**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

Ensaio sobre a violência contra a mulher

Elder Generoso Sant’Anna

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2021**

Elder Generozo Sant'Anna
Bacharel em Ciências Econômicas

Ensaio sobre a violência contra a mulher

Orientador:

Profa. Dra. **ANA LÚCIA KASSOUF**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2021

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Sant'Anna, Elder Generozo

Ensaio sobre a violência contra a mulher / Elder Generozo Sant'Anna. –
– Piracicaba, 2021 .
65 p.

Tese (Doutorado) – USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de
Queiroz”.

1. Violência conjugal 2. Renda 3. Sub-registro 4. Gravidez na adolescência . I. Título.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Esalq/USP, a todas as professoras e professores do programa e a Capes pela concessão da bolsa.

Agradeço aos meus professores que fizeram parte de todo esse processo. À Profa. Dra. Natália Nunes Ferreira Batista minha primeira orientadora na graduação. Ao Prof. Dr. Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave meu segundo orientador durante a graduação e meu orientador de mestrado. Ao Prof. Dr. Daniel Domingues dos Santos pela oportunidade de trabalhar no Lepes onde, não só adquiri experiência em pesquisa, mas também fiz amizades para a vida toda. Ao Prof. Dr. Marcelo Justus dos Santos parceiro em várias publicações. E por fim, mas não menos importante, à minha orientadora Profa. Dra. Ana Lúcia Kassouf por ter acreditado nesse projeto e por toda paciência e dedicação ao longo desses quatro anos.

Para todos meus amigos e minhas amigas um muito obrigado pelos momentos de parceria. Àqueles ou àquelas que me auxiliaram nas correções desse trabalho fica aqui um agradecimento mais que especial.

Por fim, agradeço a minha família - à mamãe Diva, ao papai Edison e à irmã Viviane - cujo apoio foi de fundamental importância para eu chegar até aqui.

O meu último agradecimento vai para toda a comunidade Esalq/USP.

EPÍGRAFE

'Til It happens to you
You don't know how it feels, how it feels
'Til it happens to you, you won't know, it won't be real
No, it won't be real, won't know how it feels

Lady Gaga, 2015

SUMÁRIO

Resumo	6
Abstract	7
Introdução	9
1 Violência conjugal no Brasil: da vitimização ao sub-registro	11
1.1 Introdução	12
1.2 Teorias e evidências	13
1.3 Dados e estatísticas descritivas	15
1.3.1 Dados	15
1.3.2 Estatísticas descritivas	17
1.4 Estratégia empírica e resultados	18
1.4.1 Estratégia empírica	18
1.4.2 Resultados	21
1.5 Conclusão	28
1.6 Referências	30
2 Gravidez na adolescência e violência contra a mulher: evidências para o Brasil	37
2.1 Introdução	38
2.2 Revisão da literatura	39
2.3 Metodologia	40
2.4 Dados e estatísticas descritivas	42
2.4.1 Dados	42
2.4.2 Estatísticas descritivas	44
2.5 Resultados	47
2.6 Conclusão	50
2.7 Referências	52
Considerações Finais	61
Referências	63

RESUMO

Ensaio sobre a violência contra a mulher

Embora a Lei Maria da Penha (Lei n. 11.340/2006) tenha sido sancionada a fim de coibir a violência contra a mulher por meio de aparatos legais, essa realidade ainda é muito presente e, de certa forma, pouco conhecida no Brasil. Nesse sentido, o objetivo dessa tese é uma melhor compreensão da violência conjugal contra a mulher e, por conseguinte, fornecer subsídios para políticas públicas de combate e prevenção a esse tipo de crime. Para tanto, foram realizados dois ensaios. No primeiro foram investigados, não só os determinantes da violência conjugal, mas também do sub-registro desse tipo de violência, por meio dos dados do Suplemento de vitimização e justiça da PNAD de 2009. No segundo são fornecidas evidências sobre a relação entre a gravidez na adolescência e a ocorrência de violência conjugal utilizando os dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013.

Palavras-chave: Violência conjugal, Renda, Sub-registro, Gravidez na adolescência

ABSTRACT

Essays on violence against women

Although the Maria da Penha Law (Law No. 11.340 / 2006) was sanctioned in order to curb violence against women through legal mechanisms, this reality is still very present and, in a way, little known in Brazil. In this sense, the objective of this thesis is to better understand conjugal violence against women and, therefore, provide subsidies for public policies to combat and prevent this type of crime. For that, two essays were carried out. The first investigated not only the determinants of intimate partner violence, but also the under-reporting of this type of violence, using data from the 2009 PNAD Victimization and Justice Supplement. In the next essay evidence on the relationship between early childbearing and intimate partner violence is provided using data from the 2013 National Health Survey.

Keywords: Intimate partner violence, Income, Underreporting, Early childbearing

INTRODUÇÃO

Em 2006, foi sancionada a Lei Maria da Penha (Lei n. 11.340/2006) cujo objetivo é prevenir e coibir quaisquer tipo de violência - doméstica e/ou familiar - contra a mulher. Ainda que existam evidências que comprovem a eficácia dessa lei - redução nos homicídios (Cerqueira et al., 2015), número de mortes de mulheres por agressões (Garcia et al., 2013) e número de internações de mulheres causadas por agressões (Borges, 2014) - ainda se observam mulheres sendo vítimas, por vezes fatais, da violência de gênero.

Dados recentes apontam o quão presente é a violência contra a mulher na sociedade brasileira. Pesquisa do DataSenado¹ aponta que, em 2019, o percentual de mulheres que relataram ter sofrido algum tipo de violência doméstica ou familiar nos últimos 12 meses foi de 19%. Essas agressões, em geral, foram perpetradas pelo ex ou atual companheiro (78%). Chama atenção o fato de que 31% das agredidas não fizeram nada em relação ao episódio de agressão e apenas 32% dessas mulheres se dirigiram até uma delegacia. Medo do agressor (68%) e a dependência financeira (27%) são os motivos mais frequentes para as mulheres não denunciarem o agressor.

Os números expressos acima sugerem o quanto a violência contra a mulher ainda é muito presente no cotidiano dos brasileiros. Milhares de mulheres são vítimas todos os anos e uma parcela significativa não busca auxílio junto as autoridades competentes. Apesar das consequências devastadoras desse tipo de violência - 31,18% das mulheres agredidas por seus cônjuges/ex-cônjuges relataram comprometimento de suas atividades habituais após o episódio de agressão (PNS-2013), por exemplo - nem todos os casos chegam ao conhecimento das autoridades, exceto os homicídios.

Diante desse panorama, o objetivo dessa tese é realizar dois ensaios sobre a violência contra a mulher, quais sejam:

1. Investigar os determinantes dos casos de violência conjugal conjuntamente com os determinantes do sub-registro desse tipo de crime contra a mulher. Serão utilizados os dados de mulheres maiores de 19 anos extraídos do Suplemento de vitimização e justiça da PNAD de 2009 e, de forma inovadora, estimaremos um modelo logístico sequencial. Essa modelagem permitirá o controle de características não observáveis e, por conseguinte, o controle do viés de seleção amostral quando da investigação dos determinantes do sub-registro.
2. Investigar o impacto da gravidez na adolescência na ocorrência de violência conjugal. Para tanto, será estimado um modelo próbite bivariado a fim de tratar a possível endogeneidade entre as duas variáveis analisadas. Será utilizada uma amostra de mulheres com idade entre 20 e 49 anos extraída da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013 (PNS - 2013)

As evidências existentes acerca do efeito da renda da mulher sobre os níveis de violência conjugal são mistas. Então, o primeiro ensaio, por meio de uma metodologia inovadora complementa a literatura existente com evidências para o Brasil. Já o segundo ensaio, que explora de forma inédita a relação entre gravidez na adolescência e violência contra a mulher, contribui de forma inovadora com a literatura. Ambos permitirão uma melhor compreensão do fenômeno de violência conjugal contra a mulher no Brasil e, de certa forma, podem servir com subsídios para a formulação de políticas públicas.

¹Ver <https://bit.ly/3rQe5SJ>.

1 VIOLÊNCIA CONJUGAL NO BRASIL: DA VITIMIZAÇÃO AO SUB-REGISTRO

Abstract

Despite the strong legal apparatus created by Maria da Penha Law (Law No. 11,340/2006) in 2006, the violence against woman is still present in Brazilian society. In addition, there are a lot of women that do not call the police and, as a consequence, do not report the intimate partner violence. In this sense, this study aims to use the Victimization and supplement data from PNAD Justice of 2009 and investigate the underreporting of the intimate partner violence against women with focus on women income. Accounting for problems of sample selection, the results show that the chance of women being victims of conjugal violence decreases as their income increases. In addition, this effect is more pronounced at low income levels. The chance of registering this crime also decreases with income, but this does not mean that women with a higher level of income tend to register less, but because increases in income reduce the chance of women being victims of intimate partner violence, and consequently, to report this type of crime.

Keywords: Intimate partner violence, Crime, Underreporting, Women

Resumo

Apesar do forte aparato legal criado pela Lei Maria da Penha (Lei nº 11.340/2006) em 2006, a violência contra a mulher ainda é muito presente na sociedade brasileira. Além disso, chama a atenção o número de casos desses crimes que sequer chegam ao conhecimento das autoridades competentes (sub-registro). Nesse sentido, esse estudo pretende, por meio dos dados do Suplemento de Vitimização e Justiça da PNAD de 2009, investigar o sub-registro dos casos de violência conjugal contra a mulher com foco no efeito do renda da mulher. Considerando eventuais problemas de seleção amostral, os resultados apontam que a chance de a mulher ser vítima de violência conjugal decresce a medida que sua renda aumenta. Além disso, esse efeito é mais acentuado em níveis baixos de renda. A chance de registrar uma ocorrência por violência conjugal também decresce com a renda, porém isso não significa que mulheres com maior nível de renda tendem a registrar menos, mas sim por que aumentos de renda reduzem a chance de a mulher ser vítima de violência conjugal, e por consequência, de reportar esse tipo de crime.

Palavras-chave: Violência conjugal, Crime, Sub-registro, Mulheres

1.1 Introdução

O principal aparato legal no combate a violência contra a mulher no Brasil foi criado há mais de 10 anos. Em agosto de 2006, foi sancionada e publicada a Lei n. 11.340/2006, também denominada “Lei Maria da Penha”. Dentre as principais contribuições dessa lei, podem ser destacados: mecanismo judicial específico (Juizados de Violência Doméstica e Familiar contra as Mulheres), medidas protetivas de urgência para as vítimas de violência doméstica, reforço na atuação das Delegacias de Atendimento à Mulher, da Defensoria Pública, do Ministério Público e de uma rede de serviços de atenção à mulher em situação de violência doméstica e familiar, entre outros. Mesmo após a criação dessa lei e das evidências que comprovam sua eficácia¹, ainda se observam mulheres vítimas da violência de gênero.

Pesquisa do DataSenado² realizada em 2019 aponta que 36% das brasileiras já sofreram violência doméstica. O percentual de mulheres que relataram ter sofrido algum tipo de violência doméstica ou familiar nos últimos 12 meses foi de 19%. Essas agressões, em sua grande maioria, foram perpetradas pelo ex ou atual companheiro (78%). Chama atenção o fato de que 31% das agredidas não fizeram nada em relação ao episódio de agressão sofrido e apenas 32% dessas mulheres se dirigiram até uma delegacia.

Nesse contexto, o objetivo do presente trabalho é investigar, com base nas teorias que versam sobre a violência contra a mulher, os determinantes não só da violência conjugal mas também do sub-registro desse tipo de violência. Pretendemos verificar, em especial, o efeito da renda da mulher em ambos processos. Para tanto, será utilizada uma amostra de mulheres - maiores de 19 anos que relataram ou não episódios de violência conjugal - construída a partir dos microdados do Suplemento de Vitimização e Justiça da PNAD de 2009. Uma vez que só observamos a decisão de reportar esse tipo de crime para as mulheres agredidas podemos incorrer em um problema de seleção amostral. Nesse sentido, vamos analisar ambos os processos conjuntamente por meio de um modelo logístico sequencial, o qual permitirá o controle de características não observáveis e, por conseguinte, o controle do viés de seleção amostral.

Dada a falta de consenso entre as evidências existentes na literatura acerca do efeito da renda da mulher sobre os níveis de violência conjugal, este trabalho, além de complementar a literatura existente, propõe uma metodologia inovadora que permitirá não só investigar os determinantes da violência conjugal, como também os determinantes do sub-registro desse tipo de crime junto às autoridades competentes.

É preciso destacar alguns desafios envolvidos nessa análise. Com relação ao processo de vitimização, tanto o efeito positivo da renda, quanto o negativo encontram respaldo em modelos teóricos. Com relação ao processo de registro da ocorrência desse crime, existem custos implícitos - represálias, estigma social, custos morais, entre outros - não existentes para os crimes contra a propriedade que podem dificultar a análise sob ótica do custo x benefício³. Ambas as dificuldades têm origens nas peculiaridades do tipo de crime investigado que, em geral, ocorre dentro dos domicílios onde, não só existe grande proximidade entre vítima e agressor, como também laço afetivo entre ambos.

O artigo está organizado da seguinte maneira. Na próxima seção apresentamos teorias e evidências empíricas acerca da violência conjugal. Em sequência, mostramos a origem dos dados bem como o processo de construção e estatísticas descritivas da amostra. Na seção 4 apresentamos a estratégia empírica e, em sequência, discutimos os resultados. Por fim, na última seção concluímos esse trabalho.

¹Redução nos homicídios(Cerqueira et al., 2015), número de mortes de mulheres por agressões (Garcia et al., 2013) e número de internações de mulheres causadas por agressões (Borges, 2014).

²Ver <https://bit.ly/3rQe5SJ>.

³Ver, por exemplo, Santos and Kassouf (2008).

1.2 Teorias e evidências

Farmer and Tiefenthaler (1997) propuseram um modelo no qual a família pode ser uma unidade não cooperativa. Nesse modelo, o homem otimiza o nível de violência por ele cometido e as transferências líquidas da mulher para ele. Além disso, a utilidade do marido é crescente em autoestima, poder e quaisquer outros atributos presentes numa relação violenta, ou seja, é uma função do nível de violência ($S(V)$), do seu consumo (C^H) e do capital marital (η). Já a utilidade da mulher é função do nível de violência (V), do capital marital (η) e do seu consumo $C^M = (I^M - t^H)/P_c$, o qual é função da sua própria renda (I^M), das transferências efetuadas por seu marido (t^H) e do nível de preços (P_c).

No equilíbrio, o marido escolhe um nível de violência e de transferência tal que maximize sua utilidade sujeito a utilidade mínima de sua esposa. Ou seja, no equilíbrio desse modelo, o nível de utilidade da mulher dentro do casamento se iguala ao nível que ela teria fora do casamento. Esse equilíbrio não implica que a mulher não ganha nada ao permanecer em um relacionamento no qual ela é agredida. Esse relacionamento pode oferecer “bens” (capital marital) que não podem ser “consumidos” fora de um casamento como, por exemplo, seguridade econômica, *status* de mulher casada e, até mesmo, por amor.

Já Aizer (2010) propôs um modelo de barganha doméstica semelhante ao anterior. Nesse modelo a utilidade da mulher é crescente no seu consumo e na sua segurança, isto é, $U^M = (C_M, S)$, enquanto que a utilidade do homem, $U^H = (C_M, V)$, é crescente no consumo e no nível de violência perpetrada contra sua mulher. Pressupõe-se a existência de um nível máximo de violência perpetrada contra a mulher e que, portanto, $S = \bar{V} - V$. Além disso, as funções de utilidade são estritamente côncavas, monotonicamente crescentes, diferenciáveis e homotéticas.

A autora pressupõe que, quando $V = 0$, a taxa marginal de substituição entre consumo e violência é maior para as mulheres que para os homens. Também é pressuposto a existência de um conjunto de pares de utilidades obtidos por meio de um acordo entre as partes sem a dissolução do casamento. Baseada nessas hipóteses, Aizer (2010) prova matematicamente que a violência doméstica é um problema de barganha de Nash que possuiu solução única. Adicionalmente, a solução de barganha assimétrica de Nash proposta por Kalai, permitiu diferentes níveis de poder de barganha entre o casal. Dessa forma, sobre a pressuposição de que a curva de contrato tem inclinação positiva, a autora mostrou que aumentos da renda relativa da mulher em relação ao homem reduz a violência conjugal.

Enquanto os dois modelos anteriores buscam fundamentar teoricamente a relação entre rendimentos da mulher e casos de violência conjugal, Farmer and Tiefenthaler (1996) formularam um modelo para explicar o porquê de as mulheres que buscam ajuda, dado um episódio de agressão pelo marido, permanecerem em suas relações⁴. As autoras pressupõem que as mulheres são agentes racionais e que, portanto, buscar ajuda mesmo sem intenção de desfazer o relacionamento é uma atitude racional por parte delas.

Nesse modelo, o casamento é tratado como não cooperativo e estratégico. Farmer and Tiefenthaler (1996) definem que a seguinte utilidade $U^H(C^H, S(V), \Theta^H)$ para o homem crescente em: (i) vários aspectos relacionados a violência ($S(V)$), (ii) no seu consumo (C^H) e (iii) no capital marital (Θ). Já a utilidade da mulher, dada por $U^M(C^M, V, \Theta^M)$, também é crescente no seu consumo e no capital marital, porém decrescente com o nível de violência. Além disso, a autora define o consumo da mulher fora do casamento como função de sua própria renda (I^M), de uma parcela da renda do marido

⁴Há outros modelos que tentam explicar a permanência de mulheres em relacionamentos nos quais sofrem agressão. Veja, por exemplo, o modelo intergeracional proposto por (Pollak, 2004)

(αI^H) e dos serviços de apoio de quaisquer natureza - assistência social, apoio da família, abrigo, entre outros - representados em termos monetários. Ou seja, o consumo da mulher fora do casamento seria $C_S^M = \alpha I^H + I^M + X$.

Esse modelo também pressupõe informação incompleta, ou seja, não é de conhecimento do marido o nível de utilidade da mulher fora do casamento dado a existência dos serviços disponíveis. Além disso, existem dois tipos de mulheres que também não são conhecidos pelos maridos. Aquelas que estão dispostas a romper o casamento (D) e aquelas que não estão (ND) quando o nível de violência é tal que iguala as utilidades dentro e fora do casamento. Adicionalmente, aquelas que estão dispostas a romper “aceitam” um nível de violência (V_D) menor que àquelas que não estão (V_{ND}). Na ausência dos serviços de apoio, caso $U^H(V_D)$ seja maior que $p\bar{U}^M + (1-p)U^M(V_{ND})$, então o nível de violência escolhido será (V_D), não haverá divórcios e as mulheres do tipo (V_{ND}) serão “beneficiadas” com um nível menor de violência do que toleram. Se a escolha for (V_{ND}) aquelas mulheres do tipo (D) romperão a relação.

Com a existência dos tais serviços existem dois equilíbrios possíveis. Se $U^H(V_D)$ maior que $p\bar{U}^M + (1-p)U^M(V_{ND})$, então, o nível escolhido de violência será (V_D), dado que as mulheres do tipo (ND) blefam em 100% das vezes e, portanto, não há atualizações em (p). Caso contrário, temos um equilíbrio em estratégias mistas, ou seja, as mulheres blefam com uma determinada probabilidade, assim como os homens, também com determinada probabilidade, escolhem (V_{ND}) em detrimento de (V_D). Portanto, tais serviços resultam em um menor nível de violência para as mulheres do tipo (ND) que blefarem com sucesso. Ainda mais, na estática comparativa as autoras demonstram que aumentos nos custos dos serviços conferem maior credibilidade à sinalização das mulheres e, por conseguinte, resultam em um aumento das mulheres que blefam com sucesso.

Juntos, esses três modelos fornecem uma interpretação, sob a luz da teoria econômica, para os casos de violência conjugal contra a mulher. Em comum, tratam o nível de violência conjugal como um processo de barganha intra-familiar, no qual o casal maximiza suas respectivas utilidades. Em todos eles, os rendimentos da mulher e quaisquer ajudas que possam ser obtidas fora do casamento são capazes de reduzir o nível de violência conjugal. Farmer and Tiefenthaler (1996) foram além e demonstraram que há racionalidade mesmo nos casos em que as mulheres buscam ajuda e permanecem em seus relacionamentos. O ato de a mulher buscar ajuda faz parte de uma estratégia, cuja finalidade é reduzir o nível de violência. Fica claro, também, que em um dos equilíbrios possíveis, nem todas as mulheres buscam apoio nesses serviços (transferências de renda para as mulheres, abrigos, suporte familiar, entre outros).

Há evidências que vão ao encontro desses modelos. Hidrobo et al. (2016), por meio de um estudo aleatorizado, observou que transferências de renda, *vouchers* e doação de alimentos focalizados em mulheres pobres das áreas urbanas no Equador, cujo objetivo é reduzir a pobreza e diminuir a insegurança alimentar, também foram capazes de reduzir, de 6% a 7%, os níveis de violência contra a mulher. Similarmente, Hidrobo and Fernald (2013) avaliaram o impacto de um programa de transferência de renda condicional (*Bono de Desarrollo Humano*) sobre vários indicadores de violência doméstica. Seus resultados apontam que os efeitos dependem do nível de escolaridade da mulher e da educação do seu companheiro. Ou seja, para as mulheres com alto nível de escolaridade, incrementos de renda via programas assistenciais diminuem os níveis de violência. Já para aquelas com baixo nível de escolaridade esse efeito depende, também, do nível de escolaridade do seu companheiro.

Altos níveis de renda são relacionados a menos violência física, de acordo com os resultados de Abramsky et al. (2019). No entanto, aquelas que contribuem mais para a renda familiar - característica de muitos domicílios de baixa renda - estão sujeitas a maiores níveis de violência. Ou seja, tal como o

resultado de Hidrobo and Fernald (2013) varia de acordo com o nível educacional, esse último resultado também deve ser analisado a luz do contexto socioeconômico da família.

É importante destacar que nem sempre incrementos de renda podem reduzir o nível de violência contra a mulher. No modelo proposto Eswaran and Malhotra (2011) a utilidade do homem $U^H(X, Y, v)$ e da sua companheira $U^M(X, Y, v)$ é função de dois bens (X, Y) e do nível de violência (v) . Ainda mais, ambos tem preferências distintas pelos dois bens (X, Y) e utilidades decrescentes em (v) . A violência conjugal, portanto, é utilizada pelo marido com a finalidade de garantir uma alocação de recursos mais próxima às suas preferências. Nesse modelo a mulher é responsável pela renda familiar e, portanto, define alocação dos recursos. Sendo assim, ela tem que ponderar as suas preferências (γ) e as preferências de seu companheiro $(1 - \gamma)$. Esse peso (γ) é interpretado como a autonomia da mulher e é escolhido tal que o nível de utilidade do seu companheiro seja pelo menos igual ao seu nível de utilidade reserva. Assim, a mulher abre mão de sua autonomia a fim de reduzir o nível de violência conjugal.

No Brasil, os resultados apresentados por Moreira et al. (2016) vão ao encontro dessa teoria, ou seja, os autores encontraram que as transferências de renda, oriundas do Programa Bolsa Família, aumentaram os níveis de violência contra a mulher.

Fakir et al. (2016) também investigaram a relação causal entre a autonomia das mulheres e a ocorrência de violência conjugal. Utilizando dados da *Demography and Health Survey (2007)* de Bangladesh e controlando possíveis problemas de endogeneidade com o uso de instrumentos (binária se a mulher convive em família grande e binária para a existência de outra mulher como chefe de domicílio), os resultados apontam que mais autonomia da mulher resulta em mais violência conjugal.

Em suma, apesar de as evidências empíricas apresentadas anteriormente serem mistas com relação ao efeito da renda da mulher sobre os níveis de violência conjugal, todos possuem respaldo teórico. Além disso, fica evidente em alguns trabalhos que tais resultados devem ser interpretados a luz de outras variáveis, tais como o nível de renda familiar e a escolaridade da mulher.

1.3 Dados e estatísticas descritivas

1.3.1 Dados

Os dados utilizados nessa pesquisa são provenientes do último suplemento especial disponível relativo à Vitimização e Justiça, coletado conjuntamente com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) no ano de 2009. Nesse ano, o suplemento especial da PNAD investigou temas relacionados à vitimização e justiça, fruto de iniciativa institucional complementada por um convênio com o Conselho Nacional de Justiça (CNJ). Além de coletar informações sobre o acesso à justiça e o sentimento de segurança da população, o IBGE também investigou na população com mais de 10 anos de idade o processo de vitimização individual por meio de quatro tipos de crimes, sendo três deles considerados como crimes contra o patrimônio (furto, roubo e tentativa de furto ou roubo) e um crime contra a pessoa (agressão física).

Nesse trabalho, o interesse recai sobre a violência conjugal contra a mulher, por conseguinte a amostra utilizada será composta por todas as mulheres com idade superior a 19 anos investigadas pela PNAD. Também utilizaremos apenas aquelas mulheres cuja condição na família é “Chefe de família” ou “Cônjuge”, uma vez que só para esses casos conseguiremos, com precisão, identificar se a mulher convive ou não com companheiro/cônjuge.

Além disso, vamos considerar apenas as observações em que foram as próprias mulheres que responderam sobre os episódios de agressão⁵. Se por um lado, essa estratégia elimina os casos em que o cônjuge possa ter omitido a agressão, por outro, também elimina os casos em que alguma outra pessoa do domicílio possa ter relatado corretamente a violência conjugal.

Dentre as questões respondidas pelas mulheres, destacamos aquelas relacionadas aos episódios de violência: “De 27 de setembro de 2008 a 26 de setembro de 2009 foi vítima de agressão física?”⁶, “O agressor na última vez foi”, “Após a última agressão procurou a polícia” e “Registrou boletim de ocorrência”.

Dados os filtros aplicados, não foi possível utilizar o item “Após a última agressão procurou a polícia”, pois a maioria das mulheres que chamaram a polícia registraram a ocorrência⁷. Dessa forma, utilizamos os outros três itens para construir nossa variável dependente. Trata-se de uma variável categórica que assume valor “0” (zero) para as mulheres que não sofreram violência conjugal e nenhum outro tipo de agressão, “1” (um) para as vítimas de violência conjugal que não registraram boletim de ocorrência e “2” (dois) para as mulheres que sofreram violência conjugal e registram um boletim de ocorrência⁸. É importante ressaltar que não faz parte de nossa análise mulheres que foram agredidas por outras pessoas que não seus respectivos cônjuges/ex-cônjuges.

Com relação às características observáveis individuais coletadas na PNAD e utilizadas nesse trabalho, destacamos as seguintes: raça/cor, idade, se vive com cônjuge do sexo oposto, nível mais alto de escolaridade alcançada, se residente em zona urbana, se residente em região metropolitana, se migrante ou não⁹, rendimentos de todas as fontes, rendimento familiar total, variável indicadora “chefe de família”, se a mãe morava no domicílio, *status* de ocupação no ano de referência e número de filhos¹⁰. Veja a descrição dessas variáveis na Tabela 1.1.

⁵A variável “V2901 - O informante dessa parte foi” nos permitiu identificar quem foi o respondente das perguntas do suplemento vitimização e justiça. Nós utilizamos apenas os casos em que o respondente foi “A própria pessoa”. Assim, excluímos da amostra todas as observações em que o respondente foi: “Outra pessoa moradora do domicílio”, “Pessoa não moradora do domicílio” e “Ignorado”

⁶Não é possível identificar o tipo de violência física que a mulher sofreu. A definição de agressão física adotada no âmbito da realização da PNAD é a seguinte: Agressão que se caracteriza pela ocorrência de lesão corporal, ou seja, em que a vítima tem a integridade de seu corpo atingida pelo agressor de alguma forma, como, por exemplo, tapa no rosto, empurrão, espancamento, soco, estupro ou violência sexual, ferimento provocado por arma de fogo, uso da força do corpo do agressor ou de objetos (facas, pedras, tocos de madeira, etc.).

⁷Ao aplicar os filtros temos 172 observações de mulheres que não chamaram a polícia, 39 que chamaram e não registraram a ocorrência e 222 que chamaram a polícia e registraram o BO. Diante desse contexto, consideramos as 211 observações como “Não registraram BO”.

⁸Na seção 1.4.1 ficará mais claro o porquê nossa variável dependente é categórica e não duas variáveis indicadoras.

⁹Consideramos como migrantes apenas aquelas que não nasceram no município de residência e nem na Unidade da Federação de residência.

¹⁰Vale destacar que, a renda da mulher e a dupla de regressores “chefe de família” e renda familiar *per capita* são três *proxies* para o poder de barganha da mulher com seu companheiro/cônjuge e, portanto, não serão utilizadas conjuntamente nas estimações.

Tabela 1.1. Definição das variáveis e estatísticas descritivas da amostra de mulheres

Variável	Definição	Média	Desvio padrão
Violência conjugal			
Não agredida	1 se não agredida e 0 c.c.	0,995	0,071
Não registrou ocorrência	1 se a agredida não registrou a ocorrência e 0 c.c.	0,002	0,050
Registrou ocorrência (BO)	1 se a agredida registrou BO e 0 c.c.	0,003	0,051
Renda da mulher	Rendimentos de todas as fontes da mulher (100 reais)	6,571	12,518
Chefe de família	1 se mulher é Chefe de Família e 0 c.c.	0,426	0,494
Renda familiar <i>per capita</i>	Rendimento familiar <i>per capita</i> (100 reais)	6,750	10,859
Nível de escolaridade			
Sem instrução	1 se nenhuma escolaridade e 0 c.c. (categoria de referência)	0,122	0,327
Fundamental incompleto	1 se ensino fundamental incompleto e 0 c.c.	0,382	0,486
Fundamental completo	1 se ensino fundamental completo e 0 c.c.	0,140	0,347
Médio completo	1 se ensino médio completo e 0 c.c.	0,265	0,441
Superior completo	1 se superior completo e 0 c.c.	0,091	0,287
Trabalho	1 se trabalha e 0 c.c.	0,541	0,498
Branca	1 se branca ou amarela e 0 c.c.	0,455	0,498
Idade em anos	Idade em anos	44,392	15,572
Número de filhos	Número de filhos	1,347	1,248
Cônjuge	1 se mulher convive com cônjuge do sexo oposto e 0 se solteira	0,696	0,460
Mãe	1 se a mãe reside no domicílio e 0 c.c.	0,047	0,211
Migrante	1 se migrante e 0 c.c.	0,213	0,409
Região Urbana	1 se residente na área urbana e 0 c.c.	0,847	0,360
Metrópole	1 se residente em metrópole e 0 c.c.	0,358	0,479
Local da agressão			
Outros locais	1 se agredida em outros lugares e 0 c.c. (categoria de referência)	0,062	0,242
Residência	1 se agredida em na própria residência e 0 c.c.	0,866	0,341
Via pública	1 se agredida em via pública e 0 c.c.	0,072	0,258
Vitimização repetida		0,003	0,056
Região brasileira			
Norte	1 se região Norte e 0 c.c. (categoria de referência)	0,122	0,327
Nordeste	1 se região Nordeste e 0 c.c.	0,319	0,466
Sudeste	1 se região Sudeste e 0 c.c.	0,286	0,452
Sul	1 se região Sul e 0 c.c.	0,162	0,368
Centro-Oeste	1 se região Centro-Oeste 0 c.c.	0,111	0,314

Nota: Elaboração própria com dados da PNAD 2009 (n=84.863).

1.3.2 Estatísticas descritivas

Na Tabela 1.2 mostramos as estatísticas descritivas da amostra de mulheres. Na coluna (1) caracterizamos as mulheres que não relataram terem sido vítimas de agressão nos últimos 12 meses, já nas colunas (2) e (3) são caracterizadas as mulheres que relataram terem sofrido algum tipo de agressão e que não registraram boletim de ocorrência (B.O.), respectivamente.

A renda da mulher, em média, é maior no grupo das mulheres que não relataram violência conjugal em relação à média encontrada para aquelas que sofreram violência conjugal. Já o nível médio de renda familiar *per capita* encontrado para as mulheres não agredidas é, praticamente, o dobro do nível encontrado para as mulheres que relataram violência conjugal.

Além disso, o nível de escolaridade é maior para as mulheres que não relataram qualquer tipo de agressão por parte de seus cônjuges ou ex-cônjuges. Se no grupo das não agredidas, aquelas que possuem nível de escolaridade maior ou igual a Ensino Médio Completo, é de 35,6%, no grupo das agredidas e que não registraram ocorrência, esse percentual é de 21,3%.

Essas caracterizações da renda e da escolaridade se refletem nos percentuais de mulheres que se autodeclararam chefes de família, que possuem algum trabalho e que convivem com algum companheiro do sexo oposto. No grupo daquelas que relataram violência conjugal e registraram boletim de ocorrência quase 80% são chefes de família, cerca de 75% possuem algum trabalho e 34,2% convivem com companheiro. Esses mesmos percentuais no grupo das mulheres não agredidas são 42,4%, 54,1% e 69,7%.

Com relação às características individuais das mulheres é perceptível um maior percentual de mulheres não brancas dentro do grupo das agredidas. Esse percentual é quase 70% quando consideramos apenas as mulheres agredidas que não registraram boletim de ocorrência. A diferença das médias de

idade também chama a atenção. Em média as mulheres não agredidas tem 44 anos. Já a média de idade das mulheres que relataram violência conjugal fica em torno de 34/35 anos. O número médio de filhos é ligeiramente maior nos grupos de mulheres agredidas em comparação com as mulheres não agredidas. É importante destacar que grande parcela dessas agressões ocorreram na residência das vítimas e cerca de 60% delas relataram outros episódios de agressão.

Tabela 1.2. Características médias na amostra de mulheres que sofreram violência conjugal

3*Característica	Registrou ocorrência?		
	Não agredidas	Não	Sim
Renda da mulher	6,584 (12,541)	3,497 (6,486)	4,602 (5,378)
Chefe de família	0,424 (0,494)	0,649 (0,478)	0,797 (0,403)
Renda familiar <i>per capita</i>	6,769 (10,880)	3,019 (4,613)	3,075 (3,951)
Nível de escolaridade			
Sem instrução	0,122 (0,327)	0,100 (0,300)	0,081 (0,274)
Fundamental incompleto	0,382 (0,486)	0,521 (0,501)	0,410 (0,493)
Fundamental completo	0,140 (0,347)	0,166 (0,373)	0,207 (0,406)
Médio completo	0,265 (0,441)	0,185 (0,389)	0,288 (0,454)
Superior completo	0,091 (0,288)	0,028 (0,167)	0,014 (0,116)
Trabalho	0,541 (0,498)	0,592 (0,493)	0,748 (0,435)
Branca	0,456 (0,498)	0,299 (0,459)	0,392 (0,489)
Idade em anos	44,442 (15,580)	34,085 (9,704)	35,225 (10,280)
Número de filhos	1,345 (1,246)	1,848 (1,472)	1,739 (1,347)
Cônjuge	0,697 (0,460)	0,531 (0,500)	0,342 (0,476)
Mãe	0,046 (0,211)	0,062 (0,241)	0,068 (0,252)
Migrante	0,213 (0,410)	0,175 (0,381)	0,153 (0,361)
Região Urbana	0,847 (0,360)	0,858 (0,350)	0,865 (0,343)
Metrópole	0,358 (0,479)	0,336 (0,474)	0,320 (0,467)
Local da agressão			
Outros locais	— —	0,071 (0,258)	0,054 (0,227)
Residência	— —	0,900 (0,300)	0,833 (0,374)
Via pública	— —	0,028 (0,167)	0,113 (0,317)
Vitimização repetida	— —	0,616 (0,487)	0,599 (0,491)
Região brasileira			
Norte	0,121 (0,327)	0,147 (0,355)	0,176 (0,381)
Nordeste	0,319 (0,466)	0,464 (0,500)	0,329 (0,471)
Sudeste	0,286 (0,452)	0,204 (0,404)	0,234 (0,424)
Sul	0,162 (0,369)	0,085 (0,280)	0,162 (0,369)
Centro-Oeste	0,111 (0,314)	0,100 (0,300)	0,099 (0,299)
N. obs.	84430	211	222

Nota: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Por fim, é importante destacar que se por um lado cerca de 32% das mulheres não agredidas residem na região Nordeste do Brasil, por outro 46,4% daquelas mulheres que não registraram B.O. após a agressão residem nessa região.

1.4 Estratégia empírica e resultados

1.4.1 Estratégia empírica

Tal como Justus and Scorzafave (2015), vamos investigar, tanto a probabilidade de vitimização (p_1), quanto a probabilidade de registrar a ocorrência (p_2) dada a vitimização. Porém, vamos considerar (i) a influência de características não observáveis em ambas as probabilidades e (ii) o problema de seleção amostral, dado que só observamos o registro ou não para aquelas mulheres que foram agredidas.

Para lidar com o problema de seleção na investigação do sub-registro de crime, Justus and Scorzafave (2015) estimaram um probit bivariado apenas para os crimes de furto e roubo. No entanto, essa estratégia requer restrições de exclusão, ou seja, é necessário que pelo menos um regressor seja utilizado somente na equação de seleção. Então, Justus and Scorzafave (2015) determinaram que o nível de escolaridade e o *status* civil afetariam apenas a chance de vitimização e não a chance de reportar o crime.

Essas restrições de exclusão, todavia, nem sempre estão disponíveis. Sartori (2003), por exemplo, destaca que em muitas situações, os determinantes da equação de seleção são os mesmos da equação de interesse. Por conseguinte, não existiriam restrições válidas. Diante da impossibilidade de se usar o estimador *heckit* - ambas as equações possuem variáveis dependentes dicotômicas - propôs um novo estimador de máxima verossimilhança baseado na pressuposição de que os termos de erro das duas equações são praticamente iguais para uma mesma observação.

Dado esse contexto, nesse trabalho vamos propor uma metodologia inovadora que controla: (i) o efeito de características não observáveis em ambas as probabilidades investigadas e (ii) o problema de seleção amostral na investigação dos determinantes do sub-registro. Vamos estimar um lógite sequencial (Buis, 2009, 2011), no qual a ocorrência dos dois eventos analisados é tratada de forma sequencial¹¹, ou seja,

Figura 1.1. Processo decisório da mulher vítima de violência conjugal

Fonte: Elaboração própria.

Enquanto Justus and Scorzafave (2015) definiram ambas as probabilidades analisadas como funções de um vetor de características observáveis (X_k) e um termo de erro aleatório, nesse trabalho admitiremos que essas probabilidades também são funções de uma característica não observada (z) e, portanto,

$$p_1 = \Pr(Y_1 = 1 \mid \mathbf{X}, z) = G(X_k \beta_1 + \beta_0 z) \quad (1.1)$$

$$p_2 = \Pr(Y_2 = 1 \mid \mathbf{X}, z) = G(X_k \beta_2 + X_j \theta_2 + \beta_0 z) \quad (1.2)$$

¹¹É importante ressaltar que para as pessoas que relataram algum tipo de agressão foram feitas perguntas adicionais. Duas delas foram, “Você procurou a polícia após a última agressão” e “Você registrou a ocorrência após a última agressão”. Nós simplificamos a sequência de decisão, uma vez que, na amostra construída, restaram poucas observações de mulheres que procuraram a polícia e não registraram a ocorrência. Maiores detalhes serão dados na próxima seção.

onde z é a característica não observada das mulheres (conservadorismo em relação as normas sociais referentes a relação entre os gêneros, por exemplo), X_k um vetor de característica associadas à ocorrência da violência conjugal e ao registro da ocorrência e X_j um vetor de característica relacionadas apenas ao registro da ocorrência. Tal como Buis (2011) vamos admitir que (z) é distribuído normalmente com média zero e desvio padrão igual a β_0 na primeira transição. Porém, ainda que essa característica não observável não mude entre as transições, por conta do processo de seleção: (i) não será mais normalmente distribuída e (ii) pode exibir alguma correlação com as características observáveis (X). Além disso, vamos admitir que o efeito dessa característica não observada é negativa na segunda transição. Sendo assim, as probabilidades a serem estimadas serão

$$p_1 = \Pr(Y_1 = 1 \mid \mathbf{X}, \epsilon) = G(X_k \beta_1 + \epsilon) \quad (1.3)$$

$$p_2 = \Pr(Y_2 = 1 \mid \mathbf{X}, \epsilon) = G(X_k \beta_2 + X_j \theta_2 - \epsilon) \quad (1.4)$$

onde $(\epsilon = \beta_0 z)$ e $(-\epsilon = -\beta_0 z)$.

Se $G(\cdot)$ for uma função logística $\Lambda(\cdot)$, então,

$$p_1 = \Pr(Y_1 = 1 \mid \mathbf{X}, \epsilon) = \Lambda(X_k \beta_1 + \epsilon) \quad (1.5)$$

$$p_2 = \Pr(Y_2 = 1 \mid \mathbf{X}, \epsilon) = \Lambda(X_k \beta_2 + X_j \theta_2 - \epsilon) \quad (1.6)$$

Aplicando o operador esperança nas equações anteriores temos:

$$\begin{aligned} E_\epsilon [\Pr(Y_1 = 1 \mid \mathbf{X})] &= E_\epsilon [\Lambda(X_k \beta_1 + \epsilon)] \\ &= \int \Lambda(X_k \beta_1 + \epsilon) f(\epsilon) d\epsilon \end{aligned} \quad (1.7)$$

$$\begin{aligned} E_\epsilon [\Pr(Y_2 = 1 \mid \mathbf{X}, \epsilon, Y_1 = 1)] &= E_\epsilon [\Lambda(X_k \beta_2 + X_j \theta_2 - \epsilon)] \\ &= \int \Lambda(X_k \beta_2 + X_j \theta_2 - \epsilon) f(\epsilon \mid Y_1 = 1) d\epsilon \end{aligned} \quad (1.8)$$

Finalmente, controlando as características não observáveis (ϵ) tal como exposto acima, a função de máxima verossimilhança para cada indivíduo será dada por:

$$L_i = \begin{cases} 1 - p_{1i} & \text{se } Y_{1i} = 0 \\ p_{1i} \times (1 - p_{2i}) & \text{se } Y_{1i} = 1 \text{ e } Y_{2i} = 0 \\ p_{1i} \times p_{2i} & \text{se } Y_{1i} = 1 \text{ e } Y_{2i} = 1 \end{cases}$$

onde p_{1i} e p_{2i} são substituídas pelas Equações 1.5 e 1.6, respectivamente.

Assim, ao estimar a função anterior, teremos as estimativas para os verdadeiros efeitos $\partial E(Y_j = 1) \partial x_k$ de cada componente do vetor X_k assumindo a existência da característica não observada e que seu desvio padrão está corretamente especificado.

Por fim, temos que o efeito de determinado x_k na chance de vitimização será dado por

$$\frac{\partial E(Y_1 = 1 \mid \mathbf{X})}{\partial x_k} = \hat{p}_1(1 - \hat{p}_1) \times \hat{\beta}_{1, x_k} \quad (1.9)$$

e seu efeito na chance de registrar a ocorrência por¹²

$$\frac{\partial E(Y_2 = 1 \mid \mathbf{X})}{\partial x_k} = \{\hat{p}_1(1 - \hat{p}_1) \times \hat{p}_2\}\hat{\beta}_{1,x_k} + \{\hat{p}_1 \times \hat{p}_2(1 - \hat{p}_2)\}\hat{\beta}_{2,x_k} \quad (1.10)$$

Note que, por se tratar de um lógite sequencial o efeito marginal na chance de registrar a ocorrência é uma composição entre os efeitos marginais estimados no primeiro e no segundo nó decisório (veja Figura 1.1). Ou seja, como o registro da ocorrência é precedido por um episódio de vitimização, então, nessa abordagem a esperança de registrar a ocorrência é a probabilidade de a mulher sofrer violência conjugal vezes a probabilidade de ela registrar a ocorrência. No entanto, também apresentaremos os efeitos marginais calculados apenas no segundo nó, ou seja,

$$\frac{\partial E(Y_2 = 1 \mid \mathbf{X}, Y_1 = 1)}{\partial x_k} = \hat{p}_2(1 - \hat{p}_2) \times \hat{\beta}_{2,x_k} \quad (1.11)$$

pois podem existir variáveis que possuam efeitos distintos em cada um dos nós decisórios e somente analisar os efeitos marginais estimados por meio da Equação 1.10 pode gerar confusões.

Logo, dado que o propósito desse trabalho é modelar todas as etapas envolvidas na decisão de registrar uma ocorrência após um episódio de violência conjugal, o processo de modelagem descrito anteriormente, não só permitirá controlar os fatores não observáveis, como também controlar possíveis vieses de seleção amostral de forma inovadora nessa literatura e sem esbarrar na dificuldade imposta pelas restrições de exclusão. Adicionalmente, poderemos investigar a existência de correlação entre as características observáveis e não observáveis.

1.4.2 Resultados

Nessa seção apresentamos os efeitos marginais¹³ estimados por meio de quatro modelos lógites sequenciais. A diferença entre eles recai sobre o uso das variáveis relacionadas à renda da mulher. No Modelo I foi utilizado apenas a renda da mulher, no Modelo II somente o nível de escolaridade, no Modelo III tanto a renda da mulher quanto o nível de escolaridade foram utilizados e, por fim, no Modelo IV uma variável indicadora para mulher chefe de família e a renda familiar *per capita*.

Os resultados serão apresentados na seguinte ordem. Inicialmente, mostramos os efeitos marginais estimados no primeiro nó decisório, ou seja, os efeitos dos regressores na chance de vitimização (Equação 1.9). Em sequência, as estimativas referentes ao segundo nó e, portanto, os efeitos marginais sobre a chance de registrar ocorrência dado que a vitimização ocorreu (Equação 1.11). Por fim, apresentaremos os efeitos marginais na esperança de a mulher registrar ocorrência, ou seja, considerando que os regressores tem efeito, não só no processo de registrar ocorrência, mas que também o afetam por meio do efeito na “decisão” anterior (Equação 1.10).

Na Tabela 1.3 apresentamos os efeitos marginais médios para cada um dos regressores na chance de a mulher ser vítima de violência conjugal e na Figura 1.2 apenas o efeito marginal da renda da mulher considerando a não linearidade desse efeito.

¹²Buis (2009) destaca que o peso de cada um dos coeficientes estimados é formado por três componentes: (i) a proporção de indivíduos que tomam a decisão em cada um dos nós, (ii) a variância da probabilidade estimada naquela transição ($\hat{p}_k(1 - \hat{p}_k)$) e (iii) a diferença entre o ganho esperado auferido por aqueles que passaram por tal transição em relação ao ganho esperado para aqueles que não passaram. Vale ressaltar que, no modelo a ser estimado não admitimos qualquer ganho esperado caso a mulher não avance na árvore de decisão. Dessa forma, esse último componente ao qual o autor se refere estará ausente das nossas estimativas.

¹³Os coeficientes estimados são apresentados nas Tabelas 1.6 e 1.7.

Tabela 1.3. Efeitos marginais médios na chance de violência conjugal - Equação 1.9

Característica	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Renda da mulher	-0,0002*** (0,0000)	- -	-0,0001** (0,0000)	- -
Nível de escolaridade				
Fundamental incompleto	-	-0,0001 (0,0008)	-0,0000 (0,0008)	0,0001 (0,0007)
Fundamental completo	-	-0,0009 (0,0009)	-0,0007 (0,0008)	-0,0006 (0,0008)
Médio completo	-	-0,0019** (0,0009)	-0,0015* (0,0008)	-0,0014* (0,0008)
Superior completo	-	-0,0033*** (0,0009)	-0,0026*** (0,0008)	-0,0024*** (0,0009)
Chefe de família	-	-	-	0,0035*** (0,0006)
Renda familiar <i>per capita</i>	-	-	-	-0,0002** (0,0001)
Cônjuge	-0,0091*** (0,0010)	-0,0079*** (0,0009)	-0,0086*** (0,0010)	-0,0028*** (0,0006)
Trabalha	0,0005 (0,0004)	0,0002 (0,0004)	0,0005 (0,0004)	0,0003 (0,0004)
Branca	0,0000 (0,0004)	0,0002 (0,0004)	0,0002 (0,0004)	0,0003 (0,0004)
Idade em anos	-0,0001*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Número de filhos	0,0004*** (0,0001)	0,0003** (0,0001)	0,0003** (0,0001)	0,0002 (0,0001)
Mãe no domicílio	-0,0020*** (0,0003)	-0,0018*** (0,0004)	-0,0019*** (0,0004)	-0,0020*** (0,0003)
Migrante	-0,0006 (0,0004)	-0,0007* (0,0004)	-0,0007* (0,0004)	-0,0007* (0,0004)
Região urbana	0,0001 (0,0005)	0,0003 (0,0005)	0,0003 (0,0005)	0,0001 (0,0005)
Metrópole	-0,0006 (0,0003)	-0,0005 (0,0004)	-0,0005 (0,0004)	-0,0007** (0,0003)
Região brasileira				
Nordeste	0,0002 (0,0005)	0,0001 (0,0005)	0,0001 (0,0005)	0,0002 (0,0005)
Sudeste	-0,0001 (0,0005)	-0,0003 (0,0005)	-0,0002 (0,0005)	-0,0001 (0,0005)
Sul	0,0003 (0,0006)	0,0001 (0,0006)	0,0002 (0,0007)	0,0003 (0,0007)
Centro-Oeste	-0,0001 (0,0006)	-0,0001 (0,0006)	-0,0001 (0,0006)	-0,0001 (0,0006)
N. obs.	86.187	86.187	86.187	84.863

Nota: Erro padrão entre parênteses; * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.
 Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Por meio dos quatro modelos estimados é possível inferir que mulheres com um maior nível de escolaridade possuem menores chances de serem vítimas de violência conjugal. As estimativas apontam que possuir Ensino Superior Completo reduz a chance de vitimização em cerca de 0,3 pontos percentuais (p.p.). Já o fato de a mulher trabalhar não teve impacto estatisticamente significativo.

As mulheres que se autodeclararam Brancas ou Amarelas não possuem nenhuma diferença com relação às demais mulheres em se tratando da chance de vitimização. Já o número de filhos apresentou efeito positivo e estatisticamente significativo, exceto no Modelo IV. De acordo com Farmer and Tie-fenthaler (1997), o número de filhos pode apresentar efeito negativo ou positivo na violência conjugal. O que determinará esse efeito é a crença da mulher de que o bem-estar de seu(s) filho(s) é maior em famílias intactas ou se a violência conjugal por ela sofrida tem efeitos negativos sobre a prole.

A presença da mãe no domicílio teve o impacto esperado na chance de vitimização por violência conjugal. Ou seja, reduz em, aproximadamente, 0,2 p.p. a chance de a mulher ser vítima de violência conjugal. Essa variável é uma *proxy* para fatores protetivos que possam inibir esse tipo de violência. Outro resultado interessante é que a chance de vitimização por violência conjugal decresce, de forma não linear, conforme a mulher vai ficando mais velha (ver Figura 1.5 no Apêndice 1A).

Com relação aos demais regressores - migrante, metrópole, região urbana e regiões brasileiras

- os resultados foram em sua maioria não significativos estatisticamente. A exceção fica com a variável de “metrópole” que apresentou efeito negativo no modelo IV e com a variável “migrante”, cujo efeito foi negativo, à 10% de significância, nos Modelos II, III e IV.

Figura 1.2. Efeito marginal médio da renda na chance de vitimização - Equação 1.9

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Por fim, na Figura 1.2 apresentamos o efeito marginal da renda da mulher e da renda familiar *per capita* considerando a não linearidade desses efeitos¹⁴. Observe que nos Modelos I e III o efeito marginal médio da renda na chance de vitimização é crescente na renda e se concentram em níveis baixos de renda. Já para níveis elevados de renda da mulher esse efeito é não significativo estatisticamente ou muito pequeno. Ou seja, é possível inferir que, para as mulheres com baixo nível de renda, incrementos de renda reduzem mais a chance de violência conjugal do que para mulheres com alto nível de renda. Para a renda familiar *per capita* a análise é praticamente a mesma, ou seja, incrementos na renda familiar em famílias de baixa renda reduzem mais a chance de a mulher ser vitimada pelo seu parceiro do que em famílias em que a renda familiar já é alta.

Em sequência, na Tabela 1.4, analisamos os efeitos de todos esses regressores no segundo nó decisório, tal como a Equação 1.11.

Tabela 1.4. Efeitos marginais médios na chance de registrar BO dada a vitimização - Equação 1.11

Característica	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Renda da mulher	0,0048 (0,0078)	-	0,0077 (0,0080)	-
Nível de escolaridade				
Fundamental incompleto	-	0,0746 (0,0975)	0,0715 (0,0962)	0,0420 (0,0953)
Fundamental completo	-	0,1511 (0,1049)	0,1437 (0,1043)	0,1325 (0,1039)
Médio completo	-	0,1718* (0,1021)	0,1546 (0,1031)	0,1306 (0,1017)
Superior completo	-	-0,2117 (0,1968)	-0,3036 (0,2025)	-0,2488 (0,2090)
Chefe de família	-	-	-	-0,0254 (0,0773)
Renda familiar <i>per capita</i>	-	-	-	0,0013 (0,0061)
Cônjuge	-0,1861*** (0,0571)	-0,1885*** (0,0536)	-0,1728*** (0,0553)	-0,1860*** (0,0762)
Trabalha	0,1605*** (0,0620)	0,1766*** (0,0568)	0,1564** (0,0610)	0,1814*** (0,0578)
Branca	0,0642 (0,0566)	0,0496 (0,0580)	0,0533 (0,0586)	0,0417 (0,0598)
Idade em anos	0,0055* (0,0031)	0,0070** (0,0031)	0,0067** (0,0031)	0,0076** (0,0032)
Número de filhos	0,0049 (0,0185)	0,0082 (0,0186)	0,0086 (0,0188)	0,0054 (0,0196)
Mãe no domicílio	0,0627 (0,0885)	0,0602 (0,0868)	0,0732 (0,0858)	0,0895 (0,0830)
Migrante	-0,1480* (0,0840)	-0,1265 (0,0815)	-0,1328 (0,0824)	-0,1524* (0,0816)
Região urbana	-0,0765 (0,0641)	-0,0796 (0,0643)	-0,0804 (0,0646)	-0,0862 (0,0637)
Metrópole	0,0297 (0,0556)	0,0149 (0,0563)	0,0130 (0,0568)	0,0037 (0,0576)
Região brasileira				
Nordeste	-0,1698** (0,0764)	-0,1578** (0,0789)	-0,1532* (0,0795)	-0,1690** (0,0789)
Sudeste	-0,0712 (0,0758)	-0,0559 (0,0792)	-0,0562 (0,0796)	-0,0642 (0,0797)
Sul	-0,0265 (0,0911)	0,0073 (0,0915)	0,0087 (0,0920)	0,0164 (0,0905)
Centro-Oeste	0,0038 (0,0869)	0,0276 (0,0903)	0,0291 (0,0904)	0,0137 (0,0922)
Local da agressão				
Residência	0,0866 (0,1202)	0,0967 (0,1172)	0,1040 (0,1193)	0,0999 (0,1182)
Via pública	0,3488*** (0,1202)	0,3587*** (0,1171)	0,3670*** (0,1194)	0,3663*** (0,1179)
Vitimização repetida	-0,0508 (0,0508)	-0,0504 (0,0501)	-0,0546 (0,0507)	-0,0319 (0,0508)
N. obs.	438	438	438	433

Nota: Erro padrão entre parênteses; * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

¹⁴Ver Tabela 1.8 no Apêndice 1A.

Figura 1.3. Efeito marginal médio da renda na chance de registrar BO dada a vitimização - Equação 1.11

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

O efeito marginal médio da renda da mulher - apesar de exibir sinal positivo - não apresentou significância estatística. O mesmo aconteceu com a renda familiar *per capita*, o nível de escolaridade e

com a variável indicadora se a mulher é “chefe de família”.

No entanto, podemos destacar alguns resultados interessantes. O primeiro é o efeito negativo e significativo da variável cônjuge. Ellsberg et al. (2001) destacam que a violência doméstica possui alta chance de ser sub-relatada pelas mulheres. Ou seja, esse resultado pode significar que as mulheres que convivem com os respectivos companheiros relatam menos a ocorrência desse tipo de crime em comparação aquelas que vivem solteiras.

Em média, o efeito da idade é positivo no segundo nó, ou seja, a medida que as mulheres envelhecem há maiores chances de elas relatarem a ocorrência de violência conjugal às autoridades competentes. Por fim, destacamos que as mulheres nordestinas tem menores chances de registrar um B.O. em relação as demais mulheres brasileiras e que, se a violência conjugal ocorrer em via pública, é maior a chance de a mulher procurar as autoridades competentes.

Tabela 1.5. Efeitos marginais médios na chance de registrar BO - Equação 1.10

Característica	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Renda da mulher	-0,0004 (0,0003)	-	-0,0002 (0,0002)	-
Nível de escolaridade				
Fundamental incompleto	-	0,0007 (0,0021)	0,0008 (0,0021)	0,0008 (0,0022)
Fundamental completo	-	-0,0003 (0,0023)	-0,0000 (0,0024)	-0,0002 (0,0025)
Médio completo	-	-0,0028 (0,0022)	-0,0022 (0,0023)	-0,0022 (0,0024)
Superior completo	-	-0,0074*** (0,0022)	-0,0070*** (0,0023)	-0,0070*** (0,0023)
Chefe de família	-	-	-	0,0063*** (0,0009)
Renda familiar <i>per capita</i>	-	-	-	-0,0005** (0,0002)
Cônjuge	-0,0117*** (0,0014)	-0,0109*** (0,0012)	-0,0115*** (0,0014)	-0,0070*** (0,0011)
Trabalha	0,0027*** (0,0010)	0,0022** (0,0010)	0,0027*** (0,0010)	0,0028** (0,0011)
Branca	0,0007 (0,0011)	0,0010 (0,0011)	0,0012 (0,0012)	0,0013 (0,0012)
Idade em anos	-0,0002 (0,0003)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)
Número de filhos	0,0012*** (0,0004)	0,0009** (0,0004)	0,0009** (0,0004)	0,0006 (0,0004)
Mãe no domicílio	-0,0048*** (0,0012)	-0,0042*** (0,0012)	-0,0045*** (0,0012)	-0,0049*** (0,0012)
Migrante	-0,0028*** (0,0011)	-0,0028** (0,0011)	-0,0029** (0,0012)	-0,0033*** (0,0012)
Região urbana	-0,0004 (0,0014)	0,0000 (0,0014)	0,0001 (0,0015)	-0,0006 (0,0016)
Metrópole	-0,0012 (0,0010)	-0,0011 (0,0010)	-0,0011 (0,0010)	-0,0018* (0,0010)
Região brasileira				
Nordeste	-0,0011 (0,0014)	-0,0013 (0,0014)	-0,0013 (0,0015)	-0,0013 (0,0015)
Sudeste	-0,0010 (0,0015)	-0,0013 (0,0015)	-0,0012 (0,0016)	-0,0010 (0,0017)
Sul	0,0007 (0,0019)	0,0002 (0,0018)	0,0006 (0,0019)	0,0009 (0,0020)
Centro-Oeste	-0,0001 (0,0019)	-0,0001 (0,0018)	0,0000 (0,0018)	-0,0000 (0,0020)
Local da agressão				
Residência	0,0009 (0,0011)	0,0010 (0,0012)	0,0011 (0,0013)	0,0011 (0,0014)
Via pública	0,0032*** (0,0012)	0,0034*** (0,0013)	0,0036*** (0,0014)	0,0039*** (0,0014)
Vitimização repetida	-0,0005 (0,0005)	-0,0005 (0,0005)	-0,0006 (0,0005)	-0,0004 (0,0006)
N. obs.	438	438	438	433

Nota: Erro padrão entre parênteses; * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Figura 1.4. Efeito marginal médio da renda na chance de registrar BO - Equação 1.10

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Por fim, vamos analisar os resultados considerando que o registro da ocorrência é o produto de duas probabilidades, ou seja, a chance de vitimização vezes a chance de a mulher procurar as autoridades.

Vale lembrar que, os resultados apresentados na Tabela 1.5 é a combinação dos dois resultados já apresentados anteriormente e que, dado o baixo percentual de mulheres vítimas de violência conjugal

na amostra, a esperança de a mulher registrar uma ocorrência será praticamente igual a chance de ela ser vítima de violência conjugal, veja a Equação 1.10. Em média, o efeito marginal da renda não foi estatisticamente significativo, porém na Figura 1.4 se observa um efeito negativo e estatisticamente significativo para níveis baixos de renda. Já a renda familiar *per capita* apresentou efeito marginal médio negativo. Ter nível de escolaridade igual a ensino superior reduz a esperança de a mulher registrar a ocorrência em 0,7 p.p. pelo mesmo motivo apresentado anteriormente.

Se por um lado o fato de a mulher trabalhar eleva as chances de ela reportar um caso de violência conjugal, por outro lado a cor da pele, novamente, não apresentou significância estatística. Já os efeitos significativos do número de filhos e da presença da mãe no domicílio na chance de mulher reportar violência conjugal provém desses efeitos no primeiro nó decisório.

Perceba que a idade apresentou efeito negativo no primeiro nó e positivo no segundo nó, já o “efeito líquido” dessa característica na chance de a mulher registrar a ocorrência é negativo. Diferente do que aconteceu com a idade, para o *status* de migrante na chance de registrar ocorrência predomina o efeito dessa variável no segundo nó. Nesse sentido, dado que essa variável teve um pequeno efeito estatisticamente significativo a 10% na chance de vitimização fica evidente que o efeito no segundo nó supera o efeito do primeiro nó decisório. Além disso, o fato de as mulheres migrantes terem cerca de 0,3 p.p. menos chances de registrar uma ocorrência por violência conjugal vai ao encontro do resultado apresentado por Raj and Silverman (2002), qual seja de que as mulheres migrantes possuem menor chance de reportar esse tipo de violência.

Se por um lado, não há nenhum resultado a se destacar com relação as variáveis indicadoras para região urbana, metrópole, regiões brasileiras e para a indicadora de vitimização repetida¹⁵, por outro lado podemos destacar o efeito do local de ocorrência da violência. Se o episódio de violência conjugal ocorrer em via pública a chance de a mulher registrar a ocorrência aumenta de 0,3 a 0,4 pontos percentuais. Esse resultado é de extrema importância, pois a violência conjugal é um crime que ocorre majoritariamente dentro dos domicílios e a mulher, por vezes, fica limitada em se tratando do fornecimento de provas e do apoio de testemunhas.

Em suma, apesar de termos utilizado um lógite sequencial a fim de corrigir problemas de seleção amostral e controlar características não observáveis das mulheres, o baixo percentual de mulheres vítimas de violência conjugal na amostra se mostrou um empecilho para uma análise mais acurada do fenômeno de sub-registro dos casos de violência conjugal, pelo menos no que tange ao efeito da renda.

1.5 Conclusão

No Brasil, mesmo após a criação de um forte aparato legal para coibir a violência contra a mulher, a Lei “Maria da Penha”, não são raros os casos de mulheres vítimas de violência. Ainda mais, grande parte das agressões são cometidas dentro do âmbito familiar, tipificando um crime de violência doméstica. Sabe-se, também, que parte dos crimes não são notificados às autoridades e, para os casos de violência doméstica a subnotificação pode ser ainda maior.

Diante desse contexto, essa pesquisa teve como objetivo realizar uma análise, não só do processo de vitimização, mas também do sub-registro junto as autoridades competentes referentes aos casos de violência conjugal. Lançamos mão de uma metodologia inovadora, qual seja um modelo lógite sequencial,

¹⁵ É importante destacar que essa é uma variável que não está no primeiro estágio, uma vez que só está definida para as mulheres que sofreram algum tipo de agressão nos últimos 12 meses. Portanto, não seria 100% correto inferir que as não agredidas não sofreram vitimização repetida.

a fim de lidar com o processo de seleção amostral - só observamos o registro ou não desse crime para as mulheres agredidas - e para controlar características não observadas que possam ter efeito em ambos os processos analisados.

As estimativas sugerem que aumentos na renda das mulheres reduzem a chance das mesmas serem vítimas de violência conjugal e que esse efeito é crescente na renda. Em outras palavras, a chance de a mulher ser vítima de violência conjugal decresce a medida que sua renda aumenta e esse decréscimo é mais acentuado em níveis baixos de renda. Com relação aos efeitos da renda na chance de registrar ocorrência pode-se inferir que esse efeito é negativo, porém é importante salientar que esse efeito é proveniente apenas do primeiro nó, ou seja, a renda reduz a chance de a mulher registrar uma ocorrência de violência conjugal, não porque mulheres com maior nível de renda reportam menos, mas sim porque possuem menores chances de serem vitimadas por esse crime.

A princípio, o resultado que relaciona negativamente a renda da mulher ao registro da ocorrência de violência conjugal pode parecer contra intuitivo. No entanto, está completamente de acordo com o *framework* utilizado nesse trabalho. A esperança do registro de uma ocorrência é dado pelo produto de duas probabilidades, ou seja, a chance de ser vitimado vezes a chance de registrar a ocorrência.

Apesar de propor uma análise inovadora, esse trabalho e, portanto, seus resultados devem ser interpretados a luz de algumas limitações. Destacamos, em primeiro lugar, as limitações impostas pela pesquisa de vitimização. Os dados permitem identificar as mulheres que foram agredidas por cônjuge/ex-cônjuge. No entanto, não é possível saber se ela convive ou não com esse agressor. Também não é possível saber se não conviver com companheiro foi uma solução, não litigiosa, encontrada pela mulher para resolução do episódio de agressão.

Além disso, Ellsberg et al. (2001) chamam atenção para o fato de que a violência doméstica, por causa de suas características, é um tema com alta chance de ser sub-relatado pelas mulheres. Ou seja, é provável que os dados aqui utilizados não reflitam o verdadeiro percentual de mulheres vítimas de violência conjugal.

Dadas essas limitações, e outras que ainda possam existir, acreditamos que esses resultados são de suma importância. Primeiro, porque propusemos uma forma inovadora para investigar dois fenômenos sociais complexos e que podem ter influência de características não observáveis. Segundo, porque os resultados vão ao encontro dos resultados teóricos, isto é, aumentos no empoderamento da mulher - via aumento de renda - age como fator protetivo para os casos de violência conjugal. Esse resultado é especialmente importante, uma vez que 27% das entrevistadas na Pesquisa DataSenado que foram vítimas de violência nos últimos 12 meses em 2019 ressaltaram não terem procurado ajuda por motivo de dependência financeira.

1.6 Referências

- Abramsky, T., S. Lees, H. Stöckl, S. Harvey, I. Kapinga, M. Ranganathan, G. Mshana, and S. Kapiga (2019). Women’s income and risk of intimate partner violence: secondary findings from the maisha cluster randomised trial in north-western tanzania. *BMC public health* 19(1), 1108.
- Aizer, A. (2010). The gender wage gap and domestic violence. *American Economic Review* 100(4), 1847–59.
- Borges, B. P. d. S. (2014). *Violência contra a mulher: uma análise do caso brasileiro*. Ph. D. thesis, Universidade de São Paulo.
- Buis, M. L. (2009). Not all transitions are equal: The relationship between inequality of educational opportunities and inequality of educational outcomes. *Inequality of Educational Outcome and Inequality of Educational Opportunity in the Netherlands during the 20th Century*, 105–136.
- Buis, M. L. (2011). The consequences of unobserved heterogeneity in a sequential logit model. *Research in Social Stratification and Mobility* 29(3), 247–262.
- Cerqueira, D., M. V. M. Matos, A. P. A. Martins, and J. Pinto Junior (2015). Avaliando a efetividade da lei maria da penha.
- Ellsberg, M., L. Heise, R. Pena, S. Agurto, and A. Winkvist (2001). Researching domestic violence against women: methodological and ethical considerations. *Studies in family planning* 32(1), 1–16.
- Eswaran, M. and N. Malhotra (2011). Domestic violence and women’s autonomy in developing countries: theory and evidence. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d’économie* 44(4), 1222–1263.
- Fakir, A. M., A. Anjum, F. Bushra, and N. Nawar (2016). The endogeneity of domestic violence: Understanding women empowerment through autonomy. *World development perspectives* 2, 34–42.
- Farmer, A. and J. Tiefenthaler (1996). Domestic violence: the value of services as signals. *The American Economic Review* 86(2), 274–279.
- Farmer, A. and J. Tiefenthaler (1997). An economic analysis of domestic violence. *Review of Social Economy* 55(3), 337–358.
- Garcia, L. P., L. R. S. d. Freitas, and D. A. Höfelmann (2013). Avaliação do impacto da lei maria da penha sobre a mortalidade de mulheres por agressões no brasil, 2001-2011. *Epidemiologia e Serviços de Saúde* 22(3), 383–394.
- Hidrobo, M. and L. Fernald (2013). Cash transfers and domestic violence. *Journal of health economics* 32(1), 304–319.
- Hidrobo, M., A. Peterman, and L. Heise (2016). The effect of cash, vouchers, and food transfers on intimate partner violence: evidence from a randomized experiment in northern ecuador. *American Economic Journal: Applied Economics* 8(3), 284–303.

- Justus, M. and L. G. Scorzafave (2015). Underreporting of property crimes: An empirical economic analysis *Economic Analysis of Law Review* 5(2), 271–284. <http://dx.doi.org/10.18836/2178-0587/ealr.v5n2p271-284>.
- Moreira, G. C., L. B. d. Mattos, E. C. Teixeira, and D. A. d. Cunha (2016). Programa bolsa família e violência doméstica contra a mulher no brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)* 46(4), 973–1002.
- Pollak, R. A. (2004). An intergenerational model of domestic violence. *Journal of Population Economics* 17(2), 311–329.
- Raj, A. and J. Silverman (2002). Violence against immigrant women: The roles of culture, context, and legal immigrant status on intimate partner violence. *Violence against women* 8(3), 367–398.
- Santos, M. J. d. and A. L. Kassouf (2008). Existe explicação econômica para o sub-registro de crimes contra a propriedade? *Economia Aplicada* 12(1), 5–27. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502008000100001>.
- Sartori, A. E. (2003). An estimator for some binary-outcome selection models without exclusion restrictions. *Political Analysis* 11(2), 111–138.

Apêndice 1A - Tabelas auxiliares

Tabela 1.6. Lógite sequencial - Coeficientes estimados no 1º nó decisório (Violência Conjugal)

Característica	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Renda da mulher	-0,062*** (0,016)	-	-0,039** (0,016)	-
Renda da mulher ²	0,000*** (0,000)	-	0,000*** (0,000)	-
Nível de escolaridade				
Fundamental incompleto	-	-0,030 (0,204)	-0,012 (0,204)	0,025 (0,208)
Fundamental completo	-	-0,242 (0,242)	-0,195 (0,242)	-0,195 (0,245)
Médio completo	-	-0,625*** (0,242)	-0,510** (0,245)	-0,477* (0,251)
Superior completo	-	-1,718*** (0,428)	-1,233*** (0,409)	-1,122** (0,443)
Chefe de família	-	-	-	1,243*** (0,179)
Renda familiar <i>per capita</i>	-	-	-	-0,060** (0,024)
Cônjuge	-2,007*** (0,132)	-1,868*** (0,130)	-1,949*** (0,134)	-0,896*** (0,169)
Trabalha	0,166 (0,131)	0,065 (0,128)	0,162 (0,130)	0,104 (0,128)
Branca	0,016 (0,127)	0,063 (0,124)	0,084 (0,125)	0,102 (0,124)
Idade em anos	0,049 (0,033)	0,056* (0,033)	0,057* (0,033)	0,049 (0,033)
Idade ²	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Número de filhos	0,148*** (0,039)	0,105** (0,043)	0,106** (0,043)	0,069 (0,044)
Mãe no domicílio	-0,942*** (0,228)	-0,823*** (0,228)	-0,881*** (0,229)	-0,955*** (0,232)
Migrante	-0,220 (0,158)	-0,252 (0,158)	-0,242 (0,158)	-0,248 (0,159)
Região urbana	0,042 (0,164)	0,104 (0,168)	0,121 (0,168)	0,045 (0,171)
Metrópole	-0,200 (0,127)	-0,178 (0,129)	-0,167 (0,129)	-0,246* (0,129)
Região brasileira				
Nordeste	0,070 (0,167)	0,044 (0,168)	0,032 (0,168)	0,072 (0,169)
Sudeste	-0,051 (0,183)	-0,100 (0,184)	-0,079 (0,184)	-0,037 (0,186)
Sul	0,106 (0,213)	0,019 (0,213)	0,054 (0,214)	0,084 (0,217)
Centro-Oeste	-0,020 (0,212)	-0,047 (0,212)	-0,031 (0,212)	-0,018 (0,215)
Constante	-4,180*** (0,617)	-4,113*** (0,636)	-4,124*** (0,638)	-5,110*** (0,645)
Média de z	0,000	0,000	0,000	0,000
Efeito de z	1,000	1,000	1,000	1,000
<i>Log likelihood</i>	-1233082.51	-1228234.78	-1225480.55	-1191469.00
N. obs.	86.187	86.187	86.187	84.863

Nota: Erro padrão entre parênteses; * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Tabela 1.7. Lógite sequencial - Coeficientes estimados no 2º nó decisório (Registrar Ocorrência)

Característica	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Renda da mulher	0,033 (0,048)	-	0,047 (0,050)	-
Renda da mulher ²	-0,001 (0,001)	-	-0,001 (0,001)	-
Nível de escolaridade				
Fundamental incompleto	-	0,384 (0,492)	0,373 (0,491)	0,219 (0,490)
Fundamental completo	-	0,817 (0,555)	0,786 (0,557)	0,737 (0,564)
Médio completo	-	0,945* (0,541)	0,853 (0,551)	0,725 (0,546)
Superior completo	-	-1,056 (1,025)	-1,572 (1,180)	-1,250 (1,107)
Chefe de família	-	-	-	-0,144 (0,446)
Renda familiar <i>per capita</i>	-	-	-	0,007 (0,034)
Cônjuge	-0,979*** (0,296)	-1,010*** (0,285)	-0,927*** (0,295)	-1,003** (0,411)
Trabalha	0,840*** (0,316)	0,940*** (0,296)	0,835*** (0,319)	0,965*** (0,302)
Branca	0,356 (0,316)	0,279 (0,327)	0,299 (0,330)	0,235 (0,337)
Idade em anos	0,071 (0,094)	0,085 (0,094)	0,091 (0,094)	0,080 (0,093)
Idade ²	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Número de filhos	0,027 (0,102)	0,046 (0,104)	0,048 (0,105)	0,030 (0,110)
Mãe no domicílio	0,363 (0,540)	0,351 (0,531)	0,431 (0,537)	0,536 (0,537)
Migrante	-0,774* (0,425)	-0,677 (0,424)	-0,709* (0,428)	-0,810* (0,423)
Região urbana	-0,443 (0,391)	-0,468 (0,398)	-0,472 (0,400)	-0,508 (0,398)
Metrópole	0,166 (0,314)	0,084 (0,318)	0,073 (0,320)	0,021 (0,323)
Região brasileira				
Nordeste	-0,942** (0,462)	-0,873* (0,471)	-0,847* (0,472)	-0,939** (0,478)
Sudeste	-0,428 (0,470)	-0,333 (0,484)	-0,333 (0,483)	-0,386 (0,492)
Sul	-0,167 (0,576)	0,047 (0,584)	0,055 (0,584)	0,108 (0,595)
Centro-Oeste	0,025 (0,572)	0,181 (0,595)	0,190 (0,594)	0,090 (0,606)
Local da agressão				
Residência	0,435 (0,585)	0,494 (0,581)	0,530 (0,591)	0,509 (0,584)
Via pública	2,586*** (0,795)	2,634*** (0,774)	2,679*** (0,782)	2,715*** (0,781)
Vitimização repetida	-0,283 (0,286)	-0,284 (0,286)	-0,308 (0,291)	-0,179 (0,288)
Constante	-0,634 (1,859)	-1,634 (1,957)	-1,800 (1,973)	-1,336 (2,002)
Média de z	0,000	0,000	0,000	0,000
Efeito de z	1,000	1,000	1,000	1,000
<i>Log likelihood</i>	-1233082.51	-1228234.78	-1225480.55	-1191469.00
N. obs.	86.187	86.187	86.187	84.863

Nota: Erro padrão entre parênteses; * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Figura 1.5. Efeito marginal médio da idade na chance de vitimização - Equação 1.9

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Figura 1.6. Efeito marginal médio da idade na chance de Registrar BO dada a vitimização - Equação 1.11

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Figura 1.7. Efeito marginal médio da idade na chance de Registrar BO - Equação 1.10

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Tabela 1.8. Efeitos marginais médios da renda na chance de violência conjugal - Equação 1.9

Renda (R\$)	Modelo I		Modelo III		Modelo IV	
	Ef. marg.	e.p.	Ef. marg.	e.p.	Ef. marg.	e.p.
0	-0,00025***	(0,00008)	-0,00014**	(0,00007)	-0,00022**	(0,00011)
1.000	-0,00013***	(0,00002)	-0,00009***	(0,00003)	-0,00012***	(0,00003)
2.000	-0,00007***	(0,00000)	-0,00006***	(0,00001)	-0,00007***	(0,00000)
3.000	-0,00004***	(0,00000)	-0,00004***	(0,00000)	-0,00004***	(0,00001)
4.000	-0,00002***	(0,00001)	-0,00003***	(0,00000)	-0,00002**	(0,00001)
5.000	-0,00001***	(0,00000)	-0,00002***	(0,00000)	-0,00001	(0,00001)
6.000	-0,00001**	(0,00000)	-0,00001***	(0,00000)	-0,00001	(0,00001)
7.000	-0,00000*	(0,00000)	-0,00001***	(0,00000)	-0,00000	(0,00000)
8.000	-0,00000	(0,00000)	-0,00001**	(0,00000)	-0,00000	(0,00000)
9.000	-0,00000	(0,00000)	-0,00000**	(0,00000)	-0,00000	(0,00000)
10.000	-0,00000	(0,00000)	-0,00000*	(0,00000)	-0,00000	(0,00000)
N. obs.	86.187		86.187		84.863	

Nota: Ef. marg. = Efeito marginal; e.p. = Erro padrão; * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Tabela 1.9. Efeitos marginais médios da renda na chance de registrar BO dada vitimização - Equação 1.11

Renda (R\$)	Modelo I		Modelo III		Modelo IV	
	Ef. marg.	e.p.	Ef. marg.	e.p.	Ef. marg.	e.p.
0	0,00623	(0,00935)	0,00870	(0,00966)	0,00130	(0,00610)
1.000	0,00264	(0,00563)	0,00601	(0,00539)	0,00128	(0,00588)
2.000	-0,00052	(0,00419)	0,00379	(0,00296)	0,00126	(0,00564)
3.000	-0,00378	(0,00533)	0,00203	(0,00300)	0,00123	(0,00538)
4.000	-0,00759	(0,00853)	0,00058	(0,00439)	0,00120	(0,00510)
5.000	-0,01185	(0,01223)	-0,00078	(0,00663)	0,00117	(0,00481)
6.000	-0,01517	(0,01217)	-0,00227	(0,01009)	0,00114	(0,00451)
7.000	-0,01504**	(0,00669)	-0,00408	(0,01529)	0,00111	(0,00420)
8.000	-0,01080	(0,01174)	-0,00637	(0,02207)	0,00108	(0,00389)
9.000	-0,00545	(0,01337)	-0,00911	(0,02841)	0,00105	(0,00357)
10.000	-0,00192	(0,00810)	-0,01181	(0,02894)	0,00101	(0,00324)
N. obs.	86.187		86.187		84.863	

Nota: Ef. marg. = Efeito marginal; e.p. = Erro padrão; * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

Tabela 1.10. Efeitos marginais médios da renda na chance de registrar BO - Equação 1.10

Característica	Modelo I		Modelo III		Modelo IV	
	Ef. marg.	e.p.	Ef. marg.	e.p.	Ef. marg.	e.p.
0	-0,00052	(0,00036)	-0,00024	(0,00022)	-0,00053*	(0,00027)
1.000	-0,00031**	(0,00013)	-0,00019**	(0,00010)	-0,00030***	(0,00008)
2.000	-0,00018***	(0,00002)	-0,00015***	(0,00004)	-0,00017***	(0,00002)
3.000	-0,00010***	(0,00004)	-0,00011***	(0,00002)	-0,00010***	(0,00003)
4.000	-0,00006	(0,00005)	-0,00008***	(0,00001)	-0,00005*	(0,00003)
5.000	-0,00004	(0,00005)	-0,00006***	(0,00002)	-0,00003	(0,00002)
6.000	-0,00002	(0,00008)	-0,00004*	(0,00002)	-0,00002	(0,00002)
7.000	-0,00001	(0,00002)	-0,00003	(0,00002)	-0,00001	(0,00001)
8.000	-0,00001	(0,00001)	-0,00003	(0,00002)	-0,00001	(0,00001)
9.000	-0,00000	(0,00000)	-0,00002	(0,00005)	-0,00000	(0,00001)
10.000	-0,00000	(0,00001)	-0,00002	(0,00011)	-0,00000	(0,00000)
N. obs.	86.187		86.187		84.863	

Nota: Ef. marg. = Efeito marginal; e.p. = Erro padrão; * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2009.

2 GRAVIDEZ NA ADOLESCÊNCIA E VIOLÊNCIA CONTRA A MULHER: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Abstract

United Nations estimates reveal that, in 2018, there were 57.9 births for every thousand Brazilian adolescents aged between 15 and 19 years. Furthermore 2019 DataSenado Survey underline that 29% of the Brazilian women interviewed said they had suffered some type of violence. The aggressor, in 74% cases, is the ex or current intimate partner. Bearing this in mind, exploring data from the 2013 National Health Survey in an unprecedented way, this study investigated the relationship between early childbearing and types of violence against women. Controlling possible biases of the omitted variable, the results of the estimated bivariate model indicate that early childbearing increases the chance of a woman being the victim of intimate partner violence by 4.4 percentage points. However this effect decreases in age and tends to disappear before the age of 50. Similar results were also found when indicators of physical assault and domestic violence were used.

Keywords: Early childbearing, Intimate partner violence

Resumo

Estimativas das Nações Unidas revelam que, em 2018, foram 57,9 nascimentos para cada mil adolescentes brasileiras com idade entre 15 e 19 anos. Já a Pesquisa DataSenado de 2019 revela que 29% das brasileiras entrevistadas afirmaram terem sofrido algum tipo de violência. O agressor, em 74% desses casos, foi o ex ou o atual parceiro íntimo. Diante desse contexto, explorando de forma inédita os dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013, esse trabalho investigou a relação entre gravidez na adolescência e tipos de violência contra a mulher. Controlando possíveis vieses de variável omitida, os resultados do modelo bivariado estimado apontam que a gravidez na adolescência aumenta, na média, 4,4 pontos percentuais a chance de a mulher ser vítima de violência conjugal. No entanto, esse efeito é decrescente na idade e tende a desaparecer antes dos 50 anos. Resultados similares também foram encontrados quando se utilizou indicadores de agressão por desconhecido e de violência doméstica.

Palavras-chave: Gravidez na adolescência, Violência conjugal

2.1 Introdução

Embora a taxa mundial de fertilidade venha caindo consistentemente, passando de 2,7 nascimentos por mulher em 2001 para 2,4 em 2018, ainda é preocupante o número de adolescentes que engravidam com idade entre 15 e 19 anos. Foram 42 nascimentos para cada mil adolescentes nessa faixa etária em 2018. Dos doze países que compõe a América do Sul, apenas o Chile possui nível de gravidez na adolescência menor que a taxa mundial. No Brasil, apesar desse indicador também estar em queda desde o início do século 21, ainda são 57,9 nascimentos para cada mil adolescentes brasileiras¹.

Além dos riscos à saúde dessas adolescentes, a gravidez prematura tem impacto sobre diversos indicadores socioeconômicos. A literatura fornece evidências, por exemplo, de que há um efeito negativo sobre o desempenho escolar², sobre o nível de escolaridade³, sobre a entrada/participação no mercado de trabalho⁴.

Porém, a relação/associação entre gravidez na adolescência e violência conjugal ainda é pouco explorada. Hindin (2012), por exemplo, investigou se existia alguma relação entre gravidez na adolescência e determinadas atitudes em relação a esse tipo de violência na África subsaariana. A pressuposição é de que jovens mães possuem atitudes mais conservadoras e são menos empoderadas em seus relacionamentos quando comparadas às demais mães. Seus resultados sugerem que mulheres que tiveram filhos na adolescência são mais propensas a acreditar que a violência conjugal contra a mulher é justificável de alguma maneira.

Dado que o Brasil é um dos países onde a violência contra a mulher se dá, majoritariamente, no âmbito familiar - Pesquisa DataSenado⁵ de 2019 revela que 29% das entrevistadas relataram terem sido vítimas de algum tipo de violência e que o agressor, em 74% desses casos, foi o ex ou o atual parceiro íntimo⁶ - esse trabalho se propõe a investigar, em uma amostra de mulheres com idade entre 20 e 49 anos, o efeito da gravidez na adolescência (ocorrida entre os 15 e 19 anos de idade) sobre indicadores de violência contra a mulher (agressão, violência doméstica e violência conjugal).

Essa investigação vai além daquela proposta por Hindin (2012). Aqui pressupõem-se que exista uma característica não observável relacionada, não só com a gravidez na adolescência, mas também com episódios de violência futura. Por exemplo, o fato de a adolescente ser mais conservadora em relação às normas sociais de gênero explica tanto a sua gravidez na adolescência, quanto algum episódio de violência conjugal. Além disso, conjecturamos que essa relação possa, em partes, ser explicada pela situação de dependência econômica das jovens mães em relação aos seus parceiros e/ou familiares. Por fim, consideramos possíveis heterogeneidades desse efeito em diferentes faixas etárias.

Com o objetivo de verificar o impacto da gravidez na adolescência sem quaisquer vieses decorrente de variáveis omitidas, nesse trabalho será estimado um modelo próbite bivariado a fim de tratar a possível endogeneidade entre as duas variáveis analisadas. Ter engravidado na adolescência será instrumentalizada por meio de duas variáveis já consolidadas na literatura, quais sejam, a idade de menarca e a ocorrência de aborto espontâneo. Além desses instrumentos, vamos utilizar como controle se a entrevistada começou a beber e/ou fumar antes da primeira menstruação.

¹Ver <https://data.worldbank.org/indicator/SP.ADO.TFRT?locations=BR>.

²Ver, por exemplo, Almanza and Sahn (2018)

³Ver, por exemplo, Narita and Diaz (2016), Assini-Meytin and Green (2015), Kane et al. (2013), Klepinger et al. (1998) e Ribar (1994)

⁴Ver, por exemplo, Narita and Diaz (2016), Assini-Meytin and Green (2015), Ashcraft et al. (2013), Fletcher and Wolfe (2009) e Chevalier and Viitanen (2003)

⁵Ver <https://bit.ly/3rQe5SJ>.

⁶São considerados parceiros íntimos os companheiros e ex-companheiros - incluídos (ex)namorados e (ex)cônjuges.

Ao explorar, de forma inédita, essa relação para a realidade brasileira, esse trabalho não só contribui com a literatura, mas também fornece importantes subsídios para a formulação de políticas públicas. Colocar luz em um possível preditor da violência conjugal futura ajuda a compreender melhor o fenômeno da violência contra a mulher. Além disso, a existência da relação aqui investigada pode sugerir possíveis benefícios de longo prazo que devem ser considerados em análises de custo x benefício das políticas públicas direcionadas para a redução da gravidez na adolescência no Brasil.

Organizamos esse artigo da seguinte forma. Na próxima seção apresentamos a revisão da literatura e, em sequência, a metodologia utilizada. Na quarta seção, uma breve descrição dos dados e as estatísticas descritivas da amostra. Os resultados são mostrados e discutidos na quinta seção e, por fim, na última seção fazemos as considerações finais sobre essa pesquisa.

2.2 Revisão da literatura

A gravidez na adolescência traz consigo uma série de consequências para a vida futura das jovens mães e, muitas delas, podem ser negativas. Em sua Teoria do Capital Humano, Becker (2009) argumenta que a gravidez prematura aumenta o custo de acúmulo de capital humano. Em outras palavras, interrompe temporária ou permanentemente o ciclo escolar das jovens e, por consequência, afeta tanto a participação no mercado de trabalho como o salário. Diante de oportunidades reduzidas no mercado, essas jovens mães, certamente, ficam mais propensas a se tornarem economicamente dependentes de suas famílias e/ou parceiros quando comparadas às demais mulheres.

Há evidências na literatura que corroboram essa teoria. Por exemplo, Almanza and Sahn (2018) analisaram uma coorte de 1.749 mulheres entrevistadas duas vezes em Madagascar. Utilizando a disponibilidade de preservativos na comunidade onde elas residiam como variável instrumental e considerando questões relacionadas à não aleatoriedade dessa disponibilidade, os autores encontraram evidências de que a gravidez na adolescência não só aumenta a evasão escolar, como também reduz o desempenho escolar, medido pelas notas de francês e matemática. Kane et al. (2013), por sua vez, utilizando quatro métodos distintos de estimação e dados de um estudo longitudinal de saúde juvenil nos Estados Unidos, encontraram um efeito negativo da gravidez na adolescência sobre os anos de escolaridade que varia de 0,7 a 1,9. Esse último resultado também é apresentado por Klepinger et al. (1998) em sua investigação com dados de uma coorte de jovens americanas.

A conclusão dos estudos, tal como a teoria prediz, também é afetada. Narita and Diaz (2016) construíram um pseudo painel para mulheres brasileiras com idade entre 23 e 30 anos de 1992 a 2004. Suas estimativas sugerem que o decréscimo de um desvio padrão da gravidez na adolescência seria responsável por um aumento de 9,2% na conclusão do Ensino Médio. Se por um lado os resultados de Fletcher and Wolfe (2009) e de Gustafsson and Worku (2007) corroboram o anterior, por outro as evidências de Ribar (1994) e Hotz et al. (2005) - que utilizaram os mesmos dados de Klepinger et al. (1998) - não sustentam a hipótese de que a gravidez na adolescência afeta negativamente as chances de completar o *high school*.

Em se tratando dos efeitos no mercado de trabalho, as evidências apontam desde uma redução, não só nas chances de participação no mercado de trabalho, mas também nos salários auferidos pelas mulheres que tiveram filhos na adolescência (Narita and Diaz, 2016; Assini-Meytin and Green, 2015; Ashcraft et al., 2013; Fletcher and Wolfe, 2009; Chevalier and Viitanen, 2003). Ambos os efeitos foram encontrados por Ashcraft et al. (2013), por exemplo. Seus resultados sugerem, em média, que engravidar na adolescência: (i) reduz em 5 pontos percentuais a chance de estar trabalhando, (ii) salário cerca de

6% menor e (iii) cerca de 4 horas de trabalho a menos por semana.

Todavia, a maior contribuição de Ashcraft et al. (2013) está na discussão sobre o uso do aborto natural como variável instrumental. O autor argumenta que, apesar de o aborto natural ser um fenômeno biologicamente aleatório, socialmente não é. O abuso de substâncias (álcool, drogas e cigarro), ter utilizado DIU, ser gestante antes dos 15 anos e quadro de diabetes são alguns dos fatores que podem influenciar a ocorrência de aborto espontâneo (Yakusheva and Fletcher, 2015; Fletcher and Wolfe, 2009; Hotz et al., 2005; Goodman et al., 2004). Além disso, mulheres mais velhas e mais educadas possuem maiores chances de reportarem aborto espontâneo (Lang and Nuevo-Chiquero, 2012).

Apesar dos desafios existentes, a literatura fornece importantes evidências de como a gravidez na adolescência pode ter efeitos deletérios sobre a vida futura das jovens mães e, portanto, confirmam a teoria postulada por Becker (2009). Como consequência, essas jovens mães que, em geral, são de famílias mais pobres possuem mais chance de continuarem pobres em relação àquelas que têm filhos na vida adulta (Glick et al., 2015; Furstenberg Jr, 1991).

Assini-Meytin and Green (2015) testaram a hipótese se ter filhos na adolescência perpetua desvantagens econômicas na vida adulta tanto sobre homens quanto sobre mulheres. Os autores concluíram que as mulheres são as que mais arcam com as consequências socioeconômicas negativas, não só na juventude, como na vida adulta. Além do efeito sobre o nível de escolaridade, apesar dos resultados serem significativos a 10%, as autoras encontraram que mulheres de 32 anos que tiveram filhos na adolescência possuem maiores chances de estarem desempregadas e vivendo na pobreza. Já os resultados de Azevedo et al. (2012) indicam que as jovens mexicanas mães adolescentes possuem maior renda proveniente de assistência social e são mais propensas a participarem de programas sociais.

Essas evidências de que a gravidez na adolescência afeta negativamente a condição socioeconômica das jovens mães, somadas às teorias de violência doméstica sustentam a hipótese testada nesse trabalho. Por exemplo, Farmer and Tiefenthaler (1997) apontam que aumentos nos rendimentos e quaisquer outros apoios financeiros, adquiridos fora do casamento, diminuem o nível de violência doméstica contra a mulher, uma vez que elevam o seu poder de barganha no relacionamento com seu parceiro. Já Aizer (2010) modelou a violência doméstica considerando a diferença de salário entre a mulher e seu parceiro. Seus resultados tanto empíricos quanto teóricos sugerem que reduções na diferença salarial entre as mulheres e seus respectivos parceiros também reduzem o nível de violência doméstica. Em ambas as teorias, os rendimentos/salário agem na redução da violência, uma vez que elevam o poder de barganha da mulher na relação.

Então, dadas as evidências de que mulheres que tiveram filho na adolescência possuem menores rendimentos auferidos no mercado de trabalho, ainda que apenas no curto e médio prazo, espera-se que elas também tenham uma maior probabilidade de serem vítimas de violência doméstica em relação às demais mulheres. Ainda mais, um provável mediador para essa relação seria a situação de dependência econômica das jovens mães em relação aos seus parceiros e/ou familiares.

2.3 Metodologia

Se por um lado Angrist (1991) apresenta evidências de que o estimador de variável instrumental linear é uma alternativa razoável, mesmo quando se trata de variáveis dicotômicas, por outro lado, Wooldridge (2010) aponta que diante de um modelo próbite no qual existe um regressor binário endógeno, qualquer tentativa de replicar um modelo de mínimos quadrados em dois estágios é inapropriada, uma

vez que não gera estimadores consistentes. Após uma série de simulações, as conclusões de Freedman and Sekhon (2010) vão na mesma direção. Seus resultados sugerem que em alguns casos os mínimos quadrados em dois estágios reduzem o viés e em muitos outros o aumentam. Logo, em modelos de escolha discreta com regressor binário endógeno, o mais correto é estimar a distribuição conjunta entre a variável explicada e a variável endógena por máxima verossimilhança.

Seja Y_1 a variável dependente a ser explicada, Y_2 o regressor endógeno, ambas binárias, α_1 o coeficiente associado ao regressor Y_2 , $\mathbf{z}_1$ o vetor de variáveis explicativas para Y_1 , γ_1 o vetor de coeficientes associados ao vetor anterior, z o vetor de instrumentos para Y_2 e γ_2 o vetor de coeficientes associados ao vetor de instrumentos, então:

$$\begin{aligned} Y_1 &= 1[\mathbf{z}_1\gamma_1 + \alpha_1 Y_2 + u_1 > 0] \\ Y_2 &= 1[\mathbf{z}\gamma_2 + v_2 > 0] \end{aligned} \quad (2.1)$$

onde os termos de erro (u_1, v_2) são independentes de z e distribuídos como uma normal bivariada com média zero, variância unitária e correlação entre u_1 e v_2 igual a ρ_1 .

Para se obter a função de máxima verossimilhança é necessário obter $f(Y_1, Y_2 | z) = f(Y_1 | Y_2, z)f(Y_2 | z)$. Ou seja, a distribuição conjunta de (Y_1, Y_2) dado z . Seja

$$P(Y_1 = 1 | v_2, z) = \Phi[(z_1\gamma_1 + \alpha_1 Y_2 + \rho_1 v_2)/(1 - \rho_1^2)^{1/2}] \quad (2.2)$$

como $Y_2 = 1$ se, e somente se, $v_2 > -z\gamma_2$ e, como v_2 tem distribuição normal padrão e independente de z , então a densidade de v_2 dado $v_2 > -z\gamma_2$ é

$$\phi(v_2)/P(v_2 > -z\gamma_2) = \phi(v_2)/\Phi(z\gamma_2) \quad (2.3)$$

Portanto,

$$\begin{aligned} P(Y_1 = 1 | Y_2 = 1, z) &= E[P(Y_1 = 1 | v_2, z) | Y_2 = 1, z] \\ &= E\{\Phi[(z_1\gamma_1 + \alpha_1 Y_2 + \rho_1 v_2)/(1 - \rho_1^2)^{1/2}] | Y_2 = 1, z\} \\ &= \frac{1}{\Phi(z\gamma_2)} \int_{-z\gamma_2}^{\infty} \Phi[(z_1\gamma_1 + \alpha_1 Y_2 + \rho_1 v_2)/(1 - \rho_1^2)^{1/2}] \phi(v_2) dv_2 \end{aligned} \quad (2.4)$$

Combinando as quatro possibilidade de resultado para (Y_1, Y_2) e aplicando a operação log tem-se a função de máxima verossimilhança.

Essa abordagem metodológica foi a mesma utilizada por Aguiar do Monte and Ramos Filho (2016) e Shelton Brown III et al. (2005) que investigaram os efeitos do Bolsa Família e da Diabetes na chance de estar empregado, respectivamente. Já Ribar (1994), lançou mão desse modelo próbite bivariado a fim de verificar o efeito da gravidez na adolescência sobre a chance de completar o Ensino Médio utilizando a idade da primeira menstruação como instrumento.

Dado isso, uma vez que a análise aqui proposta pressupõe endogeneidade entre gravidez na adolescência e violência contra a mulher, ambas variáveis binárias, as estimativas principais serão provenientes de quatro modelos próbite bivariados⁷. Serão três modelos - Agressão, Violência Doméstica

⁷Os coeficientes e efeitos marginais estimados serão ponderados levando-se em consideração o *design* complexo da amostra.

e Violência conjugal - considerando toda a amostra e um apenas para violência conjugal em uma sub-amostra de mulheres que vivem com companheiro(a)/cônjuge⁸. As equações estimadas conjuntamente serão:

$$Y_1 = z_1\gamma_1 + \alpha_1 Y_2 + u_1 \quad (2.5)$$

$$Y_2 = z'_1\gamma'_1 + z\gamma_2 + v_2 \quad (2.6)$$

em que Y_1 é a variável indicadora de violência contra a mulher, Y_2 a indicadora de gravidez na adolescência, z_1 um vetor de variáveis explicativas para Y_1 , z'_1 um subconjunto⁹ de z_1 para explicar Y_2 e z é o vetor de variáveis instrumentais.

Apresentaremos, também, um teste para $\rho = \text{corr}(u_1, v_2) = 0$. Caso a hipótese nula de $\rho = 0$ seja rejeitada, então a abordagem utilizada nessa investigação é adequada. Além disso, também calculamos um teste de exogeneidade para a gravidez na adolescência¹⁰.

2.4 Dados e estatísticas descritivas

2.4.1 Dados

Nesse estudo serão utilizados os microdados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013 (PNS - 2013). Essa pesquisa atingiu moradores de 81.767 domicílios particulares permanentes em 1.600 municípios brasileiros e foi possível por meio de uma parceria do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com o Ministério da Saúde.

Em 2013, a primeira edição dessa pesquisa foi realizada em nível nacional e coletou diversas informações relacionadas à saúde do cidadão brasileiro (situação de saúde, os estilos de vida, uso de serviços de saúde, financiamento da assistência de saúde, entre outras), além das características gerais da população, de educação, trabalho, rendimento e habitação.

Além de entrevistar todos os moradores dos domicílios selecionados por meio do planejamento amostral definido em conjunto com técnicos da Fundação Oswaldo Cruz (FIOCRUZ), dentro de cada domicílio, um morador de 18 anos ou mais de idade foi selecionado, por amostragem aleatória simples, para responder ao questionário específico cujo conteúdo foca em questões sobre as principais doenças crônicas não transmissíveis, o estilo de vida e o acesso ao atendimento médico.

Também foi aplicado um módulo sobre história reprodutiva apenas para as mulheres com menos de 50 anos de idade dentre os moradores selecionados. Sendo assim, definimos a amostra com todas as mulheres selecionadas com idade entre 20 e 50 anos, para as quais obtivemos informações sobre história reprodutiva e violência.

Para criar as variáveis indicadoras de agressão contra as mulheres utilizamos as respostas por elas dadas às seguintes questões:

O25. Nos últimos 12 meses, o(a) sr(a) sofreu alguma violência ou agressão de pessoa desconhecida (como bandido, policial, assaltante etc.)?

⁸No Apêndice apresentamos os resultados obtidos por meio de um modelo de mínimo quadrado em dois estágios

⁹Apenas duas variáveis presentes na equação da violência contra a mulher que não foi utilizada na equação da gravidez na adolescência. São elas a quantidade de filhos e a indicadora se a mulher vive com o companheiro(a)/cônjuge.

¹⁰Para maiores detalhes ver (Wooldridge, 2010, p. 478).

O37. Nos últimos 12 meses, o(a) sr(a) sofreu alguma violência ou agressão de pessoa conhecida (como pai, mãe, filho(a), cônjuge, parceiro(a), namorado(a), amigo(a), vizinho(a))?

O42. Nesta ocorrência, a violência foi cometida por:

01. Cônjuge, companheiro(a), namorado(a)
02. Ex-cônjuge, ex-companheiro(a), ex-namorado(a)
03. Pai/Mãe
04. Padrasto/Madrasta
05. Filho(a)
06. Irmão(ã)
07. Outro parente
08. Amigos(as)/colegas
09. Patrão/chefe
10. Outra pessoa conhecida

Definiu-se a variável agressão para aquelas mulheres que deram resposta afirmativa ao item “O25” e/ou responderam sim ao item “O37”. Com o auxílio do item “O42” construímos outros três indicadores. Violência doméstica (resposta afirmativa a um dos seis primeiros itens da questão “O42”), Violência Conjugal (1), ou seja, aquela violência/agressão ocorrida entre parceiros íntimos ou ex-parceiros (resposta afirmativa aos itens 01 ou 02 da questão “O42”)¹¹. Violência Conjugal (2) segue a mesma definição de Violência Conjugal (1) porém está definida apenas para as mulheres que vivem com seus companheiros(as)/cônjuge.

Já para a construção da variável indicadora de gravidez na adolescência foram utilizados os seguintes itens:

R40. Com que idade a Sra teve a sua primeira gravidez?

R45. Quantos filhos nasceram vivos (ou seja, que apresentaram algum sinal de vida ao nascer)?

R46. Destes filhos nascidos vivos, quantos já morreram?

Primeiro definimos todas as mulheres que informaram 19 anos ou menos como resposta para o item “R40”. Após isso mantivemos somente as que tiveram um ou mais filhos nascidos vivos e que não relataram morte de nenhum dos filhos, ou seja, resposta diferente de zero ao item “R45” e resposta zero para o “R46”.

Dentre as demais características observáveis das mulheres coletadas na PNS e utilizadas nesse trabalho destacamos: raça/cor, idade, se vive como companheiro(a) ou cônjuge, se chefe de família ou não, nível mais alto de escolaridade alcançada, se residente em área urbana, região do município em que habita, renda familiar *per capita*, se mulher faz parte da população economicamente ativa, se o domicílio tem acesso a água encanada, se o domicílio tem acesso a esgotamento sanitário, se o domicílio tem acesso a coleta de lixo, se mulher ficou grávida na adolescência, idade da primeira menstruação, se mulher já teve aborto espontâneo, se mulher começou a beber e/ou fumar antes da primeira menstruação. A descrição dessas variáveis são apresentadas na Tabela 2.1.

¹¹É importante ressaltar que quando utilizamos o indicador para violência doméstica são excluídas da análise as mulheres que sofreram algum tipo de violência por desconhecido. Já na análise de violência conjugal são excluídas não só as agredidas por desconhecidos mas, também, as mulheres que foram agredidas por algum conhecido que não o parceiro íntimo.

Tabela 2.1. Definição das variáveis e estatísticas descritivas da amostra de mulheres

Variável	Definição	Média	Desvio padrão
Agressão	1 se mulher vítima de agressão e 0 c.c.	0,070	0,255
Violência doméstica	1 se mulher vítima de violência doméstica e 0 c.c.	0,023	0,151
Violência conjugal (1)	1 se mulher vítima de violência conjugal e 0 c.c.	0,017	0,131
Gravidez precoce	1 se mulher engravidou com 19 anos ou menos e 0 c.c.	0,332	0,471
Chefe de família	1 se chefe de família e 0 c.c.	0,451	0,498
Branca	1 se branca ou amarela e 0 c.c.	0,401	0,490
Idade em anos	Idade em anos	34,16	8,121
Nível de escolaridade			
Sem instrução	1 se nenhuma escolaridade 0 c.c. (categoria de referência)	0,077	0,266
Fundamental	1 se ensino fundamental completo ou incompleto e 0 c.c.	0,273	0,445
Ensino médio	1 se ensino médio completo ou incompleto e 0 c.c.	0,485	0,500
Superior	1 se superior completo e 0 c.c.	0,166	0,372
PEA	1 se População Economicamente Ativa (PEA) e 0 c.c.	0,680	0,466
Área urbana	1 se residente na área urbana e 0 c.c.	0,858	0,349
Região			
Capital	1 se reside na capital e 0 c.c.	0,476	0,499
Metrópole	1 se reside na região metropolitana e 0 c.c.	0,171	0,377
RIDE	1 se reside em Região Integrada de Desenvolvimento (RIDE) e 0 c.c.	0,016	0,125
Outras	1 se reside em outra área do estado e 0 c.c. (categoria de referência)	0,337	0,473
Companheiro(a)/Cônjuge	1 se mora com companheiro(a) ou cônjuge e 0 c.c.	0,627	0,484
N. de filhos	Número de filhos	1,553	1,447
Logaritmo da RDPC	Logaritmo da renda domiciliar <i>per capita</i>	6,297	1,029
Água encanada	1 se tem acesso a água encanada e 0 c.c.	0,812	0,391
Esgotamento sanitário	1 se tem acesso a esgotamento sanitário e 0 c.c.	0,510	0,500
Coleta de lixo	1 se tem coleta de lixo e 0 c.c.	0,903	0,295
Idade da menarca	Idade da menarca	12,85	1,612
Aborto espontâneo	1 se aborto espontâneo e 0 c.c.	0,166	0,372
Beber/fumar	1 se começou a fumar e ou beber antes da menarca e 0 c.c.	0,021	0,144

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNS 2013 (n=18.447).

2.4.2 Estatísticas descritivas

Na Figura 2.1 apresentamos o *status* de agressão para as mulheres que tiveram filho na adolescência, para aquelas que tiveram filho(s) após os 20 anos de idade e para aquelas que não tiveram filho. Para qualquer um dos indicadores de violência, é nítido que dentre as agredidas é maior o percentual de mulheres que tiveram filhos na adolescência. Das que sofreram violência doméstica ou violência conjugal, aproximadamente, 57% são mulheres que tiveram gravidez precoce.

Figura 2.1. Relação entre gravidez na adolescência e violência contra a mulher

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNS-2013.

Já na Tabela 2.2 mostramos as estatísticas descritivas da amostra de mulheres. Na coluna (1) caracterizamos as mulheres que não relataram terem sido vítimas de agressão nos últimos 12 meses, já nas colunas (2), (3), (4) e (5) são caracterizadas as mulheres que relataram terem sofrido algum tipo de agressão, violência doméstica, violência conjugal (1) e violência conjugal (2), respectivamente.

Tabela 2.2. Estatística descritivas para amostra de mulheres de acordo com condição de agressão

Características	Não agredidas	Agredidas	Violência doméstica	Violência conjugal (1)	Violência conjugal (2)
Gravidez precoce	0,327 (0,469)	0,391 (0,488)	0,512 (0,500)	0,534 (0,500)	0,563 (0,498)
Chefe de família	0,443 (0,497)	0,557 (0,497)	0,638 (0,481)	0,675 (0,469)	0,447 (0,500)
Branca	0,405 (0,491)	0,346 (0,476)	0,306 (0,461)	0,292 (0,455)	0,262 (0,442)
Idade em anos	34,21 (8,130)	33,57 (7,969)	33,18 (7,619)	32,72 (7,334)	33,17 (7,884)
Nível de escolaridade					
Sem instrução	0,077 (0,266)	0,076 (0,266)	0,080 (0,272)	0,079 (0,270)	0,117 (0,322)
Fundamental	0,272 (0,445)	0,283 (0,451)	0,383 (0,487)	0,410 (0,493)	0,447 (0,500)
Ensino médio	0,485 (0,500)	0,489 (0,500)	0,444 (0,497)	0,430 (0,496)	0,417 (0,496)
Superior	0,167 (0,373)	0,151 (0,358)	0,092 (0,290)	0,082 (0,275)	0,019 (0,139)
PEA	0,675 (0,468)	0,746 (0,435)	0,738 (0,440)	0,744 (0,437)	0,602 (0,492)
Área urbana	0,855 (0,352)	0,907 (0,290)	0,908 (0,290)	0,915 (0,280)	0,883 (0,322)
Região					
Capital	0,473 (0,499)	0,521 (0,500)	0,498 (0,501)	0,508 (0,501)	0,466 (0,501)
Metrópole	0,171 (0,376)	0,183 (0,387)	0,187 (0,390)	0,184 (0,388)	0,214 (0,412)
RIDE	0,016 (0,124)	0,017 (0,130)	0,024 (0,154)	0,033 (0,178)	0,010 (0,099)
Outras	0,341 (0,474)	0,279 (0,448)	0,291 (0,455)	0,275 (0,447)	0,311 (0,465)
Companheiro(a)/Cônjuge	0,637 (0,481)	0,496 (0,500)	0,415 (0,493)	0,377 (0,485)	1,000 (0,000)
N. de filhos	1,539 (1,439)	1,729 (1,535)	2,141 (1,517)	2,180 (1,481)	2,456 (1,589)
Logaritmo da RDPC	6,307 (1,030)	6,162 (1,009)	5,927 (0,852)	5,908 (0,875)	5,951 (0,703)
Água encanada	0,810 (0,392)	0,844 (0,363)	0,842 (0,365)	0,856 (0,352)	0,835 (0,373)
Esgotamento sanitário	0,512 (0,500)	0,481 (0,500)	0,432 (0,496)	0,443 (0,498)	0,379 (0,487)
Coleta de lixo	0,902 (0,298)	0,928 (0,259)	0,900 (0,300)	0,902 (0,298)	0,883 (0,322)
Beber/fumar	0,020 (0,141)	0,035 (0,184)	0,053 (0,225)	0,052 (0,223)	0,068 (0,253)
Idade da menarca	12,85 (1,608)	12,87 (1,658)	12,77 (1,512)	12,81 (1,531)	12,95 (1,431)
Aborto espontâneo	0,162 (0,368)	0,218 (0,413)	0,252 (0,435)	0,272 (0,446)	0,301 (0,461)
N. obs.	17.162	1.285	412	305	103

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNS-2013.

Enquanto que no grupo das mulheres não agredidas, o percentual daquelas que declararam terem engravidado na adolescência é de 32,7%, no grupo das mulheres agredidas é de 39,1%. Quando restringimos para violência doméstica e conjugal, esse percentual vai para 51,2% e 53,4%, respectivamente. Esse percentual é ainda maior (56,3%) quando consideramos as mulheres que relataram violência conjugal e que vivem com companheiro(a)/cônjuge. Cerca de 70% das mulheres que relataram violência doméstica e violência conjugal (1) são pretas ou pardas ou indígenas, já no grupo das não agredidas elas representam 60%. Com relação a idade, as não agredidas são, ligeiramente, mais velhas do que as mulheres que relataram algum episódio de violência.

É importante destacar que no grupo daquelas que relataram violência conjugal (1), apenas 37,7% afirmaram que vivem com companheiro(a)/cônjuge. Já no grupo de mulheres não agredidas, esse percentual é de 63,7%. Não é possível saber se o não convívio com companheiro(a)/cônjuge é fruto de uma separação recente devido a um episódio de agressão cometido pelo parceiro.

Além disso, o nível de escolaridade é maior para as mulheres que não relataram qualquer tipo de agressão. Dada a média de idade das mulheres na amostra (34 anos), é preciso levar em conta que aquelas que tiveram filho na adolescência podem ter concluído os estudos após o nascimento do filho. No entanto, é perceptível, principalmente para aquelas vítimas de violência pelo parceiro íntimo e que vivem

com companheiro(a)/cônjuge um menor nível de escolaridade em relação às demais mulheres presentes na amostra. Apenas 1,9% possuem nível de escolaridade igual a Ensino Superior enquanto que no grupo daquelas agredidas por desconhecido esse percentual é quase 15%.

Em média, o número de filhos também é maior nos grupos de mulheres agredidas em comparação com as mulheres não agredidas. Além disso, apesar das variáveis indicadoras de condições domiciliares (água encanada, esgotamento sanitário e coleta de lixo) não apontarem grandes disparidades entre os grupos, é possível verificar que as agredidas vivem em domicílios com renda domiciliar *per capita* média menor que as mulheres que não relataram episódios de agressão. Em média, o percentual de mulheres na população economicamente ativa é de 74% para aquelas vítimas de agressão por desconhecido, violência doméstica e violência conjugal (1). Já quando consideramos apenas as mulheres que vivem com seus(as) respectivos(as) companheiros(as)/cônjuge esse percentual cai para 60,2%.

Por fim, nas duas últimas linhas da Tabela 2.2 trazemos a média e desvio padrão das variáveis que serão utilizadas como instrumento para a gravidez na adolescência. O percentual de mulheres que relataram a ocorrência de aborto espontâneo é aparentemente diferente se compararmos as mulheres não agredidas com aquelas que relataram algum tipo de agressão. Já idade média da menarca (entre 12 e 13 anos de idade) é praticamente igual para todos os subgrupos de mulheres. Na Figura 2.2 fica evidente que a distribuição da idade da menarca é muito semelhante em todos os grupos de mulheres analisadas e, portanto, reforça a ideia de que essa informação seja um bom instrumento para a análise aqui proposta. Já o percentual de mulheres que começaram a beber e/ou fumar antes da primeira menstruação - variável utilizada para controlar a influência de fatores não biológicos na idade da primeira menstruação - também é maior na amostra de mulheres agredidas.

Figura 2.2. Distribuição da idade da menarca de acordo com os indicadores de violência contra a mulher

Fonte: Preparada com os dados da PNS-2013.

2.5 Resultados

Nessa seção apresentaremos as evidências empíricas acerca do efeito da gravidez na adolescência sobre a violência contra a mulher. Iniciaremos as discussões dos resultados a partir de um estimador de variável instrumental (IV/GMM) e, posteriormente, analisaremos os resultados principais obtidos por meio dos modelos próbites bivariados.

Os resultados obtidos por IV/GMM apontam que a gravidez na adolescência afeta positivamente tanto os níveis de violência doméstica como os níveis de violência conjugal (1). Para essas duas variáveis explicativas, não só rejeitamos a hipótese de exogeneidade, como também não rejeitamos a hipótese de que os instrumentos são válidos (veja Tabela 2.5 no Apêndice 2A). Ou seja, esses resultados sugerem que existe uma relação entre gravidez na adolescência e dois indicadores de violência contra a mulher, quais sejam, violência doméstica e violência conjugal (1).

Na sequência, apresentamos os resultados provenientes das estimações dos quatro modelos próbites bivariados para cada um dos indicadores de violência contra a mulher. Para cada um desses modelos realizamos os testes de correlação dos resíduos, o teste de exogeneidade da variável gravidez na adolescência e apresentamos os efeitos marginais da gravidez na adolescência sobre a chance de a mulher sofrer algum tipo de violência.

As estimativas para os coeficientes de correlação ρ foram todas negativas e estatisticamente significativas. Já os testes de exogeneidade vão ao encontro da análise anterior, exceto para o modelo em que a variável dependente foi “agressão”. Ou seja, a gravidez na adolescência é endógena no modelo de violência contra a mulher (veja Tabela 2.6 no Apêndice 2A). Esses resultados, de certa forma, validam a escolha metodológica principal para essa análise, qual seja a de que violência contra a mulher e gravidez na adolescência devem ser estimadas conjuntamente.

Com relação às variáveis instrumentais, nos quatro modelos estimados a variável idade da menarca foi estatisticamente significativa e apresentou efeito ao encontro do esperado, ou seja, quanto maior a idade da primeira menstruação menores as chances de gravidez na adolescência. A ocorrência de aborto espontâneo também foi estatisticamente significativo com o sinal positivo. Esse resultado também era esperado, uma vez que gestações no período da adolescência possuem mais risco e, por conseguinte, maior chance de ocorrência de aborto natural.

Em se tratando dos resultados principais, na Tabela 2.3 analisamos os efeitos marginais médios de todos os regressores sobre a chance de a mulher sofrer algum tipo de violência. As estimativas, exceto na amostra de mulheres que vivem com companheiro(a)/cônjuge, além de estatisticamente significativos, apontam que a gravidez na adolescência aumenta a chance de a mulher ser vítima de violência. Os efeitos marginais médios estimados, em pontos percentuais (p.p.), da gravidez na adolescência sobre a chance de a mulher ser vítima de violência foram de 13,3, 4,5 e 4,4 para agressão por desconhecido, violência doméstica e violência conjugal (1), respectivamente¹².

Com relação aos efeitos marginais médios dos demais regressores, destacamos que poucos foram estatisticamente significativos. Porém, vale chamar atenção para o fato de que ser branca ou amarela apresentou um efeito marginal médio negativo para chance de a mulher ser vítima de agressão por desconhecido, violência doméstica e violência conjugal. No último modelo, ao contrário dos demais, o

¹²Testamos o efeito da gravidez na adolescência sem considerá-la endógena e com diferentes combinações dos instrumentos. Apesar de o sinal do efeito ter permanecido, há variação na magnitude e na significância de acordo com os instrumentos utilizados (ver Tabela 2.8). Diante disso, realizamos análises para diversas medidas de qualidade do ajustamento (Long et al., 2000). Os resultados foram a favor do modelo contendo os dois instrumentos em relação aos modelos com nenhum ou outras possíveis combinações desses instrumentos.

nível de escolaridade igual a Superior Completo apresentou efeito estatisticamente significativo de -0,9 p.p. na chance de a mulher ser vítima de violência conjugal.

Tabela 2.3. Efeitos marginais médios estimados sobre indicadores de violência contra a mulher

	Agressão	Violência Doméstica	Violência conjugal (1)	Violência conjugal (2)
Gravidez precoce	0,133** (0,057)	0,045** (0,022)	0,044* (0,023)	0,035 (0,025)
Chefe de família	0,005 (0,007)	0,004 (0,005)	0,005 (0,004)	0,004 (0,004)
Branca	-0,014** (0,007)	-0,008* (0,005)	-0,010** (0,004)	-0,010** (0,004)
Idade em anos	-0,001* (0,001)	-0,000 (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,000 (0,000)
Nível de escolaridade				
Fundamental	-0,001 (0,011)	0,012** (0,006)	0,012* (0,006)	0,007 (0,005)
Ensino médio	0,022 (0,014)	0,014* (0,007)	0,010 (0,007)	0,012 (0,009)
Superior	0,047** (0,019)	0,020* (0,010)	0,005 (0,008)	-0,009* (0,006)
PEA	0,008 (0,008)	0,005 (0,004)	0,004 (0,004)	-0,003 (0,005)
Área urbana	0,044*** (0,009)	0,021*** (0,005)	0,017*** (0,005)	0,013** (0,006)
Região				
Capital	0,012 (0,008)	0,003 (0,005)	0,005 (0,005)	0,010* (0,006)
Metrópole	-0,000 (0,009)	0,002 (0,005)	0,001 (0,005)	0,009 (0,005)
RIDE	-0,018 (0,016)	-0,008 (0,009)	-0,005 (0,009)	-0,006 (0,008)
Companheiro(a)/Cônjuge	-0,022*** (0,008)	-0,020*** (0,006)	-0,025*** (0,007)	- (0,007)
N. de filhos	0,007** (0,003)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,004* (0,002)
Logaritmo da RDPC	0,002 (0,004)	-0,003 (0,002)	-0,000 (0,002)	0,001 (0,002)
Água encanada	0,000 (0,010)	0,008* (0,004)	0,005 (0,004)	0,000 (0,005)
Esgotamento sanitário	-0,019** (0,009)	-0,016** (0,007)	-0,013* (0,007)	-0,007 (0,006)
Coleta de lixo	0,013 (0,012)	-0,012 (0,010)	-0,008 (0,009)	-0,004 (0,007)
Beber/fumar	0,041 (0,025)	0,028* (0,016)	0,026 (0,016)	-0,004 (0,006)
N. obs.	18.447	17.574	17.467	11.030

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

O logaritmo da renda domiciliar *per capita* e as variáveis indicadoras para situação do domicílio em relação à serviços públicos, exceto esgotamento sanitário, não foram estatisticamente significativos em nenhum modelo. No entanto, esses controles são importantes uma vez que atuam como *proxies* para qualidade de vida e situação de pobreza, ambas dimensões importantes quando se analisa quadros de violência.

Uma vez revelado que, de fato, a gravidez na adolescência afeta indicadores de violência contra a mulher, o próximo passo é verificar possíveis heterogeneidades desse impacto para mulheres com diferentes idades. Essa verificação se dará de duas maneiras, ou seja, na Figura 2.3 vamos apresentar, para os modelos já estimados, os efeitos marginais médios calculados em idades específicas e, posteriormente, na Tabela 2.4 os efeitos marginais médios calculados em uma amostra de mulheres com 35 anos ou menos e em outra amostra de mulheres com 36 anos ou mais.

Na Figura 2.3 há evidências de que o efeito positivo da gravidez na adolescência sobre a chance de a mulher ser vítima de algum tipo de violência vai diminuindo conforme a mulher vai ficando mais

velha¹³. Aos 20 anos de idade o efeito marginal médio calculado da gravidez na adolescência sobre a violência conjugal (1) foi de 6,6 pontos percentuais. Já aos cinquenta anos de idade a estimativa, apesar de estatisticamente não significativo, foi de 2,5 pontos percentuais. Na sub-amostra de mulheres que vivem com companheiro(a)/cônjuge não há efeitos estatisticamente significativos de acordo com a idade.

Figura 2.3. Efeito marginal médio da gravidez na adolescência sobre indicadores de violência contra a mulher de acordo com a idade

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNS-2013.

Destacamos, também, que a velocidade com que esse efeito negativo se dissipa ao longo dos anos não é a mesma para todos os indicadores de violência contra a mulher. Se por um lado, o efeito marginal médio estimado para agressão por desconhecido aos 50 anos foi 21,6% menor que o encontrado aos 20 anos, por outro, para a violência conjugal (1), o efeito aos 20 anos é mais que o dobro daquele estimado aos 50 anos. Ou seja, essas estimativas sugerem que os efeitos deletérios da gravidez na adolescência sobre a chance de a mulher ser vítima de violência conjugal (1) é positivo e decrescente na idade. Ainda mais, dada a não significância estatística desse efeito a partir dos 48 anos é possível que ele não só se reduza com o passar do tempo, mas que também deixe de existir. Esse efeito é esperado, uma vez que quanto menor a idade do filho(a) maior a dependência da mãe em relação ao seu companheiro, seja ela financeira ou nos cuidados com sua criança. Além disso, com o passar do tempo, além de uma menor dependência da criança, parte dessas jovens mães podem retomar os estudos e/ou adentrar o mercado de trabalho assegurando uma maior independência financeira.

¹³Para mais detalhes, veja Tabela 2.7 no Apêndice 2A.

Por fim, na Tabela 2.4 apresentamos os efeitos marginais médios da gravidez na adolescência sobre os indicadores de violência contra a mulher¹⁴ calculados a partir de duas amostras. Os efeitos marginais médios encontrados na amostra de mulheres com 35 anos ou menos são menores quando comparados aqueles encontrados na amostra de mulheres com 36 anos ou mais. Em ambas as amostras os resultados, em sua maioria, não foram estatisticamente significativos, exceto para os indicadores de Violência Doméstica e Violência Conjugal (1) na amostra de mulheres mais novas que apresentou significância de 10%.

Tabela 2.4. Efeitos marginais médios estimados da gravidez na adolescência sobre indicadores de violência contra a mulher em duas amostras de mulheres construídas de acordo com a idade

	Agressão	Violência Doméstica	Violência conjugal (1)	Violência conjugal (2)
Mulheres com 35 anos ou menos	0,072 (0,048)	0,028* (0,017)	0,028* (0,015)	0,008 (0,007)
Mulheres com 36 anos ou mais	0,158 (0,150)	0,069 (0,057)	0,052 (0,058)	- -

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Não há observações suficientes na amostra de mulheres com 36 anos ou mais e que vivam com cônjuges

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

2.6 Conclusão

Esse trabalho investigou empiricamente, de forma inédita, a relação entre a gravidez na adolescência e a violência contra a mulher no Brasil. Nossa hipótese é que a gravidez na adolescência, ao afetar o nível de escolaridade e, por conseguinte, a participação e renda da mulher no mercado de trabalho, pode afetar os níveis de violência contra a mulher. Conjecturamos que essa relação seria mediada pela dependência econômica das jovens mães para com seus familiares e/ou parceiros íntimos. Testamos essa hipótese para três indicadores de violência contra a mulher, além de efeitos heterogêneos para a idade.

Levando em consideração possíveis problemas de endogeneidade envolvendo as duas variáveis analisadas, os resultados apontam que existe uma relação positivamente significativo entre essas duas características. Os efeitos marginais médios estimados, em pontos percentuais, da gravidez na adolescência sobre a chance de a mulher ser vítima de violência foram de 13,3, 4,5 e 4,4 para agressão por desconhecido, violência doméstica e violência conjugal (1), respectivamente. Também testamos a relação entre gravidez na adolescência e violência conjugal em uma amostra de mulheres que afirmaram viver com companheiro(a)/cônjuge. Apesar de o resultado encontrado ter apresentado direção que vai ao encontro dos demais, não houve significância estatística.

Importante ressaltar que, embora esses efeitos sejam, em média, todos estatisticamente significativos eles decrescem a medida que as mulheres vão ficando mais velhas. Quando a variável investigada foi agressão por desconhecido, o efeito marginal médio estimado aos 50 anos de idade (11,6 p.p.) foi 21,6% menor que o encontrado aos 20 anos (14,8 p.p.). Já para a violência conjugal, o efeito marginal médio estimado aos 20 anos (6,6 p.p.) é mais que o dobro daquele estimado aos 50 anos (2,5 p.p.). Ainda mais, os resultados sugerem que o efeito deletério da gravidez na adolescência sobre a violência conjugal não só cai com o passar dos anos, mas tende a desaparecer antes de as mulheres completarem 50 anos. Nossa análise mostra a importância de se analisar os efeitos heterogêneos de acordo com a idade, uma vez que os efeitos deletérios da gravidez na adolescência podem decrescer e, até mesmo, desaparecer com

¹⁴Os coeficientes estimados nessas subamostras e os demais efeitos marginais estimados podem ser encontrados nas Tabelas 2.9, 2.10, 2.11 e 2.12 no Apêndice 2A.

o passar do tempo. Essa, no entanto, é uma questão que ainda merece maiores análises dado que os resultados aqui apresentados geraram interpretações distintas.

Apesar de importantes, os resultados dessa pesquisa devem ser interpretados sob a luz de algumas limitações. Embora as evidências aqui encontradas sugiram a existência da relação testada, elas não são suficientes para explicar o porquê dessa relação existir. As variáveis dependentes referentes a violência contra a mulher são autorrelatadas e, por conseguinte, estão sujeitas a serem sub-reportadas. Além da possibilidade de os instrumentos utilizados não serem totalmente distribuídos aleatoriamente entre as mulheres analisadas, destacamos que os resultados se alteram de acordo com o conjunto de instrumentos utilizado. Por fim, ressaltamos que nossa amostra é pequena e limitada a um conjunto de mulheres brasileiras com idades entre 20 e 49 anos entrevistadas em 2013.

Ainda que pesquisas futuras sejam necessárias para corroborar a hipótese testada nesse artigo, acreditamos que os resultados encontrados são de suma importância para a literatura e na formulação de políticas públicas. Não só permitem um melhor conhecimento dos fenômenos de violência contra a mulher, mas também servem de subsídio para as políticas de prevenção à gravidez na adolescência, uma vez que sugerem benefícios futuros que nem sempre são considerados nas análises custo x benefício. Isto é, quaisquer políticas de prevenção à gravidez na adolescência não só traz benefícios à saúde das mulheres na juventude, mas também na fase adulta, já que pode reduzir os níveis de violência doméstica.

2.7 Referências

- Aguiar do Monte, P. and H. d. S. Ramos Filho (2016). The brazilian cash transfer programme, regional effects, and its impact on the labour market. *International Review of Applied Economics* 30(2), 255–271.
- Aizer, A. (2010). The gender wage gap and domestic violence. *American Economic Review* 100(4), 1847–59.
- Almanza, C. H. and D. E. Sahn (2018). Early childbearing, school attainment, and cognitive skills: evidence from madagascar. *Demography* 55(2), 643–668.
- Angrist, J. D. (1991). Instrumental variables estimation of average treatment effects in econometrics and epidemiology. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Ashcraft, A., I. Fernández-Val, and K. Lang (2013). The consequences of teenage childbearing: Consistent estimates when abortion makes miscarriage non-random. *The Economic Journal* 123(571), 875–905.
- Assini-Meytin, L. C. and K. M. Green (2015). Long-term consequences of adolescent parenthood among african-american urban youth: A propensity score matching approach. *Journal of Adolescent Health* 56(5), 529–535.
- Azevedo, J. P., L. F. Lopez-Calva, and E. Perova (2012). *Is the baby to blame? An inquiry into the consequences of early childbearing*. The World Bank.
- Becker, G. S. (2009). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago press.
- Chevalier, A. and T. K. Viitanen (2003). The long-run labour market consequences of teenage motherhood in britain. *Journal of population economics* 16(2), 323–343.
- Farmer, A. and J. Tiefenthaler (1997). An economic analysis of domestic violence. *Review of Social Economy* 55(3), 337–358.
- Fletcher, J. M. and B. L. Wolfe (2009). Education and labor market consequences of teenage childbearing evidence using the timing of pregnancy outcomes and community fixed effects. *Journal of Human Resources* 44(2), 303–325.
- Freedman, D. A. and J. S. Sekhon (2010). Endogeneity in probit response models. *Political Analysis* 18(2), 138–150.
- Furstenberg Jr, F. F. (1991). As the pendulum swings: Teenage childbearing and social concern. *Family Relations* 40(2), 127–138.
- Glick, P., C. Handy, and D. E. Sahn (2015). Schooling, marriage, and age at first birth in madagascar. *Population studies* 69(2), 219–236.
- Goodman, A., G. Kaplan, and I. Walker (2004). Understanding the effects of early motherhood in britain: the effects on mothers. Technical report, IFS Working Papers.
- Gustafsson, S. and S. Worku (2007). Teenage motherhood and long-run outcomes in south africa. Technical report, Tinbergen Institute Discussion Paper.

- Hindin, M. (2012). The influence of women's early childbearing on subsequent empowerment in sub-Saharan Africa: a cross-national meta analysis. *International Center for Research on Women Fertility & Empowerment Working Paper Series. 003-2012-ICRW-FE.*, 1–31.
- Hotz, V. J., S. W. McElroy, and S. G. Sanders (2005). Teenage childbearing and its life cycle consequences exploiting a natural experiment. *Journal of Human Resources* 40(3), 683–715.
- Kane, J. B., S. P. Morgan, K. M. Harris, and D. K. Guilkey (2013). The educational consequences of teen childbearing. *Demography* 50(6), 2129–2150.
- Klepinger, D. H., S. Lundberg, and R. D. Plotnick (1998). *Teen childbearing and human capital: does timing matter?* Citeseer.
- Lang, K. and A. Nuevo-Chiquero (2012). Trends in self-reported spontaneous abortions: 1970–2000. *Demography* 49(3), 989–1009.
- Long, J. S., J. Freese, et al. (2000). Scalar measures of fit for regression models. *Stata Technical Bulletin* 56, 34–40.
- Narita, R. and M. D. M. Diaz (2016). Teenage motherhood, education, and labor market outcomes of the mother: Evidence from Brazilian data. *Economia* 17(2), 238–252.
- Ribar, D. C. (1994). Teenage fertility and high school completion. *The Review of Economics and Statistics* 76(3), 413–424.
- Shelton Brown III, H., J. A. Pagán, and E. Bastida (2005). The impact of diabetes on employment: genetic IVs in a bivariate probit. *Health economics* 14(5), 537–544.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Yakusheva, O. and J. Fletcher (2015). Learning from teen childbearing experiences of close friends: Evidence using miscarriages as a natural experiment. *Review of Economics and Statistics* 97(1), 29–43.

Apêndice 2A - Tabelas auxiliares

Tabela 2.5. IV/GMM ponderado - Coeficientes estimados

	Agressão	Violência Doméstica	Violência conjugal (1)	Violência conjugal (2)
Gravidez precoce	0,077 (0,081)	0,115** (0,051)	0,113*** (0,042)	0,019 (0,025)
Chefe de família	0,007 (0,007)	0,001 (0,005)	-0,000 (0,004)	0,003 (0,002)
Branca	-0,015** (0,007)	-0,005 (0,005)	-0,006 (0,004)	-0,003* (0,002)
Idade em anos	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,000)
Nível de escolaridade				
Fundamental	-0,001 (0,012)	0,011 (0,008)	0,009 (0,007)	0,001 (0,003)
Ensino médio	0,010 (0,014)	0,019** (0,009)	0,013 (0,008)	0,005 (0,005)
Superior	0,025 (0,018)	0,026** (0,010)	0,016* (0,010)	0,002 (0,006)
PEA	0,007 (0,007)	0,003 (0,004)	0,002 (0,003)	0,001 (0,002)
Área urbana	0,042*** (0,009)	0,021*** (0,006)	0,015*** (0,005)	0,005 (0,003)
Região				
Capital	0,009 (0,008)	0,004 (0,004)	0,005 (0,004)	0,004* (0,003)
Metrópole	-0,003 (0,008)	-0,000 (0,005)	-0,002 (0,004)	0,005* (0,003)
RIDE	-0,017 (0,022)	-0,002 (0,015)	0,004 (0,014)	-0,006 (0,009)
Companheiro(a)/Cônjuge	-0,023*** (0,008)	-0,021*** (0,005)	-0,023*** (0,005)	- (0,005)
N. de filhos	-0,005 (0,015)	-0,013 (0,009)	-0,014* (0,007)	-0,001 (0,004)
Logaritmo da RDPC	-0,002 (0,004)	-0,005** (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,001)
Água encanada	-0,001 (0,009)	0,007 (0,005)	0,005 (0,004)	0,001 (0,003)
Esgotamento sanitário	-0,021** (0,009)	-0,015** (0,006)	-0,011* (0,006)	-0,002 (0,004)
Coleta de lixo	0,013 (0,010)	-0,010 (0,007)	-0,008 (0,007)	-0,002 (0,003)
Beber/fumar	0,038 (0,024)	0,029 (0,020)	0,025 (0,019)	-0,001 (0,003)
Constante	0,007 (0,041)	-0,022 (0,022)	-0,016 (0,019)	-0,005 (0,018)
Indicadoras de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
N. obs.	18.447	17.574	17.467	11.030
GMM C	0,672	4,043**	7,305***	0,274
Hansen's J	3,080*	1,037	1,699	4,361**

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.
 Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Tabela 2.6. Próbite bivariado - Coeficientes estimados

	Agressão	Gravidez precoce	Violência Doméstica	Gravidez precoce	Violência conjugal (1)	Gravidez precoce	Violência conjugal (2)	Gravidez precoce
Gravidez precoce	0,795*** (-0,244)	- (0,034)	0,715*** (0,239)	- (0,079)	0,858*** (0,264)	- (0,104)	0,994*** (0,361)	- (0,074)
Chefe de família	0,034 (0,053)	0,216*** (0,037)	0,079 (0,090)	0,208*** (0,038)	0,104 (0,098)	0,211*** (0,038)	0,094 (0,102)	0,074 (0,045)
Branca	-0,104* (0,054)	-0,099** (0,039)	-0,143 (0,089)	-0,089** (0,040)	-0,228** (0,101)	-0,085** (0,041)	-0,279*** (0,102)	-0,094* (0,049)
Idade em anos	-0,007* (0,004)	-0,005* (0,003)	-0,006 (0,006)	-0,005* (0,003)	-0,018*** (0,005)	-0,005** (0,003)	-0,005 (0,009)	-0,017*** (0,003)
Nível de escolaridade								
Fundamental	-0,006 (0,099)	0,105 (0,069)	0,294* (0,171)	0,137* (0,071)	0,307 (0,195)	0,136* (0,072)	0,225 (0,165)	-0,013 (0,087)
Ensino médio	0,171 (0,105)	-0,489*** (0,073)	0,321* (0,182)	-0,468*** (0,075)	0,252 (0,210)	-0,470*** (0,075)	0,363* (0,190)	-0,579*** (0,090)
Superior	0,327*** (0,124)	-0,849*** (0,092)	0,418** (0,212)	-0,831*** (0,096)	0,133 (0,236)	-0,840*** (0,097)	-0,782*** (0,266)	-0,886*** (0,124)
Na PEA	0,059 (0,059)	0,034 (0,045)	0,089 (0,079)	0,044 (0,046)	0,088 (0,092)	0,045 (0,047)	-0,092 (0,120)	0,071 (0,054)
Área urbana	0,386*** (0,090)	0,041 (0,074)	0,538*** (0,129)	0,039 (0,075)	0,518*** (0,146)	0,034 (0,076)	0,467*** (0,176)	0,075 (0,084)
Região								
Capital	0,087 (0,056)	-0,170*** (0,043)	0,051 (0,087)	-0,168*** (0,045)	0,095 (0,094)	-0,168*** (0,045)	0,267** (0,120)	-0,153*** (0,053)
Metrópole	-0,001 (0,066)	-0,016 (0,050)	0,04 (0,092)	-0,012 (0,051)	0,024 (0,101)	-0,017 (0,051)	0,227* (0,119)	-0,056 (0,059)
RIDE	-0,146 (0,139)	0,003 (0,111)	-0,175 (0,223)	0,003 (0,116)	-0,132 (0,237)	0,009 (0,116)	-0,262 (0,398)	-0,083 (0,149)
Companheiro(a)/Cônjuge	-0,152*** (0,053)	- (0,053)	-0,341*** (0,085)	- (0,085)	-0,491*** (0,097)	- (0,097)	- (0,097)	- (0,097)
N. de filhos	0,048** (0,022)	- (0,022)	0,086*** (0,031)	- (0,031)	0,106*** (0,035)	- (0,035)	0,108*** (0,039)	- (0,039)
Logaritmo da RDPC	0,014 (0,030)	-0,146*** (0,021)	-0,054 (0,037)	-0,141*** (0,021)	-0,01 (0,048)	-0,140*** (0,021)	0,041 (0,058)	-0,135*** (0,026)
Água encanada	0,001 (0,070)	-0,042 (0,055)	0,162* (0,092)	-0,041 (0,056)	0,12 (0,106)	-0,045 (0,056)	0,005 (0,146)	-0,023 (0,068)
Esgotamento sanitário	-0,135** (0,065)	-0,029 (0,043)	-0,277*** (0,105)	-0,033 (0,045)	-0,268** (0,126)	-0,03 (0,045)	-0,192 (0,161)	-0,034 (0,053)
Coleta de lixo	0,099 (0,096)	0,084 (0,080)	-0,19 (0,135)	0,103 (0,082)	-0,152 (0,152)	0,108 (0,082)	-0,104 (0,172)	0,057 (0,089)
Beber/fumar	0,252* (0,138)	0,203* (0,116)	0,384** (0,171)	0,218* (0,117)	0,412** (0,194)	0,213* (0,119)	-0,127 (0,186)	0,183 (0,153)
Idade da menarca	- (0,011)	-0,082*** (0,011)	- (0,011)	-0,084*** (0,011)	- (0,011)	-0,085*** (0,011)	- (0,011)	-0,090*** (0,014)
Aborto espontâneo	- (0,046)	0,446*** (0,046)	- (0,046)	0,429*** (0,047)	- (0,047)	0,439*** (0,047)	- (0,047)	0,341*** (0,053)
Constante	-2,306*** (0,250)	1,932*** (0,238)	-2,657*** (0,334)	1,856*** (0,244)	-2,511*** (0,371)	1,882*** (0,245)	-3,772*** (0,537)	2,572*** (0,292)
Indicadoras de UF	Sim		Sim		Sim		Sim	
N. obs.	18,447		17,574		17,467		11,030	
F-stat	14,570		13,978		15,433		71,720	
ρ	-0,410***		-0,259*		-0,381***		-0,507***	
$t - test$	-1,48		-2,23**		-3,43***		-2,80***	

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Tabela 2.7. Próbite bivariado - Efeito marginal médio da gravidez na adolescência sobre indicadores de violência contra a mulher de acordo com a idade

	Agressão	Violência Doméstica	Violência conjugal (1)	Violência conjugal (2)
20 anos	0,148** (0,061)	0,052** (0,025)	0,066** (0,031)	0,040 (0,026)
22 anos	0,146** (0,060)	0,051** (0,025)	0,062** (0,030)	0,039 (0,025)
24 anos	0,144** (0,060)	0,050** (0,024)	0,059** (0,029)	0,039 (0,025)
26 anos	0,142** (0,059)	0,049** (0,024)	0,055** (0,027)	0,038 (0,025)
28 anos	0,139** (0,059)	0,047** (0,023)	0,052** (0,026)	0,037 (0,025)
30 anos	0,137** (0,058)	0,046** (0,023)	0,049** (0,025)	0,036 (0,025)
32 anos	0,135** (0,058)	0,045** (0,023)	0,046* (0,024)	0,036 (0,025)
34 anos	0,133** (0,057)	0,044** (0,022)	0,043* (0,022)	0,035 (0,025)
36 anos	0,131** (0,057)	0,043** (0,022)	0,041* (0,021)	0,034 (0,026)
38 anos	0,129** (0,057)	0,043* (0,022)	0,038* (0,020)	0,034 (0,026)
40 anos	0,127** (0,056)	0,042* (0,022)	0,036* (0,020)	0,033 (0,026)
42 anos	0,124** (0,056)	0,041* (0,022)	0,033* (0,019)	0,032 (0,026)
44 anos	0,122** (0,055)	0,040* (0,021)	0,031* (0,018)	0,032 (0,026)
46 anos	0,120** (0,055)	0,039* (0,021)	0,029* (0,017)	0,031 (0,027)
48 anos	0,118** (0,055)	0,038* (0,021)	0,027* (0,016)	0,030 (0,027)
50 anos	0,116** (0,054)	0,037* (0,021)	0,025 (0,016)	0,030 (0,027)
N. obs.	18.447	17.574	17.467	11.030

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Tabela 2.8. Coeficientes e efeitos marginais médios estimados para gravidez na adolescência sobre indicadores de violência contra a mulher de acordo com o conjunto de instrumentos utilizado

Modelos/Instrumento(s)	Coeficiente (β) / Efeito marginal ($\partial Y_j / \partial \beta$)	Agressão	Indicador de Violência contra a mulher		
			Violência Doméstica	Violência Conjugal (1)	Violência Conjugal (2)
Probit	β	0,085 (0,063)	0,276*** (0,101)	0,209* (0,111)	0,103 (0,115)
Instrumento: Nenhum	$\partial Y_j / \partial \beta$	0,010 (0,008)	0,013** (0,005)	0,007* (0,004)	0,002 (0,002)
Biprobit	β	0,882*** (0,227)	0,628*** (0,240)	0,759*** (0,260)	1,017*** (0,316)
Instrumento: Aborto espontâneo	$\partial Y_j / \partial \beta$	0,154*** (0,058)	0,037* (0,020)	0,036* (0,019)	0,036 (0,023)
Biprobit	β	0,701* (0,369)	0,563* (0,315)	0,548 (0,366)	0,509 (0,691)
Instrumento: Idade da menarca	$\partial Y_j / \partial \beta$	0,112 (0,080)	0,032 (0,024)	0,022 (0,020)	0,011 (0,021)
Biprobit	β	0,795*** (0,244)	0,715*** (0,239)	0,858*** (0,264)	0,994*** (0,361)
Instrumento: Idade da menarca, Aborto espontâneo	$\partial Y_j / \partial \beta$	0,133** (0,057)	0,045** (0,022)	0,044* (0,023)	0,035 (0,025)

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Tabela 2.9. Próbite bivariado - Coeficientes estimados na amostra de mulheres com 35 anos ou menos

	Agressão	Gravidez precoce	Violência Doméstica	Gravidez precoce	Violência conjugal (1)	Gravidez precoce	Violência conjugal (2)	Gravidez precoce
Gravidez precoce	0,477* (0,264)	-	0,498** (0,242)	-	0,627** (0,246)	-	0,412 (0,304)	-
Chefe de família	0,101 (0,075)	0,307*** (0,050)	0,139 (0,116)	0,301*** (0,051)	0,09 (0,129)	0,297*** (0,051)	0,231 (0,144)	0,108* (0,063)
Branca	-0,175** (0,071)	-0,061 (0,052)	-0,068 (0,109)	-0,07 (0,054)	-0,104 (0,123)	-0,074 (0,054)	-0,061 (0,137)	-0,069 (0,066)
Idade em anos	-0,012 (0,008)	0,002 (0,006)	0,001 (0,010)	0,002 (0,006)	-0,007 (0,011)	0,002 (0,006)	-0,042** (0,019)	-0,027*** (0,008)
Nível de escolaridade								
Fundamental	0,115 (0,173)	0,103 (0,116)	0,436 (0,275)	0,125 (0,119)	0,382 (0,276)	0,118 (0,119)	0,398 (0,290)	-0,132 (0,151)
Ensino médio	0,142 (0,176)	-0,580*** (0,117)	0,218 (0,290)	-0,567*** (0,120)	0,099 (0,293)	-0,569*** (0,120)	0,173 (0,315)	-0,786*** (0,148)
Superior	0,241 (0,203)	-1,000*** (0,137)	0,247 (0,327)	-1,012*** (0,141)	-0,077 (0,342)	-1,044*** (0,141)	-0,642* (0,386)	-1,238*** (0,183)
Na PEA	0,051 (0,084)	0,049 (0,060)	0,144 (0,108)	0,049 (0,061)	0,083 (0,123)	0,047 (0,061)	-0,211 (0,170)	0,111 (0,071)
Área urbana	0,479*** (0,128)	-0,07 (0,099)	0,767*** (0,182)	-0,072 (0,101)	0,778*** (0,203)	-0,076 (0,102)	0,710*** (0,251)	-0,002 (0,111)
Região								
Capital	0,142* (0,074)	-0,091* (0,055)	0,061 (0,116)	-0,09 (0,057)	0,088 (0,125)	-0,095* (0,057)	0,370** (0,154)	-0,09 (0,068)
Metrópole	-0,028 (0,088)	0,024 (0,064)	-0,006 (0,117)	0,024 (0,065)	-0,003 (0,134)	0,027 (0,065)	0,382** (0,167)	0,028 (0,077)
RIDE	-0,361* (0,195)	-0,009 (0,150)	-0,145 (0,266)	-0,024 (0,151)	-0,137 (0,287)	-0,018 (0,150)	-0,255 (0,537)	-0,082 (0,175)
Companheiro(a)/Cônjuge	-0,225*** (0,077)	-	-0,499*** (0,128)	-	-0,693*** (0,150)	-	-	-
N. de filhos	0,094** (0,037)	-	0,153*** (0,053)	-	0,173*** (0,061)	-	0,283*** (0,060)	-
Logaritmo da RDPC	0,047 (0,042)	-0,264*** (0,031)	-0,015 (0,063)	-0,258*** (0,032)	0,009 (0,076)	-0,256*** (0,032)	0,115 (0,102)	-0,283*** (0,038)
Água encanada	-0,082 (0,098)	-0,056 (0,075)	0,074 (0,119)	-0,063 (0,078)	0,031 (0,142)	-0,071 (0,078)	-0,188 (0,220)	-0,02 (0,094)
Esgotamento sanitário	-0,183** (0,093)	0,093 (0,057)	-0,320** (0,152)	0,106* (0,059)	-0,402** (0,174)	0,112* (0,059)	-0,288 (0,255)	0,114 (0,070)
Coleta de lixo	0,186 (0,138)	0,189* (0,102)	-0,216 (0,185)	0,213** (0,105)	-0,074 (0,204)	0,221** (0,106)	-0,149 (0,204)	0,169 (0,117)
Beber/fumar	0,593*** (0,217)	0,296* (0,165)	0,788*** (0,250)	0,323* (0,172)	0,740*** (0,268)	0,305* (0,175)	0,042 (0,337)	0,21 (0,211)
Idade da menarca	-	-0,078*** (0,015)	-	-0,078*** (0,015)	-	-0,079*** (0,015)	-	-0,092*** (0,019)
Aborto espontâneo	-	0,687*** (0,071)	-	0,661*** (0,073)	-	0,669*** (0,074)	-	0,543*** (0,083)
Constante	-2,436*** (0,392)	2,333*** (0,349)	-3,102*** (0,555)	2,252*** (0,354)	-3,013*** (0,625)	2,282*** (0,355)	-3,526*** (1,125)	3,841*** (0,436)
Indicadoras de UF	Sim		Sim		Sim		Sim	
N. obs.	10,404		9,895		9,833		6,118	
F-stat	12,434		13,540		14,353		47,887	

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Tabela 2.10. Efeitos marginais médios estimados sobre indicadores de violência contra a mulher na amostra de mulheres com 35 anos ou menos

	Agressão	Violência Doméstica	Violência conjugal (1)	Violência conjugal (2)
Gravidez precoce	0,072 (0,048)	0,028* (0,017)	0,028* (0,015)	0,008 (0,007)
Chefe de família	0,014 (0,010)	0,007 (0,006)	0,004 (0,005)	0,005 (0,004)
Branca	-0,023** (0,009)	-0,003 (0,005)	-0,004 (0,005)	-0,001 (0,003)
Idade em anos	-0,002 (0,001)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001** (0,000)
Nível de escolaridade				
Fundamental	0,014 (0,020)	0,020** (0,010)	0,017* (0,010)	0,008 (0,005)
Ensino médio	0,017 (0,020)	0,008 (0,010)	0,003 (0,009)	0,003 (0,005)
Superior	0,031 (0,026)	0,010 (0,012)	-0,002 (0,010)	-0,004 (0,003)
PEA	0,007 (0,011)	0,007 (0,005)	0,003 (0,005)	-0,004 (0,004)
Área urbana	0,049*** (0,011)	0,024*** (0,005)	0,020*** (0,005)	0,010** (0,004)
Região				
Capital	0,020* (0,011)	0,003 (0,006)	0,004 (0,005)	0,008** (0,004)
Metrópole	-0,004 (0,011)	-0,000 (0,006)	-0,000 (0,005)	0,008** (0,004)
RIDE	-0,036** (0,016)	-0,006 (0,011)	-0,005 (0,009)	-0,003 (0,005)
Companheiro(a)/Cônjuge	-0,031*** (0,011)	-0,028*** (0,009)	-0,032*** (0,009)	- -
N. de filhos	0,013** (0,005)	0,008*** (0,003)	0,007*** (0,003)	0,006*** (0,002)
Logaritmo da RDPC	0,006 (0,006)	-0,001 (0,003)	0,000 (0,003)	0,002 (0,002)
Água encanada	-0,011 (0,014)	0,004 (0,006)	0,001 (0,006)	-0,004 (0,006)
Esgotamento sanitário	-0,025* (0,014)	-0,017* (0,009)	-0,018* (0,009)	-0,006 (0,006)
Coleta de lixo	0,022 (0,015)	-0,013 (0,013)	-0,003 (0,009)	-0,003 (0,005)
Beber/fumar	0,113** (0,054)	0,075** (0,037)	0,055* (0,031)	0,001 (0,007)
N. obs.	10.404	9.895	9.833	6.118

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Tabela 2.11. Próbite bivariado - Coeficientes estimados na amostra de mulheres com 36 anos ou mais

	Agressão	Gravidez precoce	Violência Doméstica	Gravidez precoce	Violência conjugal (1)	Gravidez precoce
Gravidez precoce	0,939 (0,590))	- -	0,975** (0,434)	- -	1,006* (0,567)	- -
Chefe de família	-0,001 (0,071)	0,122** (0,052)	0,037 (0,104)	0,110** (0,054)	0,179 (0,116)	0,123** (0,053)
Branca	-0,01 (0,069)	-0,134** (0,061)	-0,224* (0,128)	-0,094 (0,062)	-0,429*** (0,133)	-0,081 (0,061)
Idade em anos	0,017 (0,011)	-0,015* (0,008)	0,030* (0,016)	-0,015* (0,008)	-0,012 (0,014)	-0,017** (0,008)
Nível de escolaridade						
Fundamental	-0,134 (0,106)	0,055 (0,082)	0,123 (0,152)	0,094 (0,085)	0,300* (0,159)	0,1 (0,086)
Ensino médio	0,191 (0,125)	-0,432*** (0,087)	0,499*** (0,152)	-0,412*** (0,092)	0,548*** (0,168)	-0,420*** (0,092)
Superior	0,385** (0,152)	-0,805*** (0,123)	0,579*** (0,208)	-0,767*** (0,128)	0,403* (0,208)	-0,758*** (0,129)
Na PEA	0,07 (0,088)	0,046 (0,067)	0,026 (0,110)	0,073 (0,067)	0,046 (0,120)	0,076 (0,069)
Área urbana	0,226* (0,118)	0,201** (0,098)	0,186 (0,142)	0,198** (0,098)	0,09 (0,167)	0,191* (0,098)
Região						
Capital	0,006 (0,092)	-0,275*** (0,065)	0,013 (0,129)	-0,268*** (0,066)	0,092 (0,160)	-0,261*** (0,066)
Metrópole	0,073 (0,099)	-0,058 (0,072)	0,17 (0,128)	-0,046 (0,075)	0,158 (0,142)	-0,065 (0,073)
RIDE	0,104 (0,217)	0,116 (0,182)	-0,12 (0,308)	0,165 (0,184)	-0,003 (0,298)	0,17 (0,185)
Companheiro(a)/Cônjuge	-0,098 (0,072)	- -	-0,208** (0,105)	- -	-0,359*** (0,111)	- -
N. de filhos	0,034 (0,027)	- -	0,045 (0,033)	- -	0,061* (0,034)	- -
Logaritmo da RDPC	-0,04 (0,048)	-0,005 (0,031)	-0,107** (0,043)	-0,001 (0,031)	-0,003 (0,055)	0,002 (0,032)
Água encanada	0,147 (0,092)	-0,038 (0,078)	0,288** (0,141)	-0,032 (0,081)	0,277* (0,147)	-0,029 (0,082)
Esgotamento sanitário	-0,072 (0,088)	-0,140** (0,062)	-0,198* (0,115)	-0,162** (0,064)	-0,026 (0,112)	-0,163** (0,064)
Coleta de lixo	0,004 (0,111)	-0,032 (0,105)	-0,158 (0,142)	-0,021 (0,107)	-0,280* (0,162)	-0,018 (0,108)
Beber/fumar	-0,057 (0,165)	0,191 (0,155)	-0,181 (0,194)	0,214 (0,158)	-0,151 (0,212)	0,217 (0,160)
Idade da menarca	- -	-0,086*** (0,017)	- -	-0,092*** (0,016)	- -	-0,094*** (0,016)
Aborto espontâneo	- -	0,272*** (0,060)	- -	0,260*** (0,062)	- -	0,274*** (0,063)
Constante	-2,816*** (0,484)	1,638*** (0,434)	-4,160*** (0,751)	1,571*** (0,442)	-2,913*** (0,672)	1,652*** (0,445)
Indicadoras de UF	Sim			Sim		Sim
N. obs.	8.043			7.679		7.634
F-stat	5,792			5,976		98,974

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Não há observações suficientes na amostra de mulheres com 36 anos ou mais e que vivam com cônjuges

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

Tabela 2.12. Efeitos marginais médios estimados sobre indicadores de violência contra a mulher na amostra de mulheres com 36 anos ou mais

	Agressão	Violência Doméstica	Violência conjugal (1)
Gravidez precoce	0,158 (0,150)	0,069 (0,057)	0,052 (0,058)
Chefe de família	-0,000 (0,010)	0,002 (0,006)	0,008 (0,005)
Branca	-0,001 (0,010)	-0,013 (0,008)	-0,019** (0,009)
Idade em anos	0,002 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)
Nível de escolaridade			
Fundamental	-0,015 (0,013)	0,005 (0,006)	0,009 (0,007)
Ensino médio	0,026 (0,020)	0,027** (0,013)	0,022 (0,015)
Superior	0,059* (0,031)	0,034 (0,021)	0,014 (0,011)
PEA	0,009 (0,011)	0,002 (0,006)	0,002 (0,005)
Área urbana	0,028** (0,011)	0,010 (0,007)	0,004 (0,006)
Região			
Capital	0,001 (0,013)	0,001 (0,007)	0,004 (0,009)
Metrópole	0,010 (0,015)	0,011 (0,010)	0,007 (0,009)
RIDE	0,015 (0,032)	-0,006 (0,014)	-0,000 (0,012)
Companheiro(a)/Cônjuge=1	-0,014 (0,011)	-0,013* (0,007)	-0,018** (0,009)
N. de filhos	0,005 (0,004)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)
Logaritmo da RDPC	-0,005 (0,007)	-0,006* (0,004)	-0,000 (0,003)
Água encanada	0,019 (0,011)	0,014* (0,008)	0,011 (0,008)
Esgotamento sanitário	-0,010 (0,012)	-0,012* (0,007)	-0,001 (0,005)
Coleta de lixo	0,000 (0,015)	-0,010 (0,010)	-0,015 (0,012)
Beber/fumar	-0,008 (0,022)	-0,009 (0,010)	-0,006 (0,008)
N. obs.	8.043	7.679	7.634

Nota: Erros padrão entre parênteses. * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Não há observações suficientes na amostra de mulheres com 36 anos ou mais e que vivam com cônjuges

Fonte: Elaboração própria com dados da PNS 2013.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dada a situação da mulher no Brasil em se tratando de violência doméstica e familiar - pesquisa de 2019 aponta que 19% das entrevistadas relataram ter sofrido algum tipo de violência doméstica ou familiar nos últimos 12 meses e que o agressor em 78% desses casos foi o ex ou atual companheiro¹⁵ - nessa tese propusemos a realização de dois estudos a fim de melhor compreender esse fenômeno. No primeiro ensaio foram investigados os determinantes dos casos de violência conjugal conjuntamente com os determinantes do sub-registro desse tipo de crime e no segundo foi investigada a relação entre gravidez na adolescência e a ocorrência de violência conjugal.

No primeiro estudo, as estimativas sugerem que aumentos de renda das mulheres reduzem a chance das mesmas serem vítimas de violência conjugal e que esse efeito, além de crescente na renda, é maior para as mulheres que não convivem com companheiro. Com relação aos efeitos na chance de registrar ocorrência os resultados variam de acordo com o modelo. Quando utilizamos a renda domiciliar per capita e a indicadora “chefe de família”, o efeito negativo e crescente na renda na chance de vitimização e no registro da ocorrência difere de acordo com o *status* da mulher na família.

A princípio, o resultado que relaciona negativamente a renda da mulher ao registro da ocorrência de violência conjugal pode parecer contra intuitivo. No entanto, está completamente de acordo com o *framework* utilizado nesse trabalho. A esperança do registro de uma ocorrência é dado pelo produto de duas probabilidades, ou seja, a chance de ser vitimado vezes a chance de registrar a ocorrência.

Já no segundo estudo, considerando possíveis problemas de endogeneidade envolvendo as duas variáveis analisadas, os resultados apontam que existe uma relação positivamente significativa entre essas duas características. Também testamos a relação entre gravidez na adolescência e violência conjugal em uma amostra de mulheres que afirmaram viver com companheiro(a)/cônjuge e o resultado não apresentou significância estatística.

Os efeitos encontrados, na média, foram todos estatisticamente significativos, decrescendo a medida que as mulheres envelhecem. Quando a variável investigada foi agressão por desconhecido, o efeito marginal médio estimado aos 50 anos de idade (11,6 p.p.) foi 21% menor que o encontrado aos 20 anos (14,8 p.p.). Já para a violência conjugal (1), o efeito marginal médio estimado aos 20 anos (6,6 p.p.) é mais que o dobro daquele estimado aos 50 anos (2,5 p.p.). Ainda mais, as estimativas sugerem que o efeito deletério da gravidez na adolescência sobre a violência conjugal não só cai com o passar dos anos, mas tende a desaparecer antes de as mulheres completarem 50 anos.

Embora existam teorias que suportem, tanto um efeito positivo da renda da mulher sobre os níveis de violência conjugal, quanto para um efeito negativo, no estudo aqui apresentado encontramos que quanto maior o nível de renda da mulher menores serão suas chances de ser vítima de violência conjugal. Esse resultado, a nosso ver, tem aderência com a realidade brasileira, uma vez que o segundo motivo (27%) alegado pelas mulheres para não tomarem qualquer atitude frente a um episódio de violência conjugal foi a dependência financeira.

Apesar de a importância de se avaliar ambos os resultados sob a luz de certas limitações, esses estudos, não só contribuem com a literatura especializada, mas também fornecem importantes subsídios para a formulação de políticas públicas de enfrentamento à violência doméstica e familiar contra a mulher. Abaixo elencamos, pelo menos duas implicações de políticas públicas que podem ser subsidiadas por esses estudos:

¹⁵Ver <https://bit.ly/3rQe5SJ>.

1. Realizar pesquisas de vitimização com frequência definida e com abrangência nacional.

Com o fim da realização da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e a adoção da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua, desde 2009 não é realizada uma pesquisa nacional de vitimização, tal como a realizada em 2009 em caráter suplementar. A Pesquisa de Condições Socioeconômicas e Violência Doméstica e Familiar contra a Mulher¹⁶ que inicialmente era restrita às capitais nordestinas, apenas em 2019 passou a ser realizada em âmbito nacional (sete capitais brasileiras). Se faz necessário que iniciativas como a anterior sejam incorporadas, de forma perene e contínua, nas agendas das pesquisas nacionais oficiais. Dados confiáveis e atualizados com frequência definida são fundamentais para a elaboração e avaliação de políticas públicas relacionadas à violência contra a mulher. Além disso, é necessário considerar as dificuldades envolvidas nesse tipo de pesquisa e aprimorar continuamente os instrumentos de coleta. Ellsberg et al. (2001) destaca o quão sensível é o tema da violência doméstica e que suas características fazem com que seja sub-relatada pelas mulheres. Nesse sentido, os autores destacam alguns fatores que podem reduzir, mas não eliminar o sub-relato. Treinar adequadamente os entrevistadores e assegurar a privacidade da respondente a fim de evitar coerção do possível agressor são exemplos de boas práticas a fim de assegurar uma melhor realização das pesquisas de vitimização relacionadas à violência familiar e doméstica contra a mulher.

2. Continuar/melhorar ações para a redução dos níveis de gravidez na adolescência.

Além das inúmeras evidências sobre os efeitos negativos - tanto de curto quanto de longo prazo - de uma gravidez na adolescência, no segundo ensaio encontramos evidências de mais um efeito negativo, qual seja a de que uma gravidez antes dos 19 anos de idade eleva a chance de a mulher ser vítima de violência. Esse resultado é de extrema importância para análises de custos e benefícios de políticas públicas, ou seja, há evidências de que reduções no nível de gravidez na adolescência terão efeitos positivos para as mulheres além daqueles já colocados pela literatura. Em outras palavras, políticas de redução dos índices de gravidez na adolescência não só melhoram a condição das mulheres enquanto jovens, mas também na sua fase adulta via redução da chance de elas serem vítimas de violência. É importante que os setores da Saúde, Educação e Assistência Social atuem de forma conjunta com o objetivo de oferecer o máximo de informação - métodos contraceptivos, por exemplo - para que as(os) adolescentes tenham responsabilidade e segurança em se tratando de atividades sexuais.

¹⁶Ver <https://www.institutomariadapenha.org.br/projetos/pesquisa-pcsvdfmulher.html>.

REFERÊNCIAS

- Abramsky, T., S. Lees, H. Stöckl, S. Harvey, I. Kapinga, M. Ranganathan, G. Mshana, and S. Kapiga (2019). Women's income and risk of intimate partner violence: secondary findings from the maisha cluster randomised trial in north-western tanzania. *BMC public health* 19(1), 1108.
- Aguiar do Monte, P. and H. d. S. Ramos Filho (2016). The brazilian cash transfer programme, regional effects, and its impact on the labour market. *International Review of Applied Economics* 30(2), 255–271.
- Aizer, A. (2010). The gender wage gap and domestic violence. *American Economic Review* 100(4), 1847–59.
- Almanza, C. H. and D. E. Sahn (2018). Early childbearing, school attainment, and cognitive skills: evidence from madagascar. *Demography* 55(2), 643–668.
- Angrist, J. D. (1991). Instrumental variables estimation of average treatment effects in econometrics and epidemiology. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Ashcraft, A., I. Fernández-Val, and K. Lang (2013). The consequences of teenage childbearing: Consistent estimates when abortion makes miscarriage non-random. *The Economic Journal* 123(571), 875–905.
- Assini-Meytin, L. C. and K. M. Green (2015). Long-term consequences of adolescent parenthood among african-american urban youth: A propensity score matching approach. *Journal of Adolescent Health* 56(5), 529–535.
- Azevedo, J. P., L. F. Lopez-Calva, and E. Perova (2012). *Is the baby to blame? An inquiry into the consequences of early childbearing*. The World Bank.
- Becker, G. S. (2009). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago press.
- Borges, B. P. d. S. (2014). *Violência contra a mulher: uma análise do caso brasileiro*. Ph. D. thesis, Universidade de São Paulo.
- Buis, M. L. (2009). Not all transitions are equal: The relationship between inequality of educational opportunities and inequality of educational outcomes. *Inequality of Educational Outcome and Inequality of Educational Opportunity in the Netherlands during the 20th Century*, 105–136.
- Buis, M. L. (2011). The consequences of unobserved heterogeneity in a sequential logit model. *Research in Social Stratification and Mobility* 29(3), 247–262.
- Cerqueira, D., M. V. M. Matos, A. P. A. Martins, and J. Pinto Junior (2015). Avaliando a efetividade da lei maria da penha.
- Chevalier, A. and T. K. Viitanen (2003). The long-run labour market consequences of teenage motherhood in britain. *Journal of population economics* 16(2), 323–343.
- Ellsberg, M., L. Heise, R. Pena, S. Agurto, and A. Winkvist (2001). Researching domestic violence against women: methodological and ethical considerations. *Studies in family planning* 32(1), 1–16.

- Eswaran, M. and N. Malhotra (2011). Domestic violence and women's autonomy in developing countries: theory and evidence. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique* 44(4), 1222–1263.
- Fakir, A. M., A. Anjum, F. Bushra, and N. Nawar (2016). The endogeneity of domestic violence: Understanding women empowerment through autonomy. *World development perspectives* 2, 34–42.
- Farmer, A. and J. Tiefenthaler (1996). Domestic violence: the value of services as signals. *The American Economic Review* 86(2), 274–279.
- Farmer, A. and J. Tiefenthaler (1997). An economic analysis of domestic violence. *Review of Social Economy* 55(3), 337–358.
- Fletcher, J. M. and B. L. Wolfe (2009). Education and labor market consequences of teenage childbearing evidence using the timing of pregnancy outcomes and community fixed effects. *Journal of Human Resources* 44(2), 303–325.
- Freedman, D. A. and J. S. Sekhon (2010). Endogeneity in probit response models. *Political Analysis* 18(2), 138–150.
- Furstenberg Jr, F. F. (1991). As the pendulum swings: Teenage childbearing and social concern. *Family Relations* 40(2), 127–138.
- Garcia, L. P., L. R. S. d. Freitas, and D. A. Höfelmann (2013). Avaliação do impacto da lei maria da penha sobre a mortalidade de mulheres por agressões no brasil, 2001-2011. *Epidemiologia e Serviços de Saúde* 22(3), 383–394.
- Glick, P., C. Handy, and D. E. Sahn (2015). Schooling, marriage, and age at first birth in madagascar. *Population studies* 69(2), 219–236.
- Goodman, A., G. Kaplan, and I. Walker (2004). Understanding the effects of early motherhood in britain: the effects on mothers. Technical report, IFS Working Papers.
- Gustafsson, S. and S. Worku (2007). Teenage motherhood and long-run outcomes in south africa. Technical report, Tinbergen Institute Discussion Paper.
- Hidrobo, M. and L. Fernald (2013). Cash transfers and domestic violence. *Journal of health economics* 32(1), 304–319.
- Hidrobo, M., A. Peterman, and L. Heise (2016). The effect of cash, vouchers, and food transfers on intimate partner violence: evidence from a randomized experiment in northern ecuador. *American Economic Journal: Applied Economics* 8(3), 284–303.
- Hindin, M. (2012). The influence of women's early childbearing on subsequent empowerment in sub-saharan africa: a cross-national meta analysis. *International Center for Research on Women Fertility & Empowerment Working Paper Series. 003-2012-ICRW-FE.*, 1–31.
- Hotz, V. J., S. W. McElroy, and S. G. Sanders (2005). Teenage childbearing and its life cycle consequences exploiting a natural experiment. *Journal of Human Resources* 40(3), 683–715.

- Justus, M. and L. G. Scorzafave (2015). Underreporting of property crimes: An empirical economic analysis doi: <http://dx.doi.org/10.18836/2178-0587/ealr.v5n2p271-284>. *Economic Analysis of Law Review* 5(2), 271–284.
- Kane, J. B., S. P. Morgan, K. M. Harris, and D. K. Guilkey (2013). The educational consequences of teen childbearing. *Demography* 50(6), 2129–2150.
- Klepinger, D. H., S. Lundberg, and R. D. Plotnick (1998). *Teen childbearing and human capital: does timing matter?* Citeseer.
- Lang, K. and A. Nuevo-Chiquero (2012). Trends in self-reported spontaneous abortions: 1970–2000. *Demography* 49(3), 989–1009.
- Long, J. S., J. Freese, et al. (2000). Scalar measures of fit for regression models. *Stata Technical Bulletin* 56, 34–40.
- Moreira, G. C., L. B. d. Mattos, E. C. Teixeira, and D. A. d. Cunha (2016). Programa bolsa família e violência doméstica contra a mulher no brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)* 46(4), 973–1002.
- Narita, R. and M. D. M. Diaz (2016). Teenage motherhood, education, and labor market outcomes of the mother: Evidence from brazilian data. *Economia* 17(2), 238–252.
- Pollak, R. A. (2004). An intergenerational model of domestic violence. *Journal of Population Economics* 17(2), 311–329.
- Raj, A. and J. Silverman (2002). Violence against immigrant women: The roles of culture, context, and legal immigrant status on intimate partner violence. *Violence against women* 8(3), 367–398.
- Ribar, D. C. (1994). Teenage fertility and high school completion. *The Review of Economics and Statistics* 76(3), 413–424.
- Santos, M. J. d. and A. L. Kassouf (2008). Existe explicação econômica para o sub-registro de crimes contra a propriedade? *Economia Aplicada* 12(1), 5–27. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502008000100001>doi: 10.1590/S1413-80502008000100001.
- Sartori, A. E. (2003). An estimator for some binary-outcome selection models without exclusion restrictions. *Political Analysis* 11(2), 111–138.
- Shelton Brown III, H., J. A. Pagán, and E. Bastida (2005). The impact of diabetes on employment: genetic ivs in a bivariate probit. *Health economics* 14(5), 537–544.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Yakusheva, O. and J. Fletcher (2015). Learning from teen childbearing experiences of close friends: Evidence using miscarriages as a natural experiment. *Review of Economics and Statistics* 97(1), 29–43.