa, os autores indicam que o casamento infantil se trata de um entrave relevante para que as meninas permaneçam na escola, sendo a razão para cerca de 20% da evasão observada.

De modo semelhante, Sekine e Hodgkin (2017) mostram que, no Nepal, o casamento infantil foi a motivação de 39,8% dos casos de abandono escolar feminino. Ensejados por este número, os autores propõem estimar os efeitos das uniões durante a minoridade sobre variáveis educacionais e, para tanto, utilizam os dados do *Multiple Indicator Cluster Survey* (MICS) para o ano de 2014 em regressão Logística Multivariada. Com uma subamostra de meninas de 15 a 17 anos de idade, Sekine e Hodgkin (2017) obtêm resultado de que as nepalesas casadas desta faixa etária possuem probabilidade 10 vezes maior de deixar a escola em relação às demais. Adicionalmente, as adolescentes residentes em domicílios com chefe de baixa escolaridade registram significativas maiores chances de abandono escolar devido ao casamento infantil.

Além da participação na educação formal, Landis *et al.* (2018) também relacionam as uniões precoces com o bem-estar das meninas e com as chances de que sofram diferentes tipos de violência. Com dados de um *survey* efetuado em 14 comunidades da República Democrática do

Congo e referente a meninas de 13 a 14 anos, a análise parte de um modelo de regressão Logística com *Mixed Effects*. Desta maneira, os coeficientes resultantes indicam que os casamentos na infância ou na adolescência impactam negativamente a participação escolar das meninas, bem como possuem associação com maiores chances de violência física, sexual e emocional. Importante, também, é o resultado de que a educação é um fator significativo para reduzir as chances de violência para as meninas solteiras, todavia, para as casadas, parece não implicar em diferenças mensuráveis.

Já com um método mais robusto para proceder com as estimativas, Delprato *et al.* (2015) utilizam Variáveis Instrumentais com dados do DHS para 36 países da África Subsaariana e do Sudoeste da Ásia. Os três fatores a nível de comunidade que foram testados para determinar uma parte exógena da variabilidade do preditor endógeno, a saber, a decisão de casamento infantil, são: (i) idade anterior ao casamento; (ii) proporção de sexo apenas após o casamento; e (iii) e taxa total de fertilidade. Apesar dos resultados mostrarem diferentes magnitudes devido a características das regiões em análise, um ano a mais na idade em que ocorrem as uniões matrimoniais se traduz em efeitos desejáveis sobre a educação feminina. Assim, são 0,54 anos adicionais de escolaridade e 22% maior alfabetização na África Subsaariana, e a redução do abandono escolar no Sudeste da Ásia parte de 4,6% mesmo em estimativas enviesadas para baixo.

Por sua vez, Field e Ambrus (2008) abordam a alfabetização e o nível de escolaridade das meninas da área rural de Bangladesh, mais especificamente do subdistrito chamado Matlab. Sendo destacado pelos autores que Bangladesh é o segundo país com maior número absoluto de casamentos de crianças e adolescentes, é razoável que a educação possa ser um fator decisivo para a mudança deste cenário. Logo, com dados do *Matlab Health and Socioeconomic Survey* (MHSS) para o ano de 1996, os autores adotam um estratégia de inferência causal por meio da técnica de Variáveis Instrumentais. Neste caso, a idade da menina na primeira menstruação é a variação exógena para a sua idade de casamento, uma vez que é uma norma informal vigente que as uniões matrimoniais sejam estimuladas após a menarca. Isto resultou na evidência de que, quando a menina posterga em um ano o casamento, tem-se um ganho de 0,22 anos de escolaridade e de 5,6% em alfabetização. O exercício econométrico adicional também mostra que postergar o casamento implica em custos monetários para a família da menina, o que pode ser um indicativo dos mecanismos por trás da decisão de união antes dos 18 anos de idade. Por outro lado, postergar o casamento implica no efeito desejável de aumentar a busca por saúde

preventiva.

Também por meio do método de Variáveis Instrumentais para analisar a relação entre o casamento infantil feminino e o efeito causal em indicadores educacionais, a variação exógena proposta por Nguyen e Wodon (2014) é a incidência deste problema social em cada Unidade Primária de Amostragem (UPA) considerada. Neste caso, os dados do DHS são de 27 países da África Subsaariana, e mostram que a perda de alfabetização, de probabilidade de cursar o Ensino Médio e de o concluir corresponde, respectivamente, a -5,7 p.p., -5,6 p.p., e -3,5 p.p. em resposta a cada ano de casamento precoce. Por isso, os autores discutem a necessidade de leis que se façam valer, bem como apontam que os programas de transferência de renda são promissores ao reduzirem o custo da educação. Da mesma forma, também alertam para a importância de fatores como a qualidade das escolas, a proximidade das mesmas, e a disponibilidade de transporte.

Posto que o casamento infantil feminino pode afetar a agência das meninas, ou seja, a autonomia para traçar e perseguir objetivos, Wodon, Nguyen e Tsimpo (2016) trazem uma abordagem ampla sobre o tema. A intenção, portanto, é capturar as razões para a evasão escolar e o efeito da união precoce sobre a educação das meninas. Com uma avaliação quantitativa acerca do segundo tópico, os autores fazem uso dos dados do DHS de 2011 para a Uganda, e seguem a estratégia econométrica de Nguyen e Wodon (2014). Obtendo resultados indicativos de que o casamento infantil reduz as chances de que as meninas estejam matriculadas no Ensino Secundário e de que o conclua, os autores argumentam sobre a possibilidade de efeitos posteriores indesejáveis sobre a sua independência.

Além da educação básica, o estudo de Teixeira e Madalozzo (2019) para o Brasil também aborda a formação em nível Ensino Superior pelas meninas que casaram precocemente. Com os dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) de 2006 servindo como base para a estimativa de probabilidade de que as meninas casem antes dos 18 anos de idade, esta é combinada aos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002 a 2015. Já o método *Propensity Score Matching* (PSM) é utilizado para efetuar a comparação entre as meninas que casaram na minoridade com aquelas que não o fizeram. Deste modo, os resultados das autoras são significativos, indicando que a união matrimonial precoce diminui em 21% a probabilidade de que as crianças e adolescentes analisadas terminem a educação básica e em 13% a probabilidade de que obtenham titulação de Ensino Superior. Ainda, o impacto é de maior magnitude sobre as mulheres declaradas brancas do que sobre as demais.

Outro prisma acerca do Ensino Superior é registrado por Batyra e Pesando (2020) por meio do método de Regressão em Descontinuidade *Fuzzy*. O interesse, neste caso, está relacionado ao efeito de mudanças legislativas acerca da idade mínima de casamento, as quais foram implementadas entre 1996 e 2011. Logo, o objetivo foi verificar se o novo regramento mudou a idade média com que as meninas casam e como isto se traduz sobre a probabilidade de que cursem o Ensino Superior. A análise empírica foi restrita a seis países da África Subsaariana, Ásia Central e Ásia do Sul, utilizando dados do DHS e MICS combinados ao *PROSPERED Child Marriage Database*. Tais quais os diferentes contextos presentes nestes países, os resultados também foram heterogêneos, indicando o efeito “seletivo” da lei e a necessidade de maior *enforcement*. Por outro lado, quando foram observados coeficientes positivos e estatisticamente significativos sobre a idade de união matrimonial das meninas, há um efeito de transbordamento também sobre as chances de que frequentem o Ensino Superior.

Portanto, dadas as evidências apresentadas nesta seção, sabe-se que o casamento feminino e seus efeitos sobre as variáveis relacionadas à educação passam por outros problemas arraigados em cada contexto. Uma menina de família pobre e de baixa escolaridade pode estar sujeita a um *mindset* de normalização desta situação, especialmente se a localidade em que reside possui uma norma social informal acerca da idade considerada ideal para o casamento. Além disso, se as famílias não percebem o benefício da educação, ou o custo de incentivar a menina a estudar é muito alto, talvez políticas voltadas à postergar a idade de casamento não sejam efetivas. Mais problemático, ainda, é o fato de que predominam as uniões informais (UNICEF, 2014b) e a única resposta do poder público seja por meio de leis impondo a idade mínima para as uniões. Neste caso, a fiscalização fica comprometida e, conseqüentemente, a aplicabilidade da legislação também.

Sabendo que a relação inversa pode ocorrer, ou seja, a educação tem potencial para elevar a idade das uniões matrimoniais, o foco deve estar em políticas que promovam o acesso e a permanência na escola. Mais do que isso, a atenção precisa ser focalizada, principalmente, dentre as meninas em maior risco social. A ideia é que, com os benefícios como o acesso ao mercado de trabalho, os maiores salários, o acesso à informação, entre outros, aumente o custo de oportunidade do casamento. Assim como aponta a simulação de Wahhaj (2015), a medida que cresce a valoração percebida das noivas de maior idade, pode-se esperar um ciclo virtuoso de expansão na faixa etária de casamentos.

2.4 MODELAGEM TEÓRICA

O interesse da presente seção reside em estudar a decisão de uma menina acerca do casamento antes de completar 18 anos – idade a partir da qual há autorização legal para contrair matrimônio sem a necessidade de consentimento parental – e os seus reflexos na sua vida escolar. Para tanto, o modelo inclui dois estágios, os quais são refletidos na estratégia empírica apresentada na seção 2.5:

- (i) A decisão de casamento: a menina deve decidir se casa ou não, levando em conta os custos e benefícios associados a esta decisão¹.
- (ii) A alocação do tempo entre estudo e tarefas domésticas: uma vez que a decisão de casar ou manter-se solteira tenha sido tomada, a menina deve decidir como alocar seu tempo entre os estudos e as tarefas domésticas.

Ao longo de toda a seção, assume-se que existe uma relação direta e positiva entre o tempo alocado aos estudos e o desempenho escolar (nas suas mais variadas medidas), de forma que são tratados como sinônimos.

O modelo será resolvido por indução retroativa, dado que o resultado da segunda etapa impacta a decisão da primeira.

2.4.1 A alocação do tempo

Em um primeiro passo, cabe definir a utilidade da menina como segue:

$$U(t_E, t_D, \mathbb{I}_C, m) = u(t_E, t_D) + \mathbb{I}_C [\bar{u} - C(m)], \quad (2.1)$$

onde t_E e t_D são o tempo alocado aos estudos e às atividades domésticas, respectivamente; \mathbb{I}_C é uma variável indicadora que assume valor 1 caso a menina seja casada e zero, caso contrário; $\bar{u} > 0$ é uma constante medindo o benefício intrínseco ao casamento; e $c(m)$ é a função de custo moral, o qual depende do número de outras meninas casadas que vivem próximas da menina que está tomando a decisão m .

¹ Em geral, a família também participa da decisão de casamento de uma menina menor de idade. De fato, como é ilustrado no modelo desenvolvido no Capítulo 4, os pais e demais familiares podem ter um papel importante na escolha. Contudo, se a família é benevolente – tal que sua utilidade é uma transformação monotônica crescente da utilidade da menina –, os resultados com a inclusão dos familiares são idênticos àqueles obtidos quando somente a menina toma a decisão.

A função $u(t_E, t_D)$ possui as propriedades usuais de uma função de utilidade: é crescente em ambos os argumentos ($\frac{\partial u}{\partial t_E} > 0$ e $\frac{\partial u}{\partial t_D} > 0$) e estritamente côncava ($\frac{\partial^2 u}{\partial t_E^2} < 0$, $\frac{\partial^2 u}{\partial t_D^2} < 0$ e $\frac{\partial^2 u}{\partial t_D \partial t_E} > 0$). A primeira propriedade implica que tanto o tempo alocado ao estudo quanto às tarefas domésticas geram satisfação à menina. O estudo pode aumentar sua utilidade por permitir uma renda futura maior ou por incrementar sua auto-confiança devido ao maior grau de instrução, por exemplo. As tarefas domésticas, por sua vez, podem fazer com a menina sinta que está cumprindo seu papel no lar, uma vez que a predominância das mulheres nestas atividades (IBGE, 2019) pode ser uma expressão do estigma da sociedade sobre os papéis de gênero e também um resultado das condições do mercado de trabalho. A concavidade, como é padrão, informa que a utilidade marginal do tempo é decrescente. Adicionalmente, é assumido que $\frac{\partial u}{\partial t_E}(0, h) > \frac{\partial u}{\partial t_D}(0, h)$ e $\frac{\partial u}{\partial t_E}(h, 0) < \frac{\partial u}{\partial t_D}(h, 0)$ ².

Uma hipótese crucial do modelo é a de que existe um efeito na decisão conjugal que transborda sobre as decisões das demais meninas. O canal por onde o efeito age é reduzindo o custo moral de violar uma lei ou uma regra informal da sociedade: uma a menina pode pensar que, se muitas estão casando, então não deve ser “tão errado assim”. Outra maneira de pensar sobre o efeito é assumir que, ao observar um grande número de outras jovens mulheres contraindo matrimônio, uma menina julga ser este o padrão de comportamento do grupo ao qual pertence. Isto implica que, mesmo que individualmente seja possível considerar determinada ação imoral, a norma coletiva pode levar o indivíduo a adotá-la. Formalmente, esta hipótese se reflete na função $C(m)$, a qual é decrescente em m ³.

² Tal hipótese significa que, uma vez que todo o tempo disponível seja alocado às tarefas domésticas (estudos, respectivamente), a utilidade marginal do estudo é maior (menor) do que aquela das atividades domésticas. Quando esta propriedade é respeitada, pode-se garantir a existência de solução no problema de alocação da menina. Por fim, note que esta hipótese é mais fraca que a usualmente utilizada, notadamente $\frac{\partial u}{\partial t_E}(0, \hat{t}) \rightarrow +\infty$ e $\frac{\partial u}{\partial t_E}(\hat{t}, 0) \rightarrow +\infty$ para qualquer \hat{t} .

³ A maneira pela qual é introduzido este efeito de pressão social no modelo não é a única possível. Como pode ser visto a seguir, opta-se por utilizar *Global Games* (MORRIS, SHIN, 2003) para a modelagem, mas a literatura apresenta alternativas. Um *survey* sobre a modelagem de *peer effects*, com uma aplicação à desonestidade em sala de aula, é o trabalho de Griebeler (2019). A presença de uma função custo moral foi inspirada neste trabalho.

2.4.1.1 A decisão da menina solteira

Uma menina solteira possui utilidade $U(t_E, t_D, 0, m)$, de forma que resolve o seguinte problema:

$$\max_{t_E, t_D} u(t_E, t_D) \quad (2.2)$$

$$\text{s. a } t_E + t_D = h, \quad (2.3)$$

onde $0 < h \leq 24$ são as horas disponíveis para serem alocadas em estudo e tarefas domésticas. O parâmetro h pode incluir, por exemplo, o tempo alocado ao lazer, sono ou o trabalho fora de casa. A condição de primeira ordem do problema é:

$$\frac{\partial u}{\partial t_E}(t_E, h - t_E) = \frac{\partial u}{\partial t_D}(t_E, h - t_E), \quad (2.4)$$

ou seja, as utilidades marginais das horas de estudo e de trabalho doméstico devem ser iguais no ótimo. As propriedades de $u(\cdot)$ garantem a existência de um máximo interior único para o problema acima. De fato, basta aplicar o Teorema do Valor Intermediário em (2.4) para mostrar que existe $t_E^S \in (0, h)$ resolvendo a equação. A concavidade de $u(\cdot)$ garante a unicidade. Então, obtém-se a utilidade da menina solteira no ótimo:

$$U(t_E^S, h - t_E^S, 0, m) = u(t_E^S, h - t_E^S). \quad (2.5)$$

2.4.1.2 A decisão da menina casada

Dado um determinado número de outras meninas casadas, uma menina casada resolve:

$$\max_{t_E, t_D} u(t_E, t_D) + \bar{u} - c(m) \quad (2.6)$$

$$\text{s. a } t_E + t_D = h \text{ e } t_D \geq \bar{t}, \quad (2.7)$$

onde utiliza-se o fato de que $U(t_E, t_D, 1, m) = u(t_E, t_D) + \bar{u} - c(m)$. Note que agora há uma restrição adicional: uma mulher casada possui um mínimo de tarefas domésticas a serem feitas, o que se traduz em uma exigência mínima de horas alocadas a estas atividades, denotado por $0 < \bar{t} < h^4$. A solução do problema de otimização acima vai depender de qual dos dois casos a seguir é válido:

⁴ Meninas solteiras podem também ter de fazer uma quantidade mínima de tarefas domésticas. Isto é verdade porque são meninas que, muitas vezes, são de famílias pobres ou que vivem em áreas rurais, podendo ser a realidade do seu contexto trabalhar ainda na infância ou na adolescência. O determinante para o presente modelo é que a exigência das meninas casadas seja maior do que a referente às solteiras. Assim, a inclusão de um limite mínimo para as meninas solteiras não altera os resultados.

- (i) $h - t_E^S \geq \bar{t}$ (restrição inativa): Neste caso, a solução dos problemas das meninas casadas e solteiras coincidem, uma vez que a alocação ótima de tempo para as atividades domésticas de uma menina solteira já é maior ou igual a exigência mínima \bar{t} . Portanto, tem-se $t_E^C = t_E^D$ e, conseqüentemente, $U(t_E^C, h - t_E^C, 1, m) = u(t_E^S, h - t_E^S) + \bar{u} - c(m)$.
- (ii) $h - t_E^S < \bar{t}$ (restrição ativa): Agora, a menina casada gostaria de trabalhar menos do que \bar{t} em atividades domésticas. Assim, a solução do problema terá $t_D^C = \bar{t}$ e $t_E^C = h - \bar{t}$. A utilidade ótima da menina, neste caso, é dada por $U(t_E^C, h - t_E^C, 1, m) = u(h - \bar{t}, h) + \bar{u} - c(m)$.

Antes de analisar a decisão no primeiro período, vale uma comparação entre as utilidades de casar e manter-se solteira. No caso (i), é direto observar que o *payoff* do casamento é superior se e somente se $\bar{u} > c(m)$. Para o segundo caso, vale notar que $u(h - \bar{t}, h) \leq u(t_E^S, h - t_E^S)$, uma vez que o ótimo do problema restrito não pode ser superior ao do irrestrito. Assim, a utilidade de casar é maior que aquela de não casar se e somente se $\bar{u} > c(m) + u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \bar{t}, h)$. Claramente, para que a opção de casar seja a melhor, o *threshold* que o benefício inerente ao casamento deve superar é maior quando a restrição está ativa.

2.4.2 A decisão do casamento

A decisão de casamento é estratégica, dado que o *payoff* da menina depende da quantidade de outras meninas próximas a ela que também decidem casar. Para manter o modelo simples, considere um jogo com somente duas meninas (idênticas)⁵, denotadas por A e B . Assim, a hipótese relacionada ao custo moral pode ser formalizada como $c(1) < c(0)$. Além disso, a análise se limita ao caso (ii) da subseção anterior (versão restrita), mas os resultados não mudam qualitativamente quando considera-se o caso (i). A forma extensiva do “jogo do casamento infantil” é a seguinte:

⁵ A hipótese de homogeneidade entre as meninas não é crucial para o modelo e pode facilmente ser relaxada. De fato, como Griebeler (2019) mostra, jogadores heterogêneos possuem *thresholds* k^* diferentes para os quais casariam, mas os resultados qualitativos do *Global Game* não se alteram. As meninas poderiam ter, por exemplo, diferentes retornos marginais da educação $(\frac{\partial u}{\partial t_E})$. Neste caso, a menina com maior retorno teria um maior k^* (escolheria casar com probabilidade menor).

		Menina B	
		casar	não casar
Menina A	casar	$u(h - \bar{t}, h) + \bar{u} - c(1),$ $u(h - \bar{t}, h) + \bar{u} - c(1)$	$u(h - \bar{t}, h) + \bar{u} - c(0),$ $u(t_E^S, h - t_E^S)$
	não casar	$u(t_E^S, h - t_E^S),$ $u(h - \bar{t}, h) + \bar{u} - c(0)$	$u(t_E^S, h - t_E^S),$ $u(t_E^S, h - t_E^S)$

Três casos são possíveis⁶, dependendo dos valores dos parâmetros:

- (i) $\bar{u} > u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \bar{t}, h) + c(0)$: Se o benefício do casamento for alto o bastante, então casar é uma estratégia dominante, de modo que tem-se um único Equilíbrio de Nash (EN), notadamente (casar, casar).
- (ii) $\bar{u} < u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \bar{t}, h) + c(1)$: Se, ao contrário, o benefício do casamento for pequeno o bastante, então não casar é uma estratégia dominante, de modo que também há um único EN, mas neste caso é (não casar, não casar).
- (iii) $u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \bar{t}, h) + c(0) > \bar{u} > u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \bar{t}, h) + c(1)$: para valores intermediários de \bar{u} , a melhor escolha de uma menina é casar se e somente se a outra também casar. Neste caso, há dois EN, (casar, casar) e (não casar, não casar).

Uma vez que a influência nas decisões conjugais está presente somente no caso (iii), a partir de agora será analisada apenas a situação na qual \bar{u} assume um valor intermediário. Para selecionar um equilíbrio entre os dois possíveis, assume-se que \bar{u} não é conhecido pelas meninas no primeiro estágio. Isto significa que, ao decidir se deve casar, a mulher não conhece com precisão os benefícios do casamento. Ao contrário, cada menina i recebe apenas um sinal μ_i , definido por:

$$\mu_i = \bar{u} + \varepsilon_i, \quad (2.8)$$

onde ε_i é um termo de ruído normalmente e identicamente distribuído com média zero e variância σ^2 para $i = A, B$.

⁶ Por simplicidade, são considerados somente os casos de desigualdade estrita. Se fosse incluída a possibilidade de $\bar{u} = u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \bar{t}, h) + c(0)$, haveria uma multiplicidade de equilíbrios e a análise se tornaria mais complexa. Mais importante, como o interesse reside somente no caso (iii) – aquele no qual o efeito de pressão social está presente –, os demais são menos relevantes.

Assuma que é conhecimento comum que ambas as meninas utilizam uma estratégia com ponto de corte (*switching strategy around k*), tal que:

$$s(\mu_i) = \begin{cases} \text{casar, } \mu_i \geq k \\ \text{não casar, } \mu_i < k, \end{cases} \quad (2.9)$$

onde k é um *threshold* a ser determinado em equilíbrio. Intuitivamente, a ideia por trás de tal estratégia é a de que, em um ambiente com incerteza, a menina decide casar se o sinal recebido sobre os benefícios do casamento é alto o bastante – dada a distribuição normal do ruído, isto implica que a probabilidade de que o benefício seja, de fato, alto é igualmente alta.

Feito isto, é possível calcular as utilidades esperadas de uma menina que recebeu o sinal μ_i :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\text{casar}|\mu_i] &= \left[1 - \Phi\left(\frac{\mu_i - k}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right] (u(h - \bar{t}, h) + \mu_i - c(1)) \\ &\quad + \Phi\left(\frac{\mu_i - k}{\sqrt{2}\sigma}\right) (u(h - \bar{t}, h) + \mu_i - c(0)) \end{aligned} \quad (2.10)$$

$$\mathbb{E}[\text{não casar}|\mu_i] = u(t_E^S, h - t_E^S), \quad (2.11)$$

onde $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição da normal padrão⁷. Em equilíbrio, deve-se ter $\mathbb{E}[\text{casar}|\mu_i] = \mathbb{E}[\text{não casar}|\mu_i]$:

$$\left[1 - \Phi\left(\frac{\mu_i - k}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right] (u(h - \bar{t}, h) + \mu_i - c(1)) + \Phi\left(\frac{\mu_i - k}{\sqrt{2}\sigma}\right) (u(h - \bar{t}, h) + \mu_i - c(0)) = u(t_E^S, h - t_E^S). \quad (2.12)$$

Sabendo que $\mu_i = k$ quando a menina fica indiferente, a solução da equação acima é dada por:

$$k^* = u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \bar{t}, h) + \frac{c(0) + c(1)}{2}, \quad (2.13)$$

onde é usado o fato de que $\Phi(0) = \frac{1}{2}$. Vale observar que, no caso irrestrito discutido acima, tem-se $k^* = \frac{c(0) + c(1)}{2}$, uma vez que a alocação de tempo é idêntica à alocação da menina solteira.

Note que, dada a estratégia com ponto de corte adotada pela menina, k^* pode ser entendido como uma medida do inverso da normalização do problema – ou, ainda, como a probabilidade

⁷ Note que, condicional a μ_i , a menina i infere que o sinal recebido pela menina j , μ_j , é tal que $\mathbb{E}[\mu_j|\mu_i] = \mathbb{E}[\bar{u} + \varepsilon_j|\mu_i] = \mathbb{E}[\mu_i - \varepsilon_i + \varepsilon_j|\mu_i] = \mu_i$ e $Var[\mu_j|\mu_i] = Var[\bar{u} + \varepsilon_j|\mu_i] = Var[\mu_i - \varepsilon_i + \varepsilon_j|\mu_i] = 2\sigma^2$. Isto implica que, na percepção de i , m_j possui distribuição normal com média μ_i e variância $2\sigma^2$.

de um equilíbrio (casar, casar). É possível fazer um exercício de estática comparativa e observar que k^* é crescente tanto nos custos morais, $c(0)$ e $c(1)$, quanto na diferença entre as utilidades de não casar e casar. Isto significa que, em um contexto de incerteza sobre os benefícios intrínsecos do matrimônio, uma menina decidirá casar com probabilidade maior quando existe uma pequena diferença entre a alocação de tempo quando casada e não casada, bem como quando os custos morais associados ao casamento são pequenos.

Os dois principais resultados do modelo, que sustentarão o exercício empírico posterior, podem ser resumidos da seguinte forma:

- (i) Dada a ilegalidade do casamento infantil, existe um custo moral associado a se casar antes dos 18 anos. Se for assumido que o benefício intrínseco ao casamento é incerto, então o efeito de pressão social entre as meninas pode explicar a prevalência do matrimônio infantil.
- (ii) Em geral, quando meninas casam, precisam atender um mínimo de atividades domésticas, o que reduz sua alocação de tempo em estudo. A consequência é um pior desempenho em todas as medidas de performance escolar.

2.5 DADOS E ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

A análise proposta no presente estudo exige que seja possível identificar as crianças e as adolescentes casadas antes da maioridade, além de ter acesso às variáveis indicativas de educação. Por isso, a fonte de dados escolhida é o Censo Demográfico de 2010, o qual é disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A base de dados, portanto, tem como característica desejável o fato de fornecer uma grande amostra, o que é especialmente importante quando considera-se que o casamento infantil é um problema sub-reportado. Além disso, note que, para manter homogeneidade entre as meninas em relação aos seus atributos e à prevalência de uniões precoces, opta-se por deixar na base de dados somente aquelas com idade entre 12 e 18 anos incompletos.

As medidas escolares de interesse, representadas por y_1 , correspondem a *dummies* de distorção idade-série e frequência escolar. No primeiro caso, a variável de atraso educacional segue a regulamentação da Lei nº 11.274, de 6 de Fevereiro de 2006 (BRASIL, 2006), de modo que as meninas de 6 anos devem estar matriculadas no primeiro ano do Ensino Fundamental e

assim por diante para estarem regulares. Contudo, em função dos aniversários ao longo do ano, considera-se um ano de idade além do regramento. Isto é, a menina que ainda não completou a educação básica é considerada atrasada apenas se possui 8 anos de idade ou mais e estiver matriculada no primeiro ano do Ensino Fundamental, e assim sucessivamente. Enquanto isso, a frequência escolar assume valor 1 caso seja reportado que a menina está matriculada na escola e não completou o Ensino Médio até o momento da entrevista do Censo, mas zero caso não tenha titulação da educação básica e não frequente o ensino formal.

A variável central para a presente pesquisa, o casamento infantil feminino, é denotada por y_2 e também se trata de uma variável binária. Neste caso, a menina é considerada casada se vive ou já viveu em companhia do cônjuge, sem discriminar casamentos formais e informais devido à tendência das uniões consensuais. É importante destacar que é possível haver um estigma sobre o casamento precoce que faça as meninas sub-reportarem a sua ocorrência. Porém, se este for o caso, o resultado será subestimado quando o grupo que, supostamente, não possui meninas casadas também apresentará efeitos sobre a educação. Ou seja, isto reduzirá a diferença de médias entre as casadas e as “solteiras”.

Com estas definições, a equação que deseja-se estimar para estabelecer a relação entre o casamento infantil feminino e os resultados escolares é dada por:

$$y_1 = y_2\beta_1 + x_1'\beta_2 + \epsilon, \quad (2.14)$$

onde ϵ é o termo de erro e x_1 indica as características referentes às meninas em análise e segue as recomendações de Nguyen e Wodon (2014) e Wodon, Nguyen e Tsimpo (2016). Assim, o vetor contém os seguintes controles registrados na Tabela 2.1. Na primeira dimensão dos mesmos, estão aspectos individuais, de modo que seja possível estabelecer um paralelo entre as observações. Os fatores relacionados às médias para as demais meninas, por sua vez, buscam controlar o efeito da “norma” educacional da localidade sobre os resultados escolares individuais. Na sequência estão características indicativas de desenvolvimento de cada município, em termos de infraestrutura, renda e acesso ao mercado de trabalho. Por fim, o porte populacional do município é especialmente importante para este estudo por se tratar de uma análise de influência das decisões acerca do casamento.

Cabe destacar que Nguyen e Wodon (2014) e Wodon, Nguyen e Tsimpo (2016) chamam as variáveis de média para as demais observações de *Primary Sampling Unit (PSU) leave-out-mean*, pois, no seu trabalho, tomam as médias para as meninas residentes em cada uma das UPAs

Tabela 2.1 – Controles utilizados nas regressões

Variável	Descrição
Média casamento	Média de demais meninas casadas no município
Idade	Idade da menina na entrevista
Branços	<i>Dummy</i> de cor da pele, com valor 1 se a menina é branca e 0 se é preta ou parda
Urbano	<i>Dummy</i> de área de residência, com valor 1 se o domicílio é urbano e 0 se é rural
Chefe	<i>Dummy</i> de chefe de domicílio, com valor 1 se a menina ocupa a posição e 0 caso contrário
Católico	<i>Dummy</i> de religião, com valor 1 se a menina é Católica e 0 caso contrário
Evangélico	<i>Dummy</i> de religião, com valor 1 se a menina é Evangélica e 0 caso contrário
Pentecostal	<i>Dummy</i> de religião, com valor 1 se a menina é Pentecostal e 0 caso contrário
Outras religiões	<i>Dummy</i> de religião, com valor 1 se a menina é adepta de outras religiões e 0 caso contrário
Média atraso	Média de atraso escolar das demais meninas do município
Média frequência	Média de frequência escolar das demais meninas do município
Média quintis 1 e 2	Média de indivíduos dos demais domicílios do município classificados nos quintis de renda 1 e 2
Média desocupados	Média de desocupados com mais de 18 anos nos demais domicílios do município
Média água	Média de indivíduos dos demais domicílios do município com acesso à rede geral de distribuição de água
Média energia	Média de indivíduos dos demais domicílios do município com acesso à energia elétrica
Porte 1	<i>Dummy</i> de porte do município, com valor 1 se tem menos de 25 mil habitantes e 0 caso contrário
Porte 2	<i>Dummy</i> de porte do município, com valor 1 se tem entre 25 mil e 50 mil habitantes e 0 caso contrário
Porte 3	<i>Dummy</i> de porte do município, com valor 1 se tem entre 50 mil e 100 mil habitantes e 0 caso contrário
Porte 4	<i>Dummy</i> de porte do município, com valor 1 se tem entre 100 mil e 200 mil habitantes e 0 caso contrário
Porte 5	<i>Dummy</i> de porte do município, com valor 1 se tem entre 200 mil e 300 mil habitantes e 0 caso contrário
Porte 6	<i>Dummy</i> de porte do município, com valor 1 se tem entre 300 mil e 400 mil habitantes e 0 caso contrário
Porte 7	<i>Dummy</i> de porte do município, com valor 1 se tem entre 400 mil e 500 mil habitantes e 0 caso contrário
Porte 8	<i>Dummy</i> de porte do município, com valor 1 se tem mais de 500 mil habitantes e 0 caso contrário
<i>Dummy</i> de UF	<i>Dummies</i> de estados

Fonte: Elaboração própria.

com exceção do indivíduo para a qual a regressão diz respeito. No contexto do presente estudo, como o Censo Demográfico não contém UPAs, as médias são computadas a nível de municípios brasileiros.

Note que não se trata de uma análise trivial, já que a decisão de casamento precoce pode estar relacionada com diversos outros fatores não observáveis, como algum aspecto cultural ou religioso não passível de mensuração ou, ainda, com o potencial da menina ter sucesso escolar e retorno futuro no mercado de trabalho. De acordo com os resultados de Taylor *et al.* (2015), pode-se discorrer sobre as seguintes possíveis motivações para os casamentos infantis: (i) incentivo familiar, seja por medo de uma gravidez precoce e conseqüente difamação da menina ou para que o homem assuma a paternidade dos filhos; (ii) controle da sexualidade da

menina; (iii) busca por segurança financeira; (iv) desejo das meninas por autonomia em relação à sua família; e (v) apelo percebido na união com as meninas mais jovens ao promover um desequilíbrio no poder decisório intrafamiliar. Em qualquer um destes casos, a decisão sobre o casamento é feita quase que paralelamente àquela acerca da educação. Como consequência, há endogeneidade nas estimativas:

$$\text{cov}(y_2, \epsilon) \neq 0. \quad (2.15)$$

Note que, se não for solucionado este problema, os coeficientes obtidos serão enviesados e não se tem uma relação causal. Se este for o caso, os resultados não servirão para guiar a ação dos formuladores de políticas públicas.

A estratégia recomendada na literatura para tratar da endogeneidade nas uniões matrimoniais na minoridade é utilizar a técnica de Variável Instrumental no método MQ2E. A ideia é que os instrumentos determinem uma parte exógena da variabilidade do preditor com viés em não observáveis. Para tanto, de modo similar a Nguyen e Wodon (2014) e Wodon, Nguyen e Tsimpo (2016), toma-se como variação exógena indicativa de pressão social ou normalização do casamento infantil justamente a proporção das demais meninas casadas entre 12 e 18 anos de idade incompletos em cada município. Ou seja, também se trata de uma *leave-out-mean variable*. A hipótese de existência desta relação é expressa a seguir, com x_2 representando o instrumento:

$$\text{cov}(x_2, y_2) \neq 0. \quad (2.16)$$

Já a decisão das demais meninas acerca do casamento precoce não deve afetar diretamente os resultados educacionais daquela observação em análise, de modo que vale o seguinte:

$$\text{cov}(x_2, \epsilon) = 0. \quad (2.17)$$

Esta ausência de correlação entre a Variável Instrumental e o termo de erro da equação utilizada para estimar os efeitos sobre a educação é razoável quando considera-se que, no MQ2E, já foram controlados os fatores pessoais e a nível de município. Em outras palavras, embora a decisão de casamento infantil de cada menina seja motivada por variáveis não observáveis que afetam também sua educação, não há razão para que a média de matrimônios das demais apresente o mesmo problema na decisão daquela a qual a regressão se refere. Isto ocorre especialmente após serem controlados os fatores relevantes para explicar a relação.

Portanto, o primeiro estágio do MQ2E corresponde à associação entre o casamento infantil feminino a nível individual e a proporção de demais uniões na minoridade segundo

os municípios, controlando a equação também pelas demais variáveis observáveis que serão utilizadas no segundo estágio do referido método:

$$y_2 = x_2'\beta_1 + x_1'\beta_2 + u, \quad (2.18)$$

$$\hat{y}_2 = \hat{x}_2'\beta_1 + \hat{x}_1'\beta_2. \quad (2.19)$$

Logo, não deve haver correlação entre o casamento infantil feminino obtido a partir de uma variação exógena e o termo de erro da equação inicial:

$$\text{cov}(\hat{y}_2, \epsilon) = 0. \quad (2.20)$$

Após estas etapas, é possível estimar o efeito causal do casamento infantil feminino sobre as medidas educacionais de interesse. Tomando por base os estudos discutidos na revisão de literatura, espera-se que a equação de segundo estágio do MQ2E, ilustrada a seguir, revele uma relação negativa entre tais variáveis (aumento do atraso e redução da frequência escolar). Ainda, estes coeficientes são expressos em p.p., ou seja, pela diferença aritmética entre duas porcentagens:

$$y_1 = \hat{y}_2'\beta_1 + x_1'\beta_2 + v. \quad (2.21)$$

Por fim, a proposta é verificar se os resultados variam de acordo com a maternidade, a faixa etária das meninas e a sua cor da pele. No primeiro caso, os subgrupos são de meninas que habitam em domicílios com indivíduos na posição de filhos ou enteados. Na sequência estão as estimativas com adolescentes entre 12 e 16 anos de idade incompletos e 16 e 18 anos de idade incompletos. Por último, são separadas as meninas brancas daquelas que autodeclaram cor preta ou parda. Em todas as regressões, o erro-padrão robusto à heterocedasticidade é obtido por meio de *clusters* de municípios e o teste F apresentado corresponde ao quadrado da estatística t da Variável Instrumental no primeiro estágio estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Como regra de ouro recomendada por Stock e Watson (2012), o instrumento é considerado relevante se atinge valor acima de 10. A ideia por trás deste *threshold* é que, se o estimador de MQ2E não superar 10% do viés observado com o MQO, se trata de uma variação exógena forte.

2.6 RESULTADOS

Antes de analisar os resultados obtidos, cabe apresentar uma breve caracterização da amostra utilizada nas estimativas, o que pode ser visto na Tabela 2.2. Assim, nota-se que 29,66%

das meninas entre 12 e 18 anos de idade registram distorção idade-série, enquanto 93,42% frequentam a escola. Já as médias para as demais meninas dos municípios indicam que há defasagem escolar em 26,14% dos casos e 86,13% reportam estar matriculadas na escola.

Um ponto que se destaca é que o percentual de meninas entre 12 e 18 anos identificadas como casadas é baixo, atingindo o patamar de 5,74%. No mesmo sentido segue a parcela de demais meninas casadas nos municípios, com uma média de 7,63%. Como mencionado previamente, estes números podem ser subestimados, posto que há possibilidade de que as famílias não revelem a verdadeira situação civil das meninas se acreditam que há inconformidade com a lei.

Nas demais características da amostra, tem-se que as meninas possuem, em média, 14 anos, 42,59% são brancas, 74,51% residem em área urbana, apenas 1,40% figuram na posição de chefe do domicílio, e predominam professando a religião católica. Já a nível de município, com variáveis que não englobam o domicílio da menina em análise, consta que 40,95% dos indivíduos estão classificados nos dois primeiros quintis de renda, 4,34% dos membros com mais de 18 anos estão desocupados, 73,88% têm acesso à água e 97,21% à energia elétrica.

Na Tabela A.1, presente no Apêndice A, podem ser consultadas as médias para as variáveis de interesse de acordo com a situação civil das meninas. Procedendo desta forma, nota-se que há um grande diferencial especialmente nas variáveis educacionais, onde as meninas casadas registram médias significativamente piores do que as solteiras. Tal ponto é ilustrado pelo fato de que, enquanto 71,58% das meninas casadas estão defasadas na escola e apenas 51,79% estão estudando, as respectivas médias para as solteiras correspondem a 27,10% e 95,95%. Adicionalmente, fica em voga outro fator de risco para que sejam prejudicadas tanto no atraso quanto na matrícula escolar, como é o caso das responsabilidades da chefe do domicílio.

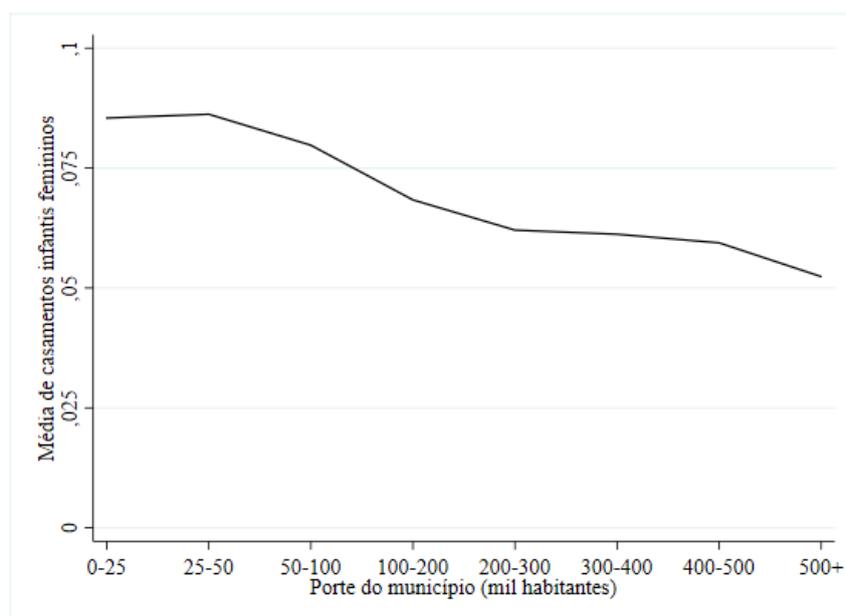
Dado que, nas estatísticas descritivas, tem-se em evidência que a proporção de casamentos infantis femininos é pequena quando comparada ao total de meninas na faixa etária analisada, cabe verificar como as mesmas se distribuem nos municípios brasileiros. Isto porque a Variável Instrumental utilizada toma como variação exógena para as uniões precoces a nível individual justamente a média das demais meninas que também se casaram na minoridade. Logo, é possível que esta parcela pouco significativa comprometa o efeito de pressão social caso os matrimônios na infância ou na adolescência predominem em municípios de grande porte. Contudo, como pode ser visto na Figura 2.1, este não é um argumento plausível quando 49,21% das uniões

Tabela 2.2 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Observações	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Atraso	974.282	0,2966	0,4567	0	1
Frequência	974.282	0,9342	0,2479	0	1
Casamento	974.282	0,0574	0,2325	0	1
Média casamento	974.282	0,0763	0,0348	0	0,2941
Idade	974.282	14,3139	1,6234	12	17
Branco	974.282	0,4259	0,4945	0	1
Urbano	974.282	0,7451	0,4358	0	1
Chefe	974.282	0,0140	0,1174	0	1
Católico	974.282	0,6802	0,4664	0	1
Evangélico	974.282	0,0414	0,1993	0	1
Pentecostal	974.282	0,1418	0,3488	0	1
Outras religiões	974.282	0,0712	0,2571	0	1
Média atraso	974.282	0,2614	0,1160	0	0,7375
Média frequência	974.282	0,8613	0,0438	0,4516	1
Média quintis 1 e 2	974.282	0,4095	0,1240	0,0171	0,8337
Média desocupados	974.282	0,0434	0,0195	0	0,1766
Média água	974.282	0,7388	0,2150	0	0,9947
Média energia	974.282	0,9721	0,0535	0,2769	1

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** *Dummies* de porte do município e de estado não reportadas.

ocorrem em localidades com até 25 mil habitantes, onde há registro deste problema social entre 8,54% das meninas. Além disso, note que 73,86% das meninas que se casaram antes dos 18 anos de idade residem em municípios com menos de 100 mil habitantes.

Figura 2.1 – Distribuição dos casamentos infantis femininos de acordo com o porte dos municípios brasileiros

Fonte: Elaboração própria.

Por sua vez, a Tabela 2.3 traz o primeiro exercício empírico para investigar a relação entre

o casamento infantil feminino e os resultados escolares. Como esperado com base nas evidências sobre a temática, as meninas casadas estão associadas à maior probabilidade de estarem defasadas em relação à série adequada para a sua idade e à menor chance de frequentarem a escola. Embora este resultado seja observado nas estimativas por MQO e MQ2E, fica claro que, no primeiro caso, os coeficientes são superestimados. Na relação entre o casamento precoce e o atraso escolar, a estimativa que não trata do problema de endogeneidade guia ao coeficiente de 34,52 p.p., enquanto o MQ2E fornece o resultado de 22,07 p.p. Contexto similar é observado no caso da frequência escolar, com respectivos coeficientes de -50,79 p.p. e -32,31 p.p. A diferença na magnitude dos coeficientes revela que, com o problema de endogeneidade, há outros fatores influenciando as estimativas e, conseqüentemente, guiando a resultados inflados.

Na seqüência, objetivando isolar os efeitos do casamento infantil feminino, a Tabela 2.4 apresenta os coeficientes obtidos pelo método MQ2E após estratificação das meninas que são mães em relação àquelas que não são. Neste caso, o sentido das estimativas indica que o casamento infantil feminino implica em coeficientes de maior magnitude dentre as meninas que já experienciaram a maternidade, apesar de não haver significância estatística na equação onde a frequência escolar é a variável dependente. No caso da defasagem idade-série, os respectivos coeficientes para as meninas mães e não mães são de 25,72 p.p. e 10,62 p.p. Já as meninas que ainda não tiveram filhos sofrem um efeito de -13,60 p.p. na probabilidade de que frequentem a escola.

Em uma interpretação geral, é possível que o casamento infantil seja um agravante à situação de maternidade, levando a resultados educacionais indesejáveis. Esta evidência está em acordo com o que indica Almeida, Aquino e De Barros (2006) acerca da maior proporção de evasão das meninas casadas dentre aquelas que engravidaram em idade escolar, embora os autores não utilizem um método que trate das relações de causalidade. Como a maternidade na infância ou na adolescência é uma característica que se reflete negativamente sobre o avanço da escolaridade e sobre o rendimento salarial das meninas (FLETCHER, WOLFE, 2009), a associação com as uniões precoces é um problema paralelo que reforça a necessidade de atenção dos formuladores de políticas públicas.

Dentre as outras variáveis que apontam para diferenças acerca dos impactos do casamento precoce, tem-se o caso da idade das meninas. Logo, a Tabela 2.5 estratifica as mesmas em dois grupos etários, a saber, entre 12 e 16 anos de idade incompletos, e entre 16 e 18 anos de idade

Tabela 2.3 – Segundo estágio para atraso e frequência escolar - MQO e MQ2E

Variáveis	MQO		MQ2E	
	Atraso	Frequência	Atraso	Frequência
Casamento	0,3452*** (0,0023)	-0,5079*** (0,0027)	0,2207*** (0,0389)	-0,3231*** (0,0339)
Idade	0,0422*** (0,0004)	-0,0218*** (0,0002)	0,0451*** (0,0010)	-0,0287*** (0,0013)
Branco	-0,0686*** (0,0015)	0,0149*** (0,0006)	-0,0701*** (0,0016)	0,0177*** (0,0008)
Urbano	-0,0804*** (0,0018)	0,0261*** (0,0009)	-0,0811*** (0,0018)	0,0283*** (0,0011)
Chefe	0,0033 (0,0036)	-0,0429*** (0,0031)	0,0331*** (0,0100)	-0,0960*** (0,0104)
Católico	-0,1032*** (0,0027)	0,0480*** (0,0016)	-0,1099*** (0,0035)	0,0594*** (0,0028)
Evangélico	-0,1680*** (0,0033)	0,0679*** (0,0019)	-0,1766*** (0,0044)	0,0829*** (0,0034)
Pentecostal	-0,0899*** (0,0029)	0,0490*** (0,0017)	-0,0965*** (0,0036)	0,0601*** (0,0028)
Outras religiões	-0,1169*** (0,0033)	0,0518*** (0,0017)	-0,1240*** (0,0040)	0,0642*** (0,0030)
Média atraso	0,7913*** (0,0084)		0,7975*** (0,0086)	
Média frequência		0,3249*** (0,0115)		0,3568*** (0,0143)
Média quintis 1 e 2	-0,0298*** (0,0048)	0,0009 (0,0038)	-0,0299*** (0,0049)	-0,0005 (0,0037)
Média desocupados	-0,0292 (0,0278)	0,1529*** (0,0228)	-0,0230 (0,0278)	0,1435*** (0,0224)
Média água	0,0179*** (0,0031)	-0,0011 (0,0023)	0,0184*** (0,0030)	-0,0018 (0,0023)
Média energia	-0,0717*** (0,0129)	0,0453*** (0,0106)	-0,0744*** (0,0128)	0,0506*** (0,0106)
Constante	-0,2812*** (0,0151)	0,8792*** (0,0177)	-0,3159*** (0,0169)	0,9054*** (0,0159)
Teste F	-	-	1.224,30	1.224,30
Observações	1.003.175	1.064.156	1.003.175	1.064.156

Fonte: Elaboração própria. **Notas:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses. *Dummies* de porte do município e de estado não reportadas.

incompletos. No caso do atraso escolar, os resultados são estatisticamente significativos apenas para as meninas mais velhas, com coeficiente de 34,05 p.p. Já na questão da frequência escolar, os coeficientes para as respectivas faixas etárias são de 16,72 p.p. e 42,21 p.p.

Uma possível razão para tais resultados pode ser a maior dificuldade de *enforcement* da lei mandatória de frequência escolar dentre as meninas mais velhas. Além disso, há a possibilidade de normalização de que esta é uma fase para ingresso no mercado de trabalho, o que torna difícil priorizar os estudos. Se fatores como estes se confirmam, talvez as meninas mais jovens não mudem o seu comportamento escolar tão severamente quanto as mais velhas após o casamento. De

Tabela 2.4 – Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a maternidade

Variáveis	Atraso		Frequência	
	Mães	Não são mães	Mães	Não são mães
Casamento	0,2572** (0,1302)	0,1062** (0,0521)	-0,1717 (0,1315)	-0,1360*** (0,0483)
Idade	-0,0228*** (0,0027)	0,0442*** (0,0009)	-0,0180*** (0,0050)	-0,0245*** (0,0011)
Branco	-0,0538*** (0,0061)	-0,0688*** (0,0015)	0,0248*** (0,0054)	0,0146*** (0,0007)
Urbano	-0,0603*** (0,0098)	-0,0822*** (0,0018)	0,0890*** (0,0105)	0,0267*** (0,0011)
Chefe	-0,0168 (0,0259)	0,0276*** (0,0098)	-0,0581*** (0,0219)	-0,0839*** (0,0104)
Católico	-0,0716*** (0,0105)	-0,1095*** (0,0036)	0,0773*** (0,0091)	0,0541*** (0,0026)
Evangélico	-0,1449*** (0,0200)	-0,1745*** (0,0044)	0,1421*** (0,0168)	0,0742*** (0,0032)
Pentecostal	-0,0608*** (0,0095)	-0,0954*** (0,0037)	0,0541*** (0,0082)	0,0540*** (0,0027)
Outras religiões	-0,0942*** (0,0152)	-0,1227*** (0,0041)	0,0970*** (0,0125)	0,0572*** (0,0028)
Média atraso	0,3773*** (0,0388)	0,8049*** (0,0087)		
Média frequência			0,5125*** (0,0567)	0,3428*** (0,0145)
Média quintis 1 e 2	-0,0465 (0,0341)	-0,0313*** (0,0050)	0,0448 (0,0290)	0,0032 (0,0039)
Média desocupados	-0,2187 (0,1573)	-0,0275 (0,0280)	0,8492*** (0,1460)	0,1349*** (0,0226)
Média água	0,0216 (0,0186)	0,0168*** (0,0031)	0,0046 (0,0165)	0,0016 (0,0023)
Média energia	0,1514*** (0,0507)	-0,0813*** (0,0135)	-0,1828*** (0,0506)	0,0473*** (0,0105)
Constante	0,8871*** (0,1144)	-0,2991*** (0,0170)	0,2881*** (0,0823)	0,8684*** (0,0158)
Teste F	44,89	942,49	64,48	827,14
Observações	26.281	976.894	41.191	1.022.965

Fonte: Elaboração própria. **Notas:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses. *Dummies* de porte do município e de estado não reportadas.

Tabela 2.5 – Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a faixa etária

Variáveis	Atraso		Frequência	
	Menos de 16 anos	Mais de 16 anos	Menos de 16 anos	Mais de 16 anos
Casamento	0,0805 (0,0720)	0,3405*** (0,0562)	-0,1672*** (0,0622)	-0,4221*** (0,0330)
Idade	0,0473*** (0,0016)	-0,0023 (0,0028)	-0,0187*** (0,0013)	-0,0588*** (0,0028)
Branco	-0,0624*** (0,0015)	-0,0881*** (0,0029)	0,0103*** (0,0007)	0,0336*** (0,0018)
Urbano	-0,0774*** (0,0020)	-0,0925*** (0,0027)	0,0182*** (0,0010)	0,0516*** (0,0021)
Chefe	0,0451*** (0,0131)	0,0052 (0,0185)	-0,0781*** (0,0112)	-0,0875*** (0,0134)
Católico	-0,1088*** (0,0041)	-0,1120*** (0,0063)	0,0471*** (0,0029)	0,0834*** (0,0047)
Evangélico	-0,1730*** (0,0052)	-0,1847*** (0,0085)	0,0641*** (0,0036)	0,1232*** (0,0063)
Pentecostal	-0,1016*** (0,0043)	-0,0845*** (0,0065)	0,0500*** (0,0031)	0,0817*** (0,0047)
Outras religiões	-0,1231*** (0,0047)	-0,1260*** (0,0074)	0,0501*** (0,0032)	0,0931*** (0,0053)
Média atraso	0,7856*** (0,0104)	0,8334*** (0,0159)		
Média frequência			0,2639*** (0,0144)	0,5673*** (0,0234)
Média quintis 1 e 2	-0,0348*** (0,0061)	-0,0207* (0,0111)	-0,0014 (0,0036)	0,0008 (0,0079)
Média desocupados	-0,0327 (0,0343)	-0,0126 (0,0613)	0,0570*** (0,0218)	0,3409*** (0,0459)
Média água	0,0191*** (0,0038)	0,0170*** (0,0065)	-0,0030 (0,0024)	-0,0001 (0,0048)
Média energia	-0,0970*** (0,0163)	-0,0162 (0,0251)	0,0621*** (0,0112)	0,0264 (0,0189)
Constante	-0,3131*** (0,0238)	0,3788*** (0,0590)	0,8617*** (0,0158)	1,2009*** (0,0396)
Teste F	712,89	585,16	516,20	797,50
Observações	71.355	28.963	73.818	32.598

Fonte: Elaboração própria. **Notas:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses. *Dummies* de porte do município e de estado não reportadas.

todo modo, cabe considerar que postergar a idade de casamento se reflete em resultados desejáveis em termos educacionais (BHARADWAJ, 2015; BATYRA, PESANDO, 2020), justificando a necessidade de promover avanços em ambas as variáveis analisadas.

Por fim, na Tabela 2.6, são apresentados os resultados da resposta ao casamento na minoridade segundo a cor da pele das meninas. Neste caso, o efeito sobre a distorção idade-série é de igual magnitude entre brancas e não brancas, vigorando o coeficiente de 19,43 p.p., apesar de haver diferença no nível de significância estatística. Por outro lado, o impacto sobre a frequência escolar é mais intenso entre as meninas brancas, com -34,19 p.p. sobre a probabilidade de estarem

matriculadas na escola, enquanto figura no montante de -29,37 p.p. se a menina declara cor preta ou parda.

Este último resultado mencionado anda no mesmo sentido daqueles apresentados por Teixeira e Madalozzo (2019), onde principalmente as meninas brancas saem em desvantagem na formação em nível básico e superior quando casam precocemente. Uma forma de racionalizar tal coeficiente pode ser pelo fato de que as meninas não brancas tenham influência de demais fatores como agravantes para que não frequentem a escola, como é o caso do preconceito e perspectiva de que o mesmo se perpetue no mercado de trabalho. Caso isto ocorra, é possível que a resposta ao casamento infantil seja de menor intensidade na comparação com as meninas brancas.

Ademais, note que o instrumento adotado como parte da variação exógena para o casamento infantil feminino está relacionado a valores do teste F que indicam a relevância do mesmo. Além disso, conforme pode ser visto na Tabela A.2, no Apêndice A, a Variável Instrumental possui relação estatisticamente significativa com o casamento infantil feminino, evidenciando o efeito de transbordamento da decisão matrimonial. No caso destas estimativas, são mantidas as mesmas amostras utilizadas para inferir os efeitos das uniões na minoridade sobre o atraso e a frequência escolar, sendo os respectivos resultados nos montantes de 35,89 p.p. e 41,83 p.p. em aumento nas chances de que as meninas se casem devido à normalização das uniões precoces.

Cabe destacar, também, que, além deste efeito de normalização do casamento infantil, a menina e/ou sua família deve considerar o nível de atividades domésticas que precisará desenvolver quando casada para tomar a decisão de se unir precocemente ou não. Todavia, é preciso lembrar que o *background* de vulnerabilidades diversas aos quais pertencem podem fazer com que esta escolha ainda seja vantajosa. A análise teórica neste sentido, apresentada na seção 2.4, também oferece amparo aos resultados prejudiciais dos casamentos precoces sobre a distorção idade-série e a frequência escolar da menina. Isto porque, ao casar ainda na infância ou na adolescência, além da menina ainda estar em fase de desenvolvimento físico e emocional, há toda uma nova dinâmica familiar para ser incluída na sua rotina. Sendo assim, a alocação de tempo para as atividades escolares é comprometida para assimilar cuidados gerais com o lar, tornando cada vez mais difícil para a menina romper com o ciclo de adversidades ao longo das suas gerações familiares.

Em suma, além de um diagnóstico dos efeitos negativos que são observados em con-

Tabela 2.6 – Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a cor da pele

Variáveis	Atraso		Frequência	
	Branças	Não brancas	Branças	Não brancas
Casamento	0,1943** (0,0858)	0,1943*** (0,0539)	-0,3419*** (0,0550)	-0,2937*** (0,0409)
Idade	0,0383*** (0,0017)	0,0514*** (0,0015)	-0,0242*** (0,0018)	-0,0328*** (0,0017)
Urbano	-0,0706*** (0,0022)	-0,0890*** (0,0022)	0,0272*** (0,0014)	0,0295*** (0,0014)
Chefe	0,0522*** (0,0195)	0,0297** (0,0143)	-0,0867*** (0,0150)	-0,1065*** (0,0133)
Católico	-0,1038*** (0,0060)	-0,1121*** (0,0041)	0,0522*** (0,0042)	0,0632*** (0,0032)
Evangélico	-0,1507*** (0,0073)	-0,1956*** (0,0056)	0,0664*** (0,0052)	0,0950*** (0,0042)
Pentecostal	-0,0654*** (0,0058)	-0,1174*** (0,0045)	0,0411*** (0,0038)	0,0725*** (0,0035)
Outras religiões	-0,1044*** (0,0063)	-0,1402*** (0,0051)	0,0509*** (0,0045)	0,0742*** (0,0038)
Média atraso	0,7324*** (0,0145)	0,8347*** (0,0110)		
Média frequência			0,3188*** (0,0163)	0,3875*** (0,0183)
Média quintis 1 e 2	0,0249*** (0,0079)	-0,0901*** (0,0079)	-0,0214*** (0,0053)	0,0257*** (0,0054)
Média desocupados	0,1187** (0,0555)	-0,1026*** (0,0376)	0,1262*** (0,0339)	0,1623*** (0,0260)
Média água	0,0136*** (0,0051)	0,0171*** (0,0046)	0,0039 (0,0032)	-0,0038 (0,0030)
Média energia	-0,0985*** (0,0252)	-0,0766*** (0,0149)	0,0056 (0,0143)	0,0706*** (0,0119)
Constante	-0,2985*** (0,0329)	-0,3632*** (0,0228)	0,9543*** (0,0205)	0,8970*** (0,0195)
Teste F	359,10	832,32	388,48	772,84
Observações	42.881	57.437	45.208	61.207

Fonte: Elaboração própria. **Notas:** * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Erro-padrão em parênteses. *Dummies* de porte do município e de estado não reportadas.

sequência do casamento infantil feminino, o presente estudo objetiva ser um guia para os formuladores de políticas públicas. Isto se dá através do indicativo dos grupos que devem ser focais para a intervenção e quais as dimensões educacionais mais afetadas pelo casamento na minoridade. Dentre estes, pode-se destacar as meninas com 16 e 17 anos de idade e aquelas que são mães. De acordo com as evidências apresentadas, estes são grupos em maior vulnerabilidade para condições escolares adequadas especialmente na ocorrência do casamento infantil.

2.7 DISCUSSÃO

As meninas envolvidas em casamento infantil, em geral, estão associadas a um *background* familiar, financeiro e cultural que as colocam em posição de risco para o problema em análise. Não obstante, também ficam vulneráveis a muitas outras dificuldades que se manifestam após a união, como a limitação do poder decisório intrafamiliar (ABERA *et al.*, 2020) e a ocorrência de violência doméstica (RAJ, 2010; ERULKAR, 2013; NASRULLAH, ZAKAR, ZAKAR, 2014). Tendo em vista que há uma vasta literatura que revela os efeitos negativos sobre a acumulação de capital humano (FIELD, AMBRUS, 2008; NGUYEN, WODON, 2014; DELPRATO *et al.*, 2015; WODON, NGUYEN, TSIMPO, 2016; TEIXEIRA, MADALAZZO, 2019; entre outros), a proposta do presente estudo é justamente no sentido de estimar a relação existente entre o casamento infantil feminino e as dimensões educacionais relacionadas às meninas entre 12 e 18 anos de idade incompletos no caso brasileiro.

Mais especificamente, o interesse recai sobre o atraso e a frequência escolar. Um ponto de atenção na análise é o fato de que estas duas variáveis são passíveis de receber influência de fatores não observáveis, como os aspectos culturais que moldam as preferências dos familiares ou as baixas expectativas de retorno da educação quando inseridas em contexto enfraquecido em oportunidades. Desta maneira, a estratégia empírica conta com a metodologia de Variáveis Instrumentais no modelo MQ2E, onde a variação exógena para a decisão conjugal é a média de casamentos entre as demais meninas na faixa etária em questão. Além disso, como é documentado que as estimativas deste método podem ser sensíveis ao tamanho amostral (BOEF *et al.*, 2014), opta-se por utilizar os dados do Censo Demográfico de 2010.

Desta maneira, os coeficientes resultantes da estratégia empírica mostram-se estatisticamente significativos para o efeito indesejável do casamento precoce sobre as variáveis educacionais. Sem desagregar a amostra de acordo com as características das meninas, nota-se que a frequência escolar é um problema mais severo. Contudo, ao efetuar exercícios econométricos adicionais por meio de estimativas com diferentes subgrupos, são observadas heterogeneidades que permitem identificar, de modo mais específico, quais destes sofrem maior impacto negativo sobre os resultados escolares.

Este é o caso das diferenças que se manifestam ao segregar as meninas que já experienciaram a maternidade e aquelas que ainda não são mães. Embora sejam resultados estatisticamente

significativos apenas para o caso do atraso escolar, as meninas com filhos apresentam coeficientes de maior magnitude do que as demais. O fato é que as meninas que já experienciam a maternidade enfrentam uma expressiva limitação de tempo, introduzindo a possibilidade de que o casamento precoce não seja o principal determinante do abandono escolar. De todo modo, o efeito negativo, em geral, está em acordo com o estudo de Fletcher e Wolfe (2009), onde tem-se evidências dos efeitos perversos da gravidez precoce sobre a probabilidade de conclusão da educação básica. Isto guia à hipótese de que as intervenções que visam reduzir o casamento infantil feminino sem tratar do problema da gravidez nesta fase da vida podem não ser efetivas para promover avanços em educação para as meninas.

Por sua vez, o fato de que o casamento infantil feminino traga elevados coeficientes sobre o atraso e a frequência escolar de meninas mais próximas à maioria mostra que é necessário atenção para os grupos que estão em situação de maior vulnerabilidade. As estatísticas sobre as uniões precoces mostram que se trata de um grupo em maior risco, o que anda paralelamente à possível pressão para alocação no mercado de trabalho e à maior dificuldade de *enforcement* da lei que torna a educação básica compulsória. Assim, a medida que não são visualizados potenciais ganhos advindos de uma satisfatória frequência e desempenho escolar, o casamento infantil acaba sendo um peso adicional que impulsiona para a priorização de outros aspectos que não sejam a educação.

No que tange à cor da pele das meninas, são recorrentes as estatísticas apontando que indivíduos pretos despontam em índices de repetência e evasão escolar. Todavia, os resultados de Teixeira e Madalozzo (2019) mostram que as meninas brancas sofrem maior impacto negativo dos casamentos infantis, e em sentido semelhante estão os coeficientes do presente estudo quando analisada a frequência escolar. Isto talvez se deva à possibilidade de que as meninas não brancas enfrentem outros entraves para a decisão de permanência ou não nas escolas além das uniões precoces. Dentre estes, pode-se citar o preconceito e a percepção de que o mesmo se perpetua no mercado de trabalho. Tal leitura também pode partir de uma visão estigmatizada, mas o fato é que sem um ambiente inclusivo nas escolas e sem expectativas de retorno posterior, políticas públicas que focalizem apenas na questão dos casamentos precoces podem não ser suficientes para este grupo.

Os resultados, em geral, são amparados pelo modelo teórico desenvolvido para tratar da decisão de unir-se precocemente e a repercussão sobre a alocação de tempo das meninas. Além

da normalização deste problema social, a análise considera que a menina e/ou sua família irão internalizar os custos e os benefícios do casamento. Este é o caso do rol de tarefas domésticas e familiares para a menina inserir na sua rotina quando casada. Porém, sabendo do *background* predominantemente vulnerável associado às meninas que casam precocemente, ainda pode ser razoável a decisão marital. Ao decidir se casar ainda na infância ou na adolescência, naturalmente fica comprometido o tempo alocado para as atividades escolares. A consequência da divisão do tempo é que a menina não consegue manter um desempenho educacional comparável ao daquelas que não casaram precocemente.

Como ambos os problemas analisados parecem se aprofundar ainda mais significativamente quando a menina casa antes da maioridade, devem fazer parte da agenda políticas públicas para anular os principais efeitos negativos dos casamentos precoces. Sem dúvidas, é crucial considerar especificidades associadas à cada menina e ao contexto em que está inserida, mas a caracterização completa do impacto do casamento infantil sobre a educação ainda carece de avaliações sobre o desempenho escolar. Ou seja, após a pesquisa de Teixeira e Madalozzo (2019) mostrar que as uniões precoces afetam as chances de conclusão da educação básica e do Ensino Superior, o presente estudo a complementa pela análise dos canais pelos quais estes efeitos negativos podem ocorrer. Entretanto, remanesce a necessidade de explorar quais as áreas do conhecimento que sofrem um maior impacto das restrições enfrentadas pelas meninas que casam na infância ou na adolescência.

3 EFEITO DO CÓDIGO CIVIL DE 2002 SOBRE O CASAMENTO INFANTIL FEMININO E A GRAVIDEZ PRECOCE

3.1 INTRODUÇÃO

Por muito tempo, o problema do casamento infantil feminino foi negligenciado no Brasil. Uma das razões é que, até 2002, vigorou uma lei que estabelecia uma discriminação entre os gêneros quanto à idade mínima para as uniões. As mulheres, por exemplo, podiam casar aos 16 anos de idade, mas os homens atingiam a idade núbil apenas ao completarem 18 anos. Além disso, a legislação era conivente com as uniões precoces, posto que o Código Civil de 1916 estabelecia que a minoridade cessava somente aos 21 anos de idade, faixa etária em que também deixava de ser requerida a autorização parental para o casamento.

Assim, se perpetuou uma cultura de aceitabilidade de que as meninas tomem responsabilidades familiares antes dos meninos e em um período importante principalmente para a formação de capital humano. Porém, com a introdução do novo Código Civil, através da Lei nº 10.406, de 10 de janeiro de 2002 (BRASIL, 2002), foi reconhecida a paridade na idade mínima para os casamentos masculinos e femininos. Apesar deste avanço e da argumentação de conformidade com os costumes atuais, pode-se questionar os incentivos gerados pela lei ao reduzir a maioridade civil para 18 anos de idade. Adicionalmente, o regramento também remanesceu incompleto para erradicar as uniões precoces ao deixar margem para a sua ocorrência em casos como gravidez, para evitar a imposição de pena criminal, ou com o consentimento familiar a partir dos 16 anos de idade.

Ao considerar que os casamentos infantis são responsáveis pelo aumento familiar sem planejamento (RAJ *et al.*, 2009; RAJ, 2010; GODHA, HOTCHKISS e GAGE, 2013) e as meninas casadas são, predominantemente, mães (UNICEF, 2019a), também há indicativo de que a maternidade precoce é um problema concomitante. Neste contexto, seria crucial contar com uma lei consistente acerca das uniões precoces para também reduzir a gravidez na infância ou adolescência, de acordo com os resultados de Maswikwa *et al.* (2015). Porém, pode-se questionar a eficácia da lei brasileira ao considerar a evidência de que, em localidades que mantêm brechas similares para as uniões, não é possível distinguir uma mudança de comportamento na fertilidade precoce (KIM *et al.*, 2013).

Talvez esta seja uma das razões para as estatísticas preocupantes acerca do problema no Brasil, posto que a taxa de 68,4 nascimentos para cada mil meninas entre 15 e 19 anos de idade é maior que a média da América Latina e Caribe (PAN AMERICAN HEALTH ORGANIZATION - PAHO, UNFPA e UNICEF, 2018). De acordo com o Ministério da Saúde (2020), somente no ano de 2018, mais de 430 mil bebês nasceram de mães nesta faixa etária. Apesar da expressiva magnitude de ocorrências, os dados apresentam uma trajetória descendente, sendo que a maternidade precoce caiu 40% desde os anos 2000 neste recorte de idade. Já no grupo mais vulnerável, abaixo de 15 anos, a redução foi de apenas 27%.

Serve como alerta, também, o fato de que a saúde das crianças é uma dimensão que sofre impacto negativo das uniões na infância ou na adolescência. De modo mais específico, pode-se citar a nutrição (RAJ *et al.*, 2010), o desenvolvimento de acordo com a faixa etária (EFEVBERA *et al.*, 2017) e, até mesmo, as chances de sobrevivência na infância (RAJ, 2010; RAJ, BOEHMER, 2013). Fatores como este, portanto, têm potencial para contribuir negativamente para a estatística brasileira que revela 15,3 óbitos de bebês a cada mil nascidos vivos de meninas com até 19 anos de idade (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2019). Ainda, esta é uma taxa de mortalidade infantil significativamente superior a observada na faixa reprodutiva entre 20 e 40 anos.

Tomando este conjunto de evidências, preocupa que as iniciativas tomadas até então sejam vagas no que tange ao *enforcement* para atenuar tanto as uniões quanto as gravidezes precoces, bem como sejam no sentido contrário ao esperado para mudar o comportamento conjugal. Um dos motivos para este entrave na aplicabilidade da lei é justamente o fato de que ignoram a crescente tendência dos casamentos informais ao longo do tempo. De acordo com os resultados do Censo Demográfico de 2010, o número de uniões consensuais passou de 28,6% para 36,4% em uma década (IBGE, 2010). Sendo este o caso, uma legislação pouco abrangente ou que não é atrelada à fiscalização, por exemplo, pode ter efeitos questionáveis e não atingir seu pleno potencial.

Dentro deste contexto, o presente estudo visa fornecer subsídio para a formulação de políticas públicas que mitiguem as uniões infantis e seus efeitos negativos nas mais diversas esferas. Mais especificamente, a proposta deste capítulo é analisar se a mudança no Código Civil, em 2002, ocasionou alguma resposta em termos de idade com que as meninas coabitam e engravidam pela primeira vez. Como a legislação mudou de 21 para 18 anos a idade com que as meninas podem casar sem a necessidade de consentimento dos responsáveis, utiliza-se

os dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) e o método de Regressão em Descontinuidade *Fuzzy* para explorar o novo *cut-off* de maioridade civil. Ou seja, o objetivo é identificar se as meninas acima deste *threshold* mudam seu comportamento quando ocorre a possibilidade de anteciparem a decisão sobre o casamento. O comparativo, portanto, se dá com aquelas que não tiveram a oportunidade de casar de modo autônomo porque, quando o novo Código Civil entrou em vigência, ainda tinham menos de 18 anos.

Os resultados obtidos são negativos, razoável em relação ao que estabelece o novo regramento ao reduzir a maioridade civil. Entretanto, se, por um lado, a lei reduziu a idade de coabitação e as chances de gravidez das meninas menores de 18 anos, por outro, os coeficientes são de pequena magnitude e, por vezes, limitados em significância estatística. Isto suscita o questionamento acerca do *enforcement* das novas regras, tal qual observado por Obrero e Lombardi (2020) para o México. Uma das razões pode ser a tendência de uniões informais e, por isso, a legislação não acarrete uma mudança considerável no comportamento das meninas. Além disso, vale destacar que, apesar da limitação da PNDS ao não permitir identificar se a primeira coabitação foi formal ou informal, o lado positivo se encontra em uma análise mais ampla do efeito da lei.

Considerando o modelo teórico desenvolvido para melhor entender as decisões conjugais das meninas, tem-se que sancionar uma lei que dispõe sobre a idade mínima de casamento pode ser uma estratégia para o governo sinalizar que está combatendo o problema. Contudo, o passo seguinte é fiscalizar a aplicabilidade da lei, a qual ocorre apenas se for vantajoso na comparação entre o seu custo e benefício. Então, se a menina percebe que o governo é leniente para fazer valer o novo regramento, terá um custo individual muito baixo ao burlar a regra e se unir em matrimônio, ainda que informalmente. A implicação remanescente, tanto da análise empírica quanto teórica, indica que o Brasil ainda precisa aprimorar suas políticas públicas que tratam de problemas sociais como o casamento infantil e a gravidez precoce.

Dito isto, a seção a seguir traz uma análise mais detalhada sobre os trabalhos que estimam o efeito de mudanças legislativas em diferentes países. Nesta seção, a atenção também se volta às gravidezes precoces, buscando entender quais saídas seriam eficientes para combater o problema, posto que o regramento brasileiro não parece ser suficiente. Na sequência, é apresentada uma análise da evolução do casamento infantil no Brasil e da legislação acerca do tema. Por sua vez, a estratégia empírica está na quarta seção e se segue pela apresentação dos resultados obtidos.

Na sexta seção, consta uma modelagem teórica acerca da razão para que, mesmo havendo uma legislação que trate das uniões precoces, este é um problema longe de ser erradicado no Brasil. Por fim, está disposta a discussão final acerca dos resultados.

3.2 EVIDÊNCIAS SOBRE AS UNIÕES E GRAVIDEZES PRECOSES

3.2.1 Casamento infantil

Ao longo das últimas décadas, uma série de países mudou sua legislação acerca da idade núbil. Sob motivações diversas, como a adequação com os costumes vigentes na sociedade ou na busca por mitigar a prevalência de casamentos infantis, observa-se que as alterações mais recentes tem convergido a idade mínima das uniões para 18 anos. Agora, é importante destacar que, não raro, existem exceções e nuances que podem comprometer o impacto da lei. Por isso, é importante se valer destas variações exógenas para os casamentos precoces para desenvolver análises causais dos diferentes regramentos estabelecidos.

Este é o caso do estudo de Bharadwaj (2015), que analisa uma alteração ocorrida em 1957 no Mississípi. Até então, a idade mínima para o casamento vigorava em 12 e 14 anos de idade para as meninas e meninos, respectivamente. Com a nova regra, o *threshold* foi incrementado em três anos em ambos os casos, mas ainda havia a necessidade de consentimento dos responsáveis até atingirem da maioridade. Através de diferentes fontes de dados combinados ao método de Diferença em Diferenças, os autores mostram que a nova lei reduziu em 75% a taxa de casamentos, além de implicar em externalidades positivas sobre fertilidade e escolaridade.

Por sua vez, Kidman e Heymann (2016) analisam 22 países de renda média ou baixa na África Subsaariana. Na estratégia empírica, os autores utilizam modelos de Efeitos Fixos Multinomiais para verificar o impacto de estabelecer uma idade mínima para os casamentos aos 18 anos sem a necessidade de consentimento parental. Os resultados, contudo, não são significativos na análise agregada, além de ocorrerem efeitos em sentidos discrepantes ao serem segregados os países. Apesar disto, os autores discorrem que são estimativas para o curto prazo, remanescendo a possibilidade de que os efeitos se manifestem para além da janela temporal analisada.

Collin e Talbot (2017) também focam seu estudo em diferentes países em desenvolvimento, efetuando uma análise teórica e empírica das mudanças de lei. No primeiro caso, os autores mostram como o *enforcement* das regras tem potencial para mudar a decisão marital

das meninas. Já na estratégia empírica, os dados do *Demographic and Health Survey* (DHS) dos respectivos países permitem fazer uma estimativa de descontinuidade na idade mínima para os casamentos. Com seus resultados, Collin e Talbot (2017) apontam que uma parcela significativa dos países não teve sucesso ao elevar a idade com que as meninas coabitam pela primeira vez. Assim, tem-se um indicativo dos problemas de monitoramento que ocorrem mesmo em contextos diversos.

Já Hombrados (2017) aborda o contexto da Etiópia e encontra resultados diferentes. Neste estudo, o autor trata da mudança no Código da Família Revisado, o qual foi aprovado em 2000 e elevou de 15 para 18 anos a idade mínima para o casamento feminino. Na estratégia empírica, o autor utilizou o método de Regressão em Descontinuidade *Fuzzy* com foco no *cut-off* de 15 anos de idade. Procedendo desta maneira, o interesse reside na diferença entre o comportamento das meninas que só puderam casar aos 18 anos de idade com aquelas que enfrentaram o antigo e o novo regramento. Logo, os resultados obtidos evidenciam que a alteração legislativa trouxe um aumento na idade de coabitação, mas também há outros efeitos importantes. Um deles é o impacto direto da lei ocasionando a redução da mortalidade infantil, além do efeito positivo indireto por meio do aumento na idade de casamento formal ou informal.

De modo abrangente, Lyn e Rainer (2019) estudam diferentes leis estaduais implementadas no México. As mudanças ocorridas foram complementares à legislação federal, onde a intenção era proibir os casamentos antes dos 18 anos de idade. Para explorar o *timing* de tais alterações, os autores se valem do método de Diferença em Diferenças para mostrar que são leis efetivas para atingir seu objetivo central. De fato, os resultados apontam que a taxa de uniões infantis foi reduzida em 49%, mas isto ocorreu nas localidades com menor predominância deste problema social. Além disso, não houve registro de impacto nas gravidezes precoces e na frequência escolar das meninas.

Também com foco secundário em aspectos educacionais, Batyra e Pesando (2020) abordam o caso de seis países da África Subsaariana, Ásia Central e Ásia. Para tanto, os autores utilizam o método de Regressão em Descontinuidade *Fuzzy*, uma vez que permite uma análise em dois estágios para capturar o efeito das leis sobre a idade de coabitação das meninas e como isto se reflete sobre as chances de que cursem o Ensino Superior. Assim, por meio dos dados do DHS, *Multiple Indicator Cluster Survey* (MICS) e *PROSPERED Child Marriage Database*, foram obtidos coeficientes com limitação de significância estatística na maioria dos países em

questão. Apesar dos efeitos “seletivos”, nos casos em que a lei aumentou a idade com que as meninas coabitam, houve também um transbordamento positivo sobre a educação das mesmas.

De igual forma, a análise do caso mexicano por Obrero e Lombardi (2020) também mostra que a legislação pode ter um efeito questionável. Em estudo similar ao de Lyn e Rainer (2019), o interesse dos autores reside nas alterações legislativas para elevar a idade mínima dos casamentos que ocorreram entre 2008 e 2018, tal que ambas as pesquisas se valem do método de Diferença em Diferenças. Os resultados também são similares, com evidência de que houve uma redução de 49% nas uniões infantis, embora não existam efeitos sobre a frequência escolar e a maternidade precoce. Ao explorar a razão para os resultados observados, Obrero e Lombardi (2020) apontam que simplesmente houve um deslocamento dos casamentos formais para os informais. Por isso, este é um ponto de suma relevância em países onde as meninas têm à disposição alternativas socialmente aceitas para burlar a lei.

Em suma, nota-se que as evidências são significativamente heterogêneas, sendo que há possibilidade de que as brechas remanescentes nas leis sejam fatores determinantes para que isto ocorra. De acordo com o estudo de Arthur *et al.* (2018), dos 191 estados membros das Nações Unidas que foram analisados, em cerca de 52% deles há possibilidade de que as meninas casem antes dos 18 anos se houver consentimento familiar. Já o outro lado deste contexto revela que, além de haver trajetória decrescente entre 1995 e 2013, as alterações legislativas também vêm reduzindo a disparidade no regramento segundo os gêneros. Sendo assim, é possível supor que as legislações precisem de mais do que avanços marginais para que as evidências sejam concretizadas em mudanças efetivas no comportamento das meninas tanto no curto quanto no longo prazo.

3.2.2 Gravidez precoce

A gravidez precoce é uma consequência de uma série de fatores de risco aos quais as meninas estão expostas, tais como desvantagem socioeconômica, residência em área rural, pouco acesso a métodos contraceptivos e casamento precoce (PRADHAN, WYNTER, FISHER, 2015). Além disso, importam fatores a nível de comunidade, como a renda, a escolaridade feminina, os estigmas acerca do *Human Immunodeficiency Virus* (HIV) e, até mesmo, os indicadores de riqueza precisam ser levados em consideração (MAGADI, 2017).

Em uma visão geral revelada pela World Health Organization - WHO (2008), nove em

cada 10 dos partos de adolescentes no mundo dizem respeito às meninas que casaram antes da maioridade e os mesmos estão associados, majoritariamente, aos países em desenvolvimento. De acordo com o relatório, estas localidades correspondem a 95% dos casos, totalizando 20 mil partos por dia (UNFPA, 2013). Porém, anualmente, 70 mil meninas que engravidam precocemente morrem em função de complicações na gravidez ou no parto (UNFPA, 2013) e 3,2 milhões com idade entre 15 e 19 anos abortam de modo inseguro (SHAH, AHMAN, 2012).

Além disso, os efeitos sobre a saúde da menina se perpetuam mesmo após a gravidez. Resultados neste sentido são apresentados por Webbink, Martin e Visscher (2008), contando com uma base de dados de gêmeos australianos e com estimativas por meio de Efeitos Fixos. Neste caso, a comparação se dá entre as irmãs gêmeas, onde uma engravidou precocemente e a outra não, o que guiou a resultados estatisticamente diferentes entre os grupos. As meninas que se tornaram mães ainda na infância ou adolescência, por exemplo, possuem maior associação com o uso de cigarro e com o registro de sobrepeso. Mais do que isso, o *matching* no mercado de casamentos também é afetado, posto que estas meninas possuem maior probabilidade de que seus esposos fumem e bebam mais do que os pares de suas gêmeas.

O resultado acerca do sobrepeso também é obtido por Gunes e Tsaneva (2020), em estudo com escopo bastante amplo, passando por aspectos como educação, saúde e trabalho. Assim, por meio das informações longitudinais do *Mexican Family Life Survey* (MFLS) e do método *Propensity Score Matching* (PSM), os outros coeficientes que sofrem um impacto negativo das gravidezes na adolescência são a prática de atividades físicas e a probabilidade de obter a titulação do Ensino Médio. Em conjunto com os coeficientes da análise de Webbink, Martin e Visscher (2008), é possível identificar que a maternidade ainda muito jovem altera a relação da menina com os cuidados pessoais e com a saúde.

O aprofundamento do problema da gravidez precoce se dá pelos riscos que os filhos sofrem, como é o caso da associação com a mortalidade enquanto recém-nascidos (NEAL, CHANNON, CHINTSANYA, 2018). Todavia, é importante considerar os resultados de Maitra e Pal (2007), os quais apontam que este problema social deixa de estar associado com a mortalidade infantil quando corrigidos os vieses de auto-seleção. Para tanto, os autores utilizam dados do *Bangladesh Demographic Health Survey* (BDHS) e uma estratégia empírica que visa corrigir a endogeneidade por meio de instrumentos para o nascimento prematuro, parto hospitalar, e vacinação da criança. Logo, fica em destaque a importância de controlar os fatores não

observáveis, pois as meninas que engravidam na infância ou na adolescência parecem utilizar de modo diferente os serviços de saúde. Sabendo do *background* de vulnerabilidades, promover o acesso a tais serviços é um desafio para mitigar os efeitos negativos da maternidade precoce.

A gravidez na adolescência também é um ponto de alerta por ser uma fase sensível ao desenvolvimento das chamadas *soft skills*. Estas são habilidades comportamentais, traços de personalidade, motivação, e outras características subjetivas importantes para o sucesso ao longo da vida (HECKMAN, KAUTZ, 2012). Assim, por meio dos dados do *National Longitudinal Study of Adolescent Health* (NLSAH) e dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Variáveis Instrumentais, Fletcher e Padrón (2016) mostram que as meninas que tiveram filhos na adolescência são mais impulsivas e menos abertas a experiências. Com base nesta evidência, tem-se que a gravidez precoce pode interromper o processo cumulativo de desenvolvimento humano.

Há, também, os efeitos socioeconômicos derivados da maternidade precoce, como aqueles apontados por Fletcher e Wolfe (2009). Mais especificamente, em estudo também com os dados da NLSAH aplicados ao método de MQO e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), os autores mostram como os impactos ocorrem em cadeia ao longo da vida da menina. Isto porque aquelas que têm filhos durante a adolescência estão associadas a uma redução de 5 a 10 pontos percentuais (p.p.) na probabilidade de concluírem o Ensino Médio, bem como a renda anual quando adultas sofre uma perda entre US\$ 1.000,00 e US\$ 2.400,00.

De modo complementar, é importante considerar o estudo de Wodon *et al.* (2018) acerca da universalização da educação básica pelas meninas. Se atingido este patamar educacional, os ganhos consequentes da queda do crescimento populacional seriam de US\$ 3 trilhões apenas no primeiro ano, sem contabilizar os efeitos positivos e cumulativos a partir disto. Ainda, de modo específico para o Brasil, haveria potencial para US\$ 3,5 bilhões a mais em produtividade se as meninas postergassem a maternidade para os vinte e poucos anos de idade (CHAABAN, CUNNINGHAM, 2011). Já o investimento em educação gera um ciclo virtuoso, onde, a cada ano adicional de escolaridade, ocorre uma redução de cerca de 6 p.p. na probabilidade de casamento e de gravidez na adolescência (PRADHAN, CANNING, 2016).

Como é um problema com causas multifacetadas, as intervenções para promover avanços nos índices de gravidez infantil também podem exigir mais do que os fatores mencionados acima. Por isso, é preciso considerar, até mesmo, a ocupação da mãe da adolescente, a qual pode ter

efeito dúbio. Se, por um lado, pode reduzir o tempo para orientar e monitorar a filha, por outro, possibilita investimentos na mesma, serve como exemplo de independência, e pode até mudar a percepção sobre o ônus da gravidez precoce não ser dividido com a avó da criança posta a restrição de tempo. Com intuito de avaliar este aspecto, Lopoo (2005) utiliza dados do *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) e os métodos de MQO, Tobit e Logit com Efeito Fixo de família, sendo que os principais resultados corroboram o segundo cenário descrito. Isto é, há indícios de uma relação negativa entre o número de horas trabalhadas pela mãe e a probabilidade de que a menina experiencie a maternidade precocemente.

A importância do aspecto econômico abre espaço para indagar sobre os efeitos das transferências de renda, como é o caso do *Kenya Cash Transfer for Orphans and Vulnerable Children* (KCTOVC). Tomando vantagem de uma aleatorização por *clusters*, Handa *et al.* (2015) mostram que o mecanismo em questão reduz em 5 p.p. a probabilidade de gravidez das meninas com idade entre 12 e 24 anos. Porém, o programa não se traduz em resultado estatisticamente significativo no que tange ao casamento infantil. De qualquer forma, remanesce a evidência de que programas como este desempenham um papel importante na transição para a vida adulta das meninas, além de aliviar a pobreza.

Do mesmo modo, devem ser avaliados os efeitos do financiamento público de programas de planejamento familiar, tal qual o *Texas Family Planning Program* (TFPP). Este caso em específico se trata da promoção de serviços de saúde reprodutiva focalizados em mulheres de baixa renda, os quais eram fornecidos gratuitamente ou a um baixo custo. Todavia, de acordo com Packham (2017), em 2011, o estado do Texas aprovou um corte de 67% no financiamento destas iniciativas, resultando em um fechamento de 25% das clínicas especializadas na área, reduções no horário de funcionamento e no tamanho das equipes, além de muitas terem passado a cobrar pelos serviços. Assim, para comparar as taxas de natalidade nos condados do Texas com aqueles fora do estado que contavam com clínicas de planejamento familiar financiadas pelo governo, a autora utiliza o método de Diferença em Diferenças e mostra o impacto negativo dos cortes nos recursos. Em termos de gravidez na adolescência, por exemplo, o aumento foi de 3,4% e apresentou maior ocorrência em localidades mais pobres. Mais problemático ainda, do ponto de vista estratégico, é que o custo das gravidezes supera os valores suprimidos do orçamento destinado ao planejamento familiar.

Intervenção também orientada neste sentido foi objeto de estudo por Branson e Byker

(2018), se tratando, mais especificamente, do *National Adolescent-Friendly Clinic Initiative* (NACFI). A intenção de tal programa da África do Sul é tratar dos problemas relacionados à sexualidade das adolescentes, o que abarca desde informações sobre o HIV, testes de gravidez, e pré e pós-natal. Deste modo, por meio do método de Diferença em Diferenças, os coeficientes obtidos pelos autores são promissores, indicando que as adolescentes que residiam próximas às clínicas apresentaram menor probabilidade de se tornarem mães na minoridade. Além disso, seus filhos também registraram melhores condições de saúde, e o efeito positivo do NACFI se propaga em outras áreas, com evidências acerca da educação e do retorno salarial no mercado de trabalho.

Portanto, apesar das complexidades, há margem para atuação visando mitigar os efeitos negativos das gravidezes na infância e na adolescência e, principalmente, erradicá-las. De acordo com o WHO (2011), as principais diretrizes a serem observadas visando tanto a prevenção quanto melhores resultados reprodutivos nos países em desenvolvimento são: (i) ações efetivas para prevenir o casamento precoce; (ii) promoção da educação sobre a sexualidade, de oportunidades educacionais, e de programas de cunho social e econômico; (iii) estratégias para que o uso de métodos contraceptivos seja expandido; (iv) atacar o problema do sexo forçado; (v) reduzir o aborto inseguro; e (vi) fortalecer programas de atendimento à gestante e ao bebê. Assim, pode-se concluir que as ações devem ir além do nível individual, considerando também fatores como a influência da cultura vigente na comunidade em que as meninas estão inseridas, a disponibilidade e qualidade dos serviços do sistema de saúde, e até leis que as protejam de fatores de risco.

3.3 MUDANÇAS LEGISLATIVAS E TENDÊNCIAS DO CASAMENTO INFANTIL FEMININO NO BRASIL

Em 2011, o Brasil registrou quase 3 milhões de brasileiras entre 20 e 24 anos que se uniram em matrimônio durante a minoridade (VOGELSTEIN, 2013). Este número traduz uma cultura discriminatória que se seguiu por séculos ao redor do mundo e, por muito tempo, foi expressa até mesmo em forma de lei no caso brasileiro. Seja por motivações religiosas ou crenças biológicas, havia um estigma de que a mulher deveria ficar à parte em diversos aspectos da vida social, política e econômica. Ainda, predominava uma norma informal no sentido de que as mulheres deveriam se manter submissas e dependentes, primeiramente, de seus pais e, quando casadas, de seus maridos.

Sob esta concepção, talvez fosse considerado natural as mulheres casarem precocemente. Por isso, a idade mínima para as uniões era de 12 anos até 1890, mas estava em descompasso com o regramento de 14 anos no caso dos casamentos masculinos. Porém, com o Decreto nº 181, de 24 de janeiro de 1890 (BRASIL, 1890), em ambos os casos a regra foi elevada em dois anos, passando a vigorar a possibilidade de união aos 14 anos para as meninas e aos 16 anos para os meninos. Assim seguiu a legislação até ser sancionado o Código Civil, através da Lei nº 3.071, de 1º de janeiro de 1916 (BRASIL, 1916), quando a idade núbil feminina foi definida em 16 anos e a masculina em 18 anos, embora o casamento só pudesse ocorrer de modo autônomo após atingirem a maioridade civil de 21 anos.

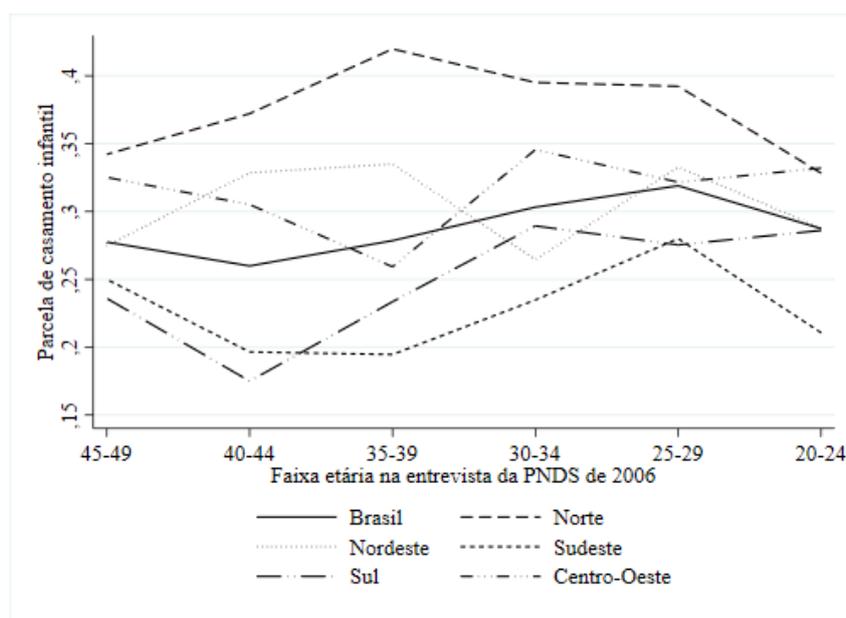
A paridade só foi obtida com a inserção do novo Código Civil, através da Lei nº 10.406 de 10 de janeiro de 2002 (BRASIL, 2002). Ainda hoje, meninos e meninas só podem casar sem a necessidade de autorização familiar aos 18 anos, mas é possível ocorrer uniões em casos específicos determinados por lei. Deste modo, mesmo com a revisão legislativa, a questão do casamento infantil seguiu com diversas brechas que ainda deixam as meninas em desvantagem. O primeiro caso, obviamente, diz respeito às uniões que exigem apenas consentimento familiar na faixa etária entre 16 e 18 anos de idade. Além disso, remanesceu a possibilidade de casamento se a menina com idade inferior a idade núbil estivesse grávida ou para evitar imposição ou cumprimento de pena criminal para o companheiro, já que o Art. 224 do Código Penal (BRASIL, 1940) poderia ser aplicado.

Parte destas brechas foi suprimida pela Lei nº 13.811, de 12 de março de 2019 (BRASIL, 2019a), quando foi vedado todo e qualquer casamento antes de ser atingida a idade núbil de 16 anos. Agora, a permissão para as uniões precoces remanesce, embora apenas na faixa entre 16 e 18 anos de idade incompletos. A diferença está na necessidade de autorização familiar para que ocorram, mas, em caso de negativa pelos responsáveis, basta um suprimento judicial de consentimento. Mais especificamente, mesmo que os pais sejam contrários ao casamento, o menor de idade pode ingressar com um processo onde o representante jurídico pleiteia a sua curadoria.

Dentro deste contexto geral, nota-se que, sem uma fiscalização rígida, o regramento legislativo acaba atacando apenas as uniões formais. O problema está, justamente, na tendência das uniões informais ao longo dos anos (IBGE, 2010), as quais apresentam maior dificuldade de sofrer *enforcement* da lei. Logo, ao ser considerada a idade de coabitação, disponível nos

dados da PNDS de 2006, para identificar os casamentos na infância ou na adolescência, tem-se em destaque a continuidade deste problema social em diferentes gerações de mulheres. De acordo com a Figura 3.1¹, fica claro que as uniões na minoridade têm um comportamento consideravelmente heterogêneo dentre as faixas etárias, embora predominantemente em queda quando consideradas as meninas mais jovens. Cabe destacar, também, a região Norte, a qual apresenta média acima da brasileira em todas os casos analisados.

Figura 3.1 – Distribuição do casamento infantil segundo as faixas etárias



Fonte: Elaboração própria.

Tendo em vista os resultados do experimento de Haenni e Lichand (2020) ocorridos no Malawi, é preciso ter atenção com as localidades que registram predominância de uniões precoces. Nestas regiões, pode ocorrer que, por se tornar uma norma social informal, o casamento na infância ou na adolescência seja um mecanismo para a família sinalizar determinado comportamento. Isto porque os resultados dos autores mostram que as comunidades inseridas em tal contexto têm uma melhor percepção dos pais que apoiam a prática. Sendo este o caso, a mudança de estigma pode exigir ações alternativas para atingir a sinalização desejada.

Portanto, tal qual aponta Guimarães, Julião e Doria (2020) a partir de sua revisão da literatura, as uniões precoces parecem se originar das desigualdades de gênero, refletindo uma cultura discriminatória sobre o papel da mulher na sociedade. É por isso que, sendo um problema social que ainda exige esforços para ser vencido no Brasil e que apresenta difícil fiscalização em

¹ A base de dados utilizada para a Figura 3.1 é a mesma da análise empírica das seções 3.4 e 3.5, a seguir.

razão das uniões informais, é preciso trabalhar em estratégias amplas e heterogêneas para abarcar os diferentes perfis de meninas que estão em risco de se envolver em casamentos infantis. A regra de idade mínima para o casamento pode ter reforço na sua aplicabilidade, por exemplo, através da combinação com programas sociais vigentes, de ações de conscientização, de fortalecimento no planejamento familiar, de campanhas publicitárias sobre a Lei nº 12.015, de 7 de agosto de 2009 (BRASIL, 2009), que discorre sobre o ato de estupro de vulnerável se houver relação com menores de 14 anos, e assim por diante.

3.4 DADOS E ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

A análise desenvolvida no presente estudo toma por base os dados da PNDS do ano de 2006. Tal pesquisa é a terceira para o caso brasileiro e, por ocorrer em mais de 90 países em desenvolvimento, permite traçar paralelos internacionais. Os dados são coletados em visitas domiciliares, abrangendo os mais diversos indicadores, como nutrição, fertilidade, planejamento familiar e características socioeconômicas.

Para atender ao propósito deste trabalho, são utilizados os dados das mulheres com idade entre 15 e 49 anos no respectivo ano do *survey*. O primeiro passo para a estratégia de identificação é definir o momento em que ocorre a revisão das regras para os casamentos precoces. Apesar do Código Civil datar de 10 de janeiro de 2002, o período de *vacatio legis* fez com que a lei entrasse em vigor apenas em 11 de janeiro de 2003². Logo, nesta data, as meninas com idade entre 18 e 21 anos, que antes precisavam de autorização parental para casar, puderam antecipar o seu comportamento. Por outro lado, a lei não teve efeito de imediato na decisão das meninas abaixo desta faixa etária.

De fato, a nova maioridade civil é o ponto de descontinuidade explorado no presente estudo. Assim, a comparação passa a ser entre o grupo de meninas que, a não ser por casos enquadrados na exceção legislativa, não tiveram oportunidade de casar de modo autônomo e formal com o grupo que a lei passou a permitir o casamento de modo independente da autorização parental. A vantagem desta estratégia de identificação é que a mudança na lei é um fator externo, permitindo a estimação do efeito causal de interesse. Isto porque é pequena a

² O fato de que o Art. 2.044 da Lei nº 10.406, de 10 de janeiro de 2002 (BRASIL, 2002), estabeleça o período de vacância em termos anuais gerou discordância sobre a data na qual o Código Civil de 2002 entrou em vigência. De acordo com o § 2º do Art. 8º da Lei Complementar nº 95, de 26 de fevereiro de 1998 (BRASIL, 1998), a *vacatio legis* deve ser contabilizada em dias. Então, com 365 dias de vacância a partir da publicação, chega-se ao entendimento de que o novo Código Civil entrou em vigor no dia 11 de janeiro de 2003.

margem de manipulação da idade para se enquadrar em determinada regra. Esta é a razão para a importância da chamada *forcing* ou *running variable*, aqui identificada por R_i . Através dela é estabelecido quem são as meninas potencialmente tratadas tanto no modelo principal, a saber, o não paramétrico (Regressão em Descontinuidade *Fuzzy*), quanto no modelo comparativo, dado pela estratégia paramétrica (MQ2E).

Neste caso, a variável citada acima diz respeito à idade contínua da menina quando entrou em vigor o novo Código Civil, sendo que a mesma está centrada no *threshold* de 18 anos. Dito de outra forma, $R_i = C_i - (\bar{c} = 18)$, com C_i sendo a idade da menina quando a lei entrou em vigência e \bar{c} o *cut-off*. Logo, T_i é definido como um indicativo de tratamento, o qual assume valor 1 se a menina tivesse mais de 18 anos à época. Isto é, ocorre $T_i = 1$ se $C_i \geq \bar{c}$ ou, ainda, $T_i = 1$ se $R_i \geq 0$. Além disso, dado que a PNDS não informa o dia de nascimento, foi necessário excluir da base de dados todas as meninas que completavam 18 anos em janeiro de 2003. Desta maneira, evita-se o risco de incorrer em erro de identificação do grupo de tratamento.

Como se trata de um procedimento em dois estágios em ambos os modelos, seja Y_{1i} a idade com que a menina coabitou pela primeira vez e Y_{2i} uma variável binária que assume valor 1 se a menina engravidou antes de atingir a nova minoridade civil. Sendo assim, as equações a serem estimadas correspondem, respectivamente, ao primeiro estágio, à forma reduzida e ao segundo estágio, como segue:

$$Y_{1i} = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 R_i + \alpha_3 X_i + \mu_i, \quad (3.1)$$

$$Y_{2i} = \delta_0 + \delta_1 T_i + \delta_2 R_i + \delta_3 X_i + \epsilon_i, \quad (3.2)$$

$$Y_{2i} = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}_{1i} + \beta_2 R_i + \beta_3 X_i + u_i, \quad (3.3)$$

onde μ_i , ϵ_i e u_i são os termos de erro e X_i denota as variáveis de controle do modelo, a saber: (i) idade na entrevista; (ii) *dummy* igual a 1 se a menina estuda e 0 caso contrário; (iii) *dummy* que assume valor 1 se a mulher é branca e 0 caso declare cor preta ou parda; (iv) *dummy* de área de residência igual 1 se a mesma é urbana e 0 caso contrário; (v) *dummy* de valor 1 se foi criada na religião católica ou evangélica e 0 caso contrário; (vi) e *dummies* para as regiões do Brasil. A escolha de tais variáveis se deve ao fato de que não são diretamente afetadas pela mudança de lei, ao passo que tornam as meninas comparáveis em características observáveis.

Nas estimativas, os parâmetros de interesse são α_1 e β_1 . Com o primeiro destes, tem-se o efeito do novo Código Civil sobre a idade de coabitação das meninas da amostra. Já o segundo coeficiente mencionado corresponde ao efeito da variação na idade de coabitação

sobre as chances de que a menina engravide precocemente. Logo, T_i , o indicativo do grupo de intervenção, é a variação exógena para a decisão marital. Em qualquer um destes casos, a intenção é identificar o efeito do tratamento no *cut-off* \bar{c} :

$$E\{Y_i(1) - Y_i(0) | C_i = \bar{c}\} \quad (3.4)$$

onde $Y_i(1)$ e $Y_i(0)$ representam as variáveis de resultado dentre as meninas do grupo de tratamento e de controle, respectivamente.

Como as equações são estimadas em modelos não paramétricos e paramétricos com o fim de comparar os coeficientes obtidos, é importante destacar que existem diferenças essenciais entre os mesmos. No caso do método não paramétrico, por exemplo, se tratam de regressões polinomiais locais que se adequam aos dados, ou seja, o modelo irá buscar a forma funcional que melhor se ajusta às informações contidas na amostra próxima ao *cut-off*. Já a abordagem paramétrica não discrimina as observações, utilizando todos os dados para modelar o resultado. Porém, em ambos os casos, é preciso ter certa homogeneidade entre as meninas para que seja possível compará-las, o que é obtido pela largura de banda ao redor da descontinuidade.

Quando a estimação ocorre pela Regressão em Descontinuidade *Fuzzy*, com o método não paramétrico, procede-se de modo semelhante ao estudo de Hombrados (2017). Assim, é utilizada a técnica descrita em Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014) e Calonico *et al.* (2019) – representado por CCT nas tabelas da análise empírica – para selecionar a banda ao redor do *cut-off*. A estratégia em questão toma por base o Erro Quadrático Médio ótimo para o estimador do efeito do tratamento, e a banda resultante também é multiplicada por 0,75 e 1,5 para avaliar o nível de sensibilidade do modelo. Por sua vez, na versão paramétrica, com o MQ2E, as janelas são simétricas e correspondentes a um, dois, três e quatro anos acima e abaixo do *cut-off*. Além disso, neste último caso, a equação conta com polinômios de até segunda ordem para R_i e interações desta variável com a *dummy* que indica o grupo de intervenção.

As estimativas pelos dois métodos contam com erros-padrão com *clusters* para a *running variable*, intencionando capturar diferenças intragrupos de idades na vigência da lei, e, no caso do MQ2E, o mesmo também é robusto à heterocedasticidade. Ainda, cabe destacar que as estimativas não paramétricas possuem Kernel triangular³ nos três procedimentos estimados via

³ O Kernel é uma forma não paramétrica de estimar a função densidade de probabilidade (f.d.p.) com base em uma amostra de variáveis aleatórias extraídas da distribuição. Assim, com o Kernel triangular, são atribuídos pesos positivos às observações dentro da janela em análise e que decrescem de modo linear e simétrico a medida que a *running variable* se distancia do *cut-off*.

Regressão em Descontinuidade *Fuzzy*: convencional, viés corrigido, e viés corrigido robusto.

O primeiro destes procedimentos utiliza regressão linear local, mas os dois últimos se valem da forma quadrática, tal qual pode ser observado no estudo de Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014). A razão para testar os mesmos é que, como a seleção da banda passa pelo equilíbrio entre o viés ao quadrado e a variância do estimador, na forma convencional é possível ter uma banda muito grande e com intervalos de confiança que levem à rejeição da hipótese nula de que não há efeito do tratamento (CALONICO, CATTANEO, TITIUNIK, 2014). Então, corrigir o viés significa tomar a sua estimativa e centralizar a estatística t , o que tem como aspecto negativo o aumento da variabilidade desta última. Por fim, tem-se o procedimento de viés corrigido robusto, onde a variabilidade é considerada ao construir o intervalo de confiança. Como resultado, há robustez mesmo com larguras de banda maiores do que no procedimento convencional.

Dentre as demais nuances dos exercícios empíricos, estão registradas regressões de acordo com as localidades onde as meninas cresceram, visando identificar se aspectos culturais podem influenciar o *enforcement* da lei. Também, são exploradas equações que forneçam um indicativo dos canais pelos quais os efeitos do novo Código Civil se traduzem sobre a gravidez na infância ou na adolescência. Neste caso, o Y_{2i} passa a ser as seguintes variáveis nas regressões de segundo estágio: idade na primeira relação sexual, idade ao usar métodos contraceptivos, e *dummy* que assume valor igual a 1 se o cônjuge for mais do que três anos mais velho do que a menina. Além disso, são testados três placebos, os quais simulam que o *threshold* estipulado pela lei corresponde a 17, 21 e 22 anos de idade, assim como é investigado o efeito da mudança legislativa sobre variáveis que, em tese, não deveriam apresentar relação com a mesma. Por fim, a análise final explora se os resultados obtidos não se tratam apenas de uma norma social informal, o que se dá ao utilizar os dados da PNDS imediatamente anterior ao novo Código Civil.

3.5 RESULTADOS

Em um primeiro momento da análise empírica é preciso entender o delineamento da amostra, tal que a Tabela 3.1 apresenta as estatísticas descritivas da mesma. Assim, o primeiro destaque está na idade média das observações, a qual é de cerca de 30 anos, uma vez que a PNDS compreende meninas e mulheres com idade entre 15 e 49 anos. Isto faz com que a média etária

quando o novo Código Civil entrou em vigência fosse de mais de 27 anos, o que está de acordo com a diferença entre a idade na entrevista da PNDS, em 2006, e a validade das novas regras, em 2003.

Tal qual explicitado anteriormente, o modelo de Regressão em Descontinuidade *Fuzzy* define que o tratamento se dá sobre quem está acima de determinado *cut-off*. Deste modo, a *running variable* com descontinuidade na maioria estabelecida pelo Código Civil de 2002 apresenta média de, aproximadamente, 9 anos, tendo em vista que o *cut-off* está mais próximo da idade mínima das observações da amostra do que da idade máxima. Por consequência, apenas 9,17% das meninas da base de dados foram afetadas pelo novo Código Civil por terem idade entre 18 e 21 anos.

Já a necessidade de uma regra de idade núbil consistente se reforça pelo valor mínimo de 10 anos observado na variável de idade de coabitação, embora a média seja de mais de 19 anos. De fato, mais de 27% das mulheres da amostra casaram antes de atingirem a maioria civil. Do mesmo modo, a gravidez na infância ou na adolescência é outro problema com indício já nas estatísticas descritivas: 24% das mulheres da amostra engravidaram antes de completar 18 anos de idade, sendo que a idade mínima registrada para a maternidade foi de 10 anos. De forma complementar a estes números está a idade mínima de 7 anos na primeira relação sexual, o que, à época da entrevista da PNDS, poderia implicar em presunção de violência por meio do Art. 224 do Código Penal (BRASIL, 1940).

Em um passo seguinte, cabe efetuar uma análise para identificar se houve manipulação da *running variable* no ponto de descontinuidade de interesse. Isto é, busca-se verificar se as meninas e mulheres reportaram incorretamente sua idade para se enquadrar no grupo de tratamento ou controle. Através do teste de densidade polinomial local, apresentado por Cattaneo, Jansson e Ma (2018), é obtida a evidência de que este não é o caso. Juntamente à estimativa da Figura 3.2, tem-se também a não rejeição da hipótese nula de ausência de manipulação através da estatística $p > |t| : 0,1344$. Resultado neste sentido é razoável, dado que a PNDS é divulgada de modo anonimizado e não tem cunho fiscalizatório nem serve de baliza para a participação em programas sociais.

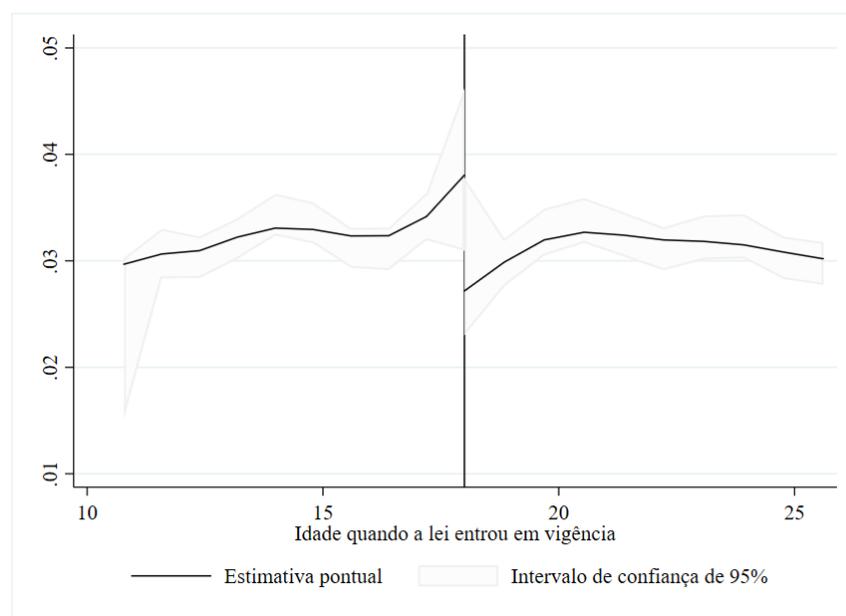
A seguir, com a análise de descontinuidade orientada por dados, fica em voga um primeiro indicativo do efeito das mudanças no Código Civil sobre o comportamento marital e sexual das meninas. De acordo com a Figura 3.3, é possível capturar o efeito negativo da legislação

Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Mín.	Máx.
Idade contínua na vigência da lei	15.520	27,3499	9,9033	10,78	46,11
Meninas afetadas pela lei	15.520	0,0917	0,2886	0	1
$C_i - (\bar{c} = 17)$	15.520	10,3499	9,9033	-6,22	29,11
$C_i - (\bar{c} = 18)$	15.520	9,3499	9,9033	-7,22	28,11
$C_i - (\bar{c} = 21)$	15.520	6,3499	9,9033	-10,22	25,11
$C_i - (\bar{c} = 22)$	15.520	5,3499	9,9033	-11,22	24,11
Idade na primeira coabitação	11.658	19,5482	4,4161	10	47
Casamento infantil	15.520	0,2761	0,4471	0	1
Idade na primeira gravidez	11.020	19,8662	4,4245	10	43
Gravidez na adolescência	15.520	0,2404	0,4273	0	1
Idade discreta na entrevista	15.520	30,8680	9,9031	15	49
Estuda	15.205	0,2207	0,4147	0	1
Branca	14.576	0,4094	0,4918	0	1
Católica ou evangélica	15.499	0,9614	0,1926	0	1
Idade na primeira relação sexual	13.589	17,5823	3,4580	7	46
Idade ao usar contraceptivo	12.966	19,0676	4,3083	10	48
Cônjuge mais velho	15.520	0,6845	0,4647	0	1
Urbano	15.520	0,7101	0,4537	0	1
Norte	15.520	0,1667	0,3727	0	1
Nordeste	15.520	0,2029	0,4022	0	1
Sudeste	15.520	0,2149	0,4108	0	1
Sul	15.520	0,2125	0,4091	0	1
Centro-Oeste	15.520	0,2030	0,4023	0	1
Cidade grande	15.466	0,3245	0,4682	0	1
Tempo de residência	15.470	19,5383	12,8387	0	49

Fonte: Elaboração própria.

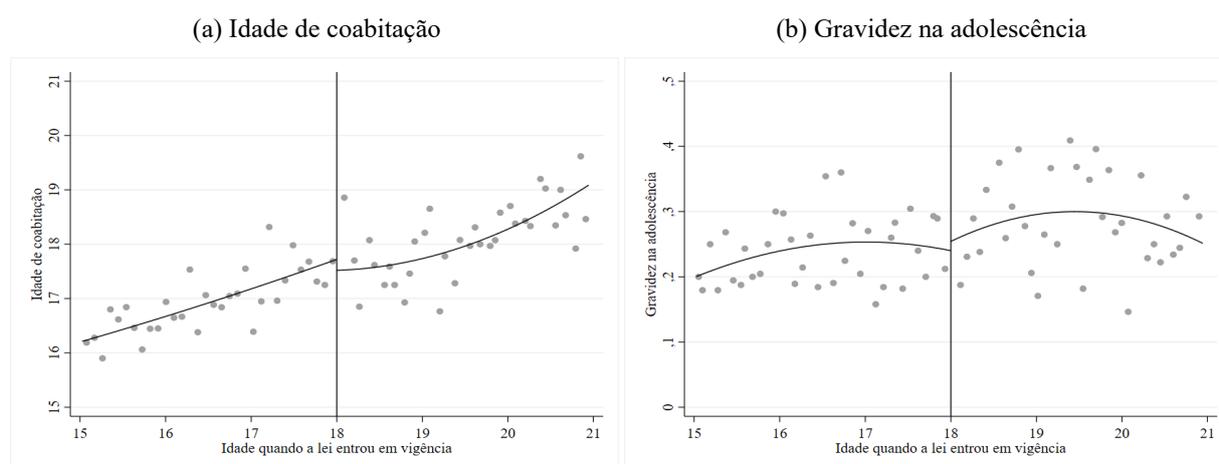
Figura 3.2 – Teste de manipulação da *running variable* aos 18 anos de idade - Estimativa de densidade polinomial local



Fonte: Elaboração própria.

sobre a idade com que as meninas coabitam e engravidam pela primeira vez. Todavia, o impacto é de pequena magnitude, talvez por uma questão de aplicabilidade da lei no contexto brasileiro, tal qual Obrero e Lombardi (2020) observam para o caso mexicano. Ou seja, posto o fato de que as uniões informais são uma alternativa socialmente aceita, o efeito obtido pode ser limitado justamente pela tendência dos casamentos sem registro civil, que já deviam ocorrer na faixa etária em estudo.

Figura 3.3 – Código Civil, idade de coabitação e gravidez na adolescência - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2



Fonte: Elaboração própria. **Nota:** Sem covariadas e com Kernel uniforme.

Estes resultados se confirmam nas regressões apresentadas na Tabela 3.2, as quais foram obtidas pelo método não paramétrico. No primeiro estágio, onde o foco está no efeito do tratamento sobre a idade de coabitação, nota-se que há diferença na magnitude dos coeficientes de acordo com a largura de banda ao redor do *threshold* de interesse e com o procedimento utilizado nas estimativas. Assim, o modelo preferido, expresso pelas equações (5) e (6) desta tabela, indica que, ao aplicar a banda obtida pelo Erro Quadrático Médio ótimo e o procedimento de viés corrigido robusto, o Código Civil implica em uma redução de quase 7 meses na idade de coabitação. O resultado é similar ao aumentar a largura da banda para 1,5, mas perde significância estatística caso a mesma seja 25% menor do que o valor ótimo. Não obstante, os resultados com diferentes bandas também apontam para um efeito negativo na idade de coabitação.

Além disso, a mudança na legislação no Brasil também traz externalidades sobre aspectos que não são o seu objetivo central. Este é o caso da gravidez na infância ou na adolescência, tal qual observado no presente trabalho. Assim, a estimativa da forma reduzida fornece o impacto da lei sobre probabilidade de que a menina engravide ainda na minoridade civil, mas os

resultados apresentam limitações de significância estatística consideráveis. Pelo procedimento convencional e viés corrigido, por exemplo, nota-se que as meninas afetadas pela nova legislação estão associadas a maiores chances de engravidarem precocemente, com coeficientes figurando entre 8,68 p.p. e 9,23 p.p. no caso do Erro Quadrático Médio ótimo. Entretanto, os coeficientes são válidos apenas em um intervalo de confiança de 10% e há sensibilidade às mudanças na largura da banda.

É possível argumentar que um dos motivos para tanto é justamente o fato de que, ao reduzir a idade mínima de casamento formal, o Código Civil também reduziu a idade de coabitação e, conseqüentemente, isto se traduziu em maiores chances de gravidez precoce. Note, por exemplo, com o segundo estágio das estimativas, que uma legislação com movimento contrário, ou seja, que elevasse a idade de coabitação das meninas, poderia se traduzir em uma redução de até 17,79 p.p. nas chances de gravidez precoce a cada ano em que fosse postergado o casamento. Apesar destes coeficientes carecerem de maior amparo estatístico, fica em voga a possibilidade de incentivos negativos advindos da mudança na maioridade civil.

Já com as estimativas pelo método paramétrico, apresentadas na Tabela 3.3, também é possível destacar que há limitações de significância estatística e de magnitude dos coeficientes de acordo com a ordem do polinômio e a janela considerada ao redor do *cut-off*. Resultado como este não surpreende quando considera-se que, em nenhum dos modelos estimados, o teste F atende a regra de ouro comumente adotada. Isto é, o quadrado da estatística t da Variável Instrumental no primeiro estágio em nenhum caso atinge valor acima de 10, indicando que a variação exógena não é relevante na comparação do viés dos estimadores de MQO e MQ2E (STOCK, WATSON, 2012). Portanto, é possível que o estimador seja enviesado e as inferências pelo método paramétrico não sejam confiáveis.

Em um próximo exercício, considera-se que o Brasil possui grande extensão e que, conseqüentemente, abrange contextos heterogêneos. Por isso, são efetuadas estimativas não paramétricas através da correção robusta do viés, segregando as meninas de acordo com a localidade onde moraram até completarem 12 anos de idade. Tais coeficientes estão registrados na Tabela 3.4, a seguir, e nas Figuras B.1 e B.2, do Apêndice B. Os resultados obtidos revelam grande disparidade no sentido do efeito da lei quando as meninas advêm de contextos locais diversos. Veja que, enquanto há evidência de que a lei reduziu em quase 1 ano e 6 meses a idade de coabitação das meninas que cresceram na capital ou cidade grande, o aumento é de mais de 7

Tabela 3.2 – Código Civil, idade de coabitação e gravidez na adolescência - Método não paramétrico

	Convencional		Viés corrigido		Viés corrigido robusto	
	Idade de coabitação (1)	Idade de gravidez (2)	Idade de coabitação (3)	Idade de gravidez (4)	Idade de coabitação (5)	Idade de gravidez (6)
Banda A: CCT						
Idade \geq 18	-0,4881** (0,2350)	0,0868* (0,0527)	-0,5700** (0,2350)	0,0923* (0,0527)	-0,5700** (0,2851)	0,0923 (0,0633)
Idade coab.		-0,1779* (0,0944)		-0,1593* (0,0944)		-0,1593 (0,1139)
Obs.		10.722		10.722		10.722
Obs. efetivas		1.490		2.408		2.408
Banda		2,8580		4,7113		4,7113
Banda C: 0,75 \times CCT						
Idade \geq 18	-0,3109 (0,2628)	0,0538 (0,0602)	-0,2815 (0,2628)	0,0476 (0,0602)	-0,2815 (0,3277)	0,0476 (0,0740)
Idade coab.		-0,1731 (0,1709)		-0,1694 (0,1709)		-0,1694 (0,2064)
Obs.		10.722		10.722		10.722
Obs. efetivas		1.144		1.875		1.875
Banda		2,1435		3,5335		3,5335
Banda B: 1,5 \times CCT						
Idade \geq 18	-0,3603* (0,1923)	0,0742* (0,0435)	-0,4994*** (0,1923)	0,0897** (0,0435)	-0,4994** (0,2335)	0,0897* (0,0528)
Idade coab.		-0,2059* (0,1114)		-0,1694 (0,1114)		-0,1694 (0,1344)
Obs.		10.722		10.722		10.722
Obs. efetivas		2.222		3.437		3.437
Banda		4,2870		7,0670		7,0670

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Erro-padrão em parênteses.

meses dentre aquelas que se desenvolveram na zona rural ou em cidade pequena. Em um paralelo com os resultados de Batyra e Pesando (2020), também pode-se questionar a aplicabilidade da lei de acordo com cada contexto, postos estes efeitos “seletivos”. Uma possibilidade para tanto é a diferença no perfil das meninas, acesso à informações sobre a lei e, até mesmo, diferentes percepções culturais acerca do casamento formal e informal.

Adicionalmente, são estimadas regressões para buscar entender por quais mecanismos ocorrem os impactos sobre a idade na qual a menina engravida pela primeira vez. Desta maneira, os resultados da Tabela 3.5 corroboram que a introdução da nova legislação teve implicações negativas sobre a idade de coabitação, mas também indicam uma mudança sobre variáveis secundárias. Este é o caso da idade com que a menina tem a primeira relação sexual e começa a utilizar métodos contraceptivos, as quais apresentam uma redução de cerca de 7 e 8 meses,

Tabela 3.3 – Código Civil, idade de coabitação e gravidez na adolescência - Método paramétrico

	1 ano Obs.: 521		2 anos Obs.: 1.052		3 anos Obs.: 1.578		4 anos Obs.: 2.087	
	Idade de coabitação (1)	Idade de gravidez (2)	Idade de coabitação (3)	Idade de gravidez (4)	Idade de coabitação (5)	Idade de gravidez (6)	Idade de coabitação (7)	Idade de gravidez (8)
Linear								
Idade ≥ 18	-0,0942 (0,5038)	0,0459 (0,1005)	-0,4249 (0,2613)	0,0742 (0,0578)	-0,5686** (0,2227)	0,0970* (0,0504)	-0,2499 (0,1873)	0,0605 (0,0440)
Idade coab.		-0,4869 (1,8586)		-0,1747 (0,1199)		-0,1706** (0,0763)		-0,2419 (0,1728)
Teste F	0,0361		2,6569		6,5025		1,7689	
Linear com interação								
Idade ≥ 18	0,0295 (0,5196)	0,0346 (0,0987)	-0,4194 (0,2626)	0,0703 (0,0578)	-0,5696** (0,2247)	0,0966* (0,0507)	-0,2523 (0,1869)	0,0611 (0,0437)
Idade coab.		1,1740 (22,5101)		-0,1677 (0,1200)		-0,1696** (0,0759)		-0,2423 (0,1712)
Teste F	0,0036		2,5600		6,4516		1,8225	
Quadrática								
Idade ≥ 18	-0,0341 (0,5609)	0,0336 (0,1049)	-0,3528 (0,2631)	0,0691 (0,0569)	-0,5508** (0,2206)	0,0926* (0,0477)	-0,2647 (0,1884)	0,0603 (0,0428)
Idade coab.		-0,9849 (13,4427)		-0,1957 (0,1485)		-0,1681** (0,0742)		-0,2280 (0,1567)
Teste F	0,0036		1,7956		6,2500		1,9600	
Quadrática com interação								
Idade ≥ 18	1,6960*** (0,5436)	-0,2810*** (0,0863)	0,1246 (0,4053)	-0,0003 (0,0908)	-0,4153 (0,3270)	0,0798 (0,0795)	-0,6031** (0,2974)	0,0986 (0,0668)
Idade coab.		-0,1657*** (0,0480)		-0,0022 (0,7122)		-0,1923 (0,1628)		-0,1635* (0,0892)
Teste F	9,7344		0,0961		1,6129		4,1209	

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses.

respectivamente. A mudança no comportamento sexual, portanto, parece ser o principal canal de transmissão do efeito sobre a gravidez ainda na minoridade civil. A ilustração gráfica dos resultados pode ser consultada na Figura B.3, localizada no Apêndice B.

Como os resultados apresentados até então podem se dever a características inerentes aos dados, cabe trabalhar em falseamentos que permitam identificar se a descontinuidade ocorre apenas no *cut-off* de interesse. Desta forma, são geradas novas variáveis de tratamento para as idades de 17, 21 e 22 anos. Os resultados registrados na Tabela 3.6 e nas Figuras B.4 e B.5, dispostas no Apêndice B, mostram que, em partes, pode-se ter segurança nos placebos de 17 e 22 anos de idade, pois são casos onde não há evidências de que a lei afete a idade da menina na primeira coabitação. Entretanto, aos 21 anos de idade há uma redução de mais de 6 meses

Tabela 3.4 – Código Civil, idade de coabitação e gravidez na adolescência de acordo com a localidade onde cresceu - Método não paramétrico pelo procedimento de viés corrigido robusto

	Capital ou cidade grande Idade de coabitação (1)	Gravidez precoce (2)	Cidade pequena ou zona rural Idade de coabitação (3)	Gravidez precoce (4)
Idade \geq 18	-1,4972*** (0,5714)	0,1181 (0,1290)	0,6330* (0,3584)	-0,0232 (0,0703)
Idade coab.		-0,0779 (0,0776)		-0,0617 (0,1782)
Obs.		3,235		7,456
Obs. efetivas		517		1.000
Banda		2,9724		2,8243

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Erro-padrão em parênteses.

Tabela 3.5 – Mecanismos para afetar a gravidez na adolescência - Método não paramétrico pelo procedimento de viés corrigido robusto

	Idade na primeira relação sexual		Idade ao usar contraceptivo		Idade do cônjuge	
	Idade de coabitação (1)	Relação sexual (2)	Idade de coabitação (3)	Métodos contraceptivos (4)	Idade de coabitação (5)	Cônjuge mais velho (6)
Idade \geq 18	-0,5497* (0,2909)	-0,6092*** (0,1950)	-0,5277* (0,2950)	-0,6931*** (0,2195)	-0,5446* (0,2902)	0,0674 (0,0775)
Idade coab.		1,1055** (0,5336)		1,3238* (0,7878)		-0,1265 (0,1473)
Obs.		10,607		10,141		10,722
Obs. efetivas		2,388		2,121		2,376
Banda		4,7010		4,2330		4,649

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Erro-padrão em parênteses.

na idade de união marital, apesar da significância estatística ocorrer apenas ao nível de 5%.

Este é um resultado razoável sob o ponto de vista de que o regramento introduzido por esta lei fez com que as meninas pudessem antecipar o casamento sem a necessidade de autorização parental de 21 para 18 anos. Cabe destacar, ainda, que a Figura B.6, apresentada no Apêndice B, e a estatística $p > |t| : 0,2347$ apontam que não há indícios de manipulação desta idade. Já o mesmo parece valer para a idade de 17 anos, mas a estatística possui significância ao nível de 5% no *threshold* de 22 anos.

Além disso, testa-se o efeito do novo Código Civil sobre diferentes variáveis que, em teoria, não deveriam responder aos novos regramentos. Como pode ser visto na Tabela 3.7 e na Figura B.7, disponível no Apêndice B, o interesse recai sobre a localidade onde a menina morou

Tabela 3.6 – Placebos com descontinuidade em 17, 21 e 22 anos de idade - Método não paramétrico pelo procedimento de viés corrigido robusto

	17 anos		21 anos		22 anos	
	Idade de coabitação (1)	Idade de gravidez (2)	Idade de coabitação (3)	Idade de gravidez (4)	Idade de coabitação (5)	Idade de gravidez (6)
Idade \geq <i>cut-off</i>	-0,1230 (0,4095)	-0,0194 (0,0728)	-0,5542* (0,3011)	0,0973 (0,0693)	-0,0497 (0,2493)	-0,0199 (0,0644)
Idade coab.		-5,3440 (27,7708)		-0,1764 (0,1112)		0,2026 (0,5617)
Obs.		10.722		10.722		10.722
Obs. efetivas		1.241		3.330		3.704
Banda		2,6591		5,1630		5,5299

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses.

até completar 12 anos de idade, o tempo de residência no município, e a cor da pele, mas o *cut-off* é mantido aos 18 anos de idade. Assim, a evidência indica que os resultados observados anteriormente acerca da idade na primeira coabitação e na primeira gravidez não se devem à uma relação espúria. Se este fosse o caso, seria razoável o mesmo ocorrer nos placebos testados na forma reduzida e no segundo estágio da regressão.

Tabela 3.7 – Placebos de acordo com variáveis não relacionadas ao Código Civil - Método não paramétrico pelo procedimento de viés corrigido robusto

	Localidade onde cresceu		Residência no município		Cor da pele	
	Idade de coabitação (1)	Cidade grande (2)	Idade de coabitação (3)	Tempo no município (4)	Idade de coabitação (5)	Branca (6)
Idade \geq 18	-0,5331* (0,2933)	-0,0854 (0,0522)	-0,5566* (0,2924)	-1,5776 (1,3742)	-0,5478* (0,2985)	0,0847 (0,0555)
Idade coab.		0,1632 (0,1479)		2,8134 (3,2704)		-0,1562 (0,1812)
Obs.		10.691		10.690		10.722
Obs. efetivas		2.269		2.257		2.274
Banda		4,4315		4,3891		4,4042

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses. As equações (5) e (6) não utilizam a *dummy* de cor da pele.

Por fim, é preciso considerar que os resultados observados no *threshold* de 18 anos de idade podem se tratar de uma norma social ao invés do efeito da nova legislação. Assim, são resgatados dados mais antigos da PNDS, os quais se referem ao ano de 1996, e a *running variable* é centrada na idade reportada na entrevista ao invés da idade quando a lei entrou em

vigência⁴. À época, o regramento válido desde 1916 estabelecia que as meninas podiam casar sem a necessidade de autorização dos responsáveis somente a partir dos 21 anos de idade, de modo que, na idade de 18 anos não há evidência de que o seu comportamento acima e abaixo do *cut-off* seja diferente. O resultado gráfico pode ser visto na Figura B.8, disposta no Apêndice B.

Tabela 3.8 – Descontinuidade aos 18 anos na entrevista da PNDS de 1996 - Método não paramétrico

	Convencional		Viés corrigido		Viés corrigido robusto	
	Idade de coabitação (1)	Gravidez precoce (2)	Idade de coabitação (3)	Gravidez precoce (4)	Idade de coabitação (5)	Gravidez precoce (6)
Idade ≥ 18	0,0410 (0,3700)	-0,1436 (0,1475)	0,0731 (0,3700)	-0,1419 (0,1475)	0,0731 (0,4375)	-0,1419 (0,1816)
Idade coab.		-3,5004 (29,3993)		-0,7201 (29,3993)		-0,7201 (34,7637)
Obs.		8.650		8.650		8.650
Obs. efetivas		292		433		433
Banda		1,4262		2,1095		2,1095

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses.

O conjunto de tais resultados aponta que, ao reduzir a idade mínima para as uniões formais visando comportar uma alegada realidade vigente na sociedade, os formuladores de políticas públicas acabaram incentivando uma redução na idade de coabitação e, até mesmo, aumentando as chances de gravidez na infância ou na adolescência. Todavia, quando considera-se que os coeficientes enfrentam limitações estatísticas e de magnitude, fica em evidência que a lei carece de *enforcement* para afetar ambos os problemas sociais. Para explicar este equilíbrio, portanto, a próxima seção apresenta uma modelagem teórica acerca da estratégia ótima do governo e a resposta da menina.

Por fim, cabe destacar que, como a idade de coabitação se trata de um indicador mais amplo ao incluir os casamentos informais, a restrição imposta pela PNDS ao não disponibilizar a idade das meninas no casamento civil não implica em um severo prejuízo. Pelo contrário, assim pode-se capturar o efeito mais abrangente da nova legislação levando em consideração a tendência das uniões informais. Entretanto, remanesce sem resposta o efeito específico sobre os casamentos formais, os quais, de certo modo, são o objeto central da lei em questão.

⁴ A Tabela B1, disponível no Apêndice B, apresenta as estatísticas descritivas para a PNDS de 1996.

3.6 MODELAGEM TEÓRICA

3.6.1 Jogadores, *payoffs* e *timing*

Considere uma sociedade na qual o casamento infantil feminino é prevalente e, como consequência, um problema social por afetar uma série de aspectos da vida da menina, como a saúde, a acumulação de capital humano e as chances de romper com a transmissão intergeracional de pobreza. Uma alternativa à disposição do governo para resolver ou minimizar seus efeitos é a implementação de uma lei. Uma vez em vigor, as meninas que desejam casar precisam considerar a idade núbil e a maioridade civil estabelecidas na legislação. O presente modelo tem o objetivo de responder a seguinte pergunta: sob quais condições pode-se encontrar um equilíbrio no qual o governo decide implementar a lei e, mesmo assim, as meninas decidem casar?

Suponha que o governo pode ser de dois tipos, fiscalizador (F) ou leniente (L), tal que formalmente tem-se $T \in \{F, L\}$. Caso a lei esteja vigente, o governo fiscalizador é mais eficiente em identificar e punir a menina que casou⁵: as probabilidades de identificar e de punir são dadas por $0 < \rho_L < \rho_F < 1$ e o custo de fiscalizar (ou de implementar a lei) são $0 < d_F < d_L$. Como é usual, o tipo do governo é sua informação privada, de forma que as meninas conhecem apenas sua distribuição de probabilidade: $Pr(T = F) = p \in (0, 1)$ e $Pr(T = L) = 1 - p$.

Dados os problemas sociais relacionados ao matrimônio precoce, é assumido que o governo sofre uma desutilidade $\gamma \in (0, d_F)$ sempre que há casamento, bem como um benefício $a > 0$ sempre que implementa a lei. A ideia deste último é que, ao implementar uma lei relacionada a um problema que a sociedade julga importante, o governo presta uma satisfação aos cidadãos – o que pode se refletir em maior aprovação da sua gestão, maiores chances de reeleição, e assim por diante. Formalmente, note que a utilidade do governo $T = L, F$ é dada por:

$$v(\mathbb{I}_{LEI}, \mathbb{I}_{CASAR}) = -\gamma \mathbb{I}_{CASAR} + \mathbb{I}_{LEI}(a - d_T), \quad (3.5)$$

onde \mathbb{I}_{LEI} e \mathbb{I}_{CASAR} são variáveis indicadoras assumindo valor igual a 1 caso a lei seja implementada e a menina case, respectivamente, e zero caso contrário.

⁵ O casamento na minoridade não é crime, tal que a punição formal para a menina é simplesmente a anulação do matrimônio, o que pode gerar um custo para a mesma no sentido de haver o estigma de que violou a lei ou de que a percepção da sociedade vai afetar os futuros *matchings* no mercado de casamentos. Note que as uniões formais têm certa medida de fiscalização por parte dos cartórios, tal que a aplicabilidade do presente modelo é, essencialmente, entre as meninas que casam sem registro civil.

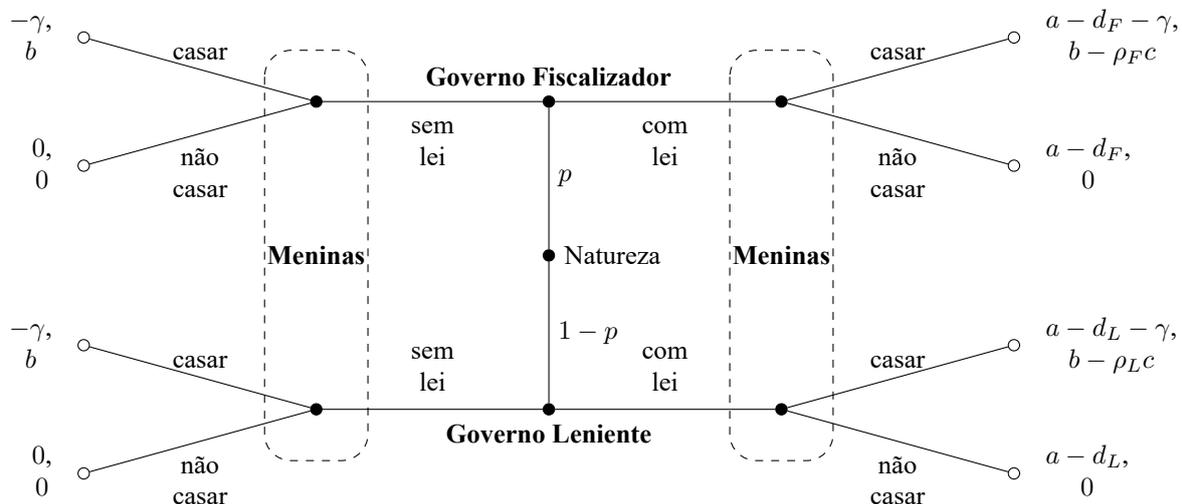
O *payoff* de uma menina representativa leva em conta, entre outros aspectos, os custos e os benefícios do matrimônio ilegal, caso a lei esteja em vigor. Seja $c > 0$ o custo associado a ter o casamento anulado e $b > 0$ o benefício líquido de estar casada⁶, independente da lei ter sido implementada. O parâmetro c pode envolver os custos sociais e psicológicos de estar praticando uma atividade ilegal, além da própria dissolução da união conjugal. O benefício, por sua vez, pode incluir o cumprimento de uma norma social informal vigente na sua comunidade, ter uma maior renda familiar disponível do que na residência de seus responsáveis ou, até mesmo, a expectativa de uma maior autonomia decisória. Formalmente, seu *payoff* é dado por:

$$u(\mathbb{I}_{LEI}, \mathbb{I}_{CASAR}, T) = b\mathbb{I}_{CASAR} - \rho_T c \mathbb{I}_{LEI}, \quad (3.6)$$

para $T = F, L$.

As meninas devem decidir se casam baseadas exclusivamente na ação adotada pelo governo. Uma vez que não observam se o tipo é F ou L , a única informação à sua disposição é se a lei foi implementada ou não. Como apresentado na subseção seguinte, tal informação permite a atualização da sua *prior* p , o que servirá de base para a sua decisão. O *timing* e os *payoffs* do jogo são apresentados de modo extensivo na Figura 3.4.

Figura 3.4 – O jogo do casamento infantil



Fonte: Elaboração própria.

⁶ Note que o presente modelo serve apenas para estudar o comportamento de meninas que têm $b > 0$, pois é o grupo que percebe a união precoce como vantajosa em certa medida. Por outro lado, certamente existem custos associados ao casamento, e que podem ser superiores aos benefícios. Porém, se $b < 0$, a menina nunca casa e este não é o problema que deseja-se analisar nesta seção. Além disso, a decisão pode não ser da menina, mas sim da sua família, de modo que $b > 0$ é o benefício líquido da mesma.

3.6.2 Equilíbrio

A busca é por Equilíbrios Bayesiano Perfeitos (em estratégias puras), tal que as crenças das meninas sobre o tipo do governo são atualizadas seguindo a regra de Bayes. Por exemplo, quando a lei é implementada ocorre:

$$\begin{aligned} & Pr(T = F | \mathbb{I}_{LEI} = 1) = \\ & \frac{Pr(\mathbb{I}_{LEI} = 1 | T = F) Pr(T = F)}{Pr(\mathbb{I}_{LEI} = 1 | T = F) Pr(T = F) + Pr(\mathbb{I}_{LEI} = 1 | T = L) Pr(T = L)} = \\ & \frac{Pr(\mathbb{I}_{LEI} = 1 | T = F) p}{Pr(\mathbb{I}_{LEI} = 1 | T = F) p + Pr(\mathbb{I}_{LEI} = 1 | T = L) (1 - p)}. \end{aligned} \quad (3.7)$$

Em equilíbrio, tais crenças devem ser consistentes, tal que nenhum jogador possua incentivo para desviar da estratégia adotada. Assim, parte-se para a análise dos equilíbrios separadores.

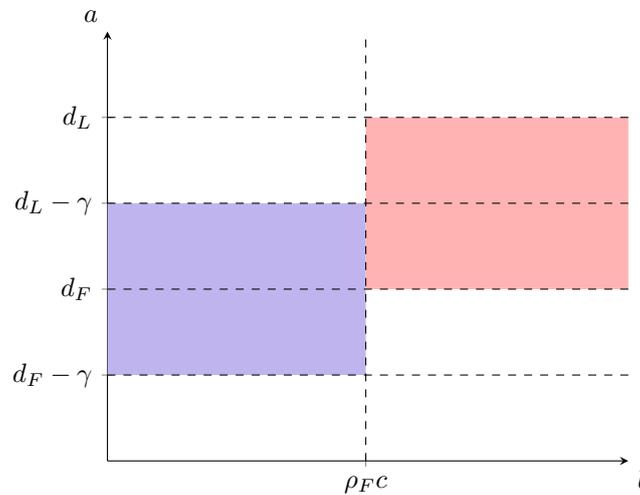
Suponha que as meninas acreditem que um governo fiscalizador implementa a lei e o leniente não. Assim, dois equilíbrios são possíveis. O primeiro é tal que as meninas casam se e somente se não há lei. As condições para que este equilíbrio exista são: $d_F - \gamma < a < d_L - \gamma$ e $b < \rho_F c^7$. Enquanto a primeira condição garante que nenhum dos dois tipos de governo desviará, a segunda assegura que as meninas temam o efeito da lei e, por isso, não casem. Intuitivamente, o equilíbrio no qual o governo fiscalizador implementa a lei enquanto o leniente não, e que as meninas evitam casar se há uma lei em vigor, ocorre quando a utilidade de prestar satisfação à sociedade através da lei assume um valor intermediário e o benefício do casamento é suficientemente pequeno – ou a punição é suficientemente grande.

O segundo caso ocorre quando as meninas casam independente da lei ter sido implementada. Agora, a condição que garante que o governo fiscalizador implemente a lei enquanto o leniente não implementa é $d_F < a < d_L$. Além disso, para que as meninas não desviem é necessário que $b > \rho_F c$. Logo, similar ao caso acima, tal equilíbrio existe se o benefício de dar satisfação à sociedade implementando a lei assume um valor intermediário, mas agora em um patamar mais elevado do que antes. Adicionalmente, a utilidade que as meninas recebem ao casar deve ser alta o bastante – ou a punição baixa o bastante –, ao contrário do equilíbrio anterior. A Figura 3.5 traz uma representação gráfica das condições garantindo a existência dos

⁷ Por simplicidade, são considerados somente os casos de desigualdade estrita nas condições de existência dos equilíbrios. Logo, a análise não trata dos casos em que os jogadores ficam indiferentes entre duas estratégias. Isto diminui a quantidade de equilíbrios (relevantes) a serem analisados, embora não traga nenhum prejuízo adicional.

equilíbrios separadores acima: a área azul é aquela onde a menina casa se e somente se não há lei e a área vermelha é aquela quando casam independente da lei.

Figura 3.5 – Equilíbrio onde o governo fiscalizador implementa lei e o leniente não



Fonte: Elaboração própria.

Antes de analisar os equilíbrios agregadores, note que o caso em que o governo fiscalizador não implementa a lei enquanto o leniente implementa, não existe. Para tanto, note que, dado que a lei não está em vigor, as meninas sempre casam. Assim, qualquer equilíbrio no qual as meninas não casam se a lei não é implementada não existe. Isto é verdade, em particular, para aqueles casos no qual F implementa a lei e L não implementa e as meninas não casam se observam que não há lei. Além disso, também não existe qualquer equilíbrio em que o governo leniente opta pela lei enquanto o fiscalizador não. De fato, para que F não desvie é necessário que o benefício de prestar contas à sociedade seja pequeno o bastante (menor que um *threshold* \underline{a})⁸. Já para que L não opte por mudar sua estratégia, tal benefício deve ser grande o bastante (maior que um $\bar{a} > \underline{a}$). As duas condições não podem ser atendidas simultaneamente.

Suponha agora que as crenças das meninas são tais que ambos os tipos de governo possuem a mesma probabilidade de implementar a lei, isto é:

$$Pr(\mathbb{I}_{LEI} = 1|T = F) = Pr(\mathbb{I}_{LEI} = 1|T = L) = \frac{1}{2}. \quad (3.8)$$

A regra de Bayes, registrada na equação (3.7), implica que a observação de que a lei foi implementada não é informativa: as *posteriores* são $Pr(T = F|\mathbb{I}_{LEI} = 1) = p$ e $Pr(T = L|\mathbb{I}_{LEI} = 1) =$

⁸ Para o equilíbrio em que F opta por “não lei” enquanto L opta por “lei”, com as meninas casando se e somente se não há lei, tem-se que $\underline{a} = d_F - \gamma$ e $\bar{a} = d_L - \gamma$. Já quando o governo fiscalizador não implementa a lei, o leniente implementa, e as meninas casam independente da lei, $\underline{a} = d_F$ e $\bar{a} = d_L$.

$1 - p$. Considere, inicialmente, equilíbrios agregadores onde ambos os tipos optam pela lei. Defina $\bar{\rho} = p\rho_F + (1 - p)\rho_L$ e tome o caso em que as meninas casam independente da lei estar em vigor. Lembre que, fora do equilíbrio (sem lei em vigor), casar é estratégia dominante para as meninas. Assim, o resultado em que ambos os tipos implementam a lei e as meninas casam mesmo assim é garantido quando $b > \bar{\rho}c$ e $a > d_F$. O conjunto de pontos (b, a) que satisfazem estas restrições são representados pela área vermelha na Figura 3.6. Observe que, para que o equilíbrio exista, é necessário uma alta utilidade de implementação da lei para o governo e um (relativamente)⁹ alto benefício do casamento para as meninas.

Considere, agora, o caso em que ambos os tipos implementam a lei e que as meninas não casam. Para que as meninas decidam não casar é necessário que $b < \bar{\rho}c$. Os dois tipos de governo, por sua vez, não desviarão do equilíbrio se $a > d_L - \gamma$. A área azul da Figura 3.6 representa o conjunto de valores de (b, a) que atendem as restrições acima. Em resumo, a utilidade do casamento deve ser suficientemente baixa para as meninas, enquanto o benefício de prestar contas à sociedade deve ser alto o bastante para os governos.

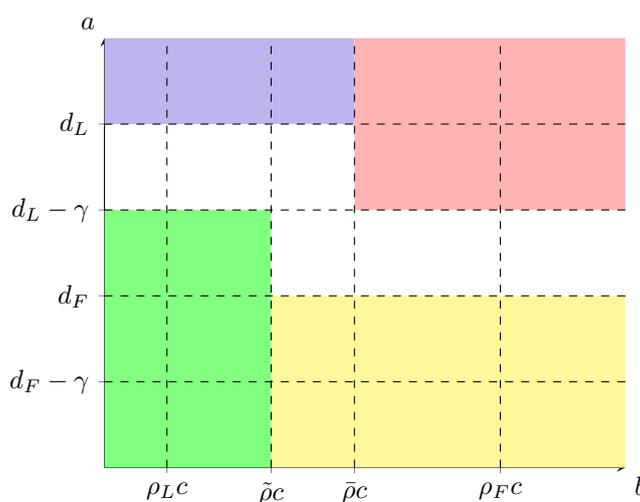
Por fim, deve-se considerar os equilíbrios agregadores no qual tanto o governo fiscalizador quanto o leninente decidem não implementar a lei. Neste caso, as meninas sempre casam, de forma que um resultado sem casamento não existe. Para um resultado com casamento existir, contudo, é preciso verificar as crenças fora da trajetória de equilíbrio. Defina $\tilde{\rho} = Pr(T = F | \mathbb{I}_{LEI} = 1) \rho_F + Pr(T = L | \mathbb{I}_{LEI} = 1) \rho_L$, então as meninas casam ao observar a lei em vigor (fora do equilíbrio) se e somente se $b > \tilde{\rho}c$. Portanto, tem-se dois casos para garantir a existência de um equilíbrio no qual ambos os tipos de governo não implementam a lei, e as meninas casam: (i) se $b > \tilde{\rho}c$, então $a < d_F$ (área amarela na Figura 3.6)¹⁰; e (ii) se $b < \tilde{\rho}c$, então $a < d_L - \gamma$ (área verde na Figura 3.6). Intuitivamente, tais equilíbrios ocorrem sempre que o governo ganha pouco ao dar satisfação à sociedade.

3.6.3 Análise

Como este modelo ajuda a explicar os resultados encontrados na análise empírica? Em particular, como justificar a implementação de uma lei que apresenta efeito pequeno ou insignificante sobre o comportamento das meninas? O interesse está em analisar os equilíbrios

⁹ Note que, por construção, $\rho_L c < \bar{\rho} c < \rho_F c$.

¹⁰ A figura assume que $\tilde{\rho} < \bar{\rho}$. Os resultados não se alteram quando a desigualdade é invertida ou quando há igualdade.

Figura 3.6 – Equilíbrios agregadores

Fonte: Elaboração própria.

nos quais ao menos um tipo de governo implementa a lei e as meninas casam mesmo assim – o que parece ser o caso brasileiro. Estes equilíbrios se encontram na área vermelha da Figura 3.5 e nas áreas vermelha e azul da Figura 3.6. O que torna estes resultados mais prováveis?

Para responder esta pergunta, parte-se para um exercício simples de estática comparativa. Por exemplo, no equilíbrio separador da Figura 3.5, é possível ver que sua área vermelha é decrescente em c e em ρ_F , e crescente na diferença entre os custos de fiscalização da lei $d_L - d_F$. A análise dos equilíbrios agregadores é um pouco distinta. Por exemplo, quando as crenças fora do equilíbrio são tais que casar é sempre a melhor escolha (área vermelha), a chance do equilíbrio existir é decrescente tanto no custo esperado do casamento ilegal, $\tilde{\rho}c$, quanto no custo de fiscalização do tipo leniente, d_L . No caso em que $b < \tilde{\rho}c$, por sua vez, a área azul cresce em $\tilde{\rho}c$ mas continua a ser decrescente em d_L .

Posto que, no Brasil, a lei foi implementada e as meninas continuam casando, o que querem dizer sobre os parâmetros do modelo? Embora não seja possível descobrir qual é o tipo de governo, pode-se conjecturar que ele se beneficia de forma considerável ao prestar uma satisfação à sociedade (alto a). Além disso, a punição para aqueles que casam ilegalmente não parece ser muito significativa (baixo c). Somando isto à ineficiência do governo (de ambos os tipos) em fiscalizar e punir os desvios da lei (baixos d_T e ρ_T), resta uma grande probabilidade de que vigore um ambiente no qual é ótimo para o governo implementar a lei e para as meninas casarem mesmo assim.

3.7 DISCUSSÃO

O Código Civil trouxe um importante avanço ao introduzir paridade entre homens e mulheres no que diz respeito à idade mínima para o casamento. Isto é, apenas em 2002 a legislação reconheceu a paridade entre os homens e as mulheres em relação ao matrimônio, o que é uma expressão de vários estigmas sociais existentes. Este é o caso do casamento precoce para garantir a castidade da menina até a união, do seu dever de constituir família e a ela se dedicar, e até da percepção do seu valor no mercado de trabalho.

O outro lado desta lei é expresso pelo fato de que, sob a justificativa de que buscava se adequar à realidade vigente na sociedade, o novo Código Civil reduziu a idade com que meninas e meninos podem casar sem a autorização parental. A maioridade civil passou de 21 para 18 anos de idade, o que tem potencial para se refletir sobre as decisões conjugais, sexuais e maternais das meninas, além de também afetar negativamente os meninos.

Sob este prisma, a proposta do presente trabalho é justamente medir se houve e qual a dimensão do impacto da lei sobre a idade com que as meninas coabitam e engravidam pela primeira vez, já que as mesmas são maioria neste problema social (UNICEF, 2014a). Além disso, a análise mostra o efeito de variações na idade de coabitação sobre as chances de que as meninas engravidem precocemente. O interesse recai sobre tais aspectos porque, quando postergados, abrem uma janela de oportunidades para que as meninas invistam em capital humano e mudem sua trajetória de vida.

Para realizar a análise empírica, foram utilizados os dados da PNDS de 2006 e métodos de regressão em descontinuidade. Ou seja, ao explorar o limiar da nova maioridade civil, são comparadas as meninas que tinham ao menos 18 anos quando o novo Código Civil entrou em vigência com aquelas que, naquele momento, não tiveram a possibilidade de casar sem a autorização parental. O resultado é um grupo de tratados e controles acima e abaixo deste *cut-off*, respectivamente. A vantagem de tal estratégia vem por meio de estimativas de causalidade, dado que tem-se disponível um quase-experimento para os modelos não paramétrico e paramétrico.

Os resultados das estimativas pela Regressão em Descontinuidade *Fuzzy* mostram que as novas regras de fato trouxeram incentivos negativos, reduzindo a idade de coabitação das meninas tratadas em cerca de 7 meses. Agora, note que este é um decréscimo modesto em comparação com o potencial introduzido pela legislação. Além disso, as demais análises efetuadas trazem resultados menos claros devido à sensibilidade ao modelo e às consideráveis limitações de

significância estatística. Este é o caso do efeito da lei e do aumento da idade de coabitação sobre as chances de que a menina engravide antes de completar 18 anos de idade.

De todo modo, tanto a limitação mencionada quanto o sentido dos coeficientes já eram esperados. No primeiro caso, a expectativa se relaciona ao incentivo da própria lei e à sua convivência com o casamento infantil quando as uniões antes da idade núbil eram permitidas em determinadas exceções estabelecidas na lei. Ao serem criados regramentos que são dificilmente fiscalizáveis e carregados de nuances e ressalvas, a suposta adequação com a realidade pode ter sido simplesmente sobreposta pelas uniões informais. Logo, estes são entraves para a erradicação das uniões na infância ou na adolescência, o que implica na necessidade de ações estruturadas e focalizadas para que os problemas sejam efetivamente atacados.

Seguindo o modelo teórico desenvolvido para racionalizar o resultado, nota-se que o equilíbrio no contexto brasileiro parece ser de que o governo adote uma lei meramente para sinalizar à população que está tratando do problema em questão. Porém, ao comparar o benefício da legislação com o custo de fiscalizar a sua aplicabilidade, pode ser vantajoso optar pela leniência com as uniões precoces. Neste caso, a menina tem baixa probabilidade de ser pega burlando a regra estabelecida no Código Civil e, portanto, opta por casar informalmente se houver a expectativa de que é uma decisão que a beneficie.

Já o fato de serem coeficientes negativos são razoáveis quando considera-se o sentido do movimento ocorrido na legislação. Por outro lado, os países que elevaram as idades mínimas para o casamento observaram efeitos positivos das leis para tratar das uniões precoces e também de outros problemas sociais, tais como a mortalidade infantil, a fertilidade precoce e os aspectos educacionais. Estes casos recebem respaldo pelos trabalhos de Bharadwaj (2015), Hombrados (2017) e Batyra e Pesando (2020). No contexto brasileiro, contudo, a externalidade negativa traduzida pelo aumento nas chances de gravidez precoce parece ter como motivo a mudança no comportamento sexual das meninas. De fato, os coeficientes apontam que há uma redução da idade com que as meninas têm a primeira relação sexual e começam a utilizar métodos contraceptivos.

É importante ressaltar, também, que este efeito do novo Código Civil na descontinuidade aos 18 anos não parece se dever a uma norma social. O indicativo para tanto é obtido quando estima-se a resposta da idade de coabitação e da idade de gravidez se a menina tinha mais de 18 anos, mas utilizando dados mais antigos, da PNDS de 1996. O resultado, porém, mostra que

não há efeito estatisticamente significativo neste ponto, o que está em compasso com o que estabelecia o Código Civil de 1916: a maioria era atingida apenas aos 21 anos de idade.

Por fim, é importante destacar que, embora o presente estudo lance luz em um tópico com análises escassas no Brasil, remanescem limitações que devem ser preenchidas futuramente. Em primeiro lugar, é importante destacar que a amostra utilizada é pequena e data de apenas três anos após a vigência da lei, implicando em restrições aos resultados obtidos. Além disso, são medidos os efeitos sobre todos os tipos de uniões, formais e informais, mesmo com o baixo potencial da lei neste último caso se não houver fiscalização. Estes problemas da análise empírica, em suma, seriam solucionados com dados mais atuais e completos para retratar a população, dando uma perspectiva da relevância de pesquisas censitárias ou amostrais para subsidiar o desenho de políticas públicas eficientes.

4 EFEITO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA SOBRE O CASAMENTO INFANTIL FEMININO

4.1 INTRODUÇÃO

Além do significativo número de casamentos precoces no Brasil, o qual coloca o país na quarta posição do *ranking* mundial em termos absolutos (TAYLOR *et al.*, 2015), o contexto socioeconômico também enseja uma análise profunda deste problema social. Posto que fatores culturais ou religiosos não são tão presentes quanto em outros países, como Índia e Bangladesh, preocupa a influência das necessidades financeiras sobre as uniões antes da maioridade. Isto ocorre especialmente quando se considera a evidência de que o casamento infantil é um problema que responde ao nível de desenvolvimento micro e macroeconômico (UNICEF, 2018b). Porém, cabe destacar que este entrave pode ser mais simples de ser sobreposto do que um estigma que se perpetua na sociedade.

Aliás, sendo este o caso, o Brasil pode ter uma vantagem no combate ao contar com o maior programa de transferência de renda do mundo, o Programa Bolsa Família (PBF). De fato, há quase 20 anos, o Programa atua como uma porta de saída da pobreza ao longo das gerações. Ao passo que o benefício monetário fornece alívio das dificuldades financeiras familiares de curto prazo, as condicionalidades relacionadas à saúde e à educação das crianças e adolescentes visam prepará-los para as oportunidades futuras. Assim, o principal resultado positivo do PBF diz respeito à educação (GLEWWE, KASSOUF, 2012; DE BRAUW *et al.*, 2015), mas a literatura registra uma série de outros efeitos desejáveis (CAMELO, TAVARES, SAIANI, 2009; RASELLA *et al.*, 2010; TAVARES, 2010; SOUSA, SANTOS, MIAZAKI, 2011; DE BRAUW *et al.*, 2014; SHEI *et al.*, 2014; VASCONCELOS *et al.*, 2017; entre outros).

Uma análise das características do Programa, contudo, deixa dúvida se há e qual o sentido dos efeitos de transbordamento sobre o casamento infantil. A primeira vista, fica evidente que, além das vantagens de atrelar as crianças e os adolescentes à educação formal, o PBF também estimula as famílias a não permitirem as uniões precoces. Note que manter estes indivíduos no domicílio é uma forma de estender os ganhos das transferências de renda a todos no núcleo familiar. Todavia, conforme o modelo teórico apresentado neste estudo, é racional que a família tenha um *threshold* de renda para o qual permite ou não o casamento infantil. Ou seja, a família considera que a menina não é apenas motivadora dos repasses do Programa, pois a sua presença

também expande o nível de gastos da residência. O ponto de decisão, então, é se o PBF permite atingir renda familiar corrente que incentive as famílias muito pobres a terem posicionamento contrário às uniões na infância ou adolescência.

Considerando estes pontos, propõe-se estimar o efeito do PBF sobre a probabilidade de que as meninas com idade inferior a 18 anos estejam casadas. Para proceder com a análise, são utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios Contínua (PNADC) de 2019 associados ao *Propensity Score Matching* (PSM) com a definição de amostragem complexa ilustrada por Leite (2016). Para que seja possível verificar as diferenças de equilíbrio entre os grupos de tratados e controles e a robustez aos fatores não observáveis, o pareamento é dado por duas técnicas: *Nearest Neighbor* e *Genetic Matching*. Além disso, o *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT) é estimado para diferentes faixas de idade e de renda.

Desta forma, são obtidos coeficientes estatisticamente significativos para a evidência de que o PBF reduz a probabilidade de que as meninas casem-se antes de atingir a maioridade, o que ocorre de modo mais intenso dentre aquelas classificadas como pobres. Logo, traçando um comparativo do Programa com intervenções de outros países que foram bem-sucedidas para reduzir as uniões precoces (ALAM, BAEZ, DEL CARPIO, 2011; SAYEED, 2016; BUCHMANN *et al.*, 2018), é possível destacar a combinação estratégica entre as transferências de renda e as condicionalidades. Em suma, isto indica que pode haver margem para tornar o PBF mais efetivo se houver uma contrapartida na situação civil das crianças e adolescentes, mas movimento como este exige estudos e testes ainda não efetuados para o contexto brasileiro.

Quanto à estrutura do estudo em questão, na seção seguinte são abordados trabalhos que documentam os efeitos de diversos programas sociais ao redor do mundo sobre as uniões precoces. Após, cabe entender as nuances do PBF para que fiquem claros os canais pelos quais podem influenciar a decisão de casamento infantil, o que consta na terceira seção. A quarta seção do presente estudo, por sua vez, desenvolve um modelo teórico para formalizar os canais microeconômicos da relação entre este programa social e o casamento infantil feminino. Já a quinta seção discorre sobre os dados e a estratégia empírica, enquanto na sexta seção estão registrados os resultados obtidos. Por fim, a sétima seção apresenta as considerações finais.

4.2 PROGRAMAS SOCIAIS E CASAMENTO INFANTIL

Sendo o casamento infantil um problema ainda atual em diversos países, as estratégias para mitigá-lo têm feito parte da agenda dos formuladores de políticas públicas e de programas sociais. Dentre as intervenções, muitas buscam mudar o comportamento do grupo focal, apresentar um novo prisma para as famílias acerca dos efeitos adversos das uniões precoces e, também, fornecer alívio financeiro para que as famílias possam manter as crianças e os adolescentes no domicílio. Em especial, este último ponto é notoriamente relevante quando considera-se o casamento infantil motivado pela severidade da pobreza. Além disso, o investimento na saúde e na educação possibilita aspirações profissionais que reforçam as estratégias voltadas à postergar o casamento e a gravidez.

Assim, Sayeed (2016) aborda o *Female Stipend Program* (FSP), um dos primeiros esforços visando erradicar as uniões precoces ao começar suas ações em Bangladesh no ano de 1982¹. No contexto onde o programa está inserido, 74% das mulheres com idade entre 20 e 49 anos casaram-se antes da maioridade (UNICEF, 2014a) e a educação das mesmas não é um aspecto prioritário. Isto porque, além das meninas mais jovens possuírem maior demanda no mercado de casamentos e implicarem em um menor dote a ser pago ao noivo, há o estigma de que o esposo deve ter maior escolaridade do que a esposa. Logo, tentando estimular a educação feminina, o FSP previa transferências monetárias para as meninas que frequentavam pelo menos 75% das aulas, alcançavam o *score* mínimo de 45% nos testes anuais das escolas, e que não eram casadas até a formatura no Ensino Secundário ou até atingirem 18 anos. Como consequência, os coeficientes obtidos através do método de Regressão em Descontinuidade por Sayeed (2016) mostram que o programa atingiu seu propósito, aumentando em 0,4 anos a idade de casamento das meninas.

Com intuito similar foi desenvolvido o programa indiano *Apni Beti Apni Dhan* (ABAD), que pode ser traduzido como Nossas Filhas, Nossa Riqueza, e busca mudar a percepção do valor feminino no domicílio. Como é tradição do país que as mulheres passem a integrar o núcleo familiar do marido quando casadas, isto implica na ideia de que o investimento nas meninas é um desperdício em termos de retorno para a família da noiva. Sabendo disto, em 1994 o ABAD entrou em atividade beneficiando as mães de meninas recém-nascidas elegíveis com Rs 500,00.

¹ Apesar de, inicialmente, ter sido implementado em somente seis áreas de Bangladesh, o sucesso do programa fez com que fosse expandido em 1994.

Além disso, investiu Rs 2.500,00 em títulos no nome destas crianças, mas este ativo poderia ser resgatado no valor esperado de Rs 25.000,00 somente se as meninas ainda fossem solteiras aos 18 anos de idade. Entretanto, apesar do desenho do programa, os resultados da avaliação de impacto de Nanda *et al.* (2016), através do modelo Probit com Variáveis Instrumentais, não indicam que tenha efeito significativo sobre o estado civil das meninas. Uma possível justificativa para os efeitos nulos no curto prazo pode ser a ausência de transferências regulares durante a infância e adolescência das meninas. Por outro lado, o resgate dos títulos na maioria pode financiar o dote a ser pago para o noivo e estimula o casamento em seguida.

Do mesmo modo, os números acerca do casamento infantil na Etiópia também revelam um problema severo, uma vez que 58% das mulheres com idade entre 20 e 49 anos reportam terem casado precocemente (UNICEF, 2014a). Todavia, visando reverter esta situação, entre 2004 e 2006 esteve em atividade o piloto do programa *Berhane Hewan*, ou Luz para Eva na tradução do amárico, o qual tinha foco nas meninas com idade entre 10 e 19 anos. Com estratégias bastante amplas, o programa estabeleceu a reunião das participantes com mulheres adultas que seriam suas mentoras, discussão com a comunidade local para promover conscientização, forneceu incentivo e suporte financeiro para que as meninas permanecessem na escola, e também beneficiou as famílias com uma cabra se as meninas ainda fossem solteiras ao final do programa. Apesar disso, os resultados do modelo de Riscos Proporcionais obtidos por Erulkar e Muthengi (2009) são heterogêneos. Assim, há evidências de que o *Berhane Hewan* reduziu as chances de que as meninas entre 10 e 14 anos experienciem matrimônio no período em análise, mas o resultado é o oposto para aquelas com idade entre 15 e 19 anos.

Por sua vez, no período de 2008 a 2010, a área rural de Bangladesh foi alvo da intervenção chamada *Kishoree Kontha*, que significa Vozes das Adolescentes. A análise deste programa possibilitou verificar se as chances de casamento infantil variam de acordo com benefícios atrelados a condicionalidades ou não. Deste modo, a aleatorização ocorreu a nível de comunidades, envolvendo os seguintes componentes: (i) empoderamento feminino, tal que as meninas recebam suporte educacional e social; (ii) incentivo financeiro, onde as meninas que permanecessem solteiras até 18 anos recebam óleo de cozinha regularmente; e (iii) empoderamento feminino mais o incentivo financeiro. Dentre estes, Buchmann *et al.* (2018) mostram que não há evidência empírica de complementariedade entre as estratégias de ação. Porém, o benefício condicional traz impacto positivo na idade de casamento das meninas, além de incentivá-las a permanecerem na escola. Já o empoderamento feminino foi efetivo somente no aspecto educacional.

Também ciente dos benefícios da educação, o *Programa de Ampliación de Cobertura de la Educación Secundaria* (PACES) foi lançado na Colômbia no ano de 1991. Uma justificativa para este projeto encontra-se na estatística de que, no menor quintil de renda, somente 55% das crianças com idade adequada para o Ensino Secundário estavam matriculadas nas escolas (ANGRIST *et al.*, 2002). Para contornar este problema, o programa oferecia *vouchers* para que as crianças de baixa renda que cursaram o Ensino Primário público pudessem migrar para a rede privada no Ensino Secundário. O auxílio fornecido era parcial, posto que cobria cerca de metade do valor cobrado pelas escolas privadas e a renovação estava condicionada a um rendimento mínimo por parte dos estudantes. Agora, como a educação e o casamento podem ser excludentes, os efeitos positivos do PACES extrapolam os ganhos educacionais. Através da estimação do Efeito Marginal do Probit e dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Angrist *et al.* (2002) indicam que o programa é responsável por um efeito indireto sobre as uniões precoces, as quais têm menor probabilidade de ocorrer dentre os que receberam os *vouchers*.

Já no Quênia, pode-se citar a intervenção experimental aleatória a nível de escolas efetuada por Duflo, Dupas e Kremer (2015), em 2003. A ação promovida no país abrangeu diversos aspectos, como saúde e educação para verificar quais estratégias podem alterar os padrões de comportamento associados à vida sexual de crianças e adolescentes. Este propósito justifica-se pelo fato de que o Quênia possui a quarta maior epidemia de *Human Immunodeficiency Virus* (HIV) do mundo (THE GLOBAL FUND, 2016). Porém, o fato de que as crianças entre 5 e 14 anos de idade possuam menores chances de serem infectadas (THE WORLD BANK, 2002) torna a educação ainda mais importante para tirá-las das diversas situações de vulnerabilidade que enfrentam. Sendo assim, os braços do experimento reportado por Duflo, Dupas e Kremer (2015) englobam o treinamento informacional de professores do Ensino Primário acerca do HIV, debates com os alunos, competição de artigos sobre o problema em questão, e também a distribuição de uniformes para reduzir o custo de estudar. Dentre estes mecanismos, o mais efetivo parece ser o incentivo econômico através do fornecimento de uniformes escolares, sendo que um dos efeitos encontrados pelos autores indica uma redução da probabilidade de que meninos e meninas casem-se. Já as meninas de escolas onde os professores receberam treinamento sobre o HIV possuem maiores chances de estarem unidas aos pais de seus filhos. Resultado como este levou os autores à conclusão de que a intervenção mudou o comportamento das meninas no que tange ao uso de métodos contraceptivos dentro e fora do casamento.

Também em 2003, o *Punjab Female School Stipend Program* (PFSSP) teve começo

no Paquistão, o qual é objeto de estudo por Alam, Baez e Del Carpio (2011). O grupo focal, neste caso, são as meninas matriculadas entre a 6^a e a 8^a série de escolas públicas, desde que sejam residentes em distritos onde a taxa de alfabetização é inferior a 40%. Como critério de elegibilidade, a frequência mínima deve ser de 80% das aulas ministradas para que a transferência trimestral de PKR 600,00 por menina seja feita à família. Sendo assim, se trata de um mecanismo que busca aliviar a significativa desigualdade educacional entre os gêneros no país. Para aferir o efeito do PFSSP, os métodos de Diferença em Diferenças e Regressão em Descontinuidade foram utilizados pelos autores, o que resultou em indícios de efeitos positivos que vão além do aumento da probabilidade de conclusão do Ensino Médio pelas meninas beneficiárias. Assim, estas também protelam a idade de união matrimonial em 1,4 anos e, até mesmo, reduzem o número de filhos.

Por sua vez, o *Zomba Cash Transfer Experiment (ZCTE)* atuou no Malauí entre 2008 e 2009 também buscando identificar se o comportamento dos beneficiários de transferências monetárias varia com o fato destas serem atreladas a condicionalidades ou não. Focalizado em meninas com idade entre 13 e 22 anos de idade que ainda eram solteiras, o experimento aleatorizou as áreas do distrito de Zomba em três grupos: (i) meninas que receberiam o benefício caso frequentassem a escola regularmente; (ii) meninas das quais as transferências não exigiriam contrapartidas; e (iii) meninas elegíveis ao programa que foram alocadas ao grupo de controle. Logo, o desenho da intervenção permitiu Baird, McIntosh e Özler (2011) estimarem um modelo simples de Probabilidade Linear na forma reduzida, o qual evidenciou que a condicionalidade repercute em ganhos educacionais e torna a ação mais custo-efetiva. Todavia, o benefício incondicional mostra-se importante ao reduzir a probabilidade de que as meninas casem-se e engravidem durante o período de avaliação do programa, sendo que este efeito ocorre principalmente entre as meninas que abandonam os estudos.

A temática do casamento infantil e da gravidez precoce também é abordada por Dake *et al.* (2018) ao analisar as intervenções denominadas *Social Cash Transfer Program (SCTP)* e *Multiple Category Targeted Grant (MCTG)*, ambas incondicionais. No primeiro caso, a ação ocorreu no Malauí no período de 2013 a 2015 e tinha como grupo focal os indivíduos extremamente pobres ou com restrições para trabalhar. As transferências deste programa eram bimensais e dependiam da composição familiar e do número de crianças matriculadas nas escolas. Já a intervenção do MCTG deu-se entre 2011 e 2013, efetuando pagamentos de MWK 120,00 a cada dois meses para as famílias da Zâmbia que estavam em condições de profunda vulnerabilidade.

Dentre os exemplos de famílias elegíveis, tem-se aquelas chefiadas por mulheres ou por idosos que contam com órfãos ou deficientes. Como ambos são experimentos aleatórios com *clusters* de localidade, a avaliação de impacto de Dake *et al.* (2018) se deu pelo método de Análise de Covariância (ANCOVA), mas os resultados não foram satisfatórios. Podendo-se argumentar a questão da ausência de contrapartidas por parte dos beneficiários, somente é observado um impacto limitado do SCTP sobre a probabilidade de que os meninos casem-se ou coabitem.

Cabe considerar, também, que há casos, como evidenciado por Haenni e Lichand (2020), onde há uma estigmatização do casamento precoce. De acordo com os resultados do experimento dos autores, o qual foi efetuado no Malawi, pode-se notar que os pais que estimulam as uniões na infância ou na adolescência têm uma melhor imagem perante a comunidade em que vivem se na mesma predomina este problema social. Isto faz com que os casamentos infantis sejam uma forma da família sinalizar que são pró-sociais e seguem uma determinada norma informal ali vigente. Como alternativa, os autores propõem uma nova forma de sinalização através do estímulo a doações pelos moradores dos vilarejos aleatorizados. Em um dos braços do experimento, os doadores receberam um bracelete para que seja uma marca visível de seu comportamento, o que fez o casamento infantil deixar de ser um componente social importante. Como consequência desejável, os resultados apontam que as uniões precoces reduziram em cerca de 30% em um ano de intervenção.

Em suma, com os estudos acima pode-se notar que não são numerosas as intervenções que tratam dos casamentos infantis especificamente ou que consideram os efeitos de transbordamento sobre a questão. Isto ocorre mesmo em países e regiões onde, até mesmo por motivos culturais ou religiosos, este problema social registra altos percentuais. Porém, há evidências favoráveis tanto para os casos de ações focadas na redução da união de crianças e adolescentes quanto para aquelas que geram somente um efeito indireto. Neste último caso, se destacam os programas que envolvem condicionalidades na situação civil ou, ainda, na questão educacional. Ademais, salienta-se que aspectos culturais estabelecidos historicamente podem justificar a inefetividade de alguns programas e experimentos. Se isto ocorre, a concepção acerca de quando o casamento deve ocorrer pode exigir uma atuação de conscientização que ultrapassa o âmbito dos incentivos financeiros.

4.3 PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

O PBF foi criado em 2003² através da unificação de programas de menor escala existentes, como o Auxílio-Gás, o Bolsa Alimentação, o Bolsa-Escola, e o Programa Nacional de Acesso à Alimentação. Tomando o exemplo de experiências prévias bem-sucedidas, tal qual o Oportunidades/Progresá do México, o PBF também possui a estrutura de um programa de transferência condicionada de renda (PTCR). De fato, o PBF é o maior programa nestes moldes, com orçamento de R\$ 29,5 bilhões em 2020.

As famílias que desejam receber o PBF devem estar registradas no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico) e, dentro da capacidade orçamentária do Programa, este evolui de modo a atender quem enquadra-se nos critérios de elegibilidade. Desta forma, os grupos classificados como extremamente pobres (renda mensal de até R\$ 89,00 *per capita*) e pobres (renda mensal entre R\$ 89,01 e R\$ 178,00 *per capita*) podem candidatar-se ao Programa. Entretanto, as famílias consideradas pobres são elegíveis somente se possuem crianças e/ou adolescentes de 0 a 17 anos de idade em seu núcleo. Em suma, tem-se os seguintes benefícios, valores e condicionalidades:

(i) Benefício Básico: Auxílio de R\$ 89,00 destinado às famílias na condição de extrema pobreza, sem ser vinculado a condicionalidades;

(ii) Benefício para Superação da Extrema Pobreza: Auxílio às famílias na condição de extrema pobreza que, mesmo após recebimento do PBF, continuam nesta classificação. Portanto, o valor transferido depende da renda familiar *per capita* e dos benefícios recebidos, sem ser vinculado a condicionalidades;

(iii) Benefício Variável à Gestante: Auxílio de R\$ 41,00 em, no máximo, nove parcelas destinado às mulheres gestantes na condição de extrema pobreza ou pobreza, com a condicionalidade de monitoramento da saúde da mãe e do bebê;

(iv) Benefício Variável à Nutriz: Auxílio de R\$ 41,00 em, no máximo, seis parcelas destinado às famílias na condição de extrema pobreza ou pobreza com crianças de até seis meses de vida, com a condicionalidade de monitoramento da saúde do bebê;

(v) Benefício Variável: Auxílio de R\$ 41,00 destinado às famílias na condição de extrema

² A Medida Provisória nº 132, de 20 de outubro de 2003 (BRASIL, 2003), deu início ao PBF e, posteriormente, foi convertida na Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004 (BRASIL, 2004).

pobreza ou pobreza com membros de até 15 anos de idade. Como é possível acumular até cinco Benefícios Variáveis, contando com o Benefício Variável à Gestante e com o Benefício Variável à Nutriz, além das condicionalidades de monitoramento da saúde e do bebê, as crianças e adolescentes com idade entre 6 e 15 anos necessitam frequentar, no mínimo, 85% das aulas mensais;

(vi) Benefício Variável Jovem: Auxílio de R\$ 48,00 destinado às famílias na condição de extrema pobreza ou pobreza com adolescentes entre 16 e 17 anos de idade. Nesta categoria, é possível receber no máximo dois benefícios, e a condicionalidade exige que estes jovens frequentem, no mínimo, 75% das aulas mensais.

Tendo em vista as informações acima, nota-se que a transferência de renda é uma forma de aliviar a severidade da pobreza no curto prazo. Assim, é reduzido o custo de oportunidade da família atender as condicionalidades do PBF quanto aos cuidados com saúde e educação das crianças e dos adolescentes. Agora, mais do que isso, as condicionalidades formam um mecanismo para atingir o objetivo de longo prazo, isto é, que seja rompida a transmissão intergeracional de pobreza através da acumulação de capital humano. Se isto se confirma, as gerações futuras não serão dependentes do Programa.

Como consequência, a literatura registra diversos aspectos desejáveis do PBF. O principal diz respeito ao aumento da participação escolar (GLEWWE, KASSOUF, 2012; DE BRAUW *et al.*, 2015), assim como há efeitos positivos sobre a saúde infantil (CAMELO, TAVARES, SAIANI, 2009; RASELLA *et al.*, 2010; SOUSA, SANTOS, MIAZAKI, 2011; SHEI *et al.*, 2014). Entretanto, os impactos indiretos também são animadores, revelando um aumento na oferta de trabalho das mães beneficiárias (TAVARES, 2010), redução nas chances de que os jovens estejam fora da escola e do mercado de trabalho (VASCONCELOS *et al.*, 2017), além influenciar o poder de decisão no domicílio em favor das mulheres (DE BRAUW *et al.*, 2014). Entretanto, como remanesce a questão dos efeitos sobre o casamento infantil, as próximas seções apresentam as modelagens teórica e empírica propostas para analisar tal relação.

4.4 MODELAGEM TEÓRICA

4.4.1 Estrutura

Propõe-se modelar a decisão familiar de permitir que um membro menor de idade e do sexo feminino – daqui em diante chamada apenas de “filha” – case através de uma estrutura simples de escolha sob incerteza. O interesse não está em estudar a dinâmica intrafamiliar, de forma que a família é considerada um agente econômico individual. Sua decisão pode ser pensada como imposta pelo chefe do domicílio ou mesmo como fruto de negociação entre seus membros³. Seu bem-estar é dado pela soma das utilidades da filha, $v(\cdot)$, e dos demais membros da família, $u(\cdot)$, como segue:

$$U^F(\mathbb{I}^C) = u(\mathbb{I}^C m_1 + (1 - \mathbb{I}^C)\alpha m_1) + v(\mathbb{I}^C(m_1^C + \beta m_2^C) + (1 - \mathbb{I}^C)[(1 - \alpha)m_1 + \beta m_2^E]). \quad (4.1)$$

Seja $v', u' > 0$ e $v'', u'' < 0$, implicando que todos os membros são avessos ao risco. Além disso, $\lim_{x \rightarrow +\infty} v(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} u(x) = +\infty$ e $\lim_{x \rightarrow 0} v(x) = \lim_{x \rightarrow 0} u(x) = -\infty$. Enquanto a primeira hipótese é padrão, a segunda pode ser interpretada como se existisse um mínimo de renda ou riqueza, representado por x , necessário para a subsistência.

A variável de escolha é \mathbb{I}^C , que assume valor 1 se a família permite que a filha case e zero caso contrário. Além disso, m_1 representa a renda presente de toda a família (incluindo a filha), m_1^C é a renda presente da filha caso case, m_2^C é a renda futura da filha caso case e m_2^E é sua renda futura caso não case. O parâmetro $\alpha \in (0, 1)$ é a parcela de renda familiar total direcionada aos demais membros – e, portanto, $1 - \alpha$ é aquela direcionada à filha – quando não há casamento⁴ e $\beta \in (0, 1)$ é a taxa de desconto intertemporal. Agora, busca-se entender o impacto de cada opção no bem-estar familiar.

Suponha que a família decida que a filha deve casar, tal que $\mathbb{I}^C = 1$. Neste caso, tem-se:

$$U^F(1) = u(m_1) + v(m_1^C + \beta m_2^C). \quad (4.2)$$

³ Por se tratar de uma criança, é razoável supor que a filha não possua independência e autonomia para tomar sua própria decisão de casamento. Assim, a escolha necessita, ao menos, de consentimento familiar.

⁴ A parcela $1 - \alpha$ pode ser composta, em parte, pelo investimento da família na educação da filha. De fato, as evidências obtidas por Akresh *et al.* (2012) mostram que famílias pobres podem optar por investir na criança percebida com maior chance de sucesso futuro. Esta possibilidade pode ser capturada pelo modelo ao assumir-se que a probabilidade de sucesso ou a renda em caso de sucesso sejam funções crescentes de $1 - \alpha$ ($p(1 - \alpha)$ com $p' > 0$ ou $\bar{m}_2^E(1 - \alpha)$ com $\bar{m}_2^{E'} > 0$, respectivamente). Como α é um parâmetro na modelagem apresentada, tal mudança não afetaria os resultados.

Observe que, quando há casamento, a renda da família é toda alocada aos demais membros, não sendo direcionada fração alguma à filha, uma vez que a mesma deixou o domicílio. Esta última tem um fluxo de renda proveniente exclusivamente de seu casamento, provavelmente provido por seu marido, que costuma ser mais velho (RAJ, 2010). Assume-se que, neste caso, não há incerteza. A ideia é que a família normalmente conhece o futuro noivo e consegue ter uma ideia razoavelmente precisa de sua renda.

Quando a família não autoriza o casamento, isto é, $\mathbb{I}^C = 0$, a renda futura da filha é m_2^E . Assume-se que m_2^E é uma variável aleatória, que \bar{m}_2^E tem probabilidade $p \in (0, 1)$ e que \underline{m}_2^E tem probabilidade $1 - p$, sendo $\bar{m}_2^E > \underline{m}_2^E$. A ideia de incorporar a incerteza vem do fato de que, com a filha permanecendo no domicílio, é provável que se dedique aos estudos. Contudo, para famílias em condições de pobreza tão extremas como as estudadas aqui, é natural que exista incerteza sobre o futuro das estudantes. De fato, as famílias podem ter baixa expectativa sobre o retorno da educação, especialmente quando é considerada a qualidade do ensino público brasileiro, e optarem por não investir neste aspecto.⁵

A utilidade da família quando não autoriza o casamento é, portanto, dada por:

$$U^F(0) = u(\alpha m_1) + pv((1 - \alpha)m_1 + \beta \bar{m}_2^E) + (1 - p)v((1 - \alpha)m_1 + \beta \underline{m}_2^E). \quad (4.3)$$

É possível notar que, agora, parte da renda familiar total deve ser alocada à filha. Adicionalmente, há a incerteza mencionada acima. Para tornar o modelo mais realista, é assumido que $\underline{m}_2^E < m_2^C < \bar{m}_2^E$. Assim, a probabilidade p pode ser entendida, por exemplo, como uma medida de qualidade da educação e do seu consequente retorno: quanto maior p , mais próspero será o destino esperado da filha caso esta estude.

4.4.2 A escolha ótima da família

A família permite o casamento infantil se e somente se $U^F(1) \geq U^F(0)$. Usando (4.2) e (4.3), é possível reescrever a condição acima como:

$$\begin{aligned} & [u(m_1) - u(\alpha m_1)] + \{v(m_1^C + \beta m_2^C) \\ & - [pv((1 - \alpha)m_1 + \beta \bar{m}_2^E) + (1 - p)v((1 - \alpha)m_1 + \beta \underline{m}_2^E)]\} \geq 0, \end{aligned} \quad (4.4)$$

⁵ Hipótese neste sentido ganha força com o estudo da OECD (2018), o qual mostra que somente 2,1% dos estudantes do menor quartil de *status* econômico, cultural e social do *Programme for International Student Assessment* (PISA) podem ser classificados como resilientes em habilidades chamadas essenciais, a saber, Ciências, Matemática e Leitura. Em outras palavras, apenas 2,1% dos estudantes brasileiros em situação de vulnerabilidades atingem o nível 3 de proficiência do PISA, em uma escala que progride até o nível 6.

onde o *trade-off* da escolha fica explícito: $\mathbb{I}^C = 1$ permite que toda renda presente seja consumida pelos demais membros e ainda garante um fluxo de renda conhecido, porém pequeno, para a filha; $\mathbb{I}^C = 0$, por sua vez, gera uma renda presente repartida na família, mas permite a possibilidade de uma renda futura (potencialmente) mais alta para a filha estudante.

De fato, a análise poderia focar em qualquer um dos vários parâmetros do modelo, mas o interesse está, particularmente, em m_1 , a renda presente da família. É razoável imaginar que, para as famílias mais pobres, a opção de não precisar repartir a renda e garantir o futuro da filha seja mais atrativa do que para outras menos pobres. Como a proposição a seguir mostra, quando parte-se da hipótese de que mais renda fornece mais autonomia e independência à família, é este o caso.

Proposição 1. *Suponha que, para todo $m_1 > 0$, os parâmetros $p, \alpha, \beta, \underline{m}_2^E$ e \bar{m}_2^E satisfazem:*

$$\begin{aligned} u'(m_1) &< \alpha u'(\alpha m_1) + (1 - \alpha) [pv'((1 - \alpha)m_1 + \beta \bar{m}_2^E) \\ &+ (1 - p)v'((1 - \alpha)m_1 + \beta \underline{m}_2^E)]. \end{aligned} \quad (4.5)$$

Então, existe $m_1^* > 0$ tal que a família permite que a filha case se e somente se $m_1 \leq m_1^*$ ⁶.

Demonstração. Denote o lado esquerdo de (4.4) por $G(m_1)$, tal que o intuito é encontrar $m_1^* > 0$ que garanta $G(m_1^*) = 0$. Para tanto, é aplicado o Teorema do Valor Intermediário. Inicialmente, observe que $\lim_{m_1 \rightarrow 0} G(m_1) = +\infty$ e $\lim_{m_1 \rightarrow +\infty} G(m_1) = -\infty$. Além disso, é fácil ver que $G(\cdot)$ é uma função contínua. Isto implica que existe algum $m_1^* > 0$ tal que $G(m_1^*) = 0$. Para mostrar sua unicidade, basta verificar que $G(\cdot)$ é uma função monótona:

$$\begin{aligned} G'(m_1) &= u'(m_1) - \alpha u'(\alpha m_1) \\ &- (1 - \alpha) [pv'((1 - \alpha)m_1 + \beta \bar{m}_2^E) + (1 - p)v'((1 - \alpha)m_1 + \beta \underline{m}_2^E)] < 0, \end{aligned} \quad (4.6)$$

onde utiliza-se o fato de que $\alpha \in (0, 1)$ e a hipótese expressa por (4.5). Por fim, como $G' < 0$, resulta que $G(m_1^*) \geq 0$ se e somente se $m_1 \leq m_1^*$, ou seja, o casamento é a melhor escolha sempre que a renda for pequena o bastante. \square

Antes de interpretar o resultado da proposição acima, é necessário uma discussão sobre a importância e o realismo da sua principal hipótese. A interpretação mais simples da condição ilustrada por (4.5) é a seguinte: o impacto marginal de uma unidade monetária extra de renda

⁶ Por simplicidade, assume-se que, em caso de indiferença, a família permite o casamento.

familiar total é maior na utilidade esperada de não permitir que a filha case (composta pela soma do bem-estar dos demais membros e da filha) do que naquela de permitir o casamento (composta somente pelos demais membros da família, já que a filha deixa o domicílio). Como citado acima, a ideia por trás desta hipótese é que uma maior renda gera uma maior independência financeira à família, fazendo com que a opção de deixar a filha casar seja cada vez menos atrativa. De certa forma, é natural a imposição de uma condição como esta, uma vez que, no modelo apresentado, o mecanismo que dirige as decisões da família é a busca de uma maior renda conjunta. Mais do que isso, assume-se que tal efeito é monótono, não mudando de sinal conforme a renda familiar cresce. Por fim, note que (4.5) é uma condição somente *suficiente* para o resultado, tal que este pode valer mesmo quando aquela falha⁷.

A previsão gerada pela Proposição 1 é direta: somente as famílias suficientemente pobres (abaixo do patamar m_1^*) autorizam o casamento de suas filhas menores de idade. Na próxima subseção são documentados alguns efeitos de mudanças em outros parâmetros sobre o *threshold* m_1^* . Tais efeitos corroboram a ideia de que as famílias em extrema pobreza tendem a ser aquelas mais propensas ao casamento infantil.

4.4.3 Estática comparativa

A proposição a seguir resume dois relevantes resultados de estática comparativa.

Proposição 2. *O valor de m_1^* é decrescente na probabilidade de sucesso no estudo – ou na qualidade da educação, p . Além disso, se a renda futura da filha em caso de casamento, m_2^C , é suficientemente pequena, m_1^* é decrescente também no nível de paciência da família, β .*

Demonstração. Deve-se aplicar o Teorema da Função Implícita em $G(m_1)$, definido na prova da Proposição 1. Assim, a análise resulta em:

$$\frac{dm_1^*}{dp} = - \frac{[v((1-\alpha)m_1 + \beta m_2^E) - v((1-\alpha)m_1 + \beta \tilde{m}_2^E)]}{G'(m_1)} < 0, \quad (4.7)$$

⁷ Como visto na prova da proposição, a hipótese expressa por (4.5) garante a monotonicidade de $G(\cdot)$ e a consequente unicidade da raiz. Portanto, mesmo que $G(\cdot)$ não seja monótona, o resultado se manteria se, por exemplo, $G'(m_1) < 0$ para $m_1 \in (0, m_1^* + \varepsilon)$, com $\varepsilon > 0$, e $G'(m_1) > 0$ para $m_1 \in [m_1^* + \varepsilon, \tilde{m}_1)$, mas com $G(\tilde{m}_1) < 0$. Ainda, como $\lim_{m_1 \rightarrow +\infty} G(m_1) = -\infty$, tem-se $G'(m_1) < 0$ para $m_1 > \tilde{m}_1$.

dado que $\bar{m}_2^E > \underline{m}_2^E$ e $v' > 0$. Ainda,

$$\frac{dm_1^*}{d\beta} = -\frac{[m_2^C v'(m_1^C + \beta m_2^C) - p \bar{m}_2^E v'((1-\alpha)m_1 + \beta \bar{m}_2^E)]}{G'(m_1)} - \frac{[-(1-p)\underline{m}_2^E v'((1-\alpha)m_1 + \beta \underline{m}_2^E)]}{G'(m_1)} < 0, \quad (4.8)$$

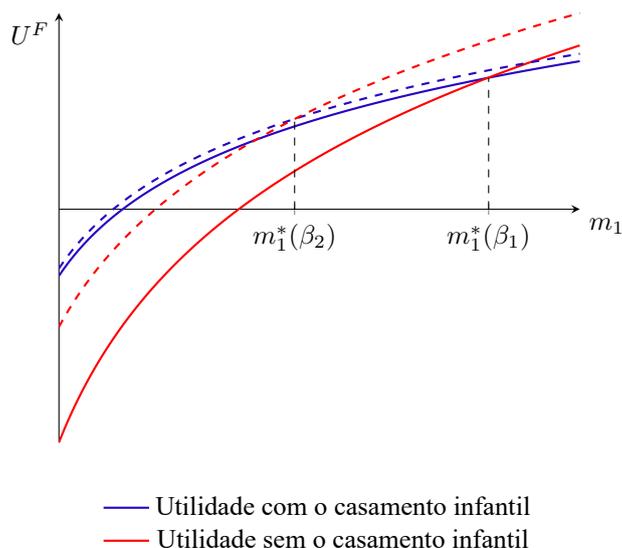
se e somente se:

$$m_2^C < \frac{p \bar{m}_2^E v'((1-\alpha)m_1 + \beta \bar{m}_2^E) + (1-p)\underline{m}_2^E v'((1-\alpha)m_1 + \beta \underline{m}_2^E)}{v'(m_1^C + \beta m_2^C)}, \quad (4.9)$$

o que encerra a prova. \square

Para melhor compreender os resultados acima, considere uma família com renda marginalmente inferior a m_1^* ($m_1 = m_1^* - \varepsilon$, com ε muito pequeno, por exemplo). Adicionalmente, assuma que a renda futura de uma mulher que case ainda criança é baixa o bastante, tal qual aponta a literatura sobre o tema. Então, de acordo com a Proposição 2, se seu nível de paciência aumentar, a família que optava por deixar a filha casar passa a impedir o casamento e mantê-la no domicílio estudando. O mesmo raciocínio se aplica para um aumento na probabilidade de sucesso no estudo. Outra maneira de interpretar os resultados é notando que, quanto maiores β ou p , mais pobre deve ser a família para que opte por permitir o casamento infantil. Similarmente, famílias muito impacientes ou que acreditam que a educação trará pouco retorno não precisam ser tão pobres para optarem pelo casamento.

A Figura 4.1 mostra o efeito de um aumento no nível de paciência da família quando a hipótese de baixo valor de m_2^C é satisfeita. As linhas azuis representam a utilidade familiar decorrente da opção pelo casamento infantil, enquanto as vermelhas medem aquela esperada ao não permitir que a filha case. Desta forma, sempre que a curva azul é superior (inferior) à vermelha, a escolha ótima é $\mathbb{I}^C = 1$ ($\mathbb{I}^C = 0$, respectivamente). A intersecção entre as duas curvas, portanto, fornece o patamar m_1^* . Suponha que $\beta_1 < \beta_2$. Note que, quando tem-se um nível baixo de paciência β_1 , as linhas sólidas se cruzam mais à direita do que quando a paciência é maior β_2 (linhas tracejadas), como estabelece a Proposição 2. Quando a família se torna mais paciente, tanto a utilidade do casamento quanto a do estudo se deslocam para cima (aumentam). Contudo, como m_2^C é muito pequeno, o deslocamento em $U^F(0)$ (vermelha) é superior àquele em $U^F(1)$ (azul), gerando o resultado. Gráfico similar pode ser construído para o efeito de mudanças em p .

Figura 4.1 – Efeito de um aumento em β 

Fonte: Elaboração própria.

O ponto principal, porém, é a evidência de que as famílias em situação de pobreza, em geral, possuem um baixo nível de paciência⁸ e pouca informação sobre os benefícios da educação⁹ – ou as escolas que estão à sua disposição são muito ruins¹⁰. Tal combinação faz com que seu m_1^* não seja tão baixo, tornando ainda mais atrativa a opção pelo casamento infantil. Pode ser o caso, por exemplo, de uma família com m_1 próximo de zero e alto m_1^* , devido a seus baixos valores de β e p . Nesta situação, deveria haver um aumento substancial de renda familiar para que houvesse uma mudança na decisão de permitir que a filha case.

4.4.4 O efeito do Programa Bolsa Família

A principal previsão gerada pelo modelo teórico apresentado, e que será testada com os dados brasileiros, é a de que um aumento de renda para as famílias pobres, aquelas abaixo de m_1^* , pode fazer com que ocorra uma diminuição na prevalência de casamento infantil. Para formalizar o argumento, considere um conjunto de famílias de massa 1 com renda inferior a m_1^* e denote por $H : (0, m_1^*] \rightarrow [0, 1]$ sua distribuição. Assim, $H(A)$, por exemplo, mede a proporção

⁸ O trabalho de Epper *et al.* (2020) mostra a associação positiva entre o nível de paciência e a posição na distribuição de riqueza.

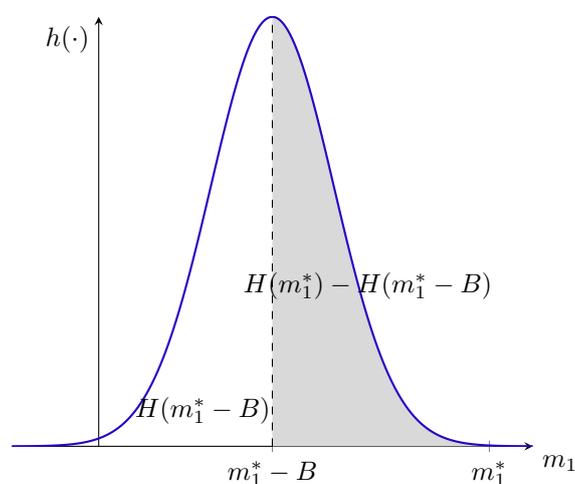
⁹ Banerjee e Duflo (2011, p. 88) discutem que, se os pais acreditam que os anos iniciais de estudo não implicam em retornos significativos, podem gerar uma armadilha da pobreza ao escolher não investir em educação.

¹⁰ A análise da Interdisciplinaridade e Evidências no Debate Educacional - IEDE *et al.* (2019) aponta que somente 2% das escolas públicas brasileiras de Ensino Médio que atendem alunos de baixo nível socioeconômico atingem os critérios mínimos para serem consideradas satisfatórias.

de famílias pobres com renda até A . Defina $B > 0$ como o valor do PBF. Então, as famílias beneficiárias do Programa que passam a impedir o casamento infantil são aquelas cuja renda satisfaz $m_1 + B > m_1^*$, totalizando uma parcela de $H(m_1^*) - H(m_1^* - B)$ dos pobres. Logo, a parcela complementar, $H(m_1^* - B)$, diz respeito àquelas famílias que, mesmo recebendo o benefício, continuam a permitir que sua filha menor de idade case. Ao interpretar a proporção como probabilidade, chega-se a uma contrapartida teórica do exercício empírico executado nas próximas seções.

A Figura 4.2, a seguir, traz uma representação visual do efeito do PBF sobre a quantidade de famílias pobres que passariam a impedir o casamento infantil, considerando uma dada distribuição H e sua correspondente densidade $h(\cdot)$. Note que a área hachurada corresponde à parcela de famílias que trocam de $\mathbb{I}^C = 1$ para $\mathbb{I}^C = 0$. Claramente, além do valor do benefício, a forma funcional da distribuição interfere na área $H(m_1^*) - H(m_1^* - B)$. Contudo, no que segue, abstrai-se tais efeitos e é testada diretamente a hipótese de que receber os benefícios do Programa diminui a probabilidade de que a família permita que filha case precocemente.

Figura 4.2 – Efeito do Bolsa Família sobre a prevalência de casamento infantil



Fonte: Elaboração própria.

Uma observação final sobre a análise é que não é considerado o caso em que a filha casa, deixa o domicílio, mas continua recebendo as transferências do PBF. De fato, nos casos em que a mulher menor de idade é a titular do benefício, existe a possibilidade de que esta case, passe a viver com seu cônjuge em outro domicílio e continue recebendo a transferência. Em situações como esta, quando a filha deixa a casa dos pais, os demais membros da família perdem o acesso ao benefício. Contudo, a inclusão de tal possibilidade não alteraria qualitativamente os

resultados: ao permitir o casamento infantil, o incremento na renda dos demais membros agora seria $(1 - \alpha)m_1 - B$, enquanto a renda da filha casada seria $m_1^C + B$. Os demais ingredientes do *trade-off* permanecem os mesmos¹¹.

4.5 DADOS E ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

Para estimar o efeito do PBF sobre a probabilidade de ocorrência do casamento infantil, optou-se por utilizar a 5ª entrevista da PNADC em 2019. Estes dados são disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e possuem um desenho de amostragem complexa. Isto é, cada observação está associada a um peso que traduz o número de indivíduos na população que a unidade amostral representa.

Posto que o PBF é uma política pública que transfere renda para todas as famílias elegíveis dentro da sua capacidade orçamentária, as unidades designadas à intervenção não foram aleatorizadas. Como consequência, é necessário adotar uma estratégia que atenuar os vieses que devem-se às diferenças entre aqueles que recebem ou não o Programa, tal que a presente análise empírica conta com o método PSM. A utilização deste modelo é ideal para simular um ambiente experimental, pois os escores de propensão são estimativas de probabilidade de recebimento do tratamento inferidas condicionalmente em características observáveis. Logo, o pareamento resulta em grupos de tratados e controles, onde o primeiro destes engloba indivíduos elegíveis que efetivamente recebem a intervenção de interesse. Já os controles servem de contrafactual para os tratados pela equivalência na probabilidade de participação no PBF.

Neste cenário econométrico, figura uma situação ainda pouco abordada na literatura, onde combina-se o PSM com dados que possuem desenho de amostragem complexa. Uma das vertentes sobre o tópico argumenta que, como não deseja-se generalizar os escores de propensão estimados, os pesos amostrais devem ser incorporados somente no cálculo dos efeitos do tratamento (ZANUTTO, 2006). Também direcionando-se à isto, DuGoff, Schuler e Stuart (2014) recomendam que os pesos amostrais sejam somente um controle no cálculo dos escores de propensão, mas que a equação final considere o desenho amostral. Por outro lado, as simulações de Ridgeway *et al.* (2015) fornecem melhor balanço entre as covariadas e estimativas com menor Raiz do Erro Quadrático Médio quando os pesos de amostragem são utilizados em todas as etapas

¹¹ Também existe a possibilidade de altruísmo da família. Os demais membros podem julgar importante que a filha carregue consigo o benefício ao casar, para que possa ter uma vida mais confortável, talvez por acreditar que m_1^C é baixa.

da análise. Já ao comparar estas formas de estimação dos escores de propensão, Austin, Jembere e Chiu (2018) mostram que nenhuma se sobressai em termos de equilíbrio das características observáveis entre tratados e controle. Porém, é preferível que os indivíduos deste último grupo mantenham seus próprios pesos ao invés de herdarem os pesos relativos aos seus pares.

Em meio a estas divergências, opta-se por estimativas de acordo com os passos apresentados no manual de Leite (2017). Neste caso, os dados são pareados sem considerar os pesos amostrais, mas a definição de amostragem complexa utilizada para estimar o efeito da intervenção, além de contar com os mesmos, também inclui a Unidade Primária de Amostragem (UPA) e o Estrato¹². Assim, segue-se os aspectos presentes na literatura, como a não generalização dos escores de propensão e a adoção dos pesos naturais das observações.

As covariadas utilizadas para a inferência dos escores de propensão buscam considerar as características das meninas e a realidade na qual estão inseridas. Portanto, incluem: (i) a renda *per capita ex-ante* ao PBF¹³; (ii) a idade; (iii) uma *dummy* igual a 1 se o indivíduo é autodeclarado branco e 0 caso se considere preto ou pardo; (iv) uma *dummy* igual a 1 se reside em área urbana e 0 caso contrário; (v) uma *dummy* igual a 1 se a menina é chefe ou cônjuge do chefe do domicílio e há filhos ou enteados na residência e 0 caso contrário; (vi) uma *dummy* igual a 1 se possui mais que o Ensino Fundamental completo e 0 caso contrário; (vii) uma *dummy* igual a 1 para domicílios com chefe de escolaridade maior que o Ensino Fundamental completo e 0 caso contrário; (viii) uma *dummy* igual a 1 se há pessoas maiores de 14 anos ocupadas no domicílio e 0 caso contrário; e (ix) o número de pessoas no mesmo. Ademais, também controla-se as características regionais através de diferentes variáveis binárias.

Portanto, os escores de propensão p_i são obtidos por meio de regressão Logística. O indicador do tratamento de interesse é dado por $T = \{0, 1\}$, tal que $T = 1$ se o indivíduo é beneficiário do PBF e $T = 0$ caso não seja. Então, a estimativa da probabilidade de recebimento do PBF é condicionada nas variáveis observáveis contidas em X , como segue:

$$p_i = p(X_i) = Pr(T_i = 1|X_i) = \frac{\exp(\beta' X_i)}{1 + \exp(\beta' X_i)}. \quad (4.10)$$

¹² O desenho amostral da PNADC se dá em dois estágios de estratificação das UPAs, as quais são formadas por setores censitários com, no mínimo, 60 domicílios particulares permanentes. Em casos onde não é atingido este número requerido, os setores censitários são agrupados dentro dos subdistritos. Já a estratificação ocorre por divisão administrativa, geográfica, espacial, e estatística.

¹³ A definição de renda utilizada diz respeito ao rendimento efetivo domiciliar sem incluir os benefícios de alimentação e transporte, nem os proventos de domiciliares pensionistas, empregados domésticos ou parentes destes. Para obter a renda *per capita ex-ante* ao PBF, exclui-se desta definição também o valor recebido em transferências do Programa. Após, o valor é dividido pelo número de membros no domicílio.

Estes escores de propensão estimados facilitam o processo computacional do PSM, pois possibilitam que o pareamento dos indivíduos seja dado em somente uma dimensão, ao invés de exigir que as observações sejam idênticas em todas as covariadas da matriz X . Desta forma, importa a hipótese de suporte comum, também conhecida por condição de sobreposição, a qual é descrita pela probabilidade positiva de que a amostra contenha indivíduos beneficiários do PBF:

$$0 < Pr(T_i = 1|X_i) < 1, \quad (4.11)$$

de modo que, se satisfeita, é plausível combinar indivíduos do grupo de controle àqueles que são designados ao recebimento do tratamento. Para tanto, são utilizadas as técnicas de pareamento *Nearest Neighbor* e *Genetic Matching*. Com a possibilidade de traçar um comparativo, verifica-se qual fornece o melhor balanceamento entre as covariadas e a maior robustez à interferência de fatores não observáveis.

No caso do *Nearest Neighbor*, o objetivo é minimizar a diferença entre os escores de propensão sem considerar a qualidade geral do pareamento. Sendo assim, com $C(i)$ representando o conjunto de controles combinados com a unidade tratada i , tem-se:

$$C_i = \min_j ||p_i - p_j||, \quad (4.12)$$

de onde exige-se 0,25 unidades de desvio-padrão na região de suporte comum devido à recomendação de Rosenbaum e Rubin (1985) para remover até 90% do viés. Além disso, o pareamento ocorre na razão 1:1, sem reposição, e começa pelas observações com maiores escores de propensão.

Quanto ao *Genetic Matching*, que deve-se à Diamond e Sekhon (2013), trata-se de um processo iterativo onde ocorrem pareamentos sucessivos até ser atingido o equilíbrio ótimo entre as observações. A ideia é que o algoritmo atribua pesos visando aprimorar o equilíbrio entre as médias das covariadas dos grupos de tratados e controles. Logo, W representa uma matriz de pesos diagonal com número de linhas e colunas igual ao de variáveis observáveis. Esta é selecionada para minimizar a função de perda dos pareamentos em termos de balanço das covariadas. Para tanto, maximiza-se o p-valor dos testes t pareados e dos testes de Kolmogorov-Smirnov correspondentes à cada coluna da matriz de balanceamento. Definindo, também, $S^{-1/2}$ como a decomposição de Cholesky da matriz de covariância de X , obtém-se a seguinte forma funcional para a Distância *Mahalanobis* Generalizada (DMG):

$$DMG(X_i, X_j) = (X_i - X_j)' (S^{-1/2})' W S^{-1/2} (X_i - X_j)^{1/2}, \quad (4.13)$$

e, mais uma vez, o pareamento deu-se sem reposição e com, no máximo, 0,25 unidades de desvio padrão na região de suporte comum. Além disso, o algoritmo utiliza 1.000 observações para resolver o problema de otimização e, para fixar os resultados e garantir a replicabilidade, a semente utilizada tanto no *Nearest Neighbor* quanto no *Genetic Matching* corresponde a 100.

A etapa seguinte diz respeito à verificação do critério de balanceamento das covariadas após o pareamento das observações. Para satisfazer este quesito, é preciso que os grupos apresentem similaridade nas características observáveis. Assim, a diferença normalizada é dada por:

$$\Delta_X = \frac{\bar{X}^{T=1} - \bar{X}^{T=0}}{\sqrt{\frac{(s^{2,T=1} - s^{2,T=0})}{2}}}, \quad (4.14)$$

de onde é desejável ter resultado inferior a 0,25, pois valores mais altos implicam em sensibilidade à especificação (IMBENS, WOOLDRIDGE, 2009). Note, também, que opta-se pela análise da diferença normalizada ao invés de testes estatísticos de diferença de médias, como o teste t, devido ao tamanho da amostra. Como, em geral, a amostra pareada costuma ser menor do que a base de dados original, o baixo número de observações pode ser a razão para que não sejam encontradas diferenças estatisticamente significativas entre os grupos (AUSTIN, 2011).

Já em relação à variável binária que indica o casamento infantil, Y , as meninas foram identificadas como casadas quando o núcleo domiciliar possui chefe e cônjuge, com a condicionalidade adicional de que as mesmas figurem em alguma destas posições na PNADC. Entretanto, note que isto gera uma limitação ao presente estudo através da possibilidade de que os domicílios com alguma extensão familiar contenham casamento infantil de membros registrados em outras posições. Se este for o caso, haverá uma subidentificação das uniões antes da maioridade. Além disso, não são distinguidos os casamentos segundo o gênero dos parceiros(as) das meninas, uma vez que se distancia do escopo da proposta de pesquisa.

Dito isto, sejam $Y_i^{T=0}$ e $Y_i^{T=1}$ os resultados potenciais nos casos em que os indivíduos são controles e tratados, respectivamente. Deste modo, a hipótese central do modelo é chamada de independência condicional, de onde tem-se que o casamento infantil é ortogonal ao tratamento condicionado em características observáveis:

$$Y_i^{T=0}, Y_i^{T=1} \perp\!\!\!\perp T_i | X_i, \quad (4.15)$$

ou seja, a designação de quem recebe o PBF corresponde à aleatória após controlar pelas covariadas contidas em X_i .

Como, após parear as observações, o grupo que recebe o tratamento possui um análogo contrafactual, as diferenças nos resultados de interesse entre tratados e controles devem-se meramente ao recebimento da intervenção. Considerando as características de amostragem complexa, isto resulta no valor populacional do ATT, isto é, aponta o efeito médio do PBF sobre aqueles que o recebem. Conforme apresentado por Becker e Ichino (2002), o ATT é dado por:

$$ATT = E(Y_i^{T=1} - Y_i^{T=0} | T_i = 1) \quad (4.16)$$

$$ATT = E\{E\{Y_i^{T=1} - Y_i^{T=0} | T_i = 1, p(X_i)\}\} \quad (4.17)$$

$$ATT = E\{E\{Y_i^{T=1} | T_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_i^{T=0} | T_i = 0, p(X_i)\} | T = 1\}, \quad (4.18)$$

onde $E\{Y_i^{T=1} | T_i = 1, p(X_i)\}$ é o resultado médio para os indivíduos elegíveis e beneficiários do PBF, e $E\{Y_i^{T=0} | T_i = 0, p(X_i)\}$ é o termo não observado que indica o resultado potencial caso os indivíduos não tivessem recebido o tratamento. Desta maneira, o estimador do ATT assume a seguinte forma:

$$\hat{ATT} = \frac{1}{N^{T=1}} \sum_{i|T=1} \left[Y_i^{T=1} - \sum_{j|T=0} w_{ij} Y_j \right], \quad (4.19)$$

tal que w_{ij} são os pesos que agregam o resultado potencial referente ao grupo de controle. Ainda, sendo $N^{T=0}$ o total de unidades no grupo que não recebe o PBF, $w_{ij} = \frac{1}{N_i^{T=0}}$ se $j \in C(i)$.

Por fim, note que um dos problemas mais graves relativos ao PSM diz respeito à violação da hipótese de independência condicional. Isto justifica-se pelos resultados enviesados se há fatores não observáveis que determinam, simultaneamente, as probabilidades de recebimento do PBF e de casamento infantil. Por exemplo, note que uma família que possui maior acesso à informação pode estar ciente da possibilidade de ser beneficiária do Programa e saber dos aspectos negativos do casamento infantil. Neste caso, serão obtidas estimativas que diferem do verdadeiro parâmetro populacional e que não servem para guiar as decisões dos formuladores de políticas públicas. Tendo em vista que há margem para que a seleção dos beneficiários do PBF sofra influência de variáveis não observáveis, testa-se a robustez dos resultados obtidos ao efetuar uma análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum (2002).

Então, introduz-se na equação (4.10) a possibilidade de haver $u_i \in \{0, 1\}$ variáveis não observadas que afetem a probabilidade condicional de recebimento das transferências do PBF, sendo tais associadas ao parâmetro γ . Desta forma, se os indivíduos i e j são idênticos em características observáveis, $X_i = X_j$, a razão entre as probabilidades de que pertençam ao

grupo de tratados resulta na seguinte expressão:

$$\frac{\frac{p_i}{1-p_j}}{\frac{p_j}{1-p_i}} = \frac{p_i(1-p_j)}{p_j(1-p_i)} = \frac{\exp(\beta'X_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta'X_i + \gamma u_i)} = \exp\{\gamma(u_i - u_j)\}. \quad (4.20)$$

A partir da equação acima, percebe-se que, na ausência de disparidades entre os fatores não observáveis referentes aos sujeitos i e j , não há viés nas estimativas do ATT. Isto fica claro ao analisar os limites da razão de probabilidades de Rosenbaum (2002):

$$\frac{1}{e^\gamma} = \frac{p_i(1-p_j)}{p_j(1-p_i)} = e^\gamma, \quad (4.21)$$

pois se $e^\gamma = \tau = 1$ os indivíduos em questão equivalem-se em termos de probabilidade de recebimento da intervenção. Por outro lado, valores de τ diferentes de 1 indicam que as chances de participação no PBF dependem de características não observáveis em fator proporcional a τ . Em suma, este teste aponta o grau em que os coeficientes calculados são suportados pela hipótese de independência condicional, embora não seja evidência assertiva de que a designação ao tratamento se deva somente a variáveis observáveis ou não.

Quanto aos recortes efetuados na base de dados, são mantidas somente as meninas com idade entre 12 e 18 anos incompletos. A estratégia se deve ao fato de que a forma de identificação dos casamentos infantis associada aos dados do Censo resulta em nenhum registro de união precoce antes desta faixa etária. Porém, como é um problema social que predomina a partir dos 16 anos de idade, também são feitas estimativas em específico para este grupo¹⁴. Além disso, como o PBF possui diferentes benefícios de acordo com a renda *per capita* familiar, o ATT é calculado segundo os *thresholds* de elegibilidade vigentes em 2019: (i) renda *per capita ex-ante* ao PBF inferior a R\$ 89,00 caracterizando a extrema pobreza; (ii) pobreza sendo definida pela renda *per capita ex-ante* ao PBF entre R\$ 89,01 e R\$ 178,00; (iii) renda *per capita ex-ante* ao PBF de até R\$ 178,00 para englobar todos os elegíveis; e (iv) efeito de transbordamento sendo capturado pela renda *per capita ex-ante* ao PBF entre R\$ 178,01 e R\$ 356,00.

¹⁴ O fato de que entre 12 e 16 anos de idade há um baixo número de meninas casadas justifica o porquê de não serem apresentadas inferências para esta subamostra. Como o mecanismo de pareamento trata da intervenção de interesse, o PBF, houveram casos onde a amostra pareada não continha registros de casamentos segundo os grupos de tratamento, implicando em problemas para a comparação de médias.

4.6 RESULTADOS

Em uma análise quase-experimental, tal como a proposta neste estudo, é de extrema importância que os grupos de tratados e controles apresentem similaridade em termos de médias para que os resultados possam ser atribuídos somente à intervenção de interesse. Posto isto, as Tabelas C.1 a C.4 apresentam a diferença normalizada entre as médias das covariadas para os respectivos grupos e de acordo com quatro diferentes faixas de renda *per capita ex-ante* ao PBF. Estas tabelas encontram-se no Apêndice C, ao final do presente trabalho, e revelam que, nas duas técnicas de pareamento adotadas, existem casos em que não são atingidos valores inferiores a 0,25, mas não é a regra predominante. Isto é, tem-se um indicativo positivo de que os resultados estimados sejam robustos à especificação, seguindo Imbens e Wooldridge (2009).

O mesmo ponto pode ser visto nas Figuras C.1 a C.8, do Apêndice C, onde são apresentadas as distribuições dos escores de propensão dentre os grupos de tratamento e de controle após o pareamento. As distribuições das densidades mostram a preponderância das tendências similares e a sobreposição dos grupos de tratados e controles. Dito de outra forma, a seleção dos *matchings* privilegiou o balanceamento entre as meninas em termos de probabilidade de que recebam a intervenção em análise, embora uma efetivamente a receba e a outra não.

Ainda, cabe verificar os percentuais de casamentos infantis registrados nas amostras utilizadas para estimar o ATT. Este resultado consta na Tabela 4.1 e evidencia que as uniões predominam na faixa de 16 a 18 anos incompletos, na qual o regramento atual permite o casamento em casos consentidos pela família. Contudo, ao incluir as meninas mais jovens na análise, nota-se percentuais de menor magnitude, o que pode dever-se ao fato de que são informações autorreportadas e, talvez, exista um incentivo para ocultar as ocorrências nesta faixa etária. Se este for o caso, as estimativas da análise empírica estão sujeitas à subestimação, uma vez que o PBF pode estar associado a um aumento mais significativo das chances de casamento infantil feminino do que é possível identificar na diferença de média entre os grupos.

Os coeficientes de tais estimativas estão registrados na Tabela 4.2, onde as meninas são separadas em subgrupos de renda, idade, e técnicas de pareamento. Uma análise geral desta tabela põe em voga o fato de que o PBF reduz a probabilidade de que as meninas na minoridade casem. Este efeito desejável se manifesta em magnitude e significância estatística heterogêneas. Note por exemplo, que os coeficientes são mais intensos na faixa etária entre 16 e 18 anos de

Tabela 4.1 – Média e erro-padrão para a variável dependente

Técnica de pareamento	16 a 18 anos incompletos		12 a 18 anos incompletos	
	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão
Extremamente pobres				
<i>Nearest Neighbor</i>	0,1031	0,0189	0,0410	0,0071
<i>Genetic Matching</i>	0,0998	0,0189	0,0395	0,0065
Pobres				
<i>Nearest Neighbor</i>	0,0882	0,0221	0,0374	0,0071
<i>Genetic Matching</i>	0,0840	0,0217	0,0405	0,0083
Elegíveis				
<i>Nearest Neighbor</i>	0,0919	0,0117	0,0371	0,0048
<i>Genetic Matching</i>	0,0928	0,0126	0,0382	0,0051
Dobro do limite de renda				
<i>Nearest Neighbor</i>	0,0403	0,0077	0,0136	0,0024
<i>Genetic Matching</i>	0,0367	0,0071	0,0134	0,0024

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** Estatísticas com a amostra pareada e com definição de amostragem complexa.

idade incompletos se a menina estiver em situação de pobreza. Por outro lado, há indicativos de que o mesmo ocorra para o grupo mais jovem, com idade entre 12 e 15 anos, se a renda a colocar na categoria de extrema pobreza, embora a comparação empírica fique limitada quando, por vezes, não restaram meninas casadas neste grupo após o pareamento. Por fim, ainda que o recebimento indevido do Programa o possa tornar ineficiente para atingir seus objetivos, o efeito estimado sobre o casamento infantil é desejável.

Tabela 4.2 – Efeito sobre a probabilidade de casamento

16 a 18 anos incompletos		12 a 18 anos incompletos	
<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>
Extremamente pobres			
-0,0417 (0,0375) 358	-0,0355 (0,0377) 358	-0,0284* (0,0147) 930	-0,0254* (0,0136) 930
Pobres			
-0,1019** (0,0408) 264	-0,0943** (0,0405) 262	-0,0352** (0,0137) 750	-0,0410*** (0,0156) 750
Elegíveis			
-0,0599** (0,0240) 664	-0,0633** (0,0246) 662	-0,0312*** (0,0095) 1.732	-0,0333*** (0,0101) 1.728
Dobro do limite de renda			
-0,0325** (0,0157) 926	-0,0252* (0,0147) 926	-0,0082* (0,0861) 2.918	-0,0079* (0,0048) 2.918

Fonte: Elaboração própria. **Notas:** * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Erro-padrão em parênteses.

Desta maneira, na faixa de renda que caracteriza a extrema pobreza é possível destacar que os resultados são significativos estatisticamente apenas quando analisadas as meninas de 12 a

18 anos incompletos, indicando que o efeito se concentra dentre as meninas com menos de 15 anos de idade. Note que as meninas do grupo de tratamento estão associadas a coeficientes de -2,54 pontos percentuais (p.p.) e -2,84 p.p. nos pareamentos via *Genetic Matching* e *Nearest Neighbor*, respectivamente, apesar desta redução na probabilidade de estarem casadas ser estatisticamente significativa apenas ao nível de 5%. Em geral, portanto, se trata de uma evidência de que o alívio financeiro provido pelo Programa possibilita a mudança na decisão acerca das uniões precoces, o que ocorre especialmente entre as meninas mais jovens desta faixa de renda. Essa focalização do efeito segundo a faixa etária pode se dever às diferenças no *enforcement* tanto da condicionalidade educacional do PBF quanto da própria lei que dispõe sobre a frequência escolar.

Já as estimativas para as meninas da categoria de pobreza revelam o oposto no que tange à comparação dos grupos etários. Isto porque os resultados são de maior magnitude no caso das meninas com idade entre 16 e 18 anos de idade incompletos, indicando que a redução na probabilidade de casamento infantil feminino em virtude do PBF se dá entre as meninas mais próximas à maioridade. Neste caso, a significância estatística foi de 5% em ambas as formas de pareamento, sendo que os respectivos coeficientes obtidos por meio do *Genetic Matching* e *Nearest Neighbor* são de 9,43 p.p. e 10,19 p.p. Já ao considerar todas as meninas de 12 a 17 anos, os coeficientes estão no patamar de 4,10 p.p. e 3,52 p.p., respectivamente. Tomando estes resultados para comparar com a faixa de renda de extrema pobreza, destaca-se que o PBF tem um efeito mais intenso dentre as meninas com menor restrição de renda. De fato, pode ser o caso em que as meninas com maiores limitações financeiras ainda precisem de um benefício mais robusto para apresentar maior consistência na redução das chances de casamento precoce.

Em um próximo exercício empírico, ao serem mantidos todos os elegíveis ao PBF na base de dados, os resultados possuem maior robustez em significância estatística e se mantêm no sentido de redução da probabilidade de uniões na infância ou adolescência. No grupo de meninas com idade entre 16 e 18 anos de idade incompletos, os efeitos são nos montantes de -5,99 p.p. e -6,33 p.p. quando o pareamento se deu por *Nearest Neighbor* e *Genetic Matching*, respectivamente. Por sua vez, nos casos em que a amostra também conta com observações na faixa etária entre 12 e 17 anos de idade, estes coeficientes são de -3,12 p.p. e -3,33 p.p. Então, mais uma vez, nota-se que o impacto do recebimento do tratamento em questão difere de acordo com a idade das meninas.

Por fim, os resultados observados quando a análise é para o grupo que recebe indevidamente o Programa são ainda mais limitados em significância estatística e, até mesmo, em magnitude do efeito. Neste caso, as meninas mais próximas à maioria estão associadas à coeficientes mais elevados, os quais estão entre 2,52 p.p. e 3,25 p.p., com respectivos pareamentos via *Genetic Matching* e *Nearest Neighbor*. Por outro lado, com uma amostra abrangendo todas as meninas de 12 a 18 anos de idade incompletos, o maior coeficiente foi de 0,82 p.p. Dados estes coeficientes e nível de significância estatística dos mesmos, parece que as meninas que recebem o programa indevidamente podem ter sua decisão marital associada a demais fatores que não apenas as necessidades financeiras.

Comparando os resultados das diferentes faixas de renda estudadas até então, é corroborado o indicativo de que o valor do benefício é mais eficiente para tratar do problema em questão quando a menina está na classificação de pobreza. Como ventilado anteriormente, talvez o valor do benefício seja insuficiente para que algumas famílias em extrema pobreza de fato mudem sua decisão sobre o casamento infantil ou, ainda, talvez este grupo focalize a sua decisão em determinado grupo etário. Por outro lado, as famílias não elegíveis ao PBF estão em um patamar de renda possivelmente menos sensível às variações marginais atreladas à transferência do benefício. Calibrar o valor concedido para cada faixa de rendimento domiciliar, portanto, ainda pode um desafio a ser sobreposto sob a ótica do problema em análise.

Estimados os coeficientes, na sequência é preciso verificar quanto os resultados são robustos à influência de variáveis não observáveis. Por isso, o teste de sensibilidade de Rosenbaum (2002) trata de averiguar a significância estatística para as hipóteses de subestimação (limite inferior) e superestimação (limite superior) dos efeitos do Programa. Este ponto foi verificado para todas as amostras utilizadas, tal que a Tabela C.5 contém os testes para os pareamentos via *Nearest Neighbor*, enquanto a Tabela C.6 registra os resultados para os casos em que o pareamento deu-se por *Genetic Matching*. Ambas as tabelas podem ser consultadas no Apêndice C.

Nesta análise, é possível notar que os resultados variam de acordo com os subgrupos de interesse e as técnicas de pareamento. Apesar disto, fica em voga que não há grande variabilidade em robustez das estimativas de acordo com diferentes técnicas de pareamento. Por outro lado, há diferenças nos resultados para os limites inferiores e superiores, posto que, em muitos casos, embora seja possível rejeitar a hipótese de subestimação dos efeitos por conta de variáveis não

observáveis até o maior fator analisado, $\tau = 3$, há maior sensibilidade à superestimação. Este resultado configura um ponto de alerta, apesar de ser razoável ao considerar que a seleção ao Programa pode ter uma associação com fatores não observáveis, como é o caso do acesso à informação.

4.7 DISCUSSÃO

Tendo em vista que a legislação vigente até período recente possuía brechas para o casamento antes da idade núbil e que as alterações recentes ainda não solucionam o problema integralmente, importa saber quais fatores podem mudar a trajetória de vida das crianças e adolescentes mais vulneráveis às uniões precoces. Por isso, a proposta do presente estudo foi estimar o efeito do maior programa de transferência de renda condicionada do mundo, o PBF, sobre a probabilidade de que as meninas em fase de minoridade casem-se. A motivação para uma análise específica para as mulheres se deve ao fato de que as estatísticas internacionais mostram que é o gênero predominante neste problema social (UNICEF, 2014a) e o Brasil apresenta números que o destacam negativamente (TAYLOR *et al.*, 2015).

Assim como os estudos para outros países apontam que os programas sociais fazem parte de uma agenda de políticas públicas eficiente para combater o casamento infantil (ANGRIST *et al.*, 2002; ALAM, BAEZ, DEL CARPIO, 2011; DUFLO, DUPAS, KREMER, 2015; SAYEED, 2016; BUCHMANN *et al.*, 2018; entre outros), os resultados do presente estudo estão no mesmo sentido para o caso brasileiro. Através dos dados da PNADC, pareamento pelo PSM, e estimação do ATT, a principal evidência obtida diz respeito ao PBF reduzir as chances de que as meninas pobres casem precocemente. Ainda, os coeficientes apontam que, neste caso, o efeito é em maior magnitude quando as mesmas possuem idade entre 16 e 18 anos incompletos, faixa etária em que a PNADC registra maior concentração no número de casamentos infantis.

Tais resultados recebem respaldo do modelo teórico desenvolvido, onde é estruturada a decisão de casamento infantil feminino a partir da otimização da utilidade familiar. Uma das proposições diz respeito a um *threshold* de renda no qual a família decide permitir ou não o casamento das meninas do domicílio. Assim, quando a família experiencia um incremento na sua renda através do PBF, pode elevar seu nível de paciência e protelar o casamento das filhas menores de idade. Neste contexto, é preciso considerar se o montante do benefício é suficiente para fazer a família mudar o seu comportamento sobre o casamento precoce. Se isto ocorre, é

razoável também supor que estas famílias possam escolher investir em bens que tragam retorno futuro, seja por motivação altruísta em relação às filhas ou não, como é o caso do incentivo à educação.

Também, sabendo que o PBF enfrenta um problema de transbordamento para as famílias não elegíveis em renda, foram efetuadas estimativas para as meninas com esta característica de rendimento familiar *per capita*. Apesar de ser possível questionar se estes recebimentos afetam a eficiência do Programa, nota-se que, em termos de casamento infantil feminino, há uma externalidade positiva. Porém, é importante destacar que os exercícios empíricos para este grupo apresentaram limitações estatísticas consideráveis, carecendo de maior amparo para afirmar com assertividade que se trata de uma intervenção ótima.

No conjunto dos resultados, pode-se notar que a magnitude do efeito do Programa sobre a probabilidade de que as meninas experienciem o casamento na infância ou adolescência cresce até a faixa de pobreza, mas decresce após isto. Uma possível justificativa para estes coeficientes pode estar no montante do benefício transferido. Isto é, talvez as meninas extremamente pobres precisem de um maior incremento de renda para responder de modo mais robusto ao incentivo de postergar as uniões. Já as famílias com renda que as retiram da condição de pobreza podem ser aproximadamente indiferentes à permanência das meninas no domicílio para motivar o recebimento do Programa e, por isso, respondem de modo menos intenso ao estímulo. Além destas explicações, os *insights* da modelagem teórica acerca de parâmetros como impaciência e chances de sucesso nos estudos podem ser complementares.

Em uma análise geral, os resultados obtidos implicam em duas principais lições. A primeira delas põe em destaque o PBF como uma política pública relevante especialmente para as famílias mais pobres do país, mas isto vai além da transferência de renda. Através das condicionalidades, estas meninas acumularão capital humano e, como efeito indireto, terão possibilidade de adquirir independência para desenhar seu futuro. Por outro lado, a questão das transferências para as famílias que não deveriam estar inseridas no Programa aponta para a necessidade de melhorar tal aspecto. Trabalhar neste sentido possibilitaria, até mesmo, ampliar os benefícios para aqueles indivíduos com maior privação de renda, os quais também respondem positivamente aos incentivos do Programa.

Por fim, remanescem alguns pontos a serem explorados. O principal diz respeito a estimativas segundo as regiões do Brasil, pois certamente há aspectos culturais enraizados

que podem implicar em heterogeneidade do efeito do Programa. Ainda, como base para a comparação, seria interessante verificar o efeito do PBF sobre a probabilidade de casamento infantil dos meninos. Ambos os pontos não foram tratados no presente trabalho devido a questões de tamanho amostral ao efetuar diversas estratificações, o que comprometeria as estatísticas estimadas. Portanto, sugere-se estudos com tal objetivo, com a possível adoção de uma base de dados mais ampla para contornar entraves semelhantes.

5 CONCLUSÕES

O casamento infantil feminino é, em um processo dinâmico, causa e consequência de uma série de outros problemas socioeconômicos. De acordo com o que discorrem Guimarães, Julião e Doria (2020) a partir de sua revisão de literatura, ao estar envolto em questões de desigualdade de gênero, as uniões precoces podem refletir uma percepção estigmatizada sobre o papel da mulher. Por isso, muitas vezes são normalizadas e passam despercebidas tanto pela sociedade quanto pelos formuladores de políticas públicas, o que é problemático sob o entendimento de que implica na violação de direitos humanos.

Uma das razões para tanto é que as uniões precoces limitam o acesso aos direitos garantidos constitucionalmente. Este é o caso da educação, a qual, de acordo com o Art. 205 da Constituição Federal, é direito de todos e a sua promoção envolve o Estado, a família e a sociedade civil. Ou seja, se o casamento na infância ou na adolescência aumenta o atraso escolar e reduz as chances de que as meninas frequentem a escola, conforme evidenciado no segundo capítulo deste estudo, há uma falha generalizada ao não tratar o problema devidamente.

Na contramão deste argumento, estão as ações que intencionam mitigar as uniões precoces. Em geral, as mesmas tomam caráter legislativo, o que esbarra na aplicabilidade em diversos aspectos. Se não há fiscalização ou se os casamentos predominam na informalidade, não há *enforcement*, tal qual apontado por Obrero e Lombardi (2020). Além disso, como visto no terceiro capítulo do presente trabalho, é preciso considerar em qual sentido está a mudança na legislação, posto que, no Brasil, ao reduzir a maioria civil, o resultado foi uma redução na idade com que as meninas coabitam e engravidam pela primeira vez. Por outro lado, é um impacto de pequena magnitude e, em vários casos, apresenta limitações de significância estatística, demonstrando que os costumes informais podem afetar a aplicabilidade da lei.

Outra ação para tratar dos casamentos infantis são os programas sociais, que já contam com registros de efeitos positivos em outros países (ANGRIST *et al.*, 2002; ALAM, BAEZ, DEL CARPIO, 2011; DUFLO, DUPAS, KREMER, 2015); SAYEED, 2016; BUCHMANN *et al.*, 2018; entre outros). O Brasil tem uma vantagem neste sentido por ser responsável pelo maior programa de transferência condicionada de renda do mundo, o PBF, embora o mesmo não tenha condicionalidade na idade de casamento. O mecanismo de atuação do Programa é por meio da promoção de um alívio financeiro via transferências de renda, exigindo como contrapartida

o vínculo e a frequência escolar das crianças e adolescentes. Desta maneira, são reforçadas as chances de que as meninas se dediquem à acumulação de capital humano, se preparem para o mercado de trabalho, e possam evitar os casamentos com o propósito de suprir necessidades monetárias de curto prazo. Isto parece se confirmar com os resultados do quarto capítulo desta pesquisa, pois a ajuda financeira atrelada aos aspectos educacionais é especialmente importante para as meninas pobres. O Programa, portanto, também pode evitar que a menina permaneça em uma situação de armadilha da pobreza, o que afetaria as gerações futuras.

Em um olhar abrangente acerca das temáticas analisadas neste estudo, tem-se que, por se tratar de um problema multifacetado, há potencial para que ações combinadas gerem um ciclo virtuoso de combate às uniões precoces. Uma possibilidade, a qual carece ser analisada empiricamente, é introduzir no PBF um aspecto vinculado à vedação das uniões precoces, assim como ocorre em programas internacionais. Desta maneira, por meio da fiscalização do Programa, talvez decorresse um reforço na efetividade da legislação vigente. A própria estrutura do CadÚnico, a qual é rica em informações e com possibilidade de cruzamento com outras bases de dados oficiais, poderia favorecer a identificação de casos onde há descumprimento da condicionalidade de situação civil.

Além disso, as evidências apontam os benefícios de priorizar a educação em tal contexto. Se, por um lado, os casamentos infantis deixam as meninas em condição desfavorável para o acompanhamento integral das atividades escolares (FIELD, AMBRUS, 2008; NGUYEN, WODON, 2014; DELPRATO *et al.*, 2015; WODON, NGUYEN, TSIMPO, 2016; TEIXEIRA, MADALOZZO, 2019; entre outros), por outro, a educação é uma ferramenta com potencial para mitigar esta prática (WODON *et al.*, 2018). Neste sentido, importam ações voltadas à universalização e à promoção da qualidade no ensino, pois, associadas a um ambiente econômico favorável, há margem para uma mudança na trajetória socioeconômica destas meninas.

Agendas como estas, contudo, precisam ser testadas no contexto brasileiro em busca da intervenção e seu molde ótimos. Por isso, além de investir na atuação ativa contra os problemas socioeconômicos do Brasil, é preciso desenvolver uma cultura de avaliação de impacto para identificar boas práticas. Ao longo dos últimos anos, o país pôde observar avanços neste sentido, como, por exemplo, através da Emenda Constitucional nº 109, de 15 de março de 2021 (BRASIL, 2021), que confere à avaliação de políticas públicas um *status* constitucional, e do Decreto nº 9.834, de 12 de junho de 2019 (BRASIL, 2019b), que criou o Conselho de Monitoramento e

Avaliação de Políticas Públicas. Com o fomento de iniciativas com este intuito, fica em destaque o potencial para que o Brasil aprimore sua gestão pública e seja mais efetivo na busca por melhores resultados sociais e econômicos.

REFERÊNCIAS

- ABERA, M.; NEGA, A.; TEFERA, Y.; GELAGAY, A. A. Early Marriage and Women's Empowerment: The Case of Child-Brides in Amhara National Regional State, Ethiopia. **BMC International Health and Human Rights**, v. 20, n° 30, 2020.
- AKRESH, R.; BAGBY, E.; WALQUE, D.; KAZIANGA, H. Child Ability and Household Human Capital Investment Decisions in Burkina Faso. **Economic Development and Cultural Change**, v. 61, n° 1, p. 157-186, 2012.
- ALAM, A.; BAEZ, J. E.; DEL CARPIO, X. V. **Does Cash for School Influence Young Women's Behavior in the Longer Term? Evidence from Pakistan**. Institute for the Study of Labor, Discussion Paper n° 5703, 2011.
- ALMEIDA, M. C. C.; AQUINO, E. M. L.; DE BARROS, P. School Trajectory and Teenage Pregnancy in Three Brazilian State Capitals. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, n°. 7, p. 1397-1409, 2006.
- ANGRIST, J.; BETTINGER, E.; BLOOM, E.; KING, E.; KREMER, M. Vouchers for Private Schooling in Colombia: Evidence from a Randomized Natural Experiment. **The American Economic Review**, v. 92, n° 5, p. 1535-1558, 2002.
- ARTHUR, M.; EARLE, A.; RAUB, A.; VINCENT, I.; ATABAY, E.; LATZ, I.; KRANZ, G.; NANDI, A.; HEYMANN, J. Child Marriage Laws around the World: Minimum Marriage Age, Legal Exceptions, and Gender Disparities. **Journal of Women, Politics and Policy**, v. 39, n° 1, p. 51-74, 2018.
- AUSTIN, P. C. An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies. **Multivariate Behavioral Research**, v. 46, n° 3, p. 399-424, 2011.
- AUSTIN, P. C.; JEMBERE, N.; CHIU, M. Propensity Score Matching and Complex Surveys. **Statistical Methods in Medical Research**, v. 27, n° 4, p. 1240-1257, 2018.
- BAIRD, S.; MCINTOSH, C.; ÖZLER, B. Cash or Condition? Evidence from a Cash Transfer Experiment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 126, n° 4, p. 1709-1753, 2011.
- BANERJEE, A. V.; DUFLO, E. **Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty**. New York: PublicAffairs, 2011.
- BATYRA, E.; PESANDO, L. M. **The Selective Impact of Changes in Age-at-Marriage Laws on Early Marriage: Policy Challenges and Implications for Women's Higher-Education Attendance**. University of Pennsylvania Population Center Working Paper n° 51, 2020.

BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores. **The Stata Journal**, v. 2, n° 4, p. 358-377, 2002.

BHARADWAJ, P. Impact of Changes in Marriage Law Implications for Fertility and School Enrollment. **Journal of Human Resources**, v. 50, n° 3, 614–654, 2015.

BOEF, A. G. C.; DEKKERS, O. M.; VANDENBROUCKE, J. P.; CESSIE, S. Sample Size Importantly Limits the Usefulness of Instrumental Variable Methods, Depending on Instrument Strength and Level of Confounding. **Journal of Clinical Epidemiology**, v. 67, n° 4, p. 1258-1264, 2014.

BORDALO, P.; COFFMAN, K.; GENNAIOLI, N.; SHLEIFER, A. Beliefs about Gender. **American Economic Review**, v. 109, n° 3, p. 739-773, 2019.

BRANSON, N.; BYKER, T. Causes and Consequences of Teen Childbearing: Evidence from a Reproductive Health Intervention in South Africa. **Journal of Health Economics**, v. 57, p. 221-235, 2018.

BRASIL. Decreto nº 181, de 24 de janeiro de 1890. Promulga a lei sobre o casamento civil. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 24 jan. 1890.

BRASIL. Lei nº 3.071, de 1º de janeiro de 1916. Código Civil dos Estados Unidos do Brasil. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 1 jan. 1916.

BRASIL. Decreto-Lei nº 2.848, de 7 de dezembro de 1940. Código Penal. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 31 dez. 1940.

BRASIL. Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990. Dispõe sobre o Estatuto da Criança e do Adolescente e dá outras providências. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 16 jul. 1990.

BRASIL. Lei Complementar nº 95, de 26 de fevereiro de 1998. Dispõe sobre a elaboração, a redação, a alteração e a consolidação das leis, conforme determina o parágrafo único do art. 59 da Constituição Federal, e estabelece normas para a consolidação dos atos normativos que menciona. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 27 fev. 1998.

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.

BRASIL. Medida Provisória nº 132, de 20 de outubro de 2003. Cria o Programa Bolsa Família e dá outras providências. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 21 out. 2003.

BRASIL. Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004. Cria o Programa Bolsa Família, altera a Lei nº 10.689, de 13 de junho de 2003, e dá outras providências. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 12 jan. 2004.

BRASIL. Lei nº 11.274, de 6 de fevereiro de 2006. Altera a redação dos arts. 29, 30, 32 e 87 da Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996, que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, dispondo sobre a duração de 9 (nove) anos para o ensino fundamental, com matrícula obrigatória a partir dos 6 (seis) anos de idade. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 7 fev. 2006.

BRASIL. Lei nº 12.015, de 7 de agosto de 2009. Altera o Título VI da Parte Especial do Decreto-Lei nº 2.848, de 7 de dezembro de 1940 - Código Penal, e o art. 1º da Lei nº 8.072, de 25 de julho de 1990, que dispõe sobre os crimes hediondos, nos termos do inciso XLIII do art. 5º da Constituição Federal e revoga a Lei nº 2.252, de 1º de julho de 1954, que trata de corrupção de menores. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 10 ago. 2009.

BRASIL. Lei nº 13.811, de 12 de março de 2019. Confere nova redação ao art. 1.520 da Lei nº 10.406, de 10 de janeiro de 2002 (Código Civil), para suprimir as exceções legais permissivas do casamento infantil. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 13 mar. 2019a.

BRASIL. Lei nº 9.834, de 12 de junho de 2019. Institui o Conselho de Monitoramento e Avaliação de Políticas Públicas. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 13 jun. 2019b.

BRASIL. Emenda Constitucional nº 109, de 15 de março de 2021. Altera os arts. 29-A, 37, 49, 84, 163, 165, 167, 168 e 169 da Constituição Federal e os arts. 101 e 109 do Ato das Disposições Constitucionais Transitórias; acrescenta à Constituição Federal os arts. 164-A, 167-A, 167-B, 167-C, 167-D, 167-E, 167-F e 167-G; revoga dispositivos do Ato das Disposições Constitucionais Transitórias e institui regras transitórias sobre redução de benefícios tributários; desvincula parcialmente o superávit financeiro de fundos públicos; e suspende condicionalidades para realização de despesas com concessão de auxílio emergencial residual para enfrentar as consequências sociais e econômicas da pandemia da Covid-19. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 16 mar. 2021.

BUCHMANN, N.; FIELD, E.; GLENNERSTER, R.; NAZNEEN, S.; PIMKINA, S.; SEN, I. **Power vs Money: Alternative Approaches to Reducing Child Marriage in Bangladesh, a Randomized Control Trial**. Cambridge: Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab, 2018.

CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; TITIUNIK, R. Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression Discontinuity Designs. **Econometrica**, v. 82, nº 6, p. 2295–2326, 2014.

CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; FARRELL, M. H.; TITIUNIK, V. Regression Discontinuity Designs using Covariates. **The Review of Economics and Statistics**, v. 101, nº 3, p. 442-451, 2019.

CAMELO, R. S.; TAVARES, P. A.; SAIANI, C. C. S. Alimentação, Nutrição e Saúde em Programas de Transferência de Renda: Evidências para o Programa Bolsa Família. **Revista EconomiA**, v. 10, nº 4, p. 685-713, 2009.

CATTANEO, M.; JANSSON, M.; MA, X. Manipulation Testing Based on Density Discontinuity. **The Stata Journal**, v. 18, nº 1, p. 234-261, 2018.

CHAABAN, J.; CUNNINGHAM, W. **Measuring the Economic Gain of Investing in Girls: The Girl Effect Dividend**. World Bank, Policy Research Working Paper 5753, 2011.

COLLIN, M.; TALBOT, T. **Are Age-of-Marriage Laws Enforced? Evidence from Developing Countries**. Center for Global Development, Working Paper 458, 2017.

DAHL, G. Early Teen Marriage and Future Poverty. **Demography**, v. 47, n° 3, p. 689-718, 2010.

DAKE, F.; NATALI, L.; ANGELES, G.; DE HOOP, J.; HANDA, S.; PETERMAN, A. Cash Transfers, Early Marriage, and Fertility in Malawi and Zambia. **Studies in Family Planning**, v. 49, n° 4, p. 295-317, 2018.

DE BRAUW, A.; GILLIGAN, D. O.; HODDINOTT, J.; ROY, S. The Impact of Bolsa Família on Women's Decision-Making Power. **World Development**, v. 59, p. 487-504, 2014.

DE BRAUW, A.; GILLIGAN, D. O.; HODDINOTT, J.; ROY, S. The Impact of Bolsa Família on Schooling. **World Development**, v. 70, p. 303-316, 2015.

DELPRATO, M.; AKYEAMPONG, K.; SABATES, R.; HERNANDEZ-FERNANDEZ, J. On the Impact of Early Marriage on Schooling Outcomes in Sub-Saharan Africa and South West Asia. **International Journal of Educational Development**, v. 44, p. 42-55, 2015.

DELPRATO, M.; AKYEAMPONG, K.; DUNNE, M. Intergenerational Education Effects of Early Marriage on Sub-Saharan Africa. **World Development**, v. 91, p. 173-192, 2017.

DIAMOND, A.; SEKHON, J. S. Genetic Matching for Estimating Causal Effects: A General Multivariate Matching Method for Achieving Balance in Observational Studies. **The Review of Economics and Statistics**, v. 95, n° 3, p. 932-945, 2013.

DUFLO, E. Women Empowerment and Economic Development. **Journal of Economic Literature**, v. 50, n° 4, p. 1051-1079, 2012.

DUFLO, E.; DUPAS, P.; KREMER, M. Education, HIV, and Early Fertility: Experimental Evidence from Kenya. **American Economic Review**, v. 105, n° 9, p. 2757-2797, 2015.

DUGOFF, E. H.; SCHULER, M.; STUART, E. A. Generalizing Observational Study Results: Applying Propensity Score Methods to Complex Surveys. **Health Services Research**, v. 49, n° 1, p. 284-303, 2014.

EFEVBERA, Y.; BHABHA, J.; FARMER, P. E.; FINK, G. Girl Child Marriage as a Risk Factor for Early Childhood Development and Stunting. **Social Science & Medicine**, v. 185, p. 91-101, 2017.

EPPER, T.; FEHR, E.; FEHR-DUDA, H.; KREINER, C. T.; LASSEN, D. D.; LETH-PETERSEN, S.; RASMUSSEN, G. N. Time Discounting and Wealth Inequality. **American Economic Review**, v. 110, n° 4, p. 1177-1205, 2020.

ERULKAR, A. S.; MUTHENGI, E. Evaluation of Berhane Hewan: A Program to Delay Child Marriage in Rural Ethiopia. **International Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, v. 35, n° 1, p. 6-14, 2009.

ERULKAR, A. Early Marriage, Marital Relations and Intimate Partner Violence in Ethiopia. **International Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, v. 39, n° 1, p. 6-13, 2013.

FIELD, E.; AMBRUS, A. Early Marriage, Age of Menarche, and Female Schooling Attainment in Bangladesh. **Journal of Political Economy**, v. 116, n° 5, p. 881-930, 2008.

FLETCHER, J. M.; WOLFE, B. L. Education and Labor Market Consequences of Teenage Childbearing: Evidence Using the Timing of Pregnancy Outcomes and Community Fixed Effects. **Journal of Human Resources**, v. 44, n° 2, p. 303-325, 2009.

FLETCHER, J.; PADRÓN, N. The Effects of Teenage Childbearing on Adult Soft Skills Development. **Journal of Population Economics**, v. 29, n° 3, p. 883-910, 2016.

GAGE, A. J. Association of Child Marriage with Suicidal Thoughts and Attempts Among Adolescent Girls in Ethiopia. **Journal of Adolescent Health**, v. 52, n° 5, p. 654-656, 2013.

GIRLS NOT BRIDES. **Understanding the Scale of Child Marriage: A User Guide by Girls Not Brides**. 2014. Disponível em: <<https://www.girlsnotbrides.org/wp-content/uploads/2014/10/GNB-factsheet-on-child-marriage-numbers-Oct-2014.pdf>>. Acesso em: 29 dez. 2020.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The Impact of the Bolsa Escola/Família Conditional Cash Transfer Program on Enrollment, Dropout Rates and Grade Promotion in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 97, n° 2, p. 505-517, 2012.

GODHA, D.; HOTCHKISS, D. R.; GAGE, A. J. Association Between Child Marriage and Reproductive Health Outcomes and Service Utilization: A Multi-Country Study from South Asia. **Journal of Adolescent Health**, v. 52, p. 552-558, 2013.

GRIEBELER, M. C. “But Everybody’s Doing It!?”: A Model of Peer Effects on Student Cheating. **Theory and Decision**, v. 86, n° 2, p. 259–281, 2019.

GUIMARÃES, R. R. M.; JULIÃO, N. A.; DORIA, T. R. T. Girls Should be Girls: The Impact of Child Marriage on Human Development. **Revista Desenvolvimento Socioeconômico em Debate**, v. 6, n° 2, p. 3-27, 2020.

GUNES, P. M.; TSANEVA, M. The Effects of Teenage Childbearing on Education, Physical Health, and Mental Distress: Evidence from Mexico. **Journal of Demographic Economics**, v. 86, n° 2, p. 183–206, 2020.

HAENNI, S.; LICHAND, G. **Harming to Signal: Child Marriage vs. Public Donations in Malawi**. University of Zurich, Department of Economics, Working Paper n° 348, 2020.

HANDA, S.; PETERMAN, A.; HUANG, C.; HALPERN, C.; PETTIFOR, A.; THIRUMURTHY, H. Impact of the Kenya Cash Transfer for Orphans and Vulnerable Children on Early Pregnancy and Marriage of Adolescent Girls. **Social Science & Medicine**, v. 141, p. 36-45, 2015.

HECKMAN, J. J.; KAUTZ, T. Hard Evidence on Soft Skills. **Labour Economics**, v. 19, nº 4, p. 451-464, 2012.

HOMBRADOS, J. G. **Child Marriage and Infant Mortality: Evidence from Ethiopia**. Working Paper Series 1317, Department of Economics, University of Sussex Business School, 2017.

IMBENS, G. W.; WOOLDRIDGE, J. M. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. **Journal of Economic Literature**, v. 47, nº 1, p. 5–86, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Demográfico**. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Outras Formas de Trabalho 2018: PNAD Contínua**. 2019. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101650_informativo.pdf>. Acesso em: 21 mar. 2020.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Síntese de Indicadores Sociais**. Rio de Janeiro, RJ, 2020.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **Relatório do 2º Ciclo de Monitoramento das Metas do Plano Nacional de Educação - 2018**. 2.ed. Brasília, DF: Inep, 2019.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **Resumo Técnico: Resultados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica**. Brasília, DF, 2020. Disponível em: <https://download.inep.gov.br/educacao_basica/portal_ideb/planilhas_para_download/2019/resumo_tecnico_ideb_2019_versao_preliminar.pdf>. Acesso em: 07 jan. 2020.

INTERDISCIPLINARIDADE E EVIDÊNCIAS NO DEBATE EDUCACIONAL - IEDE; FUNDAÇÃO LEMANN; INSTITUTO UNIBANCO; ITAÚ BBA. **Excelência com Equidade no Ensino Médio: A Dificuldade das Redes de Ensino para dar um Suporte Efetivo às Escolas**. 2019. Disponível em: <<https://fundacaolemann.org.br/storage/materials/2U2OMhzkfgcplpEJnBJqthhD1JRIDungrHToGqnc.pdf>>. Acesso em: 31 dez. 2020.

ISLAM, M. M.; ISLAM, M. K.; HASAN, M. S.; HAQUE, M. A. Marriage Before 16 or 18 Years: The Effect of Marital Age on Women's Educational Attainment in Bangladesh. **Journal of Population and Social Studies**, v. 24, nº 1, p. 117-132, 2016.

KIDMAN, R.; HEYMANN, J. **Do Protective National Marriage Age Policies Reduce the Practice of Child Marriage?** Paper Presented at the Annual Meeting of the Population Association of America 2016, Washington, D.C., 2016.

KIM, M.; LONGHOFER, W.; BOYLE, E. H.; NYSETH, H. When Do Laws Matter? National Minimum-Age-of-Marriage Laws, Child Rights, and Adolescent Fertility, 1989-2007. **Law and Society Review**, v. 47, n° 3, p. 589–619, 2013.

LANDIS, D.; FALB, K.; MICHELIS, I.; BLACKOMERE, T.; STARK, L. Violence, Well-Being and Level of Participation in Formal Education among Adolescent Girls in Eastern Democratic Republic of the Congo: The Role of Child Marriage. **Studies in Social Justice**, v. 12, n° 2, p. 273-290, 2018.

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

LLOYD, C. B.; MENSCH, B. S. Marriage and Childbirth as Factors in Dropping Out from School: An Analysis of DHS Data from Sub-Saharan Africa. **Population Studies**, v. 62, n° 1, p. 1-13, 2008.

LOPOO, L. M. Maternal Employment and Teenage Childbearing: Evidence from the PSID. **Journal of Policy Analysis and Management**, v. 24, n° 1, p. 23-46, 2005.

LYN, A. A.; RAINER, H. **Prohibition without Protection: Marriageable Age Law Reforms and Adolescent Fertility in Mexico**. Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich, Working Paper 314, 2019.

MAGADI, M. A. Multilevel Determinants of Teenage Childbearing in Sub-Saharan Africa in the Context of HIV/AIDS. **Health & Place**, v. 46, p. 37-48, 2017.

MAITRA, P.; PAL, S. **Early Childbirth, Health Inputs and Child Mortality: Recent Evidence from Bangladesh**. IZA Discussion Paper n° 2841, 2007.

MASWIKWA, B.; RICHTER, L.; KAUFMAN, J.; NANDI, A. Minimum Marriage Age Laws and the Prevalence of Child Marriage and Adolescent Birth: Evidence from Sub-Saharan Africa. **International Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, v. 41, n° 2, p. 58-68, 2015.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Saúde Brasil 2019: Uma Análise da Situação de Saúde com Enfoque nas Doenças Imunopreveníveis e na Imunização**. Brasília, DF, 2019.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Adolescência Primeiro, Gravidez Depois**. Brasília, DF, 2020. Disponível em: <<https://portalarquivos2.saude.gov.br/images/pdf/2020/fevereiro/03/03-02-2010-Prevencao-gravidez-adolescencia---FINAL-3.pdf>>. Acesso em: 07 jan. 2020.

MORRIS, S.; SHIN, H. S. Global Games: Theory and Applications. In DEWATRIPONT, M.; HANSEN, L.; TURNOVSKY, S. (Eds.). **Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications**. Cambridge: Cambridge University Press, p. 56–114, 2003.

NANDA, P.; DAS, P.; DATTA, N.; LAMBA, S.; PRADHAN, E.; WARNER, A. **Making Change with Cash? Impact of a Conditional Cash Transfer Program on Girls' Education and Age of Marriage in India. Synthesis of Findings.** International Center for Research on Women, 2016. Disponível em:

<https://www.icrw.org/wp-content/uploads/2016/10/IMPACCT_Synthesis_Webready.pdf>. Acesso em: 12 fev. 2019.

NASRULLAH, M.; ZAKAR, R.; KRÄMER, A. Effect of Child Marriage on Use of Maternal Health Care Services in Pakistan. **Obstetrics & Gynecology**, v. 122, n° 3, p. 517-524, 2013.

NASRULLAH, M.; ZAKAR, R.; ZAKAR, M. Z. Child Marriage and its Associations with Controlling Behaviors and Spousal Violence Against Adolescent and Young Women in Pakistan. **Journal of Adolescent Health**, v. 55, n° 6, p. 804-809, 2014.

NEAL, S.; CHANNON, A. A.; CHINTSANYA, J. The Impact of Young Maternal Age at Birth on Neonatal Mortality: Evidence from 45 Low and Middle Income Countries. **PLoS ONE**, v. 13, n° 5, 2018.

NGUYEN, M. C.; WODON, Q. **Impact of Child Marriage on Literacy and Educational Attainment in Africa.** UNICEF and UNESCO Institute of Statistics, 2014.

OBRERO, C. B.; LOMBARDI, M. **Will You Marry Me, Later? Age-of-Marriage Laws and Child Marriage in Mexico.** Collaborative Research Center, Discussion Paper n° 139, 2020.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT - OECD. **Equity in Education: Breaking Down Barriers to Social Mobility, PISA.** Paris: OECD Publishing, 2018.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT - OECD. **Programme for International Student Assessment (PISA): Results from PISA 2018. Country Note: Brazil.** 2019. Disponível em: <https://www.oecd.org/pisa/publications/PISA2018_CN_BRA.pdf>. Acesso em: 29 dez. 2020.

PACKHAM, A. Family Planning Funding Cuts and Teen Childbearing. **Journal of Health Economics**, v. 55, p. 168-185, 2017.

PAN AMERICAN HEALTH ORGANIZATION - PAHO; UNITED NATIONS POPULATION FUND - UNFPA; UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND - UNICEF. **Accelerating Progress Towards the Reduction of Adolescent Pregnancy in Latin America and the Caribbean.** Washington, D.C., 2018.

PASCHOALINO, P. A. T.; PLASSA, W.; SANTOS, M. P. Discriminação de Gênero no Mercado de Trabalho Brasileiro: Uma Análise para o Ano de 2015. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 48, n° 3, p. 43-54, 2017.

PRADHAN, R.; WYNTER, K.; FISHER, J. Factor Associated with Pregnancy Among Adolescents in Low-Income and Lower Middle-Income Countries: A Systematic Review. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 69, n° 9, p. 918-924, 2015.

PRADHAN, E.; CANNING, D. **The Effect of Schooling on Teenage Fertility: Evidence from the 1994 Education Reform in Ethiopia**. Program on the Global Demography of Aging, Working Paper 12816, 2016.

RAJ, A.; SAGGURTI, N.; BALAIAH, D.; SILVERMAN, J. G. Prevalence of Child Marriage and its Effect on Fertility and Fertility-Control Outcomes of Young Women in India: A Cross-Sectional, Observational Study. **The Lancet**, v. 373, 2009.

RAJ, A. When the Mother is a Child: The Impact of Child Marriage on the Health and Human Rights of Girls. **Archives of Disease in Childhood**, v. 95, n° 11, p. 931-935, 2010.

RAJ, A.; SAGGURTI, N.; WINTER, M.; LABONTE, A.; DECHER, M. R.; BALAIAH, D.; SILVERMAN, J. G. The Effect of Maternal Child Marriage on Morbidity and Mortality of Children Under 5 in India: Cross Sectional Study of a Nationally Representative Sample. **British Medical Journal**, v. 340, n° 7742, p. 353, 2010.

RAJ, A.; BOEHMER, U. Girl Child Marriage and its Association with National Rates of HIV, Maternal Health, and Infant Mortality Across 97 Countries. **Violence Against Women**, v. 19, n° 4, p. 536-551, 2013.

RASELLA, D.; AQUINO, R.; SANTOS, C. A. T.; SOUSA, R. P.; BARRETO, M. L. Effect of a Conditional Cash Transfer Programme on Childhood Mortality: A Nationwide Analysis of Brazilian Municipalities. **The Lancet**, v. 382, n° 9886, p. 57-67, 2013.

RIDGEWAY, G.; KOVALCHIK, S. A.; GRIFFIN, B. A.; KABETO, M. U. Propensity Score Analysis with Survey Weighted Data. **Journal of Causal Inference**, v. 3, n° 2, p. 237-249, 2015.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. **The American Statistician**, v. 39, n° 1, p. 33-38, 1985.

ROSENBAUM, P. R. **Observational Studies**. New York: Springer, 2002.

SAYEED, Y. **Effect of Girls' Secondary School Stipend on Completed Schooling, Age at Marriage, and Age at First Birth: Evidence from Bangladesh**. World Institute for Development Economics Research Working Paper 2016/110, 2016.

SEKINE, K.; HODGKIN, M. E. Effect of Child Marriage on Girl's School Dropout in Nepal: Analysis of Data from the Multiple Indicator Cluster Survey 2014. **PLoS ONE**, v. 12, n° 7, 2017.

SHAH, I. H.; AHMAN, E. Unsafe Abortion Differentials in 2008 by Age and Developing Country Region: High Burden Among Young Women. **Reproductive Health Matters**, v. 20, nº 39, p. 169-173, 2012.

SHEI, A.; COSTA, F.; REIS, M. G.; KO, A. I. The Impact of Brazil's Bolsa Família Conditional Cash Transfer Program on Children's Health Care Utilization and Health Outcomes. **BMC International Health and Human Rights**, v. 14, nº 10, 2014.

SOUSA, R. P.; SANTOS, L. M. P.; MIAZAKI, E. S. Effects of a Conditional Cash Transfer Programme on Child Nutrition in Brazil. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 89, p. 496-503, 2011.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Introduction to Econometrics**. 3.ed. [S.l.]: Pearson Addison-Wesley, 2012.

STRAT, Y. L.; DUBERTRET, C.; FOLL, B. L. Child Marriage in the United States and its Association with Mental Health in Women. **Pediatrics**, v. 128, nº 3, p. 524-530, 2011.

TAVARES, P. A. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a Oferta de Trabalho das Mães. **Economia e Sociedade**, v. 19, nº 3, p. 613-635, 2010.

TAYLOR, A.; LAURO, G.; SEGUNDO, M.; GREENE, M. **Ela Vai no meu Barco. Casamento na Infância e Adolescência no Brasil. Resultados de Pesquisa de Método Misto**. Rio de Janeiro e Washington DC: Instituto Promundo & Promundo-US, 2015.

TEIXEIRA, M. R.; MADALOZZO, R. **How Does Early Marriage Affect the Education of Women in Brazil**. In: XLVII Encontro Nacional de Economia, São Paulo, 2019.

THE GLOBAL FUND. **Country Impact Report: Kenya**. Geneva: The Global Fund, 2016. Disponível em: <https://reliefweb.int/sites/reliefweb.int/files/resources/publication_kenyaimpact_report_en.pdf>. Acesso em: 30 dez. 2020.

THE WORLD BANK. **Education and HIV/AIDS - A Window of Hope**. Washington, D.C.: The World Bank, 2002. Disponível em: <<http://documents.worldbank.org/curated/en/424651468762940943/Education-and-HIV-AIDS-a-window-of-hope>>. Acesso em: 31 mai. 2020.

UNIBANCO. **Quem são os Jovens Fora da Escola?** Aprendizagem em Foco, nº 5, 2016.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND - UNICEF. **Ending Child Marriage: Progress and Prospects**. New York: United Nations Children's Fund, 2014a.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND - UNICEF. **The State of the World's Children 2014 in Numbers: Every Child Counts**. New York: United Nations Children's Fund, 2014b.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND - UNICEF. **Panorama da Distorção Idade-Série no Brasil**. 2018a. Disponível em: <https://www.unicef.org/brazil/media/461/file/Panorama_da_distorcao_idade-serie_no_Brasil.pdf>. Acesso em: 02 abr. 2020.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND - UNICEF. **Key Drivers of the Changing Prevalence of Child Marriage in Three Countries in South Asia**. UNICEF, Working Paper, 2018b.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND - UNICEF. **Perfil del Matrimonio y las Uniones Tempranas en América Latina y el Caribe**. Nova Iorque: UNICEF, 2019a.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND - UNICEF. **Reprovação, Distorsão Idade-Série e Abandono Escolar**. 2019b. Disponível em: <https://www.unicef.org/brazil/media/6151/file/provacao_distorcao_idade-serie_abandono_escolar_2018.pdf>. Acesso em: 03 abr. 2020.

UNITED NATIONS POPULATION FUND - UNFPA. **Maternidade Precoce: Enfrentando o Desafio da Gravidez na Adolescência**. 2013. Disponível em: <<http://www.unfpa.org.br/Arquivos/swop2013.pdf>>. Acesso em: 30 ago. 2020.

UNITED NATIONS POPULATION FUND - UNFPA. **Costing the Three Transformative Results**. 2020. Disponível em: <https://www.unfpa.org/sites/default/files/pub-pdf/Transformative_results_journal_23-online.pdf>. Acesso em: 30 ago. 2020.

VASCONCELOS, A. M.; RIBEIRO, F. G.; GRIEBELER, M. C.; CARRARO, A. Programa Bolsa Família e Geração “Nem-Nem”: Evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, n° 2, p. 233-257, 2017.

VOGELSTEIN, R. **Ending Child Marriage: How Elevating the Status of Girls Advances US Foreign Policy Objectives**. New York: Council on Foreign Relations, 2013.

WAHHAJ, Z. **A Theory of Child Marriage**. University of Kent, School of Economics, Discussion Paper n° 1520, 2015.

WEBBINK, D.; MARTIN, N.; VISSCHER, P. M. Does Teenage Childbearing Increase Smoking, Drinking and Body Size? **Journal of Health Economics**, v. 27, n° 4, p. 888-903, 2008.

WODON, Q.; NGUYEN, M. C.; TSIMPO, C. Child Marriage, Education, and Agency in Uganda. **Feminist Economics**, v. 22, n° 1, p. 54-79, 2016.

WODON, Q.; MALE, C.; NAYIHOUBA, A.; ONAGORUWA, A.; SAVADOGO, A.; YEDAN, A.; EDMEADES, J.; KES, A.; JOHN, N.; MURITHI, L.; STEINHAUS, M.; PETRONI, S. **Economic Impacts of Child Marriage: Global Synthesis Report**. Washington, D.C.: The World Bank and International Center for Research on Women, 2017.

WODON, Q. T.; MONTENEGRO, C. E.; NGUYEN, H.; ONAGORUWA, A. O. **Missed Opportunities: The High Cost of not Educating Girls**. Washington, D.C.: World Bank Group, 2018.

WORLD ECONOMIC FORUM. **The Global Gender Gap Report 2020**. Switzerland, 2019.

WORLD HEALTH ORGANIZATION - WHO. **Why if Giving Special Attention to Adolescents Important for Achieving Millennium Development Goal 5?** Geneva: WHO, 2008. Disponível em: <https://www.who.int/maternal_child_adolescent/events/2008/mdg5/adolescent_preg.pdf?ua=1>. Acesso em: 29 dez. 2020.

WORLD HEALTH ORGANIZATION - WHO. **WHO Guidelines for Preventing Early Pregnancy and Poor Reproductive Outcomes in Adolescents in Developing Countries**. Geneva: WHO, 2011. Disponível em: <https://www.who.int/immunization/hpv/target/preventing_early_pregnancy_and_poor_reproductive_outcomes_who_2006.pdf>. Acesso em: 30 dez. 2020.

ZANUTTO, E. L. A Comparison of Propensity Score and Linear Regression Analysis of Complex Survey Data. **Journal of Data Science**, v. 4, p. 67-91, 2006.

APÊNDICE A

Tabela A.1 – Estatísticas descritivas de acordo com a situação civil

Variáveis	Observações	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Casada					
Atraso	55.882	0,7158	0,4510	0	1
Frequência	55.882	0,5179	0,4997	0	1
Média casamento	55.882	0,0878	0,0370	0	0,2882
Idade	55.882	15,4404	1,1973	12	17
Branco	55.882	0,3530	0,4779	0	1
Urbano	55.882	0,7008	0,4579	0	1
Chefe	55.882	0,0767	0,2661	0	1
Católico	55.882	0,6681	0,4709	0	1
Evangélico	55.882	0,0253	0,1570	0	1
Pentecostal	55.882	0,1283	0,3344	0	1
Outras religiões	55.882	0,0511	0,2203	0	1
Média atraso	55.882	0,2861	0,1219	0	0,7344
Média frequência	55.882	0,8547	0,0470	0,4815	1
Média quintis 1 e 2	55.882	0,4209	0,1217	0,0251	0,8337
Média desocupados	55.882	0,0437	0,0202	0	0,1761
Média água	55.882	0,7043	0,2234	0	0,9942
Média energia	55.882	0,9653	0,0619	0,2781	1
Solteira					
Atraso	918.400	0,2710	0,4445	0	1
Frequência	918.400	0,9595	0,1970	0	1
Média casamento	918.400	0,0756	0,0345	0	0,2941
Idade	918.400	14,2454	1,6207	12	17
Branco	918.400	0,4304	0,4951	0	1
Urbano	918.400	0,7478	0,4343	0	1
Chefe	918.400	0,0102	0,1003	0	1
Católico	918.400	0,6809	0,4661	0	1
Evangélico	918.400	0,0424	0,2015	0	1
Pentecostal	918.400	0,1426	0,3497	0	1
Outras religiões	918.400	0,0724	0,2591	0	1
Média atraso	918.400	0,2599	0,1155	0	0,7375
Média frequência	918.400	0,8617	0,0436	0,4516	1
Média quintis 1 e 2	918.400	0,4088	0,1242	0,0171	0,8337
Média desocupados	918.400	0,0434	0,0195	0	0,1766
Média água	918.400	0,7409	0,2143	0	0,9947
Média energia	918.400	0,9725	0,0530	0,2769	1

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** *Dummies* de porte do município e de estado não reportadas.

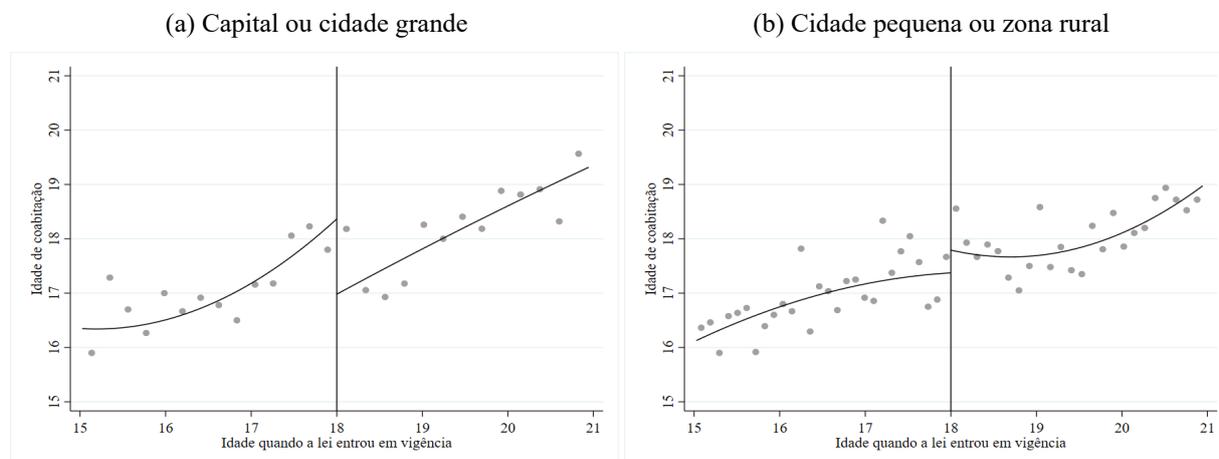
Tabela A.2 – Primeiro estágio para o casamento infantil feminino - MQO

Variáveis	Casamento (Segundo estágio: Atraso)	Casamento (Segundo estágio: Frequência)
Média casamento	0,3589*** (0,0103)	0,4183*** (0,0120)
Idade	0,0234*** (0,0004)	0,0372*** (0,0006)
Branco	-0,0120*** (0,0005)	-0,0155*** (0,0006)
Urbano	-0,0066*** (0,0007)	-0,0124*** (0,0008)
Chefe	0,2389*** (0,0074)	0,2869*** (0,0076)
Católico	-0,0518*** (0,0021)	-0,0605*** (0,0022)
Evangélico	-0,0681*** (0,0023)	-0,0801*** (0,0024)
Pentecostal	-0,0528*** (0,0022)	-0,0596*** (0,0024)
Outras religiões	-0,0567*** (0,0022)	-0,0663*** (0,0023)
Média atraso	0,0146*** (0,0038)	
Média frequência		-0,0456*** (0,0064)
Média quintis 1 e 2	-0,0017 (0,0027)	0,0020 (0,0028)
Média desocupados	0,0158 (0,0155)	0,0044 (0,0163)
Média água	0,0037** (0,0017)	0,0031* (0,0017)
Média energia	-0,0120* (0,0063)	-0,0166*** (0,0062)
Constante	-0,2352*** (0,0086)	-0,3861*** (0,0107)
Observações	1.003.175	1.064.156

Fonte: Elaboração própria. **Notas:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses. *Dummies* de porte do município e de estado não reportadas.

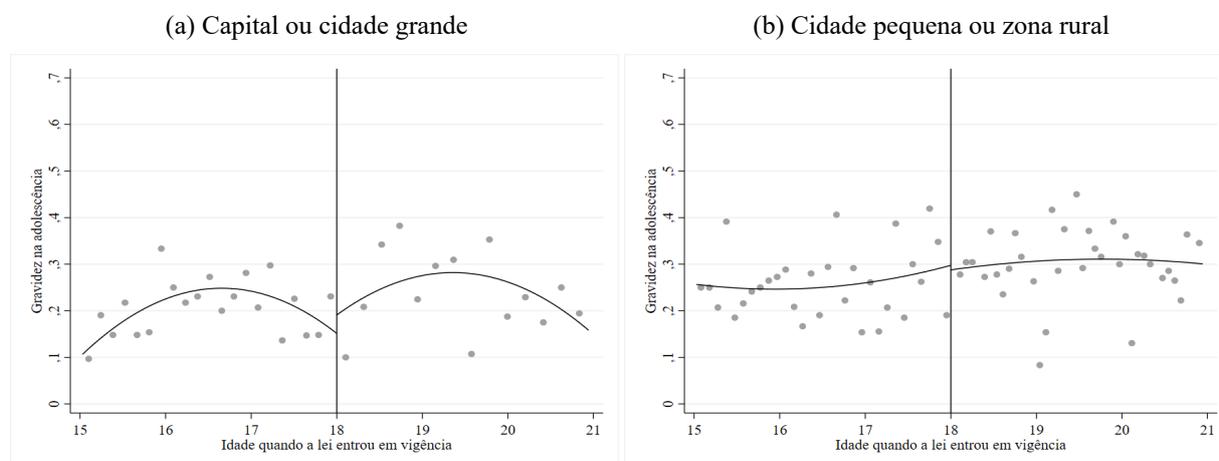
APÊNDICE B

Figura B.1 – Código Civil e idade de coabitação de acordo com a localidade onde cresceu - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2



Fonte: Elaboração própria. Nota: Sem covariadas e Kernel uniforme.

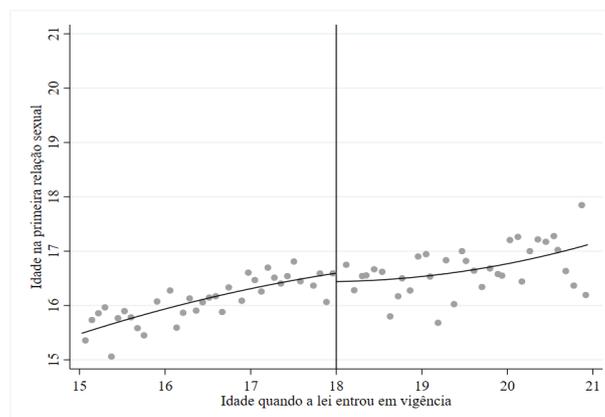
Figura B.2 – Código Civil e gravidez na adolescência de acordo com a localidade onde cresceu - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2



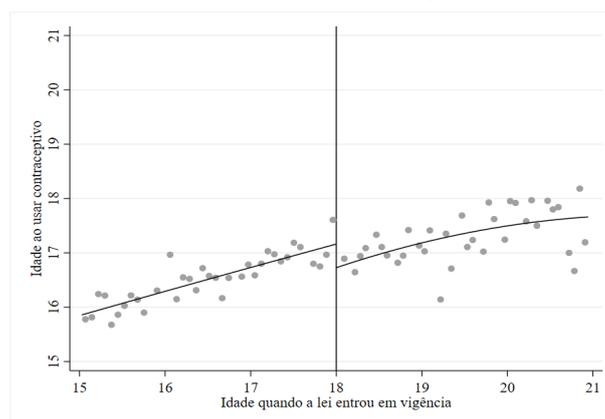
Fonte: Elaboração própria. Nota: Sem covariadas e Kernel uniforme.

Figura B.3 – Mecanismos para afetar a gravidez na adolescência - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2

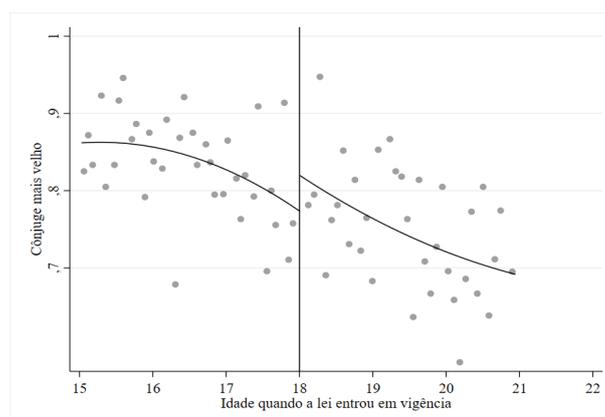
(a) Idade na primeira relação sexual



(b) Idade ao usar contraceptivo



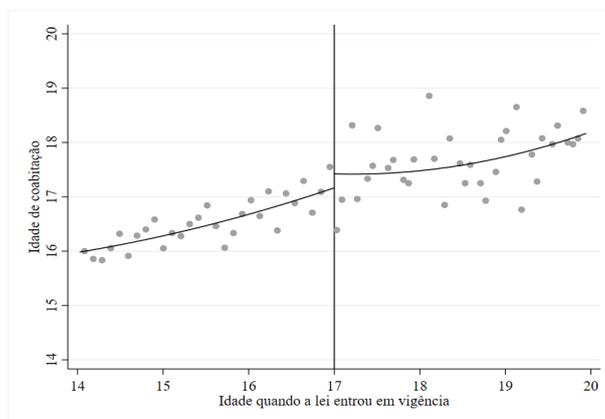
(c) Cônjuge mais velho



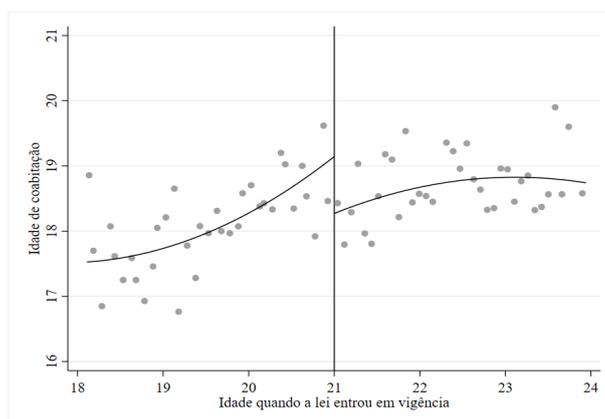
Fonte: Elaboração própria. **Nota:** Sem covariadas e Kernel uniforme.

Figura B.4 – Placebos para a idade de coabitação com descontinuidade em 17, 21 e 22 anos de idade - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2

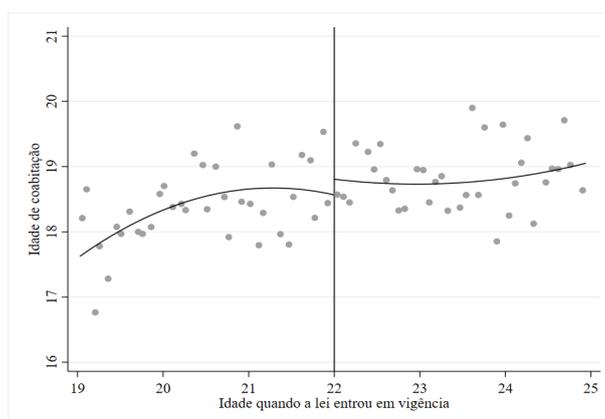
(a) 17 anos



(b) 21 anos



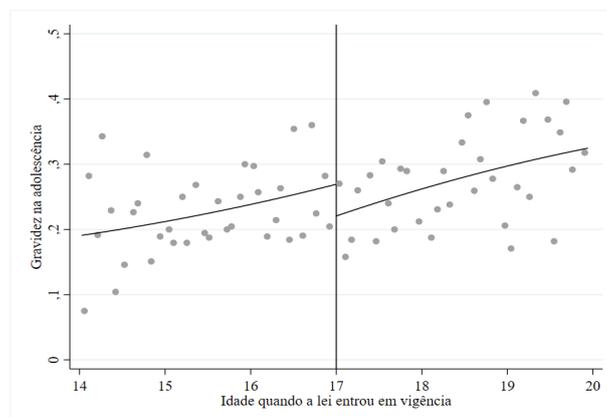
(c) 22 anos



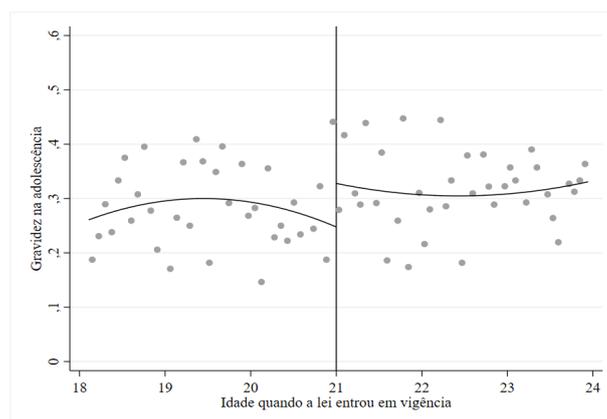
Fonte: Elaboração própria. **Nota:** Sem covariadas e com Kernel uniforme.

Figura B.5 – Placebos para a gravidez na adolescência com descontinuidade em 17, 21 e 22 anos de idade - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2

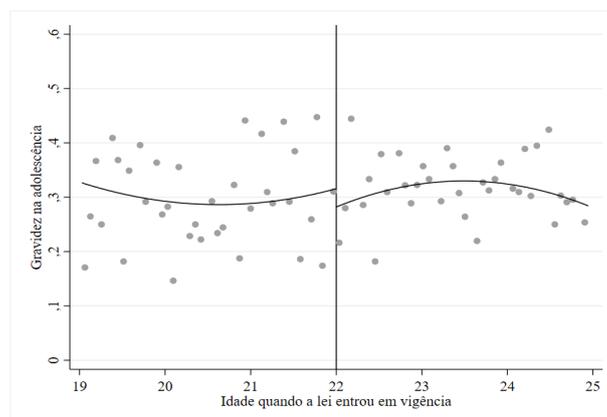
(a) 17 anos



(b) 21 anos



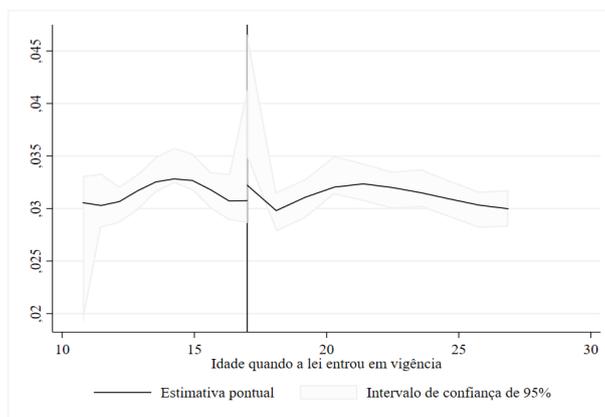
(c) 22 anos



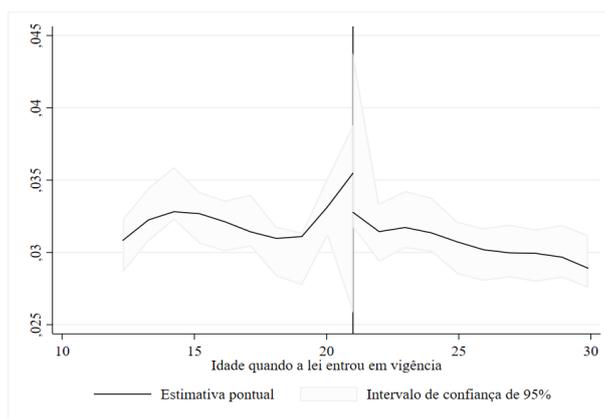
Fonte: Elaboração própria. **Nota:** Sem covariadas e com Kernel uniforme.

Figura B.6 – Teste de manipulação da *running variable* aos 17, 21 e 22 anos de idade - Estimativa de densidade polinomial local

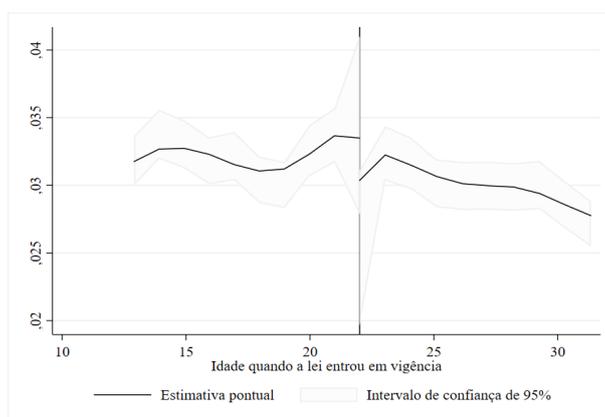
(a) 17 anos - $p > |t| : 0,2030$



(b) 21 anos - $p > |t| : 0,2347$



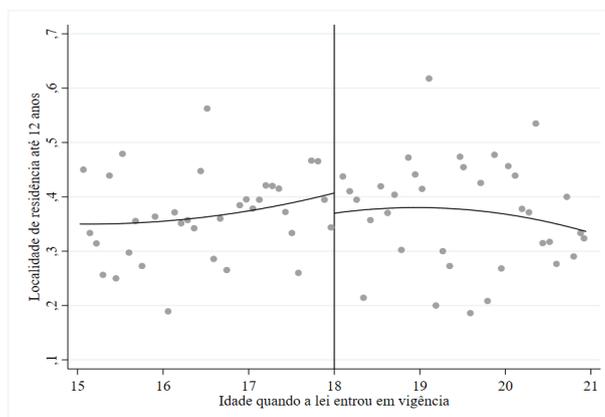
(c) 22 anos - $p > |t| : 0,0427$



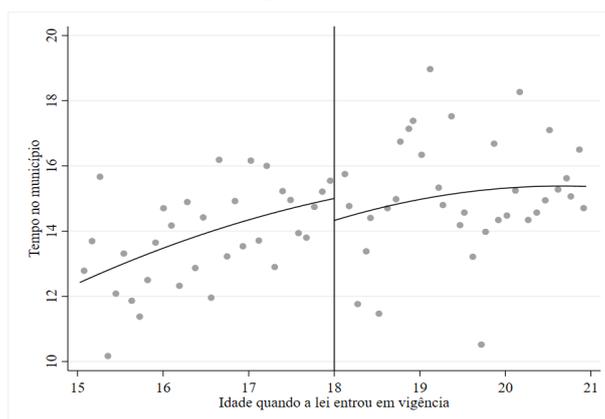
Fonte: Elaboração própria.

Figura B.7 – Placebos com variáveis não relacionadas ao Código Civil - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2

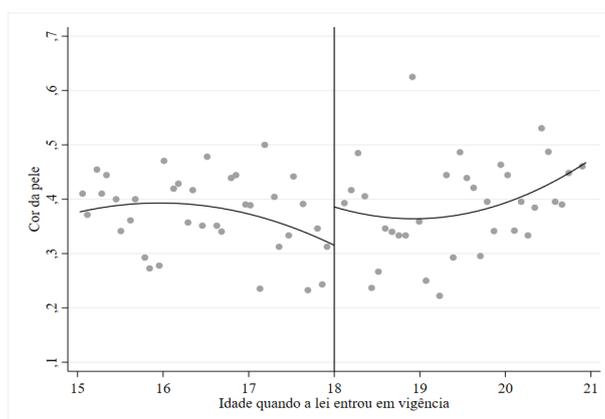
(a) Cidade grande



(b) Tempo no município



(c) Branca



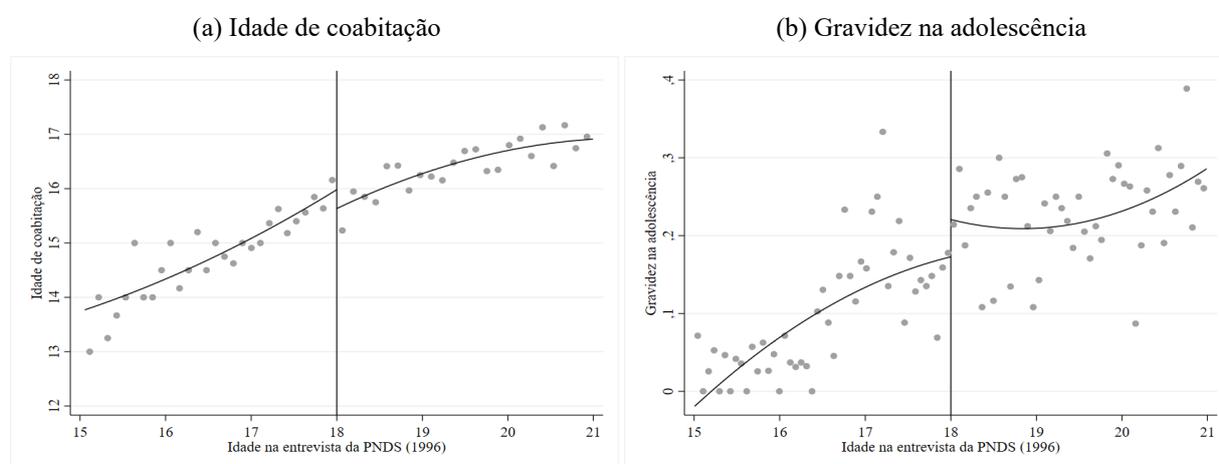
Fonte: Elaboração própria. **Nota:** Sem covariadas e com Kernel uniforme.

Tabela B.1 – Estatísticas descritivas - PNDS de 1996

Variáveis	Obs.	Média	Desvio- Padrão	Mín.	Máx.
Idade contínua na entrevista	12.612	30,2184	9,8710	15	49,99
Meninas com mais de 18 anos	12.612	0,1089	0,3115	0	1
$C_i - (\bar{c} = 18)$	12.612	12,2184	9,8710	-3	31,99
$C_i - (\bar{c} = 21)$	12.612	9,2184	9,8710	-6	28,99
Idade de coabitação	8.695	19,8723	4,4574	10	47
Casamento infantil	12.612	0,2256	0,4180	0	1
Idade na primeira gravidez	8.384	20,8991	4,3726	10	47
Gravidez na adolescência	12.612	0,1474	0,3545	0	1
Idade discreta na entrevista	12.595	29,6800	9,8583	15	49
Estuda	12.607	0,2104	0,4076	0	1
Branca	12.564	0,3892	0,4876	0	1
Católica ou evangélica	12.612	0,9229	0,2667	0	1
Urbano	12.612	0,8130	0,3899	0	1
Norte	12.612	0,1063	0,3082	0	1
Nordeste	12.612	0,3784	0,4850	0	1
Sudeste	12.612	0,2793	0,4487	0	1
Sul	12.612	0,1246	0,3302	0	1
Centro-Oeste	12.612	0,1115	0,3147	0	1

Fonte: Elaboração própria.

Figura B.8 – Descontinuidade aos 18 anos na entrevista da PNDS de 1996 - Método não paramétrico com polinômio de ordem 2



Fonte: Elaboração própria. **Nota:** Sem covariadas e com Kernel uniforme.

APÊNDICE C

Tabela C.1 – Diferença normalizada - Extrema pobreza

Variáveis	16 a 18 anos incompletos		12 a 18 anos incompletos	
	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>
Renda <i>ex-ante</i>	0,0252	0,0644	0,2627	0,2645
Idade	-0,1452	-0,1340	-0,0944	-0,0818
Branco	0,0739	0,0592	0,0169	0,0169
Urbano	0,0348	0,0116	-0,1405	-0,1314
Maternidade	-0,0284	0,0000	0,0191	0,0574
Mais que fund.	-0,1342	-0,1587	-0,1237	-0,1047
Chefe mais que fund.	-0,0747	-0,1345	-0,1203	-0,1148
Ocupado dom.	0,1013	0,1126	0,2241	0,2284
Nº pessoas	0,3033	0,2692	0,4039	0,4016
Centro-Oeste	-0,0825	-0,1238	-0,0168	-0,0168
Nordeste	0,0735	0,0858	-0,0596	-0,0550
Norte	0,0143	0,0000	0,0778	0,0830
Sudeste	0,0220	0,0220	0,0000	0,0253

Fonte: Elaboração própria.

Tabela C.2 – Diferença normalizada - Pobreza

Variáveis	16 a 18 anos incompletos		12 a 18 anos incompletos	
	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>
Renda <i>ex-ante</i>	-0,0966	-0,0742	-0,1653	-0,1488
Idade	0,0151	0,0305	-0,0446	-0,0287
Branco	0,0367	0,0370	0,0000	0,0000
Urbano	0,0153	0,0000	-0,1016	-0,1016
Maternidade	-0,0830	-0,0418	-0,0765	-0,0765
Mais que fund.	0,1701	0,1542	-0,0171	0,0000
Chefe mais que fund	0,0194	0,0000	-0,1214	-0,1214
Ocupado dom.	0,1960	0,2195	0,0914	0,0990
Nº pessoas	0,2520	0,2539	0,1458	0,1472
Centro-Oeste	-0,1360	-0,1371	-0,1323	-0,1323
Nordeste	0,0153	0,0000	0,0811	0,0865
Norte	0,1474	0,1485	0,0127	0,0127
Sudeste	-0,0879	-0,0664	-0,0415	-0,0499

Fonte: Elaboração própria.

Tabela C.3 – Diferença normalizada - Elegíveis

Variáveis	16 a 18 anos incompletos		12 a 18 anos incompletos	
	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>
Renda <i>ex-ante</i>	-0,0146	-0,0112	0,0417	0,0515
Idade	0,0000	-0,0181	-0,0810	-0,0750
Branco	-0,1157	-0,0928	-0,0926	-0,0958
Urbano	-0,0803	-0,0992	-0,1211	-0,1238
Maternidade	0,0000	-0,0157	-0,0525	-0,0316
Mais que fund.	-0,0796	-0,0799	-0,0832	-0,0834
Chefe mais que fund.	-0,1270	-0,1593	-0,1322	-0,1411
Ocupado dom.	0,1208	0,1084	0,1877	0,1930
Nº pessoas	0,2606	0,2493	0,2848	0,2784
Centro-Oeste	-0,0205	-0,0412	-0,0468	-0,0391
Nordeste	0,0255	0,0256	0,0193	0,0241
Norte	0,0604	0,0682	0,0720	0,0722
Sudeste	-0,0625	-0,0732	-0,0784	-0,0703

Fonte: Elaboração própria.

Tabela C.4 – Diferença normalizada - Dobro do limite de renda

Variáveis	16 a 18 anos incompletos		12 a 18 anos incompletos	
	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>
Renda <i>ex-ante</i>	-0,1040	-0,0914	-0,1070	-0,0999
Idade	0,0043	-0,0388	-0,0226	-0,0210
Branco	-0,0054	-0,0431	-0,0068	-0,0034
Urbano	-0,0524	-0,0743	-0,0943	-0,1081
Maternidade	-0,0247	0,0370	0,0067	0,0201
Mais que fund.	0,0295	-0,0197	-0,0203	-0,0188
Chefe mais que fund.	-0,0641	-0,0504	-0,0674	-0,0894
Ocupado dom.	0,0755	0,0549	0,0518	0,0669
Nº pessoas	0,1126	0,1044	0,0830	0,0854
Centro-Oeste	0,0351	0,0000	-0,0522	-0,0031
Nordeste	-0,0304	-0,0174	0,0467	0,0343
Norte	0,0609	0,0913	0,0328	0,0442
Sudeste	-0,0317	-0,0507	-0,0479	-0,0579

Fonte: Elaboração própria.

Figura C.1 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 16 a 18 anos incompletos - Extremamente pobres

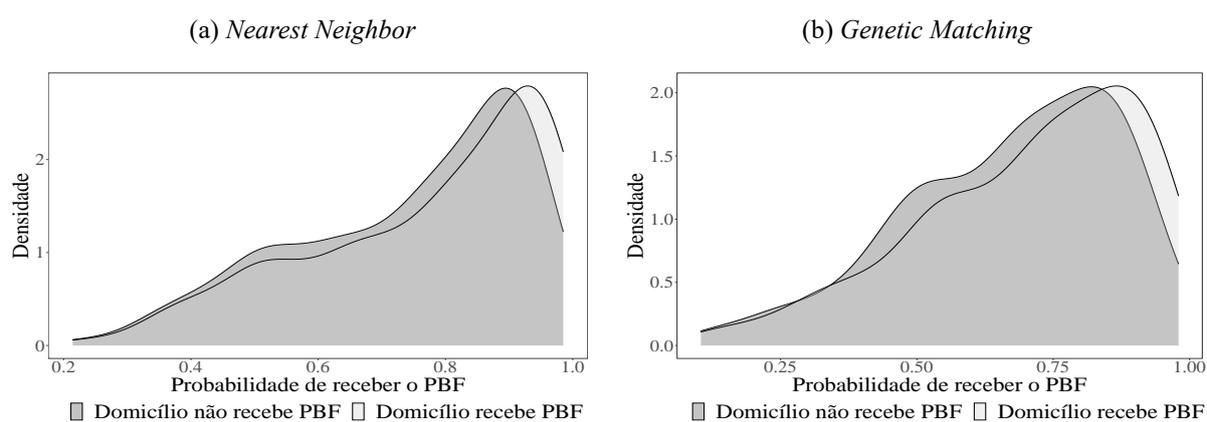
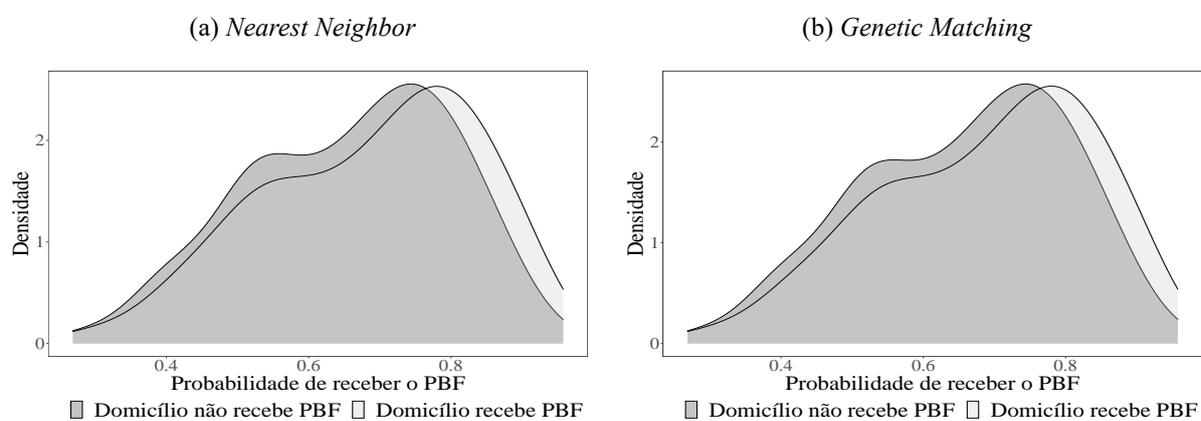


Figura C.2 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 16 a 18 anos incompletos - Pobres



Fonte: Elaboração própria.

Figura C.3 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 16 a 18 anos incompletos - Elegíveis

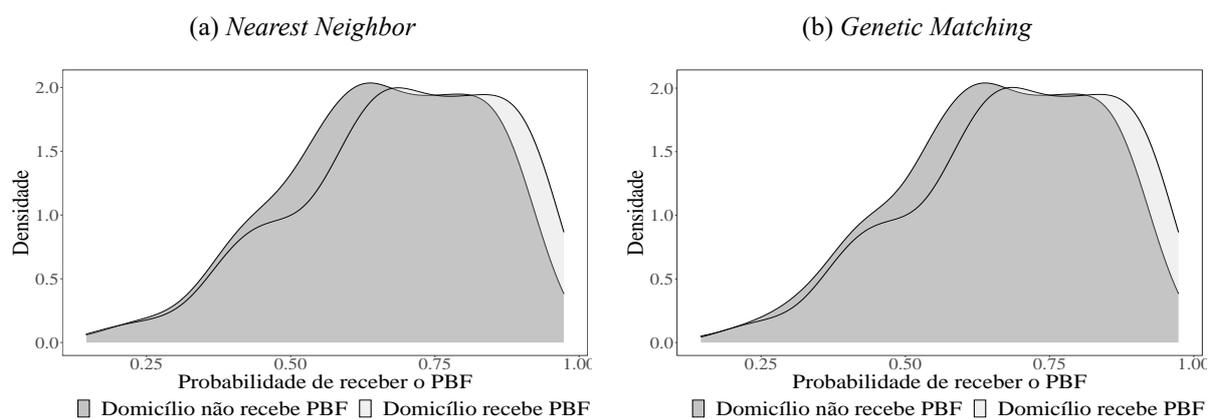
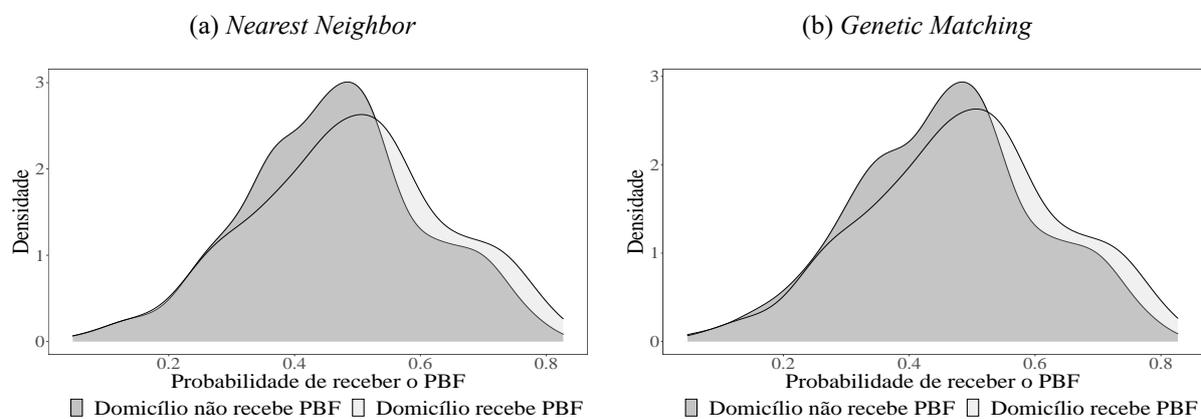


Figura C.4 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 16 a 18 anos incompletos - Dobro do limite de renda



Fonte: Elaboração própria.

Figura C.5 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 12 a 18 anos incompletos - Extremamente pobres

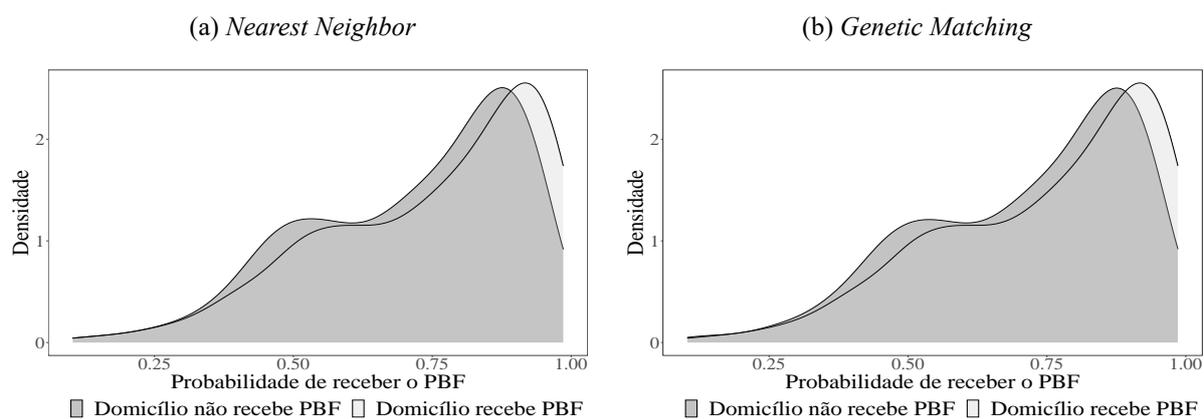
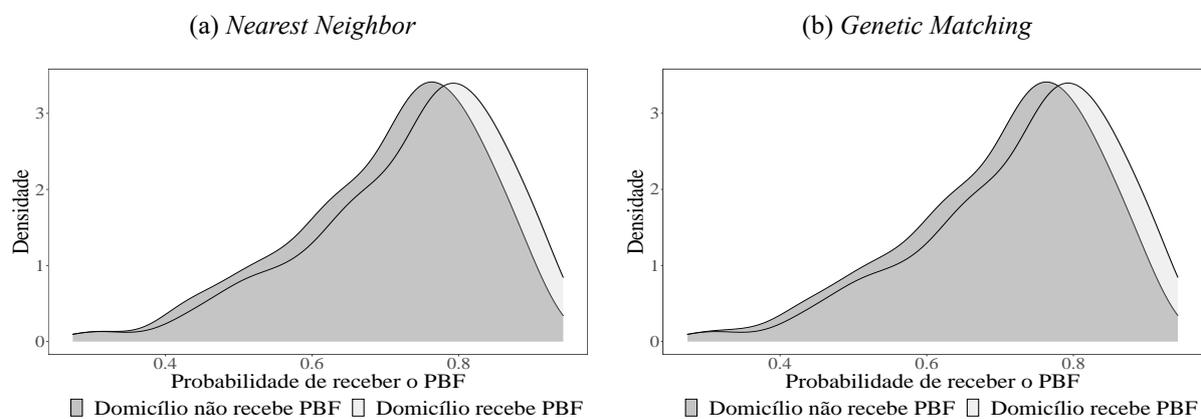


Figura C.6 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 12 a 18 anos incompletos - Pobres



Fonte: Elaboração própria.

Figura C.7 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 12 a 18 anos incompletos - Elegíveis

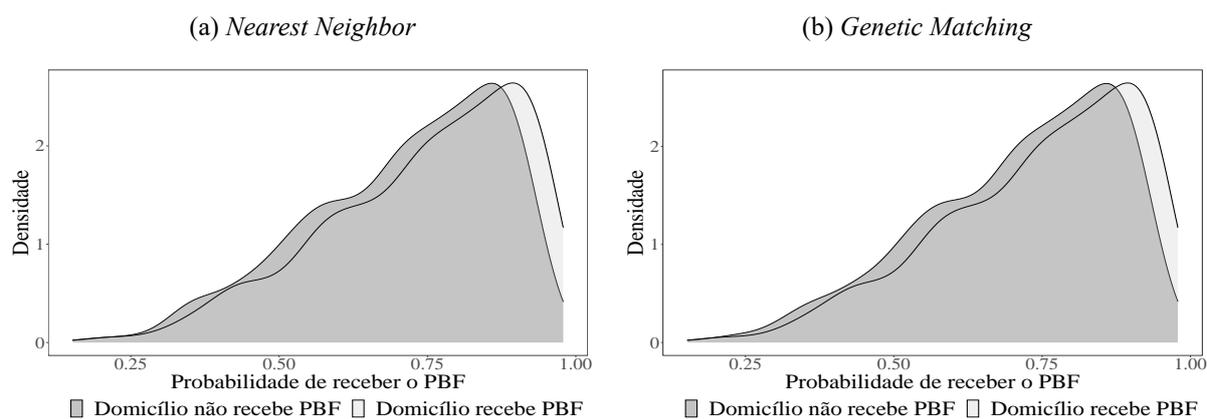
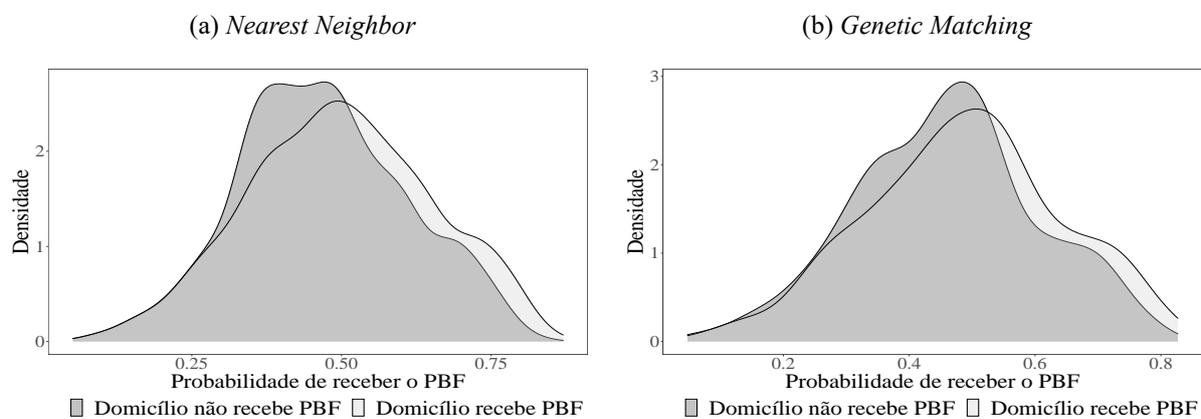


Figura C.8 – Distribuição dos escores de propensão das meninas de 12 a 18 anos incompletos - Dobro do limite de renda



Fonte: Elaboração própria.

Tabela C.5 – Teste de sensibilidade - Pareamento via *Nearest Neighbor*

τ	16 a 18 anos incompletos		12 a 18 anos incompletos	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Extremamente pobres				
1,0	0,0330	0,0330	0,0460	0,0460
1,5	0,0008	0,3013	0,0009	0,4021
2,0	0,0000	0,6526	0,0000	0,7733
2,5	0,0000	0,8604	0,0000	0,9337
3,0	0,0000	0,9487	0,0000	0,9824
Pobres				
1,0	0,0378	0,0378	0,0032	0,0032
1,5	0,0025	0,2255	0,0000	0,0710
2,0	0,0002	0,4818	0,0000	0,2735
2,5	0,0000	0,6874	0,0000	0,5200
3,0	0,0000	0,8196	0,0000	0,7151
Elegíveis				
1,0	0,0038	0,0038	0,0001	0,0001
1,5	0,0000	0,1568	0,0000	0,0371
2,0	0,0000	0,5563	0,0000	0,3194
2,5	0,0000	0,8435	0,0000	0,6995
3,0	0,0000	0,9554	0,0000	0,9052
Dobro do limite de renda				
1,0	0,0481	0,0481	0,0595	0,0595
1,5	0,0013	0,3712	0,0014	0,4465
2,0	0,0000	0,7249	0,0000	0,8036
2,5	0,0000	0,9028	0,0000	0,9455
3,0	0,0000	0,9683	0,0000	0,9861

Fonte: Elaboração própria.

Tabela C.6 – Teste de sensibilidade - Pareamento via *Genetic Matching*

τ	16 a 18 anos incompletos		12 a 18 anos incompletos	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Extremamente pobres				
1,0	0,0631	0,0631	0,0460	0,0460
1,5	0,0021	0,4178	0,0009	0,4021
2,0	0,0001	0,7610	0,0000	0,7733
2,5	0,0000	0,9197	0,0000	0,9337
3,0	0,0000	0,9748	0,0000	0,9824
Pobres				
1,0	0,0680	0,0680	0,0026	0,0026
1,5	0,0049	0,3427	0,0000	0,0572
2,0	0,0004	0,6358	0,0000	0,2308
2,5	0,0000	0,8201	0,0000	0,4593
3,0	0,0000	0,9145	0,0000	0,6558
Elegíveis				
1,0	0,0048	0,0048	0,0002	0,0002
1,5	0,0000	0,1889	0,0000	0,0439
2,0	0,0000	0,6187	0,0000	0,3457
2,5	0,0000	0,8842	0,0000	0,7227
3,0	0,0000	0,9718	0,0000	0,9156
Dobro do limite de renda				
1,0	0,1279	0,1279	0,0595	0,0595
1,5	0,0084	0,5439	0,0014	0,4465
2,0	0,0005	0,8356	0,0000	0,8036
2,5	0,0000	0,9487	0,0000	0,9455
3,0	0,0000	0,9845	0,0000	0,9861

Fonte: Elaboração própria.