

O Efeito do Casamento Infantil Feminino sobre Atraso e Frequência Escolar

Área 12: Economia Social e Demografia Econômica

Andressa Mielke Vasconcelos¹

Marcelo de Carvalho Griebeler²

Resumo: O Brasil apresenta um cenário educacional diferente de outros países, sendo que possui até melhores indicadores educacionais para as meninas. Porém, o casamento infantil feminino remanesce como um problema, já que o país figura em quarto lugar no *ranking* mundial de número absoluto de uniões precoces. Assim, preocupa que seja um fator que ponha em risco os avanços educacionais alcançados, já que é amplamente documentada a relação entre o casamento na minoridade e desempenho escolar indesejável. Tendo estes aspectos em vista, propõe-se estimar os efeitos do casamento infantil feminino sobre a probabilidade de que as meninas apresentem distorção idade-série e frequentem a escola. Tal objetivo é alcançado por meio dos dados do Censo Demográfico de 2010 associados ao método de Variáveis Instrumentais, que se trata de uma técnica para tornar exógena a decisão de casamento infantil. Em ambos os casos, nota-se que as uniões precoces trazem efeitos negativos sobre a educação das meninas, com maior impacto no atraso escolar. Além disso, ao propor estratificações segundo maternidade, faixa etária e cor da pele, tem-se indicativo dos grupos que devem ser focais em intervenções que visem combater não somente a prática do casamento na infância ou adolescência, mas também suas repercussões na educação.

Palavras-Chave: Casamento Infantil; Educação; Variável Instrumental.

Código JEL: J12; I20; C26.

Abstract: Brazil has a different educational scenario from other countries, presenting even better educational indicators for girls. However, female child marriage remains as a problem, since the country ranks fourth in the world ranking of absolute number of early marriages. Thus, it is worrying that this factor jeopardizes the educational advances achieved, since the relationship between marriage before the age of 18 and undesirable school performance is widely documented. With these aspects in mind, it is proposed to estimate the effects of female child marriage on the probability of school delay and school attendance. This objective is achieved using data from the 2010 Demographic Census associated with the Instrumental Variables method, which is a technique to make the child marriage decision exogenous. In both cases, early marriage have a negative effect on girls' education, with a stronger impact on school delay. In addition, when proposing stratifications according to maternity, age group and skin color, there is an indication of focus groups for interventions to combat only the practice of marriage in childhood or adolescence, but also its repercussions on education.

Key-Words: Child Marriage; Education; Instrumental Variable.

JEL Code: J12; I20; C26.

1 Introdução

Globalmente, a possibilidade de perda salarial devida à não compleição do ciclo de educação básica pelas mulheres totaliza entre US\$ 15 trilhões e US\$ 30 trilhões (Wodon *et al.*, 2018). Cenário como este, onde 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 para os homens a experiência importa em maior magnitude (Paschoalino *et al.*, 2017). Por isso, a educação é um dos mais fortes instrumentos para erradicar a pobreza, promover igualdade de oportunidades entre homens e mulheres, e gerar crescimento econômico associado à emprego pleno e produtivo.

¹Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: mielkeandressa@gmail.com.

²Professor Adjunto no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: marcelo.griebeler@ufrgs.br.

Todavia, 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 sociais. Dentre estes, pode-se citar o casamento infantil, o qual remanesce como um grave problema social até os dias atuais. De acordo com as estatísticas mundiais, a cada ano, 15 milhões de meninas casam antes dos 18 anos de idade, o que corresponde à 41.000 meninas por dia ou um casamento infantil feminino a cada dois segundos, e predominam principalmente em regiões com fatores culturais ou religiosos fortemente associados. Justamente por isso, é alarmante que no Brasil se tenha o quarto maior registro de meninas na infância ou adolescência envolvidas em uniões precoces.

Embora não se note avanços efetivos no combate a tal prática ao redor do mundo, muitos países vem estabelecendo legislação proibitiva sobre o casamento infantil. Este é o caso do Brasil que, por meio da Lei nº 13.811, de 12 de março de 2019, passou a não permitir o matrimônio antes dos 16 anos de idade em qualquer situação (Brasil, 2019). Entretanto, são leis de difícil *enforcement*, especialmente porque os casamentos de meninas antes da maioridade não costumam possuir registro formal (UNICEF, 2019). Além disso, talvez pela falta de oportunidades, os casamentos na minoridade predominam na área rural, e também estão associados à maternidade antes dos 18 anos de idade (UNICEF, 2019).

De fato, fatores como casamento infantil, gravidez precoce, e resultados educacionais indesejáveis parecem estar interligados em um processo de formação de decisão conjunto, uma vez que a união matrimonial ainda na infância ou adolescência é reportada como responsável por diversos resultados escolares indesejáveis (Field e Ambrus, 2008; Lloyd e Mensch, 2008; Nguyen e Wodon, 2014; Delprato *et al.*, 2015; Sekine e Hodgkin, 2017; Landis *et al.*, 2018), bem como afeta negativamente o planejamento familiar (Raj *et al.*, 2009; Raj, 2010; Godha *et al.*, 2013). Por outro lado, cada ano adicional no Ensino Médio reduz em cerca de 6% a probabilidade de que se envolvam em matrimônio antes dos 18 de idade e experienciem a maternidade precoce, sendo 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 (Wodon *et al.*, 2018).

Agora, sabendo que as meninas dos menores quintis de renda estão mais suscetíveis às uniões na minoridade (Wodon *et al.*, 2017), e somando-se isso à evidência de que o casamento infantil e abandono escolar estão associados à maior probabilidade de pobreza futura (Dahl, 2010), ao se reforçarem, 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, já que os filhos sofrem efeitos negativos sobre a sua acumulação de capital humano (Delprato, Akyeampong e Dunne, 2017).

Tendo em vista estes desdobramentos, o presente estudo propõe analisar os efeitos do casamento infantil feminino sobre aspectos educacionais. Conforme estudo prévio acerca do caso brasileiro aponta, 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 e Madalozzo, 2019). Todavia, além desse resultado ser obtido por meio da metodologia de *Propensity Score Matching* (PSM), o qual não endereça o problema de endogeneidade predominante em análises relacionadas à educação e pode resultar em coeficientes superestimados (Wodon, Nguyen e Tsimpo, 2016), também instiga que sejam esclarecidos os canais pelos quais é necessário que os formuladores de políticas públicas atuem. Isto é, ainda é necessário apontar se importam ações para alterar o custo de oportunidade de que 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. Isto porque, no caso da distorção idade-série, a mesma sofre expansão de 13% para mais de 31% na comparação entre os anos iniciais do Ensino Fundamental e o Ensino Médio (UNICEF, 2018a). Já a frequência escolar se trata de uma variável de interesse devido às estatísticas de

que, mesmo que 99,3% das crianças de 6 a 14 anos permaneçam na escola, o abandono aumenta para 11,8% entre jovens de 15 a 17 anos de idade. Logo, preocupa a possível relação com o casamento infantil, já que os problemas educacionais se aprofundam justamente na faixa etária com maiores registros de uniões precoces (IBGE, 2019a).

Como a estimativa causal é um desafio no contexto onde fatores que não são observáveis podem influenciar a decisão de casamento infantil, faz-se uso de Variáveis Instrumentais e dados do Censo Demográfico de 2010 na estratégia empírica, posto que há documentação de que se trata de um método sensível ao tamanho amostral e a identificação de casamentos formais pode ser subestimada em bases de dados oficiais. Dito de modo mais específico, o objetivo é que a proporção dos demais casamentos infantis femininos nos municípios torne exógena a decisão acerca do matrimônio. O argumento para Variável Instrumental como esta pode ser encontrado em Nguyen e Wodon (2014) e Wodon, Nguyen e Tsimpo (2016), de modo que, embora exista um *peer effect*, a proporção de meninas casadas antes da maioridade não tem relação direta com escolha ou desempenho educacional. O respaldo para a relevância do instrumento utilizado vem do teste F do primeiro estágio do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários em Dois Estágios (MQ2E), como ilustrado em Stock e Watson (2012), e os resultados mostram heterogeneidades importantes de acordo com o fato da menina ser mãe, sua faixa etária, e cor da pele.

Acerca da estrutura do presente estudo, são seis 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 mulheres e homens tenham as mesmas oportunidades. Após, na terceira seção, constam trabalhos que já avaliaram 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 a estratégia empírica adotada e, em seguida, são reportados os resultados obtidos. As considerações finais, portanto, constam na sexta seção.

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, e 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 (Brasil, 1990). 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.

Embora a passos lentos, o Brasil vem avançando nas metas de universalização do acesso à educação, segundo o relatório de monitoramento das metas do Plano Nacional de Educação divulgado pelo INEP (2019). No ano de 2017, os dados apontam que foi atingida a marca de 97,8% das crianças com idade entre 6 e 14 anos e 91,3% dos adolescentes de 15 a 17 anos na escola, mas outros problemas graves ainda persistem para além do acesso. Esse é o caso da qualidade da educação, sinalizada pelo Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), que engloba a taxa média de aprovação na etapa de ensino e o desempenho dos estudantes no Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb).

Outro fator que se contrapõe é relacionado à paridade entre gêneros, onde, por um lado, diferenças na alfabetização e matrícula na educação básica e superior são um problema superado (World Economic Forum, 2019), porém, por outro, ainda existem hiatos por áreas do conhecimento. Este último fator é evidenciado pelos resultados do *Programme for International Student Assessment* (PISA), com meninos se sobressaindo em Matemática, as meninas em Português, e ambos com resultados semelhantes em Ciências³.

Os problemas associados à qualidade da educação se refletem, também, nas estatísticas de defasagem do país. Segundo a UNICEF (2018b), são 7 milhões de alunos que apresentam um ou dois anos de atraso escolar em relação à recomendação para sua respectiva idade. De fato, os meninos apresentam evolução mais rápida entre as taxas de defasagem observadas, mas no ensino médio tem-se a

³https://www.oecd.org/pisa/publications/PISA2018_CN_BRA.pdf

menor diferença nas médias entre gêneros. Se trata de uma fase onde diversos riscos são mais inerentes às meninas, sendo destacados pela UNICEF (2018b) 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 às 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 discorre, também, sobre a necessidade de ações preventivas para evitar a evasão.

Já o PISA põe em voga uma possível fonte de disparidade salarial segundo gêneros, onde duas a cada cinco meninas com alta performance no exame intencionam seguir carreira relacionada à área médica, enquanto os meninos tendem às profissões como engenharia, por exemplo. Agora, é importante considerar os estereótipos sobre gênero e o quanto podem influenciar nestes resultados observados no PISA, seguindo o estudo de Bordalo *et al.* (2019). Neste trabalho, os autores mostram em seus experimentos que as crenças sobre os hiatos de desempenho entre os gêneros são superestimadas, indicando a razão para que as mulheres possuam menor auto-confiança em domínios comumente associados aos homens.

No somatório destes problemas, tem-se que o Brasil ainda não alcançou igualdade em oportunidades e participação econômica entre homens e mulheres, de acordo com os indicadores do World Economic Forum (2019). Deste modo, 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. Mundialmente, o relatório em questão aponta que, ao ritmo observado entre 2006 e 2020, somente em 257 anos homens e mulheres atingirão razão unitária em oportunidades e participação na economia.

Tal desigualdade entre gêneros é, sem dúvidas, um problema que ultrapassa o nível individual. A revisão de literatura desenvolvida por Duflo (2012) elucida que, dentre os efeitos negativos sofridos por toda a sociedade, pode-se citar a correlação entre o empoderamento feminino, que pode ser pensado como o acesso à educação, mercado de trabalho, informação, entre outros aspectos, e o desenvolvimento econômico. Apesar disso, a autora destaca que somente o desenvolvimento econômico não será responsável por colocar as mulheres em patamar de igualdade de oportunidades com os homens, já que ainda devem ser tratados os estereótipos existentes na sociedade, assim como a relação inversa também não parece gerar um ciclo virtuoso e, por isso, não deve ser superestimada em potencial para crescimento da economia. Duflo (2012) ainda argumenta sobre a possível necessidade de políticas de redistribuição em favor das mulheres, embora alerte que ações neste sentido podem gerar distorções indesejáveis.

3 Casamento infantil e acumulação de capital humano

O casamento infantil é classificado como uma violação aos direitos humanos, especialmente quando inserido em um contexto de coerção e/ou afeta outros direitos previstos, como acesso à saúde e educação. Uma característica marcante do casamento infantil é que afeta principalmente as meninas (UNICEF, 2014) e, conforme considerado no modelo de gerações sobrepostas de Wahhaj (2015), estas sofrem o peso do valor atribuído à "pureza" em uma sociedade patriarcal que a utiliza como determinante de seu *matching* potencial. Como se trata de um fator observado com ruído, a medida que a menina permanece no mercado de casamento, a idade passa a ser uma má sinalização neste sentido. Desta forma, fica evidente o custo de postergar o casamento para se dedicar aos estudos.

Pode-se argumentar que 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, 2018c). Isto indica que as meninas envolvidas em uniões precoces podem estar em uma posição de dependência do seu cônjuge, respaldando evidências de associação com parceiros mais velhos (Taylor *et al.*, 2015), com comportamento controlador (Nasrullah *et al.*, 2014), e maiores chances de que sofram violência doméstica (Raj, 2010;

Erulkar, 2013; Nasrullah *et al.*, 2014). Situação como a caracterizada coloca em voga o baixo poder de agência das meninas casadas antes dos 18 anos de idade, seja por autonomia de decisão ou por medo de represálias.

Além disso, o fato de que as meninas casadas tenham maior probabilidade de serem mães precocemente (UNICEF, 2019) limita suas possibilidades de investimento em capital humano. Os dados apresentados no estudo do IBGE (2019b), além disso, mostram que 37% das mulheres estão envolvidas no cuidado de pessoas que, em geral, possuem até 14 anos de idade, faixa etária com maior possibilidade de que sejam filhos, e este número é aproximadamente 10% maior do que aquele associado aos homens.

O estereótipo de atividades cabíveis aos gêneros é outro fator que impõe mais um peso à rotina das crianças e adolescentes casadas. A análise do IBGE (2019b), por exemplo, 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, mas não há significativa variação para o caso das mulheres.

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 dar-se através de um parceiro que não a permite estudar, guiando à saída da educação formal. Já no caso da restrição de tempo, agora que possui responsabilidades domésticas e maternas, o efeito é indireto e tem possibilidade de se apresentar sob efeitos negativos no desempenho 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 isso se deva ao fato de que as meninas deixem 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 da barreira central para que as meninas permaneçam na escola, embora ambos os problemas analisados estejam em queda ao longo do tempo.

De modo semelhante, Sekine e Hodgkin (2017) mostram que, no Nepal, o casamento infantil é a motivação para 39,8% dos casos de abandono escolar feminino. Isso serviu como motivação para que os autores propusessem uma estimativa dos efeitos das uniões durante a minoridade sobre variáveis educacionais e, para tanto, utilizam 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 desta faixa etária que são casadas 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 deixarem a escola devido ao casamento infantil.

Além da participação na educação formal, Landis *et al.* (2018) também relacionam o casamento infantil com o bem-estar das meninas e sobre as chances de que sofram diferentes tipos de violência. Com dados de um *survey* efetuado em 14 comunidades na República Democrática do Congo e referente à 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 uniões precoces possuem associação com níveis mais baixos de participação escolar, mas com maiores taxas de violência física, sexual e emocional. Importante, também, é o resultado de que a educação é fator significativo para reduzir as chances de violência para 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 Sudoeste da Ásia. Foram testados três fatores a nível de comunidade para tornar exógena a decisão de casamento infantil: (i) idade anterior ao casamento; (ii) proporção de sexo não-pré-marital; e (iii) taxa total

de fertilidade. Apesar dos resultados mostrarem diferentes magnitudes devido à características das regiões em análise, um ano a mais na idade em que ocorrem as uniões matrimoniais se traduzem em 0,54 anos adicionais de escolaridade e 22% maior alfabetização na África Subsaariana, e a redução do abandono escolar no Sudeste na Ásia parte de 4,6% mesmo em estimativas enviesadas para baixo.

Por sua vez, Field e Ambrus (2008) abordam a alfabetização e nível de escolaridade das meninas da área rural de Bangladesh, mais especificamente do subdistrito chamado Matlab. Como Bangladesh se trata do segundo país com maior número absoluto de casamento de crianças e adolescentes, onde 59% das mulheres casaram antes dos 18 anos de idade, a educação pode ser um fator decisivo para 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. Assim, a idade da primeira menstruação da menina busca tornar exógena sua idade de casamento, uma vez que sociedades patriarcais tendem a estimular uniões matrimoniais após a menarca. Isto resultou em 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. Outro resultado desejável observado é aumento da busca por saúde preventiva, embora exercício econométrico adicional mostre que postergar o casamento implica em custos monetários para a família da menina e pode ser indicativo dos mecanismos por trás da decisão de união antes dos 18 anos de idade.

Também por meio do método de Variáveis Instrumentais para analisar a relação entre o casamento de meninas durante a minoridade e o efeito causal em indicadores educacionais, a variação exógena proposta por Nguyen e Wodon (2014) corresponde à incidência de casamento infantil em cada Unidade Primária de Amostragem (UPA) considerada. Nesse caso, os dados do DHS correspondem a 27 países da África Subsaariana, e mostram que a perda em alfabetização, probabilidade de ter ao menos cursado o ensino médio e o tenha completado corresponde, respectivamente, a -5,7%, -5,6%, e -3,5% em resposta cada ano de casamento precoce. Por isso, os autores discutem a necessidade de leis que enderecem esses problemas através de *enforcement*, bem como aponta que programas de transferência de renda são promissores ao reduzirem o custo da educação, sendo que este também se relaciona positivamente com proximidade das escolas, qualidade das mesmas e disponibilidade de transporte.

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

Além da compleição escolar, o estudo de Teixeira e Madalozzo (2019) para o Brasil aborda a compleição do Ensino Superior pelas meninas que casaram precocemente. Com 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 e ao método PSM para efetuar a comparação entre meninas que casaram na minoridade com aquelas que não o fizeram. 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.

Portanto, dadas as evidências apresentadas nesta seção, sabe-se que o casamento feminino e seus efeitos sobre 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. 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.

Sabendo que a relação reversa 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 permanência na escola principalmente para as meninas em maior risco social. A ideia é que, com os benefícios como acesso ao mercado de trabalho, maiores salários, acesso à informação, entre outros, aumente-se o custo de oportunidade do casamento, tal qual aponta a simulação de Wahhaj (2015). Conforme argumenta o autor, isso mudaria a percepção também da valoração da menina pelos seus pares, os quais passariam a buscar aquelas com maior idade, gerando um ciclo vicioso de expansão da idade das uniões.

4 Estratégia empírica

A análise proposta no presente estudo exige que seja possível identificar as crianças e adolescentes casadas antes da maioridade, mas também ter acesso à 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) e tem como característica desejável as propriedades assintóticas associadas à grandes amostras. Para manter homogeneidade entre as meninas em relação aos seus atributos e números de casos de uniões precoces, opta-se por manter na base de dados somente aquelas com idade entre 12 e 18 anos incompletos.

As medidas escolares de interesse, representadas por y_1 , correspondem à *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, de modo que as meninas de 6 anos devem estar matriculadas no primeiro ano do Ensino Fundamental e assim por diante para estarem regulares (Brasil, 2006). 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.

A variável central para a presente pesquisa, o casamento infantil feminino, é denotada por y_2 e também se trata de uma variável binária. Nesse caso, a menina é considerada casada se é chefe de domicílio que possui cônjuge, ou se a mesma está na posição de cônjuge nos dados do Censo. Sem dúvidas, o fato de não haver uma identificação direta da situação civil introduz a possibilidade de subnotificação das uniões antes da maioridade, uma vez que a menina pode ser casada e estar identificada em outra posição no domicílio. Porém, se este for o caso, o resultado será subestimado quando o grupo que, supostamente, não possui meninas casadas também apresentará efeitos sobre educação, reduzindo a diferença de média entre casadas e "solteiras".

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

$$y_1 = y_2\beta_1 + x_1'\beta_2 + \epsilon, \quad (1)$$

onde ϵ é o termo de erro e x_1 indica as características referentes às meninas em análise e segue recomendações de Nguyen e Wodon (2014) e Wodon, Nguyen e Tsimpo (2016). Assim, o vetor contém os seguintes controles: idade, *dummy* de valor 1 para cor da pele branca ou amarela⁴, *dummy* de valor 1 para domicílio urbano, *dummy* de valor 1 para chefe de domicílio, *dummy* de valor 1 para residentes em núcleo com filhos do responsável e cônjuge, somente do cônjuge, ou enteado⁵, *dummies* de valor 1 para as religiões católica, evangélica, pentecostal e outras religiões agregadas, *dummies* de valor 1 para cada um dos quintis de renda, e variáveis de média a nível de município, como média de atraso e frequência escolar entre as demais meninas com idade entre 12 e 18 anos incompletos, média de desocupados entre os indivíduos com mais de 18 anos nos demais domicílios, e média dos outros domicílios que possuem acesso à água e energia elétrica.

⁴Meninas chamadas de não brancas são aquelas identificadas como pretas, pardas ou indígenas.

⁵Assim como destacado por Nguyen e Wodon (2014), é possível que a variável que identifica a maternidade precoce seja endógena com o termo de erro de estimativas sobre fatores educacionais, mas é preferível que seja incluída na regressão para que o impacto do casamento infantil não seja superestimado nos casos que a menina experiencia as duas problemáticas.

Nguyen e Wodon (2014) e Wodon, Nguyen e Tsimpo (2016) chamam estas cinco últimas variáveis mencionadas acima de *PSU leave-out-mean*, pois, no seu trabalho, tomam as médias para as meninas residentes nas UPAs com exceção daquela que 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. Desta forma, além do provável *peer effect* controlado pela média do atraso e frequência escolar das demais meninas nos municípios, as outras três variáveis são recomendadas pelos autores por representarem normas sociais vigentes nas unidades de análise ou, colocando de outra forma, medidas indicativas do nível de desenvolvimento econômico do contexto que a menina está inserida.

Agora, 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 passíveis 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), é possível discorrer que a decisão de casamento pode ser motivada: (1) pelo incentivo familiar, seja por medo de uma gravidez precoce e conseqüente difamação da menina ou para que o homem assuma a paternidade dos filhos; (2) pelo controle da sexualidade da menina; (3) pela busca por segurança financeira; (4) pelo desejo das meninas por autonomia em relação à sua família; e (5) pelo apelo percebido na união com meninas mais jovens ao promover um desequilíbrio no poder decisório intra-familiar. Em qualquer um desses fatores, a decisão sobre o casamento é feita quase que paralelamente àquela acerca da educação. Como conseqüência, há endogeneidade nas estimativas:

$$\text{cov}(y_2, \epsilon) \neq 0. \quad (2)$$

Note que, ao não endereçar este problema, os coeficientes obtidos serão enviesados, já que não se tem uma relação causal. Logo, os mesmos não servem para guiar a ação dos formuladores de políticas públicas.

A estratégia recomendada na literatura para tornar as uniões matrimoniais na minoridade exógenas é utilizar a técnica de Variável Instrumental no método MQ2E. 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 dessa relação é expressa a seguir, com x_2 representando o instrumento:

$$\text{cov}(x_2, y_2) \neq 0. \quad (3)$$

Por outro lado, o *peer effect* na decisão de casamento infantil não deve afetar diretamente os resultados educacionais das meninas, de modo que vale o seguinte:

$$\text{cov}(x_2, \epsilon) = 0. \quad (4)$$

Esta ausência de correlação entre a Variável Instrumental e o termo de erro da equação utilizada para estimar efeitos sobre 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 quando são 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:

$$\hat{y}_2 = \hat{x}_2^* \beta_1 + \hat{x}_1^* \beta_2 + \hat{u}. \quad (5)$$

E, para que a Variável Instrumental torne o casamento infantil exógeno, a estimativa do mesmo não deve estar correlacionada com o termo de erro da equação inicial:

$$\text{cov}(\hat{y}_2, \epsilon) = 0. \quad (6)$$

Após estas etapas, é possível estimar o efeito causal do casamento infantil feminino sobre as medidas educacionais de interesse. Destaca-se que, da equação de segundo estágio do MQ2E que está ilustrada abaixo, é esperada uma relação negativa entre tais variáveis (aumento do atraso e redução da frequência escolar) tomando por base estudos prévios acerca do tema, e estes coeficientes são expressos em pontos percentuais (p.p.), ou seja, pela diferença aritmética entre duas porcentagens:

$$y_1 = \hat{y}_2\beta_1 + x_1'\beta_2 + v. \quad (7)$$

Por fim, a proposta é verificar se os resultados variam de acordo com a maternidade, a faixa etária das meninas e 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 estimativas com adolescentes entre 12 e 16 anos de idade incompletos e 16 e 18 anos de idade incompletos, e, por último, são separadas meninas brancas ou amarelas daquelas que autodeclaram cor preta, parda ou indígena. 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, o instrumento é considerado relevante se atinge valor acima de 10 e, caso contrário, o estimador de MQ2E será enviesado e as inferências estatísticas passíveis de erros.

5 Resultados

Antes de analisar os resultados obtidos, cabe apresentar uma breve caracterização das amostras utilizadas nas estimativas. Por isso, a Tabela 1 se separa em observações referentes à estimativa do efeito do casamento infantil sobre o atraso e, em seguida, sobre frequência escolar, e as diferenças existentes entre as bases de dados surgem simplesmente pela exclusão das variáveis com valores faltantes em cada um dos casos. Assim, nota-se que 45,78% das meninas entre 12 e 18 anos de idade registram distorção idade-série, enquanto 90,89% frequenta a escola. Já as médias para as demais meninas dos municípios indicam defasagem escolar em 40,48% dos casos e 86,09% reportando estarem matriculadas na escola.

Em ambas as amostras, nota-se que o percentual de meninas entre 12 e 18 anos identificadas como casadas é baixo, de modo que figura entre 1,55% e 3,14%, respectivamente, para os dados utilizados nas estimativas sobre atraso e frequência escolar. No mesmo sentido seguem as parcelas de demais meninas casadas nos municípios, representando cerca de 3,50%. Como mencionado previamente, estes números podem ser subestimados, posto que há possibilidade de que as meninas estejam registradas no Censo em posição de filhas, por exemplo, quando moram com os pais mesmo após a união matrimonial.

Nas demais características pessoais, arredondando, tem-se que as meninas possuem, em média, 14 anos, 43% são brancas, 74% residem em área urbana, entre 0,54% e 1,48% estão em domicílios com indivíduos na posição de filhos ou enteados, e predominam professando religião católica. Quanto aos quintis de renda domiciliar, o primeiro possui maior registro de observações, com cerca de 24% das meninas estando nesta faixa de renda, em contraposição ao último quintil, o qual contém em torno de 15% das meninas da amostra.

Além disso, os controles a nível de município, como média de desocupados e domicílios com acesso à água e energia elétrica, os quais buscam ser um indicativo de desenvolvimento das localidades e controlar demais fatores não observáveis passíveis de afetar a educação, chamam a atenção por apresentarem considerável disparidade entre os valores mínimos e máximos. De todo modo, em relação às médias, apenas 4,34% são desocupados, cerca de 74% têm acesso à água e 97% à energia

elétrica. Aqui também cabe uma observação acerca da baixa parcela média de desocupados, refletindo a característica da pergunta do Censo acerca de todo tipo de emprego, não apenas os formais.

Por sua vez, a Tabela 2 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, meninas casadas estão associadas à maior probabilidade de estarem defasadas em relação à série adequada para sua idade, com coeficiente de 84,25 p.p., enquanto o efeito sobre sua probabilidade de frequência escolar é de -19,92 p.p. Outros fatores que destacam-se são as médias das variáveis dependentes para as demais meninas dos respectivos municípios, indicando um *peer effect* educacional, e a maternidade tendo um efeito de redução em 47,63 p.p. sobre o atraso escolar e 45,33 p.p. sobre as matrículas escolares. Este último resultado relativo à distorção idade-série é, de fato, curioso, e pode ser racionalizado pelo fato de que muitas saem da escola após a maternidade, fazendo com que reste uma parcela com um viés diferente em termos de incentivo ou demais condições facilitadoras para que não sofram distorção idade-série.

Tendo em vista este resultado e objetivando isolar os efeitos em relação ao casamento infantil feminino, a Tabela 3 apresenta os coeficientes obtidos após estratificação das meninas que são mães em relação àquelas que não são. Neste caso, o sentido das estimativas é razoável, indicando que, ao comparar as residentes em domicílios com filhos, o casamento infantil não surte efeito estatisticamente significativo em variáveis educacionais. Por outro lado, as uniões precoces afetam negativamente a distorção idade-série e frequência escolar nas magnitudes de 86,79 p.p. e -19,40 p.p., respectivamente. Em uma interpretação geral, é possível que o casamento infantil não seja o principal determinante de resultados educacionais indesejáveis quando a menina está associada também ao peso da maternidade.

Além disso, outras variáveis apontam para diferenças acerca dos impactos do casamento precoce, como é o caso da idade das meninas. Logo, a Tabela 4 estratifica as mesmas em dois grupos etários, a saber, entre 12 e 16 anos de idade incompletos, e 16 e 18 anos de idade incompletos. No caso do atraso escolar, os resultados são similares no que tange aos grupos em análise, com coeficientes de 84,85 p.p. e 81,49 p.p., respectivamente. Já na questão da frequência escolar, a significância estatística é obtida somente para meninas com mais de 16 anos de idade, no montante de -39,22 p.p. Embora a educação básica seja obrigatória dos 4 aos 17 anos de idade, de acordo com a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional, sabe-se que o problema da evasão se manifesta principalmente entre jovens adolescentes, guiando à hipótese de que as meninas com menos de 16 anos não mudam seu comportamento tão severamente em relação à frequência escolar após estarem casadas.

Por fim, na Tabela 5 são apresentados os resultados da resposta ao casamento na minoridade segundo a cor da pele das meninas. Da mesma forma, o efeito sobre a distorção idade-série é mais forte em magnitude, vigorando coeficiente de 70,00 p.p. para meninas autodeclaradas brancas e de 87,37 p.p. para aquelas que se identificam como pretas, pardas ou indígenas. No caso da frequência escolar, apenas as meninas brancas sofrem efeitos estatisticamente significativos, com -29,72 p.p. na probabilidade de estarem matriculadas na escola. Resultados como estes refletem um pouco das barreiras que ainda existem segundo a cor da pele e que podem se aprofundar quando a menina está em um casamento precoce, no caso do atraso escolar, e o preconceito resultando em sobrecarga emocional e provável falta de perspectiva para o futuro no mercado de trabalho que se traduzem em abandono dos estudos.

Em suma, além de um diagnóstico dos efeitos negativos que são observados em consequência do casamento infantil feminino, o presente estudo objetiva ser um guia para formuladores de políticas públicas através do indicativo dos grupos focais para intervenção e dimensões educacionais mais afetadas pelo casamento na minoridade. Dentre estes, pode-se destacar que o fato de não se observar resultados significativos estatisticamente no caso de meninas que são mães mostra que é um grupo em tão extrema vulnerabilidade para condições escolares adequadas que o casamento infantil deixa de ser determinante para o desempenho, o que também pode ser argumentado acerca da frequência escolar das meninas não brancas. Ademais, apesar de não haver evidência de que as uniões precoces expulsem as meninas de até 16 anos da educação formal, o mesmo não vale para aquelas com idade

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Variável dependente: atraso					
Atraso	965.796	0,4578	0,4982	0	1
Casamento	965.796	0,0155	0,1234	0	1
Média casamento	965.796	0,0351	0,0219	0	0,2177
Idade	965.796	14,2871	1,6107	12	17
Branco	965.796	0,4335	0,4956	0	1
Urbano	965.796	0,7485	0,4339	0	1
Chefe	965.796	0,0123	0,1100	0	1
Maternidade	965.796	0,0054	0,0735	0	1
Católico	965.796	0,6799	0,4665	0	1
Evangélico	965.796	0,0423	0,2014	0	1
Pentecostal	965.796	0,1423	0,3493	0	1
Outras religiões	965.796	0,0722	0,2589	0	1
Quartil renda 1	965.796	0,2406	0,4275	0	1
Quartil renda 2	965.796	0,2039	0,4029	0	1
Quartil renda 3	965.796	0,2131	0,4095	0	1
Quartil renda 4	965.796	0,1865	0,3895	0	1
Quartil renda 5	965.796	0,1559	0,3627	0	1
Média atraso	965.796	0,4048	0,1339	0	0,8473
Média desocupados	965.796	0,0434	0,0196	0	0,1766
Média água	965.796	0,7406	0,2139	0	0,9947
Média energia	965.796	0,9722	0,0540	0,2750	1
Variável dependente: frequência					
Frequência	1.047.386	0,9089	0,2878	0	1
Casamento	1.047.386	0,0314	0,1745	0	1
Média casamento	1.047.386	0,0353	0,0219	0	0,2177
Idade	1.047.386	14,4118	1,6731	12	17
Branco	1.047.386	0,4302	0,4951	0	1
Urbano	1.047.386	0,7467	0,4349	0	1
Chefe	1.047.386	0,0151	0,1219	0	1
Maternidade	1.047.386	0,0148	0,1207	0	1
Católico	1.047.386	0,6780	0,4672	0	1
Evangélico	1.047.386	0,0414	0,1991	0	1
Pentecostal	1.047.386	0,1420	0,3491	0	1
Outras religiões	1.047.386	0,0717	0,2580	0	1
Quartil renda 1	1.047.386	0,2453	0,4302	0	1
Quartil renda 2	1.047.386	0,2055	0,4041	0	1
Quartil renda 3	1.047.386	0,2123	0,4090	0	1
Quartil renda 4	1.047.386	0,1849	0,3882	0	1
Quartil renda 5	1.047.386	0,1520	0,3590	0	1
Média frequência	1.047.386	0,8609	0,0442	0,4516	1
Média desocupados	1.047.386	0,0434	0,0196	0	0,1766
Média água	1.047.386	0,7401	0,2142	0	0,9947
Média energia	1.047.386	0,9721	0,0542	0,2750	1

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2: Segundo estágio para atraso e frequência escolar

Variáveis	Atraso	Frequência
Casamento	0,8425*** (0,1304)	-0,1992*** (0,0647)
Idade	0,0382*** (0,0008)	-0,0325*** (0,0008)
Branco	-0,0744*** (0,0014)	0,0151*** (0,0006)
Urbano	-0,0538*** (0,0018)	0,0185*** (0,0009)
Chefe	-0,0829*** (0,0131)	-0,0341*** (0,0085)
Maternidade	-0,4763*** (0,1114)	-0,4533*** (0,0563)
Católico	-0,0970*** (0,0032)	0,0585*** (0,0023)
Evangélico	-0,1472*** (0,0039)	0,0817*** (0,0025)
Pentecostal	-0,0703*** (0,0031)	0,0608*** (0,0023)
Outras religiões	-0,0983*** (0,0038)	0,0640*** (0,0024)
Quintil renda 1	0,1968*** (0,0041)	-0,0331*** (0,0022)
Quintil renda 2	0,1529*** (0,0034)	-0,0255*** (0,0017)
Quintil renda 3	0,1291*** (0,0026)	-0,0199*** (0,0010)
Quintil renda 4	0,0904*** (0,0023)	-0,0164*** (0,0009)
Média atraso	0,8916*** (0,0062)	
Média frequência		0,3815*** (0,0121)
Média desocupados	0,0719 (0,0474)	0,1120*** (0,0201)
Média água	0,0450*** (0,0049)	0,0012 (0,0020)
Média energia	-0,0348*** (0,0129)	0,0289*** (0,0088)
Constante	-0,4214*** (0,0182)	0,9720*** (0,0129)
Teste F	1.636,16	1.630,47
Observações	965.796	1.047.386

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

Tabela 3: Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com maternidade

Variáveis	Atraso		Frequência	
	Mães	Não são mães	Mães	Não são mães
Casamento	0,5044 (0,4096)	0,8679*** (0,1356)	-0,3697 (0,7642)	-0,1940*** (0,0661)
Idade	-0,0216*** (0,0054)	0,0384*** (0,0008)	-0,0164 (0,0143)	-0,0325*** (0,0007)
Branco	-0,0396*** (0,0123)	-0,0746*** (0,0014)	0,0090 (0,0069)	0,0151*** (0,0006)
Urbano	-0,0676*** (0,0163)	-0,0537*** (0,0018)	0,0754*** (0,0183)	0,0175*** (0,0009)
Chefe	0,1370 (0,1725)	-0,1214*** (0,0198)	-0,0203 (0,2111)	-0,0494*** (0,0139)
Católico	-0,0566*** (0,0151)	-0,0974*** (0,0033)	0,0539*** (0,0146)	0,0587*** (0,0023)
Evangélico	-0,0570 (0,0406)	-0,1476*** (0,0039)	0,1009*** (0,0355)	0,0818*** (0,0026)
Pentecostal	-0,0513** (0,0202)	-0,0706*** (0,0031)	0,0388** (0,0157)	0,0613*** (0,0023)
Outras religiões	-0,0361 (0,0297)	-0,0987*** (0,0038)	0,0767*** (0,0204)	0,0641*** (0,0024)
Quartil renda 1	0,1529*** (0,0336)	0,1967*** (0,0041)	-0,1313*** (0,0234)	-0,0322*** (0,0022)
Quartil renda 2	0,1092*** (0,0360)	0,1530*** (0,0034)	-0,0845*** (0,0281)	-0,0258*** (0,0017)
Quartil renda 3	0,0980*** (0,0353)	0,1290*** (0,0026)	-0,0790*** (0,0249)	-0,0199*** (0,0010)
Quartil renda 4	0,1077*** (0,0417)	0,0903*** (0,0024)	-0,0553 (0,0350)	-0,0165*** (0,0009)
Média atraso	0,4493*** (0,0537)	0,8938*** (0,0062)		
Média frequência			0,3321*** (0,0758)	0,3822*** (0,0121)
Média desocupados	-0,2382 (0,2903)	0,0728 (0,0476)	1,1278*** (0,1972)	0,0954*** (0,0202)
Média água	0,0228 (0,0315)	0,0453*** (0,0049)	-0,0365 (0,0223)	0,0020 (0,0020)
Média energia	0,2544*** (0,0953)	-0,0394*** (0,0129)	-0,2903*** (0,0610)	0,0360*** (0,0088)
Constante	0,2086 (0,3915)	-0,4207*** (0,0183)	0,7947 (0,5859)	0,9660*** (0,0129)
Teste F	13,49	1.597,14	6,37	1.622,14
Observações	5.252	960.544	15.493	1.031.893

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

Tabela 4: Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com faixa etária

Variáveis	Atraso		Frequência	
	Menos de 16 anos	Mais de 16 anos	Menos de 16 anos	Mais de 16 anos
Casamento	0,8485*** (0,1862)	0,8149*** (0,1654)	0,0604 (0,1193)	-0,3922*** (0,0732)
Idade	0,0391*** (0,0012)	0,0592*** (0,0023)	-0,0201*** (0,0007)	-0,0665*** (0,0019)
Branco	-0,0697*** (0,0015)	-0,0874*** (0,0024)	0,0094*** (0,0006)	0,0287*** (0,0014)
Urbano	-0,0541*** (0,0019)	-0,0515*** (0,0033)	0,0122*** (0,0009)	0,0349*** (0,0019)
Chefe	-0,0700*** (0,0150)	-0,1000*** (0,0215)	-0,0397*** (0,0090)	-0,0088 (0,0127)
Maternidade	-0,4152** (0,1619)	-0,5497*** (0,1377)	-0,7248*** (0,1033)	-0,2482*** (0,0622)
Católico	-0,1003*** (0,0040)	-0,0870*** (0,0048)	0,0461*** (0,0023)	0,0833*** (0,0041)
Evangélico	-0,1532*** (0,0047)	-0,1292*** (0,0068)	0,0613*** (0,0027)	0,1275*** (0,0049)
Pentecostal	-0,0772*** (0,0039)	-0,0492*** (0,0050)	0,0492*** (0,0024)	0,0867*** (0,0040)
Outras religiões	-0,1027*** (0,0047)	-0,0852*** (0,0061)	0,0480*** (0,0025)	0,0983*** (0,0044)
Quintil renda 1	0,1998*** (0,0043)	0,1882*** (0,0074)	-0,0194*** (0,0018)	-0,0595*** (0,0054)
Quintil renda 2	0,1556*** (0,0035)	0,1463*** (0,0061)	-0,0138*** (0,0013)	-0,0453*** (0,0043)
Quintil renda 3	0,1301*** (0,0028)	0,1269*** (0,0046)	-0,0094*** (0,0009)	-0,0391*** (0,0024)
Quintil renda 4	0,0906*** (0,0025)	0,0900*** (0,0037)	-0,0086*** (0,0008)	-0,0323*** (0,0021)
Média atraso	0,8826*** (0,0067)	0,9159*** (0,0113)		
Média frequência			0,2756*** (0,0119)	0,6229*** (0,0246)
Média desocupados	0,0231 (0,0494)	0,2086*** (0,0749)	-0,0397** (0,0193)	0,4537*** (0,0449)
Média água	0,0431*** (0,0052)	0,0500*** (0,0082)	0,0004 (0,0022)	0,0017 (0,0044)
Média energia	-0,0596*** (0,0148)	0,0387 (0,0239)	0,0617*** (0,0102)	-0,0367** (0,0187)
Constante	-0,4022*** (0,0225)	-0,8626*** (0,0449)	0,8845*** (0,0137)	1,3438*** (0,0341)
Teste F	1.068,23	590,24	376,62	937,08
Observações	714.241	251.555	728.150	319.236

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

Tabela 5: Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a cor da pele

Variáveis	Atraso		Frequência	
	Branças	Não brancas	Branças	Não brancas
Casamento	0,7000*** (0,2029)	0,8737*** (0,1860)	-0,2972*** (0,0992)	-0,1085 (0,0824)
Idade	0,0353*** (0,0010)	0,0407*** (0,0011)	-0,0276*** (0,0010)	-0,0364*** (0,0010)
Urbano	-0,0488*** (0,0023)	-0,0574*** (0,0022)	0,0193*** (0,0012)	0,0181*** (0,0012)
Chefe	-0,0568*** (0,0182)	-0,0967*** (0,0197)	-0,0268** (0,0127)	-0,0414*** (0,0112)
Maternidade	-0,3045* (0,1707)	-0,5298*** (0,1600)	-0,3833*** (0,0862)	-0,5226*** (0,0718)
Católico	-0,0974*** (0,0047)	-0,0967*** (0,0044)	0,0507*** (0,0031)	0,0629*** (0,0027)
Evangélico	-0,1379*** (0,0056)	-0,1547*** (0,0056)	0,0650*** (0,0034)	0,0939*** (0,0032)
Pentecostal	-0,0535*** (0,0047)	-0,0821*** (0,0042)	0,0426*** (0,0029)	0,0727*** (0,0028)
Outras religiões	-0,0910*** (0,0051)	-0,1054*** (0,0049)	0,0513*** (0,0036)	0,0732*** (0,0030)
Quintil renda 1	0,2120*** (0,0053)	0,1853*** (0,0050)	-0,0362*** (0,0036)	-0,0286*** (0,0027)
Quintil renda 2	0,1603*** (0,0042)	0,1455*** (0,0042)	-0,0295*** (0,0024)	-0,0205*** (0,0023)
Quintil renda 3	0,1306*** (0,0032)	0,1255*** (0,0031)	-0,0230*** (0,0013)	-0,0151*** (0,0015)
Quintil renda 4	0,0861*** (0,0029)	0,0923*** (0,0029)	-0,0176*** (0,0011)	-0,0133*** (0,0013)
Média atraso	0,8899*** (0,0088)	0,8832*** (0,0095)		
Média frequência			0,3312*** (0,0151)	0,4218*** (0,0155)
Média desocupados	0,2938*** (0,0618)	-0,0888 (0,0609)	-0,0103 (0,0283)	0,2024*** (0,0249)
Média água	0,0372*** (0,0060)	0,0486*** (0,0070)	0,0069** (0,0029)	-0,0036 (0,0026)
Média energia	-0,0811*** (0,0209)	-0,0216 (0,0158)	0,0138 (0,0126)	0,0300*** (0,0099)
Constante	-0,4210*** (0,0258)	-0,4523*** (0,0243)	0,9878*** (0,0169)	0,9808*** (0,0154)
Teste F	606,28	1.000,96	563,79	1.034,48
Observações	418.656	547.140	450.542	596.844

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

superior a esta, enquanto o atraso escolar sofre efeitos negativos extremamente elevados em ambos os casos.

Ademais, note que, com exceção da estimativa do impacto do casamento infantil sobre frequência escolar quando as meninas são mães, em todos os demais casos apresentados, o instrumento adotado para tornar exógeno o casamento infantil feminino está relacionado a um valor do teste F que indica relevância do mesmo. Além disso, conforme pode ser visto na Tabela A1, no Apêndice A, a variável instrumental possui relação estatisticamente significativa com o casamento infantil feminino, evidenciando o efeito de transbordamento da decisão matrimonial. Nesse caso, são mantidas as amostras utilizadas para estimar os efeitos das uniões na minoridade sobre o atraso e frequência escolar, sendo os respectivos resultados nos montantes de 21,02 p.p. e 28,19 p.p. em aumento nas chances de que as meninas se casem.

6 Considerações

As meninas envolvidas em casamento infantil, em geral, estão associadas a um *background* familiar, financeiro e cultural que as colocam em posição de extrema vulnerabilidade e, possivelmente, muitas outras privações se manifestam após a união, como indisponibilidade de tempo para atividades além de cuidados domésticos, poder decisório intra-familiar limitado, e dependência financeira do cônjuge. Tendo em vista que isto pode afetar sua acumulação de capital humano, a proposta do presente estudo é justamente no sentido de estimar a relação existente entre o casamento infantil feminino e dimensões educacionais relacionadas às meninas entre 12 e 18 anos de idade incompletos.

Mais especificamente, o interesse recai sobre o atraso e frequência escolar, duas variáveis que são passíveis de receberem influência de fatores não observáveis, como aspectos culturais que moldem as preferências dos familiares ou 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 o instrumento é a média de casamentos entre demais meninas na faixa etária em análise. Além disso, como é documentado que este método é sensível ao tamanho amostral, opta-se por utilizar os dados do Censo Demográfico de 2010.

Os coeficientes resultantes desta análise mostram-se estatisticamente significativos para o efeito indesejável do casamento precoce sobre as variáveis educacionais. Embora o atraso escolar se destaque em virtude das elevadas magnitudes dos resultados, em diversas subamostras houve significância estatística também no caso da frequência escolar. Assim, ao efetuar exercícios econométricos adicionais por meio de estimativas com diversos subgrupos, são observadas heterogeneidades que permitem identificar de modo mais específico quais destes que mais sofrem impacto negativo sobre resultados escolares.

Este é o caso das diferenças que se manifestaram ao separar as meninas que já experienciaram a maternidade das demais, onde os resultados foram estatisticamente significativos tanto em termos de atraso quanto de frequência escolar somente para aquelas que residem em domicílios sem filhos ou enteados. É possível racionalizar este resultado sob a ótica de que meninas com o fardo da maternidade precoce já sofrem tamanhas limitações para frequentarem a escola e, mais do que isso, permanecerem na série regular para sua idade, que o casamento infantil não as torna estatisticamente diferentes entre si no que tange aos fatores educacionais analisados. Sendo este o caso, a intervenção que vise somente reduzir o casamento infantil feminino sem endereçar o problema da gravidez nesta fase da vida não será efetiva 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 escolar e que se destacam no caso de meninas na faixa etária entre 12 e 16 anos mostra que é necessário atenção para grupos que estão em situação de maior vulnerabilidade. São meninas em transição da infância para adolescência e, pode-se hipotetizar, que estão mais suscetíveis à dependência financeira do marido, comportamento controlador do mesmo, além de precisarem acumular tarefas de uma nova dinâmica familiar. Já os resultados sobre frequência escolar indicam um sério problema educacional no Brasil: a dificuldade de manter jovens na escola. A medida que não são visualizados os potenciais

ganhos para a compleição da educação básica associados à pressão e necessidade de inserção no mercado de trabalho, o casamento infantil acaba sendo um peso adicional que impulsiona para o abandono.

Agora, no que tange à cor da pele das meninas, são recorrentes estatísticas apontando que negros despontam em índices de repetência e evasão escolar, mas os resultados de Teixeira e Madalozzo (2019) mostram que as meninas brancas sofrem maior impacto negativo do casamento infantil sobre a compleição da educação básica e superior do que as demais, e em sentido semelhante está o que observa-se no presente estudo no caso da frequência escolar. Isto talvez se deva ao fato de que, apesar do casamento infantil ser um agravante na probabilidade de distorção idade-série, é possível que as meninas não brancas enfrentem outros entraves para a decisão de permanência ou não nas escolas que vão além das uniões precoces, como o preconceito e a percepção de que se perpetua no mercado de trabalho. Com certeza, tal leitura também pode partir de uma visão estigmatizada, mas o fato é que sem um ambiente inclusivo nas escolas e expectativas de retorno posterior, políticas públicas que apenas tratem das uniões matrimoniais precoces para este grupo não serão suficientes.

Portanto, os resultados obtidos buscam fornecer subsídio para intervenções focadas na redução dos efeitos negativos dos casamentos precoces sobre as variáveis educacionais. Claramente, a matrícula na educação formal não sofre resultados tão fortes em magnitude devido à leis mandatórias de permanência na escola, mas a distorção idade-série, situação gravosa no país, precisa ser ponto focal de políticas públicas educacionais que busquem anular os efeitos negativos dos casamentos antes da maioridade.

Sem dúvidas, o fortalecimento da frequência escolar das meninas mesmo em condição de união precoce exige a redução do custo de estudar, como fazem programas de transferência condicionada de renda, e, sobretudo, ampliação da inclusão no mercado de trabalho principalmente de jovens ainda sem experiência. Ademais, para que também estejam associadas a um aprendizado de qualidade e redução no atraso escolar, além da discussão se aprofundar em formas de tornar a educação mais eficiente⁶, é crucial que se considere especificidades associadas a cada menina e o contexto em que está inserida. Por isso, a caracterização completa do impacto do casamento infantil sobre a educação ainda carece de avaliações no sentido de desempenho escolar em provas como o PISA e Saeb, por exemplo, apesar dos resultados aqui apresentados acerca da distorção idade-série já sirvam de indicativo do efeito sobre aprendizado.

Referências

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. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/18069.htm>. Acesso em: 14/06/2020.

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. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2006/lei/111274.htm>. Acesso em: 14/06/2020.

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

⁶É possível citar algumas boas experiências neste sentido: (i) Delegar a gestão das escolas públicas para instituições privadas, configurando as chamadas escolas conveniadas; (ii) Fornecer vale-educação para que meninas pobres cursarem a educação básica em escolas privadas com condicionalidade em desempenho; e (iii) Conceder incentivos como o repasse de impostos aos municípios de acordo com o aprendizado dos estudantes associado a programas de bonificação para os professores também com base em métricas de desempenho.

infantil. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 12 mar. 2019. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2019/lei/L13811.htm>. Acesso em: 14/06/2020.

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

DAHL, G. Early Teen Marriage and Future Poverty. **Demography**, vol. 47, nº 3, p. 689-718, 2010.

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**, 44, p. 42-55, 2015.

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

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

ERULKAR, A. Early Marriage, Marital Relations and Intimate Partner Violence in Ethiopia. **International Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, 39(01), p. 6-13, 2013.

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

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** vol. 52, p. 552-558, 2013.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua 2018**. 2019a.

IBGE. **Outras Formas de Trabalho 2018: PNAD Contínua**. 2019b. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101650_informativo.pdf>. Acesso em: 21/03/2020.

INEP. **Relatório do 2º Ciclo de Monitoramento das Metas do Plano Nacional de Educação - 2018**. Brasília: Inep, 2ª edição, 2019.

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**, 12(2), p. 273-290, 2018.

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**, 62(1), p. 1-13, 2008.

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**, vol. 55, p. 804-809, 2014.

NGUYEN, M. C.; WODON, Q. **Impact of Child Marriage on Literacy and Educational Attainment in Africa**. Background Paper for Fixing the Broken Promise of Education for All. Paris and New York: UNESCO Institute of Statistics and UNICEF, 2014.

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**, vol. 48, nº 3, p. 43-54, 2017.

- 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**, vol. 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**, 95(11), p. 931-935, 2010.
- 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**, 12(7), 2017.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Introduction to Econometrics**. Pearson Addison-Wesley, 3ª edição, 2012.
- 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.
- WAHHAJ, Z. **A Theory of Child Marriage**. University of Kent, School of Economics, Discussion Paper nº 1520, 2015.
- WODON, Q.; NGUYEN, M. C.; TSIMPO, C. Child Marriage, Education, and Agency in Uganda. **Feminist Economics**, vol. 22, nº 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.
- WODON, Q. T.; TAVARES, P.; MALE, C.; LOUREIRO, A. **Erradicando o Casamento Infantil: Casamento na Infância e Adolescência, a Educação das Meninas e a Legislação Brasileira**. Washington, D.C.: World Bank Group, 2019.
- WORLD ECONOMIC FORUM. **The Global Gender Gap Report 2020**. 2019.
- 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.
- UNIBANCO. **Quem são os Jovens Fora da Escola?**. Aprendizagem em Foco, nº 5, 2016.
- UNICEF. **Ending Child Marriage: Progress and prospects**. Nova Iorque: UNICEF, 2014.
- UNICEF. **Perfil del Matrimonio y las Uniones Tempranas en América Latina y el Caribe**. Nova Iorque: UNICEF, 2019.
- UNICEF. **Reprovação, Distorção Idade-Série e Abandono Escolar**. 2018a. Disponível em: <https://www.unicef.org/brazil/media/6151/file/reprovacao_distorcao_idade-serie_abandono_escolar_2018.pdf>. Acesso em: 03/04/2020.
- UNICEF. **Panorama da Distorção Idade-Série no Brasil**. 2018b. Disponível em: <https://www.unicef.org/brazil/media/461/file/Panorama_da_distorcao_idade-serie_no_Brasil.pdf>. Acesso em: 02/04/2020.
- UNICEF. **Key Drivers of the Changing Prevalence of Child Marriage in Three Countries in South Asia**. UNICEF, Working Paper, 2018c.

Apêndice A

Tabela A1: Primeiro estágio para o casamento infantil feminino - MQO

Variáveis	Atraso	Frequência
Média casamento	0,2102*** (0,0052)	0,2819*** (0,0070)
Idade	0,0048*** (0,0001)	0,0101*** (0,0001)
Branco	-0,0002 (0,0002)	0,0000 (0,0003)
Urbano	0,0010*** (0,0003)	-0,0015*** (0,0003)
Chefe	0,0888*** (0,0010)	0,1204*** (0,0011)
Maternidade	0,8520*** (0,0015)	0,8678*** (0,0011)
Católico	-0,0139*** (0,0004)	-0,0185*** (0,0005)
Evangélico	-0,0155*** (0,0007)	-0,0198*** (0,0008)
Pentecostal	-0,0136*** (0,0005)	-0,0161*** (0,0006)
Outras religiões	-0,0144*** (0,0006)	-0,0181*** (0,0007)
Quintil renda 1	0,0187*** (0,0004)	0,0307*** (0,0004)
Quintil renda 2	0,0128*** (0,0004)	0,0217*** (0,0004)
Quintil renda 3	0,0046*** (0,0004)	0,0077*** (0,0004)
Quintil renda 4	0,0010*** (0,0004)	0,0014*** (0,0004)
Média atraso	-0,0009 (0,0010)	
Média frequência		-0,0241*** (0,0033)
Média desocupados	-0,0221*** (0,0061)	-0,0821*** (0,0070)
Média água	-0,0009 (0,0007)	-0,0013* (0,0008)
Média energia	0,0137*** (0,0023)	0,0378*** (0,0027)
Constante	-0,0738*** (0,0026)	-0,1459*** (0,0039)
R^2	0,29	0,43
Observações	965.796	1.047.386

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