

Casadas e pouco educadas: os efeitos do casamento infantil feminino sobre atraso e frequência escolar[♦]

Andressa Mielke VASCONCELOS¹

mielkeandressa@gmail.com |  <https://orcid.org/0000-0002-6094-114X>

Marcelo de C. GRIEBELER¹

marcelo.griebeler@ufrgs.br |  <https://orcid.org/0000-0001-7943-4802>

Resumo

Investigamos como o casamento infantil afeta os resultados educacionais de meninas brasileiras. Em particular, utilizando o Censo Demográfico de 2010, estimamos seus efeitos sobre as probabilidades de que as meninas apresentem distorção idade-série e de que frequentem a escola. Para corrigir a potencial endogeneidade entre as variáveis, utilizamos um instrumento que explora o *peer effect* entre meninas da mesma cidade. Seu uso é micro fundamentado através de um modelo que utiliza a moderna literatura de Global Games. Nossos resultados mostram que uniões precoces trazem efeitos negativos sobre a educação das meninas, com o maior impacto ocorrendo no atraso escolar. Além disso, ao propor estratificações segundo maternidade, faixa etária e cor ou raça, fornecemos indicativo de quais grupos devem ser focais em intervenções que visem combater não somente a prática do casamento infantil, mas também suas repercussões na educação.

Palavras-Chave

Casamento Infantil; Educação; Variável Instrumental.

Married and poorly educated: the effects of child marriage on educational performance

Abstract

We investigated how child marriage affects educational outcomes for Brazilian girls. In particular, using the 2010 Demographic Census, we estimated the effects of female child marriage on both the probabilities of age-grade distortion and dropout. To address the potential endogeneity, we used an instrumental variable that explores the peer effect among girls from the same city.

¹ Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Centro Histórico, RS, Brasil.

Recebido: 25/01/2023.

Revisado: 08/01/2024.

Aceito: 20/03/2024.

DOI: <https://doi.org/10.1590/1980-53575432avmg>

The use of such an instrument is justified through a model that uses the modern literature of Global Games. Our results show that such unions have negative effects on girls' education, with the greatest impact occurring on distortion. In addition, by proposing stratification according to maternity, age group and skin color, we provide an indication of which groups should be the focus of interventions that aim at combating not only the practice of child marriage, but also its repercussions on education.

Keywords

Child Marriage; Education; Instrumental Variable.

JEL Classification

J12; I20; C26.

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). Um baixo nível educacional dificulta a sinalização no mercado de trabalho e prejudica a produtividade, o que resulta em menores salários. Isso ajuda a explicar por que, entre outros fatores, mulheres possuem um retorno marginal da educação maior que o dos homens (Paschoalino *et al.* 2017). Assim, aumentar o nível de escolaridade das mulheres pode contribuir para diminuir a desigualdade de oportunidades entre homens e mulheres – além dos óbvios efeitos sobre o crescimento e desenvolvimento econômico.

Não basta, contudo, avançar apenas na universalização da escolaridade. O Brasil, por exemplo, superou as diferenças de gênero no acesso à educação (World Economic Forum 2020), mas as meninas ainda constituem um grupo de risco quando se leva em consideração outros aspectos de vulnerabilidades socioeconômicas associadas. Uniões matrimoniais antes da maioridade, em particular, são especialmente graves, uma vez que seus efeitos vão além da escola e do mercado de trabalho, e interagem de forma complexa com a escolaridade. De fato, gravidez precoce e má performance escolar parecem estar interligadas 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 (Delprato *et al.* 2015; Field e Ambrus 2008;

Landis *et al.* 2018; Lloyd e Mensch 2008; Nguyen e Wodon 2017; Sekine e Hodgkin 2017) e por efeitos negativos sobre o planejamento familiar (Godha *et al.* 2013; Raj 2010).

Outro fator que contribui para a gravidade dos efeitos do casamento infantil é que as meninas mais pobres (menores quintis de renda) estão mais suscetíveis às uniões na minoridade (Wodon *et al.* 2017). A literatura reporta uma correlação ainda mais perversa: casamento infantil e 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, mães muito jovens e em condições financeiras e sociais precárias, possivelmente terão filhos igualmente pouco educados e pobres. A transferência intergeracional de pobreza nesses casos é amplamente documentada (por exemplo, Delprato *et al.* 2017) e é explicada, entre outros fatores, pelos efeitos negativos sobre a sua acumulação de capital humano.

As correlações citadas acima, entretanto, permitem pensar em estratégias para combater as uniões precoces de meninas baseadas no acesso à educação. Por exemplo, Wodon *et al.* (2018) reporta que 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. Os mesmos autores também apontam que os ganhos de universalizar a titulação de nível médio para as meninas somaria mais de US\$ 3 trilhões somente no primeiro ano, o qual seria também uma consequência da redução do crescimento populacional. Haveria, ainda, efeitos cumulativos e positivos ao longo do tempo associados ao maior nível de instrução das mulheres.

Neste artigo, investigamos o impacto do casamento infantil sobre duas medidas de performance educacional das meninas brasileiras, notadamente distorção idade-série e frequência escolar.¹ Para tal, usamos o Censo Demográfico de 2010 e recorremos ao Método de Variáveis Instrumentais para lidar com potenciais endogeneidades. Nesse sentido, estendemos a análise feita por Teixeira e Madalozzo (2019), a qual encontra que o casamento infantil tem potencial para reduzir a probabilidade de que as

¹ A distorção idade-série aumenta de 13% para mais de 31% dos anos iniciais do Ensino Fundamental para o Ensino Médio (UNICEF *et al.* 2018). Já a frequência escolar trata de uma variável de interesse pois, enquanto o Brasil se aproxima da universalização do acesso à educação para crianças na faixa dos 6 e 14 anos, a taxa cai para 91,3% dentre os adolescentes de 15 a 17 anos (INEP 2019), uma idade onde o casamento infantil é frequente.

meninas concluíam a educação básica (21%) e o Ensino Superior (13%), bem como fornecemos evidências sobre os mecanismos por trás dos efeitos encontrados no referido estudo. Em especial, mostramos que tanto distorção idade-série – em maior magnitude – quanto frequência escolar são afetadas pelo casamento infantil. Também avançamos em relação à literatura ao oferecer resultados por estratos da população (por faixa etária, cor ou raça etc.). Tais resultados fornecem aos *policymakers* indicativos de quais grupos devem ser focais em intervenções que visem combater não somente o casamento infantil, mas também seus efeitos sobre educação.

Uma terceira contribuição de nosso artigo é a construção de uma base teórica capaz de explicar os aspectos microeconômicos da decisão de casamento de uma mulher menor de idade. Partindo de uma base padrão, onde a meninas (casadas e solteiras) devem alocar seu tempo em diferentes tarefas (estudo e atividades domésticas), somos capazes de destacar os custos e benefícios associados ao casamento. Além disso, como veremos abaixo, incluímos um estágio no jogo no qual a decisão de uma menina de se casar afeta as demais (*peer effect*). Não há na literatura, segundo nosso conhecimento, qualquer modelo formal que traga microfundamentos para tal decisão. Os resultados teóricos são posteriormente testados com nossa estratégia empírica.

Como citado acima, o desafio da estimativa causal no contexto em que fatores não observáveis podem influenciar a decisão de casamento infantil (potencial endogeneidade) é tratado pelo Método de Variáveis Instrumentais. Nossa hipótese é a de que há um *peer effect* entre as meninas: a proporção dos demais casamentos infantis femininos no município de uma determinada menina é a variação exógena para a decisão matrimonial. Argumentos em favor de um instrumento como este podem ser encontrados em Nguyen e Wodon (2017) e Wodon et al. (2016). Em resumo, a lógica é a seguinte: enquanto é razoável assumir que exista um efeito de pressão social sobre a menina – tanto maior quanto mais meninas estão casando-se –, é igualmente plausível que a proporção de meninas casadas antes da maioridade não tenha relação direta com o desempenho educacional de um determinado indivíduo.

Além de nos apoiar na literatura, oferecemos outros dois argumentos em favor da escolha de nosso instrumento. O primeiro é o modelo teórico desenvolvido na seção 3. Construímos um jogo de informação incompleta entre duas meninas onde a presença de um custo moral associado ao casa-

mento gera um problema de coordenação. Ao assumir que o custo moral decresce quando a outra menina também casa, mostramos que o (único) equilíbrio exibe características de *peer effect*. Além disso, nossos resultados do primeiro estágio (teste F) da regressão de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) demonstram que se trata de um instrumento forte.

Este artigo está dividido como segue. A seção seguinte apresenta trabalhos que avaliam empiricamente a relação entre casamento infantil feminino e educação. Os motivos pelos quais podem se dar tais efeitos também são analisados nessa seção. A seguir, apresentamos nosso modelo teórico sobre a decisão marital das meninas e como a alocação do seu tempo pode afetar seus resultados educacionais. A seção 4 detalha os dados e traz nossa estratégia empírica. Os resultados são apresentados na seção 5 e discutidos na seção 6. As tabelas omitidas no texto podem ser encontradas no apêndice A.

2. Casamento infantil e acumulação de capital humano

O casamento infantil é considerado uma violação dos direitos humanos, e é especialmente danoso quando acompanhado de coerção ou quando afeta direitos básicos, tais como o acesso à saúde e à educação. Embora o problema afete ambos os sexos, há uma prevalência maior entre as meninas (Unicef *et al.* 2014). Uma das possíveis explicações para tal disparidade é o fato de as mulheres serem aquelas que incorrem em maiores custos em decorrência de um casamento tardio dependendo do contexto em que estão inseridas. Wahhaj (2015), por exemplo, desenvolve um modelo que incorpora o fato das meninas, em algumas sociedades, sofrerem o peso do valor atribuído à “pureza”. Nesse sentido, como tal característica é não observável, à medida que a menina permanece no mercado de casamentos (solteira), a idade passa a ser um “mal sinal”.

As necessidades financeiras também estão entre os potenciais determinantes do casamento infantil, posto que a literatura traz evidências de que o desenvolvimento econômico da sociedade pode reduzir sua prevalência (Dietrich *et al.* 2018). Isso implica que as meninas envolvidas em uniões precoces podem estar em posição de dependência (financeira) dos seus cônjuges. Tal dependência pode justificar a associação com parceiros mais velhos (Taylor *et al.* 2015), os quais muitas vezes possuem comportamento

controlador (Nasrullah *et al.* 2014), e as elevadas chances de que as meninas sofram violência doméstica (Erulkar 2013; Nasrullah *et al.* 2014; Raj 2010). De fato, aquelas casadas antes dos 18 anos de idade possuem baixo poder de agência (baixa autonomia) como resultado do medo de represálias dos cônjuges (Abera *et al.* 2020).

As meninas casadas também estão associadas à maternidade precoce (UNICEF *et al.* 2019), o que limita suas possibilidades de investimento em capital humano. Para o Brasil, há evidências fornecidas pelo IBGE (2019), que reporta que 37% das mulheres brasileiras estão envolvidas no cuidado de pessoas – um número cerca de 10 p.p. maior do que aquele dos 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) também aponta que a taxa de realização de afazeres domésticos pelas mulheres é de 92,2%, comparada a 78,2% para os homens.²

Os canais citados acima sugerem que o casamento infantil pode, de fato, afetar a educação das meninas, de maneira 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. No segundo, a restrição de tempo devido às responsabilidades domésticas e maternas pode provocar um efeito indireto. Há, ainda, a probabilidade de ocorrência conjunta: casamento com homem mais velho, controlador, de modo que a menina terá muitos afazeres domésticos e será responsável pelo cuidado dos filhos. Em todos os casos, há possibilidade de que os efeitos se apresentem sob a forma de uma queda no desempenho educacional ou mesmo em uma consequente decisão de não mais frequentar a escola.

Dado que o casamento infantil é um problema presente majoritariamente em países pobres, as principais evidências do seu efeito sobre variáveis educacionais vêm de países da África e da Ásia. Field e Ambrus (2008), por exemplo, ao analisar os dados de Bangladesh (segundo país em número absoluto de casamentos de crianças e adolescentes), reportam que, quando uma menina posterga em um ano o casamento, tem um ganho de 0,2 anos de escolaridade e de 5,6% em alfabetização. Resultado similar é encontrado por Delprato *et al.* (2015) para uma amostra de 36 países da

² IBGE (2019) reporta também que existe uma associação positiva entre realização de afazeres e nível de instrução para os homens: o trabalho doméstico passa de 74,3% por aqueles de baixa escolaridade para 85,4% dentre os que possuem Ensino Superior. Já no caso das mulheres, não há diferença significativa entre os níveis de escolaridade.

África Subsaariana e do Sudoeste da Ásia: 0,5 anos adicionais de escolaridade e 22% maior taxa de alfabetização na África Subsaariana, e redução do abandono escolar no Sudeste da Ásia de 4,6% como consequências de casamentos postergados por um ano.

No que diz respeito à evasão escolar exclusivamente, Sekine e Hodgkin (2017) reportam que o casamento infantil é a razão por trás do abandono da escola por 39,8% das meninas do Nepal. Para a República Democrática do Congo, Landis *et al.* (2018) encontram resultado similar, notadamente que casamentos na infância ou na adolescência impactam negativamente a participação escolar das meninas. Os autores ainda encontram outros efeitos perversos associados ao casamento infantil, tais como maiores chances de violência física, sexual e emocional. Por fim, a literatura também reporta evidências relacionadas à maternidade precoce. Lloyd e Mensch (2008), por exemplo, encontram que 20% da evasão escolar da África Subsaariana pode ser explicada pela sua ocorrência.

Embora alguns dos artigos mencionados acima utilizem variáveis instrumentais para lidar com a potencial endogeneidade entre casamento infantil e educação, seus instrumentos não se adaptam bem ao caso brasileiro (Field e Ambrus 2008, por exemplo, utilizam a idade da menina na primeira menstruação, variável de difícil obtenção). Nguyen e Wodon (2017), por outro lado, ao analisar 27 países da África Subsaariana, recorrem a uma medida de *peer effect* entre as meninas, notadamente a incidência do casamento em cada Unidade Primária de Amostragem (UPA) considerada, cenário mais factível para os municípios brasileiros. Seus resultados reforçam aqueles do restante da literatura: o impacto sobre alfabetização, sobre probabilidade de cursar o Ensino Médio e sobre a probabilidade de o concluir são de -5,7 p.p., -5,6 p.p., e -3,5 p.p., respectivamente. O mesmo instrumento é utilizado por Wodon *et al.* (2016), ao analisar dados de Uganda, gerando resultados na mesma direção dos citados acima.

A única evidência sobre o tema para o Brasil é fornecida por Teixeira e Madalozzo (2019), que analisam a formação em nível Ensino Superior das meninas que se casaram precocemente. As autoras combinam dados da National Demography and Health Survey (PNDS) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), e utilizam o *Propensity Score Matching* para concluir 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. Outro trabalho que estuda os impactos sobre o Ensino Superior é Batorya e Pesando (2020). Explorando mudanças legislativas na idade mínima de casamento, implementadas entre 1996 e 2011 em seis países da África Subsaariana, Ásia Central e Ásia do Sul, os autores encontraram resultados heterogêneos, indicando o efeito “seletivo” da lei e a necessidade de maior *enforcement*.

As evidências apresentadas nesta seção sugerem que o casamento feminino e seus efeitos sobre as variáveis relacionadas à educação são condicionais ao contexto socioeconômico. 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 a postergar a idade de casamento não sejam efetivas.³

3. Modelo

Estamos interessados em estudar a decisão da família acerca do casamento de sua filha menor de 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, desenvolvemos um modelo que inclui dois estágios, os quais são refletidos na estratégia empírica apresentada na seção 4:

- (i) A decisão de casamento: a família deve decidir se a menina se casa ou não, levando em conta os custos e benefícios associados a esta decisão.⁴

³ Aslam *et al.* (2014) comentam a dificuldade em solucionar o problema, citando que, embora predominem uniões informais (Aslam *et al.* 2014), a única resposta do poder público é por meio de leis, impondo a idade mínima para o casamento. Neste caso, a fiscalização fica comprometida e, consequentemente, a aplicabilidade da legislação.

⁴ Dado que, não parece razoável imaginar que há agência nesta tomada de decisão por parte de uma adolescente menor de idade no que diz respeito ao casamento, a família participa, a maioria das vezes de forma decisiva, da decisão sobre o matrimônio. De fato, como é ilustrado no modelo desenvolvido em Vasconcelos e Griebeler (2022), 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 –, resultados com um peso maior ou menor dos familiares na decisão são idênticos àqueles obtidos quando somente a menina toma a decisão.

(ii) A alocação do tempo entre estudo e tarefas domésticas: uma vez que a decisão de casar ou manter a menina solteira tenha sido tomada, família e menina, em conjunto, devem decidir como alocar seu tempo entre os estudos e as tarefas domésticas.

Como simplificação, ao longo de toda a seção, assumimos 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 ambos são tratados como sinônimos. Abaixo, começamos a resolver o modelo utilizando indução retroativa.

3.1. A alocação do tempo

Definimos a utilidade da família da menina por

$$U(t_E, t_D, I_C, m) = u(t_E, t_D) + I_C [\underline{u} - C(m)], \quad (1)$$

onde t_E e t_D são o tempo alocado aos estudos e às atividades domésticas, respectivamente; I_C é uma variável indicadora que assume valor 1 caso a família tenha optado por autorizar o casamento e zero, caso contrário; $\underline{u} \in R$ 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 famílias que autorizaram o casamento que vivem próximas da família que está tomando a decisão, m .

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 família da menina. O estudo pode aumentar a utilidade por permitir uma renda futura maior ou por incrementar a autoconfiança devido ao maior grau de instrução da menina, por exemplo. As tarefas domésticas, por sua vez, melhoram a provisão de serviços da casa para toda a família e, ainda, podem fazer com a menina sinta que está cumprindo seu papel no lar, uma vez que a predominância das mulheres nestas atividades⁵ pode ser uma expressão do estigma da sociedade sobre os pa-

⁵ De acordo com o informativo da PNAD contínua de 2018, as mulheres apresentam maior taxa de realização de afazeres domésticos do que homens em todas as faixas de idade e de nível de instrução.

péis de gênero e um resultado das condições do mercado de trabalho.⁶ A concavidade, como é padrão, informa que a utilidade marginal do tempo alocado às atividades é decrescente. Adicionalmente, é assumido que

$$\frac{\partial u}{\partial t_E}(0, h) > \frac{\partial u}{\partial t_D}(0, h) \text{ e } \frac{\partial u}{\partial t_E}(h, 0) < \frac{\partial u}{\partial t_D}(h, 0).$$

Uma hipótese crucial do modelo é a de que a decisão de permitir o casamento filha menor de idade gera um efeito transbordamento, afetando as decisões das famílias das demais meninas. O efeito age através da redução do custo moral de violar uma lei ou uma regra informal da sociedade: uma família pode pensar que, se muitas outras estão permitindo o casamento das suas filhas menores, então casar na minoridade não deve ser “tão errado assim”. Outra maneira de pensar sobre o efeito é assumir que, ao observar um grande número de outras famílias permitindo que suas filhas menores contraíam matrimônio, pode-se julgar 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 .⁷

3.1.1. A decisão da família de uma menina solteira

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

$$\max_{t_E, t_D} u(t_E, t_D) \quad (2)$$

$$\text{s. a } t_E + t_D = h, \quad (3)$$

Para detalhes, veja https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101650_informativo.pdf.

⁶ A hipótese de que a utilidade é crescente no tempo destinado às tarefas domésticas, contudo, não é indispensável. É possível obter os mesmos resultados relaxando tal requisito, desde que se assuma que existe um mínimo de tarefas a ser cumprido (uma restrição) ou que o trabalho doméstico traga uma utilidade indireta, no estilo modelo renda-lazer (por exemplo, ao agradar os demais membros da família, a menina obtém reconhecimento e carinho).

⁷ A maneira pela qual é introduzido este efeito de pressão social no modelo não é a única possível. Como pode ser visto a seguir, optamos por seguir a literatura de *Global Games* (Morris e Shin 2001), mas existem alternativas à nossa escolha. Um *survey* sobre a modelagem de *peer effects* pode ser encontrado no trabalho de Griebeler (2019). A presença de uma função custo moral foi inspirada nesse trabalho.

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:

$$\frac{\partial u}{\partial t_E}(t_E, h - t_E) = \frac{\partial u}{\partial t_D}(t_E, h - t_E), \quad (4)$$

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 (4) para mostrar que existe $t_E^S \in (0, h)$ resolvendo a equação. A concavidade de $u(\cdot)$ garante a unicidade. Assim, a utilidade da família da menina solteira no ótimo é dada por

$$(t_E^S, h - t_E^S, 0, m) = u(t_E^S, h - t_E^S) \quad (5)$$

3.1.2. A decisão da família de uma menina casada

Dado um número $m > 0$ de outras meninas casadas, a família de uma menina casada resolve:

$$\max_{t_E, t_D} u(t_E, t_D) + \underline{u} - c(m) \quad (6)$$

$$s. a \ t_E + t_D = h \ e \ t_D \geq \underline{t}, \quad (7)$$

onde utilizamos o fato de que $U(t_E, t_D, 1, m) = u(t_E, t_D) + \underline{u} - c(m)$. 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 $0 < \underline{t} < h$.⁸ A solução do problema de otimização acima vai depender de qual dos dois casos a seguir é válido:

(i) $h - t_E^S \geq \underline{t}$ (restrição inativa): neste caso, a solução dos problemas das famílias de meninas casadas e solteiras coincidem, uma vez que a aloca-

⁸ Meninas solteiras podem também ter de fazer uma quantidade mínima de tarefas domésticas. Isto é verdade porque, muitas vezes, as meninas 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.

ção ótima de tempo para as atividades domésticas de uma menina solteira já é maior ou igual a exigência mínima \underline{t} . Portanto, temos $t_E^C = t_E^D$ e, conseqüentemente, $U(t_E^C, h - t_E^C, 1, m) = u(t_E^S, h - t_E^S) + \underline{u} - c(m)$.

(ii) $h - t_E^S < \underline{t}$ (restrição ativa): agora, a família da menina casada gostaria que esta trabalhasse menos do que em atividades domésticas. Assim, a solução do problema terá $t_D^C = \underline{t}$ e $t_E^C = h - \underline{t}$. A utilidade ótima da família, neste caso, é dada por $U(t_E^C, h - t_E^C, 1, m) = u(h - \underline{t}, h) + \underline{u} - c(m)$.

Antes de analisar a decisão no primeiro período, vale uma comparação entre as utilidades de permitir o casamento e de manter a filha solteira. No caso (i), é direto observar que o *payoff* do casamento é superior se e somente se $\underline{u} > c(m)$. Para o segundo caso, vale notar que $u(h - \underline{t}, h) \leq u(t_E^S, h - t_E^S)$, uma vez que o ótimo do problema restrito não pode ser superior ao do irrestrito. Assim, a utilidade do casamento é maior se e somente se $\underline{u} > c(m) + u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \underline{t}, h)$. 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.

3.2. A decisão do casamento

A decisão de casamento é estratégica, dado que o *payoff* da família da menina depende da quantidade de outras famílias próximas a ela que também permitem o casamento. Para manter o modelo simples, considere um jogo com somente duas famílias (idênticas),⁹ 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 consideramos o caso (i). A forma extensiva do “jogo do casamento infantil” é a seguinte:

⁹ A hipótese de homogeneidade entre as famílias 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 permitiriam o casamento, mas os resultados qualitativos do Global Game não se alteram. As meninas poderiam ter, por exemplo, diferentes retornos marginais da educação. Neste caso, a família cuja menina possui maior retorno teria um maior k^* (escolheria casamento com probabilidade menor).

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

Três casos são possíveis,¹⁰ dependendo dos valores dos parâmetros:

(i) $\underline{u} > u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \underline{t}, h) + c(0)$ se o benefício do casamento for alto o bastante, então permitir o casamento é uma estratégia dominante, de modo que temos um único Equilíbrio de Nash (EN), notadamente (casar, casar).

(ii) $\underline{u} < u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \underline{t}, h) + c(1)$: se, ao contrário, o benefício do casamento for pequeno o bastante, então não casamento é uma estratégia dominante, de modo que também há um único EN, mas neste caso é (não casar, não casar).

(iii) $u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \underline{t}, h) + c(0) > \underline{u} > (t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \underline{t}, h) + c(1)$: para valores intermediários de \underline{u} , a melhor escolha de uma família é permitir o casamento se e somente se a outra família também permitir. 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 \underline{u} assume um valor intermediário. Para selecionar um equilíbrio entre os dois possíveis, assumimos que \underline{u} não é conhecido pelas famílias no primeiro estágio. Isto significa que, ao decidir se deve permitir o casamento, a família da menina não conhece com precisão os benefícios do casamento. Ao contrário, cada família i recebe apenas um sinal μ_i definido por:

$$\mu_i = \underline{u} + \varepsilon_i \tag{8}$$

onde ε_i é um termo ruído normalmente e identicamente distribuído com média zero e variância $\sigma^2 > 0$ para $i = A, B$.

¹⁰ Por simplicidade, são considerados somente os casos de desigualdade estrita. Se fosse incluída a possibilidade de igualdade, 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 famílias utilizam uma estratégia com ponto de corte (*switching strategy around k*), tal que:

$$s(\mu_{-}(i)) = \{ \text{casar, } \mu_{-}(i) \geq k \text{ não casar, } \mu_{-}(i) < k, \quad (9)$$

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 família da menina decide pelo casamento 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 família que recebeu o sinal μ_i :

$$E[\mu_i] = \left[1 - \Phi\left(\frac{\mu_i - k}{\sqrt{2\sigma}}\right) \right] (u(h - \underline{t}, h) + \mu_i - c(1)) + \Phi\left(\frac{\mu_i - k}{\sqrt{2\sigma}}\right) (u(h - \underline{t}, h) + \mu_i - c(0)) \quad (10)$$

$$E[\mu_i] = u(t_E^S, h - t_E^S), \quad (11)$$

onde $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição da normal padrão.¹¹ Em equilíbrio, devemos ter $[\mu_i] = E[\mu_i]$:

$$\left[1 - \Phi\left(\frac{\mu_i - k}{\sqrt{2\sigma}}\right) \right] (u(h - \underline{t}, h) + \mu_i - c(1)) + \Phi\left(\frac{\mu_i - k}{\sqrt{2\sigma}}\right) (u(h - \underline{t}, h) + \mu_i - c(0)) = u(t_E^S, h - t_E^S) \quad (12)$$

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

$$k^* = u(t_E^S, h - t_E^S) - u(h - \underline{t}, h) + \frac{c(0) + c(1)}{2}, \quad (13)$$

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

¹¹ Para detalhes, veja Morris e Shin (2001).

Note que, dada a estratégia com ponto de corte adotada pelas famílias das meninas, k^* pode ser entendido como uma medida da dificuldade de haver coordenação para permitirem casamento na minoridade – ou, ainda, como a probabilidade de ocorrência do equilíbrio (*não casar, não 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 casamento e casamento. Isto significa que, em um contexto de incerteza sobre os benefícios intrínsecos do matrimônio, uma família decidirá pelo casamento com probabilidade maior quando existe uma pequena diferença entre a alocação de tempo quando a menina está casada e quando está solteira, 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 à 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 famílias das meninas pode explicar a prevalência do matrimônio infantil.
- (ii) Em geral, quando meninas se 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.

4. 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 2010,¹² o qual é disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A base de dados, portanto, nos fornece uma grande amostra, o que é especialmente importante quando consideramos que o casamento infantil é uma variável subreportada – pode

¹² A vantagem de utilizar o Censo é o seu tamanho amostral, o que é especialmente importante para o MQ2E. De acordo com Boef *et al.* (2014), o método 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, através dessa base de dados, somos capazes de obter resultados com heterogeneidades importantes segundo diferentes contextos aos quais as meninas pertencem, como é o caso da faixa etária, da cor ou raça, e do fato de já ter experienciado a maternidade ou não.

haver um estigma social associado a tal prática, incentivando as pessoas a mantê-lo oculto. É importante ressaltar que, para manter a homogeneidade entre as meninas em relação aos seus atributos e à prevalência de uniões precoces, optamos 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. A variável de atraso educacional segue a regulamentação da Lei nº 11.274, de 6 de fevereiro de 2006: meninas de 6 anos devem estar matriculadas no primeiro ano do Ensino Fundamental – e assim por diante, avançando um ano por série para estarem regulares. Contudo, em função dos aniversários ao longo do ano, consideramos um ano de idade além do regramento. Por exemplo, 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. A variável é igual a 1 se houver distorção, enquanto 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 e zero caso não tenha titulação da educação básica e não frequente o ensino formal.

A variável central para a nossa pesquisa, o casamento infantil feminino, é denotada por y_2 e também é binária. 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. Reforçamos uma observação feita acima: é possível que haja um estigma sobre o casamento precoce, tal que as meninas sub-reportam a sua ocorrência. Se este for o caso, os resultados de nossa estimação podem ser subestimados pois o grupo que, supostamente, não possui meninas casadas também apresentará efeitos sobre a educação. Ou seja, isto reduziria a diferença de médias entre as casadas e as “solteiras”. Nesse sentido, caso encontremos o efeito hipotetizado (casamento infantil afeta negativamente educação), nossas estimativas serão um *lower bound* do verdadeiro efeito.

A equação que desejamos estimar para estabelecer a relação entre o casamento infantil feminino e os resultados escolares é dada por:

$$y_1 = y_2\beta_1 + x_1'\beta_2 + \epsilon, \quad (14)$$

onde ϵ é o termo de erro e x_1 é um vetor com as características das meninas em análise. Para a definição de quais características incluir, seguimos

as recomendações de Wodon *et al.* (2016) e Nguyen e Wodon (2017). Os controles incluídos podem ser vistos na tabela 6 (apêndice A). Observe que o vetor incluiu aspectos individuais e fatores relacionados às médias para as demais meninas,¹³ além de estarem incluídas características indicativas de desenvolvimento de cada município, em termos de infraestrutura, renda e acesso ao mercado de trabalho. Por fim, o tamanho populacional do município é especialmente importante para a análise, uma vez que a decisão sobre o casamento é, por hipótese, afetada por outras meninas casadas na cidade.

A razão destas variáveis de controle diz respeito ao efeito da “norma” social da localidade sobre os resultados escolares individuais, bem como o contexto de acesso a serviços que apresentam uma via de mão dupla com o desenvolvimento, mais especificamente acesso à rede de distribuição de água e energia elétrica. Como analisado na literatura, variáveis socioeconômicas estão relacionadas ao desempenho escolar e, também, ao casamento infantil. Sendo assim, desconsiderá-los potencialmente geraria coeficientes não confiáveis para tomada de decisão.

Note que se trata de uma análise não trivial, já que a decisão de casamento precoce pode estar relacionada com diversos fatores não observáveis – tais 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 – que afetam variáveis educacionais. Por exemplo, Taylor *et al.* (2015) citam 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 conseqüência, há um grande potencial de endogeneidade nas estimativas e os coeficientes obtidos serão viesados, não devendo embasar a decisão de políticas públicas:

$$\text{cov}(y_2, \epsilon) \neq 0. \quad (15)$$

¹³ Wodon *et al.* (2016) e Nguyen e Wodon (2017) chamam as variáveis de média para as demais observações de *Primary Sampling Unit (PSU) leave-out-mean*, pois, no seu trabalho, as médias para as meninas residentes em cada uma das UPAs com exceção do indivíduo para a qual a regressão diz respeito são tomadas. No contexto do presente estudo, as médias são computadas a nível de municípios brasileiros.

A estratégia recomendada na literatura para tratar da endogeneidade na relação entre casamento infantil e educação é incluir variáveis instrumentais via MQ2E. Nesse sentido, seguimos Wodon et al. (2016) e Nguyen e Wodon (2017), tomando como variação exógena indicativa de pressão social (*peer effect*) ou norma social do casamento infantil a proporção das demais meninas casadas entre 12 e 18 anos de idade incompletos em cada município. Em outras palavras, trata-se de uma *leave-out-mean variable* (ver nota de rodapé acima). A hipótese de existência desta relação é expressa a seguir, com x_2 representando o instrumento:

$$cov(x_2, y_2) \neq 0. \quad (16)$$

A escolha de tal instrumento é também motivada pela ausência de dados que permitam empregar alternativas exploradas pela literatura. Field e Ambrus (2008) em seu estudo sobre Bangladesh, por exemplo, utilizam a variação no momento da menarca (puberdade) como variável instrumental para a idade no primeiro casamento. Infelizmente, informações adequadas sobre a menarca muitas vezes não estão disponíveis em pesquisas atuais. Este é o caso da nossa amostra com dados brasileiros. Por fim, podemos argumentar em favor da exogeneidade de nosso instrumento observando que, embora exista uma correlação entre o nível de escolaridade individual e o fato de uma menina em particular estar casada, não deveríamos esperar que a média de outras menores de idade casadas no município afetasse diretamente a escolaridade da supracitada menina. Note ainda que, embora não trate da exogeneidade do instrumento, o modelo teórico apresenta uma forma plausível de relação entre as variáveis em questão.

Com relação à “força” do instrumento, apresentamos resultados na próxima seção que demonstram a alta correlação entre a decisão de casar e a proporção de casamentos infantis em uma dada cidade. O principal ponto do nosso argumento em defesa do uso da proporção de outras meninas casadas na cidade como variável instrumental é de que há um *peer effect* associado à decisão. Uma forma de pensar esse efeito é aquela desenvolvida no modelo teórico: o custo moral individual da prática reduz quando o número de meninas casadas na cidade aumenta. Outra forma de pensar é através de normas sociais da comunidade. Em qualquer caso, contudo, o argumento é verdadeiro se a menina em análise tem contato com as demais meninas ou se tem conhecimento das suas decisões de casamento. Isso pode não ocorrer se estivermos tratando com grandes cidades. Por exemplo, enquanto em uma cidade de 10 ou 50 mil habitantes é razoável supor que uma menina conheça “a vida” das demais, o mesmo é pouco provável em uma metrópole de 1 milhão de habitantes.

O (potencial) problema acima não ocorre no caso brasileiro. A figura 1 traz a distribuição dos casamentos infantis femininos de acordo com o porte dos municípios brasileiros e mostra que o casamento infantil é muito mais frequente em municípios pequenos. De fato, 49,2% das uniões ocorrem em localidades com até 25 mil habitantes, onde há registro de que 8,54% das meninas casaram enquanto ainda eram menores de idade. Além disso, note que 73,9% das meninas que se casaram antes dos 18 anos de idade residem em municípios com menos de 100 mil habitantes. Logo, nosso instrumento é logicamente válido: a maioria dos casamentos infantis ocorrem nas localidades onde as meninas conhecem umas às outras e, portanto, estão mais sujeitas ao *peer effect*.

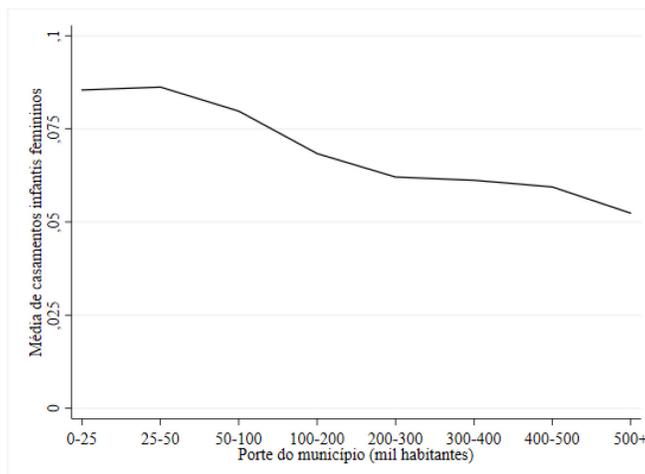


Figura 1 - Distribuição dos casamentos infantis femininos de acordo com o porte dos municípios brasileiros

Fonte: Elaboração própria com dados do Censo de 2010.

Seguindo com a apresentação da lógica do modelo, é esperado que a decisão das demais meninas acerca do casamento precoce não afete diretamente os resultados educacionais daquela observação em análise, de modo que vale o seguinte:

$$cov(x_2, \epsilon) = 0. \quad (17)$$

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 consideramos 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, observáveis, individuais e grupais que afetam também sua educação, não há razão para que a média de matrimônios das demais apresente o mesmo problema de modo direto na decisão educacional daquela a qual a regressão se refere. Isto ocorre especialmente após serem controlados os fatores relevantes para explicar a relação, como mencionado acima.

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:

$$y_2 = x_2'\beta_1 + x_1'\beta_2 + u, \quad (18)$$

$$\hat{y}_2 = x_2'\beta_1 + x_1'\beta_2. \quad (19)$$

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:

$$\text{cov}(\hat{y}_2, \epsilon) = 0. \quad (20)$$

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, a equação de segundo estágio do MQ2E, ilustrada a seguir, deve revelar 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:

$$y_1 = \hat{y}_2'\beta_1 + x_1'\beta_2 + v. \quad (21)$$

Por fim, também investigamos se os resultados variam de acordo com maternidade, faixa etária e cor ou raça. No primeiro caso, os subgrupos são de meninas que habitam em domicílios com indivíduos na posição de filhos ou enteados. No segundo, segmentamos em 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. Por fim, optamos por apre-

sentar o convencional teste F de significância conjunta, que corresponde ao quadrado da estatística da variável instrumental no primeiro estágio estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), embora existam outros testes disponíveis na literatura.

5. Resultados

5.1. Estatística descritiva

Antes de analisar os resultados obtidos, cabe apresentar uma breve caracterização da amostra utilizada (tabela 1). Note que 29,7% das meninas entre 12 e 18 anos de idade registram distorção idade-série, enquanto 93,4% frequentam a escola. Já as médias para as demais meninas dos municípios indicam que há defasagem escolar em 26,1% dos casos e 86,1% reportam estar matriculadas na escola. Um ponto que merece destaque é que o percentual de meninas entre 12 e 18 anos identificadas como casadas é baixo, atingindo o patamar de 5,7%. No mesmo sentido segue a parcela de demais meninas casadas nos municípios, com uma média de 7,6%. 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, 42,6% são brancas, 74,5% residem em área urbana, apenas 1,4% figuram na posição de chefia do domicílio, e são predominantemente católicas. Já a nível de município, com variáveis que não englobam o domicílio da menina em análise, consta que 41% dos indivíduos estão classificados nos dois primeiros quintis de renda, 4,3% dos membros com mais de 18 anos estão desocupados, 73,9% têm acesso à água e 97,2% à energia elétrica.

Na tabela 7, presente no apêndice A, podem ser consultadas as médias para as variáveis de interesse de acordo com a situação civil das meninas. É possível notar 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, por exemplo, pelo fato de que, enquanto 71,6% das meninas casadas estão defasadas na escola e apenas 51,8% estão estudando, as respectivas médias para as solteiras correspondem a 27,1% e 96%.

Tabela 1 - 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 com dados do Censo de 2010.

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

5.2. Estimativas do efeito do casamento infantil sobre educação

A tabela 2 traz o primeiro exercício empírico para investigar a relação entre casamento infantil feminino e resultados escolares. Como esperado, 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: a estimativa que não corrige a endogeneidade gera coeficiente de 34,52 p.p., enquanto o MQ2E fornece o resultado de 22,07 p.p. De forma similar, podemos observar que, no caso da frequência escolar, os coeficientes são -50,79 p.p. (MQO) e -32,31 p.p. (MQ2E). A diferença na magnitude dos coeficientes revela que, através da endogeneidade entre as variáveis, há outros fatores influenciando as estimativas e, conseqüentemente, guiando a resultados inflados.

Tabela 2 - 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 com dados do Censo de 2010.

Notas: * $p < 0, 1$, ** $p < 0, 05$, *** $p < 0, 01$. Erro-padrão entre parênteses. *Dummies* de porte do município não reportadas.

Com o objetivo de isolar os efeitos do casamento infantil feminino por estratos, executamos uma série de exercícios empíricos. A tabela 3, por exemplo, apresenta os coeficientes obtidos pelo método MQ2E para suba-

mostras com meninas que são mães e para aquelas que não são. Nesse caso, casamento infantil feminino implica em coeficientes de maior magnitude para 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 coeficientes para as meninas mães e não mães são de 25,72 p.p. e 10,62 p.p., respectivamente. Já as meninas que ainda não tiveram filhos sofrem um efeito de -13,60 p.p. na probabilidade de que frequentem a escola.

Conforme visto anteriormente, 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 et al. (2006), o qual reporta maior proporção de evasão das meninas casadas dentre aquelas que engravidaram em idade escolar. 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 e Wolfe 2009), a associação com as uniões precoces é um problema paralelo que reforça a necessidade de atenção dos formuladores de políticas públicas.

A idade das meninas menores de idade também pode gerar efeitos heterogêneos do casamento infantil. É razoável supor que o impacto da união precoce sobre uma menina de 12 anos seja diferente daquele sobre uma de 17. A tabela 4 estratifica as meninas em dois grupos etários, notadamente entre 12 e 16 anos de idade incompletos, e entre 16 e 18 anos de idade 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 no que diz respeito à frequência escolar, os coeficientes são de 16,72 p.p. (12 a 16 anos) e 42,21 p.p. (16 a 18 anos). Uma possível razão para tais resultados é maior dificuldade de *enforcement* da lei que obriga a frequência escolar entre as meninas mais velhas. Isso pode ser verdade tanto formalmente (autoridades oficiais) quanto informalmente (pais e outros responsáveis). Além disso, a fase dos 16 aos 18 anos é entendida como decisiva para ingresso no mercado de trabalho em muitas sociedades, o que faz com que muitas meninas não priorizem os estudos. Se tais argumentos são verdadeiros, as meninas mais jovens podem não mudar seu comportamento escolar tão severamente quanto as mais velhas após o casamento. De todo modo, como visto na seção 2, cabe considerar que postergar a idade de casamento se reflete em resultados desejáveis em termos educacionais (Batyra e Pesando 2020; Bharadwaj 2015), justificando a necessidade de promover avanços em ambas as variáveis analisadas.

Tabela 3 - 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)
Branços	-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 com dados do Censo de 2010.

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 4 - Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a faixa etária

Variáveis	Atraso		Frequência	
	< 16 anos	≥ 16 anos	< 16 anos	≥ 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)
Brancos	-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 com dados do Censo de 2010.

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

Por fim, na tabela 5, são apresentados os resultados do efeito ao casamento infantil segundo a cor ou raça das meninas. Neste caso, o efeito sobre a distorção idade-série é de igual magnitude entre brancas e não brancas, com 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: -34,19 p.p. sobre a probabilidade de estarem matriculadas na escola, frente ao montante de -29,37 p.p. para o caso em que a menina se declara de cor preta ou parda.

O resultado acima corrobora aqueles apresentados por Teixeira e Madalozzo (2019), que encontram que as meninas brancas saem em particular desvantagem na formação em nível básico e superior quando se casam precocemente, *ceteris paribus*. Uma forma de racionalizar tal resultado é através do fato de que as meninas não brancas sofrem também influência de outros fatores agravantes para que não frequentem a escola (preconceito racial, por exemplo) e enfrentam a perspectiva de que o mesmo se perpetue no mercado de trabalho. Se, de fato, esse argumento é válido, a resposta das variáveis educacionais ao casamento infantil será de menor intensidade para as meninas não brancas – na comparação com as meninas brancas.

Por fim, note que o instrumento adotado como parte da variação exógena para o casamento infantil feminino está associado a valores do teste F que indicam a relevância do mesmo. Além disso, como pode ser visto na tabela 8 no apêndice A, a variável instrumental possui relação estatisticamente significativa com o casamento infantil feminino, o que demonstra o efeito de transbordamento da decisão matrimonial. No caso dessas estimativas, são mantidas as mesmas amostras utilizadas para inferir os efeitos das uniões na minoridade sobre o atraso e a frequência escolar. Os coeficientes são de 35,89 p.p. (regressão com distorção idade-série como variável dependente) e 41,83 p.p. (frequência), indicando que quanto mais disseminado é o casamento infantil na cidade da menina em análise, maior a chance de que a mesma se case. Como descrito na seção 3, esses coeficientes captam o *peer effect*.

Em suma, além de um diagnóstico dos efeitos negativos que são observados em consequência do casamento infantil feminino, o presente estudo oferece 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 esses, podemos destacar as meninas com 16 e 17 anos de idade e aquelas que são mães. De acordo com as evidências apresentadas, estes são os grupos em maior vulnerabilidade no que diz respeito aos efeitos que o casamento infantil pode ter sobre suas condições escolares.

Tabela 5 - Segundo estágio para atraso e frequência escolar de acordo com a cor ou raça

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)
Branços	-0,0706*** (0,0022)	-0,0890*** (0,0022)	0,0272*** (0,0014)	0,0295*** (0,0014)
Urbano	0,0522*** (0,0195)	0,0297** (0,0143)	-0,0867*** (0,0150)	-0,1065*** (0,0133)
Chefe	-0,1038*** (0,0060)	-0,1121*** (0,0041)	0,0522*** (0,0042)	0,0632*** (0,0032)
Católico	-0,1507*** (0,0073)	-0,1956*** (0,0056)	0,0664*** (0,0052)	0,0950*** (0,0042)
Evangélico	-0,0654*** (0,0058)	-0,1174*** (0,0045)	0,0411*** (0,0038)	0,0725*** (0,0035)
Pentecostal	-0,1044*** (0,0063)	-0,1402*** (0,0051)	0,0509*** (0,0045)	0,0742*** (0,0038)
Outras religiões	0,7324*** (0,0145)	0,8347*** (0,0110)		
Média atraso			0,3188*** (0,0163)	0,3875*** (0,0183)
Média frequência	0,0249*** (0,0079)	-0,0901*** (0,0079)	-0,0214*** (0,0053)	0,0257*** (0,0054)
Média quintis 1 e 2	0,1187** (0,0555)	-0,1026*** (0,0376)	0,1262*** (0,0339)	0,1623*** (0,0260)
Média desocupados	0,0136*** (0,0051)	0,0171*** (0,0046)	0,0039 (0,0032)	-0,0038 (0,0030)
Média água	-0,0985*** (0,0252)	-0,0766*** (0,0149)	0,0056 (0,0143)	0,0706*** (0,0119)
Média energia	-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 com dados do Censo de 2010.

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

6. Conclusão

Meninas envolvidas em casamento infantil, em geral, estão associadas a *background* familiar, financeiro e cultural que podem agravar as já sérias consequências da união precoce. 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 (Erulkar 2013; Nasrullah *et al.* 2014; Raj 2010). Tendo em vista que há uma vasta literatura que revela os efeitos negativos sobre a acumulação de capital humano para países da África e Ásia (Delprato *et al.* 2015; Field e Ambrus 2008; Nguyen e Wodon 2017; Wodon *et al.* 2016), este artigo estimou a relação existente entre o casamento infantil feminino e as dimensões educacionais relacionadas às meninas entre 12 e 18 anos de idade incompletos para o Brasil, expandindo a análise de Teixeira e Madalozzo (2019).

Encontramos efeitos estatisticamente significativos do casamento infantil sobre as variáveis educacionais (distorção idade-série e frequência). Sem desagregar a amostra de acordo com as características das meninas, é possível observar que a frequência escolar é um problema relativamente mais severo (maior coeficiente). Contudo, ao efetuar exercícios econométricos adicionais por meio de estimativas com diferentes subamostras, encontramos heterogeneidades que permitem identificar, de modo mais específico, quais subgrupos de meninas sofrem maior impacto negativo sobre os resultados escolares. Por exemplo, somos capazes de identificar um efeito maior (distorção idade-série) para meninas que já são mães, quando comparadas àquelas que ainda não o são. Tal resultado está em linha com Fletcher e Wolfe (2009), que documenta efeitos perversos da gravidez precoce sobre a probabilidade de conclusão da educação básica.

Ainda encontramos que o impacto do casamento infantil é maior sobre o atraso e a frequência escolar de meninas mais próximas à maioridade (16 a 18 anos) relativas àquelas mais jovens (12 a 15 anos). 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. Por fim, no que diz respeito à cor ou raça, encontramos resultados em linha com Teixeira e Madalozzo (2019), onde as meninas brancas sofrem maior impacto. É possível que isso ocorra pelo fato das meninas não brancas sofrerem outros impactos negativos (preconceito, etc.), tal que possam responder de modo um pouco menos intenso nesse caso.

Os resultados são amparados pelo modelo teórico que trata da decisão matrimonial precoce e sua repercussão sobre a alocação de tempo das meninas. Através de uma estrutura formal flexível, o modelo considera que a menina ou sua família internalizam os custos e os benefícios do casamento. Este é o caso do rol de tarefas domésticas e familiares que são inseridos na rotina daquelas casadas. Pelo lado dos benefícios, sabendo do *background* predominantemente vulnerável (especialmente financeiro) associado às meninas que se casam precocemente, a decisão de casar-se ainda pode ser racional por aumentar sua renda. Os custos, ao contrário, levam em conta que o tempo alocado para as atividades escolares naturalmente fica comprometido. A consequência da divisão do tempo é que a menina não consegue manter um desempenho educacional comparável ao daquelas que não se casaram precocemente. O modelo também microfunda o instrumento utilizado na estratégia empírica ao permitir que as meninas sofram um *peer effect* na sua cidade.

Nossa conclusão sugere que, ao combater o casamento infantil, políticas públicas terão importantes efeitos de *spillover* sobre a educação das meninas. Uma política bem desenhada pode, assim, não só combater as graves consequências das uniões precoces em termos de maternidade precoce, violência doméstica, entre outros, mas também reduzir a distorção idade-série e aumentar a frequência escolar. Por fim, mostramos a importância de se levar em conta o contexto socioeconômico e as características das meninas, uma vez que os efeitos do casamento infantil são heterogêneos entre diferentes grupos. Em particular, nossa análise aponta quais desses grupos devem ser focais para se alcançar um maior impacto marginal da política.

Referências

- Abera, Mikyas, et al. "Early marriage and women's empowerment: the case of child-brides in Amhara National Regional State, Ethiopia." *BMC international health and human rights* no.20 (2020): 1-16.
- Almeida, Maria da Conceição C., Estela ML Aquino, and Antoniel Pinheiro de Barros. "School trajectory and teenage pregnancy in three Brazilian state capitals." *Cadernos de Saúde Pública* no.22 (2006): 1397-1409.
- Aslam, Abid, et al. *The State of the World's Children 2014 in Numbers: Every Child Counts. Revealing Disparities, Advancing Children's Rights*. UNICEF. 3 United Nations Plaza, New York, NY 10017, 2014.
- Batyr, Ewa, and Luca Maria Pesando. "The Selective Impact of Changes in Age-at-Marriage Laws on Early Marriage: Policy Challenges and Implications for Women's Higher-Education Attendance." *Population Center Working Papers (PSC/PARC)* no.51 (2020).
- Bharadwaj, Prashant. "Impact of changes in marriage law: Implications for fertility and school enrollment." *Journal of Human Resources* no. 50.3 (2015): 614-654.
- Boef, Anna GC, et al. "Sample size importantly limits the usefulness of instrumental variable methods, depending on instrument strength and level of confounding." *Journal of clinical epidemiology* no. 67.11 (2014): 1258-1264.
- Dahl, Gordon B. "Early teen marriage and future poverty." *Demography* no. 47.3 (2010): 689-718.
- Delprato, Marcos, Kwame Akyeampong, and Máiréad Dunne. "Intergenerational education effects of early marriage in sub-Saharan Africa." *World Development* no.91 (2017): 173-192.
- Delprato, Marcos, et al. "On the impact of early marriage on schooling outcomes in Sub-Saharan Africa and South West Asia." *International journal of educational development* no.44 (2015): 42-55.
- Dietrich, Stephan, et al. *Key drivers of the changing prevalence of child marriage in three countries in South Asia*. Unicef Rosa/Unfpa Apro, 2018.
- Erulkar, Annabel. "Early marriage, marital relations and intimate partner violence in Ethiopia." *International perspectives on sexual and reproductive health* (2013): 6-13.
- Field, Erica, and Attila Ambrus. "Early marriage, age of menarche, and female schooling attainment in Bangladesh." *Journal of political Economy* no. 116.5 (2008): 881-930.
- Fletcher, Jason M., and Barbara L. Wolfe. "Education and labor market consequences of teenage childbearing: evidence using the timing of pregnancy outcomes and community fixed effects." *Journal of Human Resources* no. 44.2 (2009): 303-325.
- Godha, Deepali, David R. Hotchkiss, and Anastasia J. Gage. "Association between child marriage and reproductive health outcomes and service utilization: a multi-country study from South Asia." *Journal of Adolescent Health* no. 52.5 (2013): 552-558.
- Griebeler, Marcelo de C. "“But everybody's doing it!": a model of peer effects on student cheating." *Theory and Decision* no. 86.2 (2019): 259-281.
- IBGE. 2019. *Outras formas de trabalho: 2018*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- INEP. 2019. *Relatório do 2º ciclo de monitoramento das metas do plano nacional de educação-2018*. Brasília: INEP.
- Landis, Debbie, et al. "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* no.12.2 (2018): 273-290.
- Lloyd, Cynthia B., and Barbara S. Mensch. "Marriage and childbirth as factors in dropping out from school: an analysis of DHS data from sub-Saharan Africa." *Population studies* no.62.1 (2008): 1-13.
- Morris, Stephen, and Hyun Song Shin. "Global games: Theory and applications." *Cowles Foundation Discussion Paper*, no. 1275R (2001).

Nasrullah, Muazzam, Rubeena Zakar, and Muhammad Zakria Zakar. "Child marriage and its associations with controlling behaviors and spousal violence against adolescent and young women in Pakistan." *Journal of Adolescent Health* no.55.6 (2014): 804-809.

Nguyen, M. and Wodon, Q. 2017. *Impact of child marriage on literacy and educational attainment in sub-saharan africa*. Education Global Practice. Washington, DC: The World Bank.

Paschoalino, Pietro André Telatin, Wander Plassa, and Moisés Pais dos Santos. "Discriminação de gênero no mercado de trabalho brasileiro: uma análise para o ano 2015." *Revista Econômica do Nordeste* no.48.3 (2017): 43-54.

Raj, Anita. "When the mother is a child: the impact of child marriage on the health and human rights of girls." *Archives of disease in childhood* no.95.11 (2010): 931-935.

Sekine, Kazutaka, and Marian Ellen Hodgkin. "Effect of child marriage on girls' school dropout in Nepal: Analysis of data from the Multiple Indicator Cluster Survey 2014." *PloS one* no.12.7 (2017): e0180176.

Taylor, A., Lauro, G., Segundo, M., and Greene, M. 2015. *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.

Teixeira, M. R. and Madalozzo, R. 2019. *How does early marriage affect the education of women in brazil?* XLVII Encontro Nacional de Economia, São Paulo.

UNICEF et al. 2014. *Ending child marriage: Progress and prospects*. Unicef.

UNICEF et al.2018. *Reprovação, distorção idade-série e abandono escolar*. Dados do Censo Escolar.

UNICEF et al. 2019. *Perfil del matrimonio infantil y las uniones tempranas en américa latina y el caribe*.

Vasconcelos, Andressa Mielke, and Marcelo de C. Griebeler. "Muito jovem ou pobre para casar? Efeito do Programa Bolsa Família sobre o casamento infantil feminino." *Revista Brasileira de Economia* no.77 (2023): e062023.

Wahhaj, Zaki. 2015. *A theory of child marriage*. no. 1520. School of Economics Discussion Papers.

Wodon, Quentin, et al. 2017. *Economic impacts of child marriage: global synthesis report*.

Wodon, Quentin, et al. 2018. *Missed oportunities: The high cost of not educating girls*.

Wodon, Quentin, Minh Cong Nguyen, and Clarence Tsimpo. "Child marriage, education, and agency in Uganda." *Feminist Economics* no.22.1 (2016): 54-79.

World Economic Forum. 2020. *The global gender gap report 2020*.

A Tabelas omitidas no texto

Tabela 6 - Controles utilizados nas regressões

Variável	Descrição
Média casamento	Média de demais meninas casadas no município
Idade	Idade da menina na entrevista
Branco	<i>Dummy</i> de cor ou raça com valor 1 se a menina é branca
Urbano	<i>Dummy</i> de área de residência, com valor 1 se o domicílio é urbano
Chefe	<i>Dummy</i> de chefe de domicílio, com valor 1 se a menina ocupa a posição
Católica	<i>Dummy</i> de religião, com valor 1 se a menina é Católica
Evangélica	<i>Dummy</i> de religião, com valor 1 se a menina é Evangélica
Pentecostal	<i>Dummy</i> de religião, com valor 1 se a menina é Pentecostal
Outras religiões	<i>Dummy</i> de religião, com valor 1 se a menina é adepta de Outras religiões
Média atraso	Média de atraso escolar das demais meninas do município Média de indivíduos dos demais domicílios 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> com valor 1 se tem menos de 25 mil habitantes
Porte 2	<i>Dummy</i> com valor 1 se tem entre 25 mil e 50 mil habitantes
Porte 3	<i>Dummy</i> com valor 1 se tem entre 50 mil e 100 mil habitantes
Porte 4	<i>Dummy</i> com valor 1 se tem entre 100 mil e 200 mil habitantes
Porte 5	<i>Dummy</i> com valor 1 se tem entre 200 mil e 300 mil habitantes
Porte 6	<i>Dummy</i> com valor 1 se tem entre 300 mil e 400 mil habitantes
Porte 7	<i>Dummy</i> com valor 1 se tem entre 400 mil e 500 mil habitantes
Porte 8	<i>Dummy</i> com valor 1 se tem mais de 500 mil habitantes
Dummy de UF	<i>Dummies</i> de estados

Fonte: Elaboração própria com dados do Censo de 2010.

Tabela 7 - 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 com dados do Censo de 2010.

Nota: Dummies de porte do município e de estado não reportadas.

Tabela 8 - 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)
Brancos	-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 com dados do Censo de 2010.

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

♦Agradecemos os comentários e sugestões de Regina Madalozzo, Lorena Hakak Marçal, Priscila A. Tavares, participantes do 48º Encontro Nacional de Economia e dois pareceristas anônimos.

FINANCIAMENTO

A autora agradece o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico(CNPq) através da bolsa 140809/2017-1 durante o período de Doutorado.

O autor agradece o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico(CNPq) através da bolsa 305358/2020-0

CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram não terem quaisquer conflitos de interesse.

EDITOR-CHEFE

Dante Mendes Aldrighi  <https://orcid.org/0000-0003-2285-5694>
Professor - Department of Economics University of São Paulo (USP)

EDITOR ASSOCIADO

Fábio Waltenberg  <https://orcid.org/0000-0003-3404-7424>