2048
TEXTO PARA DISCUSSÃO

AVALIANDO A EFETIVIDADE DA LEI MARIA DA PENHA

Daniel Cerqueira
Mariana Matos
Ana Paula Antunes Martins
Jony Pinto Junior

ipea

2048
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, março de 2015

AVALIANDO A EFETIVIDADE DA LEI MARIA DA PENHA[1]

Daniel Cerqueira[2]
Mariana Vieira Martins Matos[3]
Ana Paula Antunes Martins[4]
Jony Pinto Junior[5]

1. Gostaríamos de agradecer ao ministro Marcelo Neri pelo estímulo e boas sugestões na realização do trabalho. Somos gratos ainda a vários colegas e técnicos do Ipea que colaboraram com muitas sugestões nos seminários realizados na Casa. Naturalmente, todas as possíveis falhas existentes no trabalho devem ser creditadas exclusivamente aos autores.
2. Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (Diest) do Ipea.
3. Pesquisadora do Subprograma de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) na Diest do Ipea.
4. Doutoranda da Universidade de Brasília (UnB).
5. Pesquisador do PNPD na Diest do Ipea e da Universidade Federal Fluminense (UFF).

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Roberto Mangabeira Unger

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Sergei Suarez Dillon Soares

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto
Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete
Ruy Silva Pessoa

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2015

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: K42.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 CANAIS TEÓRICOS DE EFETIVIDADE DA LEI MARIA DA PENHA
PARA FAZER DIMINUIR AS AGRESSÕES DE GÊNERO 10

3 MODELO DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS PARA CAPTAR
O EFEITO DA LMP SOBRE OS HOMICÍDIOS 14

4 ANÁLISE ECONOMÉTRICA COM BASE NO MODELO DE
DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS 21

5 ROBUSTEZ DOS RESULTADOS 26

6 CONCLUSÕES E DISCUSSÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS 32

REFERÊNCIAS 35

SINOPSE

A superação da violência doméstica é um dos grandes desafios das políticas públicas no Brasil. A Lei nº 11.340, conhecida como Lei Maria da Penha (LMP), sancionada em 2006, representou um marco institucional importante nesse caminho, pois procurou tratar de forma integral o problema da violência doméstica, e não apenas da imputação de uma maior pena ao ofensor. Com efeito, a nova legislação ofereceu um conjunto de instrumentos para possibilitar a proteção e o acolhimento emergencial à vítima, isolando-a do agressor, ao mesmo tempo que criou mecanismos para garantir a assistência social da ofendida. Contudo, mais de oito anos após a sanção da LMP, há uma completa lacuna acerca de estudos empíricos que procurassem avaliar o seu efeito, que foi o objeto deste trabalho. Construímos um modelo de diferenças em diferenças, em que os homicídios contra mulheres que ocorreram dentro das residências foram confrontados com aqueles que acometeram os homens. Nossos resultados indicaram que a lei cumpriu um papel relevante para conter a violência de gênero, ainda que sua efetividade não tenha se dado de maneira uniforme no país, uma vez que a sua eficácia depende da institucionalização de vários serviços protetivos nas localidades, que se deu de forma desigual no território.

Palavras-chave: Lei Maria da Penha; avaliação; Brasil; violência de gênero.

ABSTRACT

The Law 11.340, known as Maria da Penha Law (MPL), enacted in 2006, represented an important institutional framework in order to overcome domestic violence in Brazil. However, more than eight years after the sanction of MPL, there is a complete gap about empirical studies to evaluate their effect, which is the object of this work. We Constructed a model of differences in differences, where homicides against women that occurred at home were compared with those against men. Our results indicated that the law played an important role to curb gender violence, although its effectiveness has potentially been heterogeneous between localities due to different level of institutionalization of the protective service to victims, described by the law.

Keywords: Maria da Penha Law; evaluation; Brazil; domestic violence

1 INTRODUÇÃO

A violência doméstica é a mãe de todas as violências. As vítimas não são apenas as mulheres e crianças que sofrem reiteradamente, apanham, são estupradas e eventualmente são mortas. A vítima termina sendo toda a sociedade. Além do sofrimento cotidiano, a violência doméstica reproduz e alimenta um aprendizado que geralmente não fica restrito às paredes do lar. Crianças e jovens que crescem nesse meio, muitas vezes, respondem aos conflitos quotidianos e à necessidade de autoafirmação, tão típicos da juventude, usando a linguagem aprendida, da violência. Quando tais incidentes ocasionam uma morte, uma espiral de agressões e de vinganças recíprocas envolvendo grupos de jovens gera inúmeras outras vítimas fatais, sendo que o rastro da origem de todos os problemas há muito foi apagado por uma sequência de eventos, tornando invisíveis para a sociedade as consequências do aprendizado da violência intrafamiliar.

Não obstante a importância de se enfrentar a violência doméstica, no Brasil, a ideologia patriarcal, que define as relações de poder entre homens e mulheres na sociedade – e que permeia a cultura, as instituições e o próprio sistema de justiça criminal – tem constituído um forte obstáculo para os avanços em direção à garantia de igualdade de direitos para as mulheres. De fato, essa é uma história recente no país. Por exemplo, até a década de 1970, a tese de legítima defesa da honra era aceita nos tribunais para inocentar maridos que assassinavam seu cônjuge, como o famoso caso Doca Street, de 1977, que gerou uma forte denúncia e reação do movimento feminista. Nesse mesmo período, se debatia no meio jurídico se o marido poderia ser sujeito ativo do crime de estupro contra sua esposa,[1] uma vez que era dever dos cônjuges manter relações sexuais (Cerqueira e Coelho, 2014). Apesar de a Constituição de 1988 ter igualado as funções familiares entre homens e mulheres, apenas em 1995 a Lei nº 9.520 revogou o Artigo 35 do Código de Processo Penal, que estabelecia que a mulher casada não poderia exercer o direito de queixa sem a autorização do marido, salvo quando fosse contra ele, ou que esta estivesse separada. Em 2000, a Lei nº 2.372, que propunha medidas protetivas

1. Conforme assinala Jesus "Assim, sempre que a mulher não consentir na conjunção carnal e o marido a obrigar ao ato, com violência ou grave ameaça, em princípio caracterizar-se-á o crime de estupro, desde que ela tenha justa causa para a negativa" (*apud* Motter, 2011). Já Noronha entende que "o marido não pode ser acusado do crime de estupro de sua própria mulher, uma vez que o Código Civil traz como umas das consequências do casamento o dever dos cônjuges de manter relações sexuais; assim, na hipótese de recusa, poderá o marido forçá-la ao ato sexual sem responder pelo crime de estupro" (*apud* Motter, 2011).

para a mulher vítima de violência doméstica – com o afastamento do agressor da habitação – foi totalmente vetada pelo presidente da República (Calazans e Cortes, 2011). Até a sanção da Lei Maria da Penha (Lei nº 11.340/2006), os incidentes de violência doméstica[2] eram julgados segundo a Lei nº 9.099/1995, ou seja, como crimes de menor potencial ofensivo, em que nenhuma medida protetiva era oferecida à vítima, ao passo que nos poucos casos em que o perpetrador era condenado, sua pena se reduzia ao pagamento de cestas básicas.[3]

A Lei Maria da Penha (LMP), conforme destacado por Calazans e Cortes (2011), representa um dos mais empolgantes e interessantes exemplos de amadurecimento democrático, pois contou na sua formulação com a participação ativa de organizações não governamentais feministas, Secretaria de Política para Mulheres, academia, operadores do direito e o Congresso Nacional.

Em termos mais gerais, uma inovação importante da LMP[4] é que esta procurou tratar de forma integral o problema da violência doméstica, e não apenas da imputação de uma maior pena ao ofensor. Com efeito, a nova legislação ofereceu um conjunto de instrumentos para possibilitar a proteção e o acolhimento emergencial à vítima, isolando-a do agressor, ao mesmo tempo que criou mecanismos para garantir a assistência social da ofendida. Além disso, a lei previu os mecanismos para preservar os direitos patrimoniais e familiares da vítima; sugeriu arranjos para o aperfeiçoamento e efetividade do atendimento jurisdicional; e previu instâncias para tratamento do agressor. Como apontado por Martins, Cerqueira e Matos (2015), foram considerados onze serviços e medidas protetivas na legislação.

2. Obviamente quando não redunda em homicídio.

3. Segundo Calazans e Cortes (2011, p. 42): "90% desses casos terminavam em arquivamento nas audiências de conciliação, sem que as mulheres encontrassem uma resposta efetiva ao poder público à violência sofrida. Nos poucos casos em que ocorria alguma punição do agressor, este era geralmente condenado a entregar cestas básicas a alguma instituição filantrópica".

4. A definição de violência doméstica explicitada no artigo 5º da LMP, também admitida neste trabalho, diz: "configura violência doméstica e familiar contra a mulher qualquer ação ou omissão baseada no gênero que lhe cause morte, lesão, sofrimento físico, sexual ou psicológico e dano moral ou patrimonial: I - no âmbito da unidade doméstica, compreendida como o espaço de convívio permanente de pessoas, com ou sem vínculo familiar, inclusive as esporadicamente agregadas; II - no âmbito da família, compreendida como a comunidade formada por indivíduos que são ou se consideram aparentados, unidos por laços naturais, por afinidade ou por vontade expressa; III - em qualquer relação íntima de afeto, na qual o agressor conviva ou tenha convivido com a ofendida, independentemente de coabitação" (Brasil, 2006).

Não obstante a importância da LMP, há uma grande lacuna no que se refere a uma avaliação quantitativa sobre os seus efeitos para coibir a violência de gênero no país. Única exceção foi o trabalho de Garcia *et al.* (2013), que, ao analisarem a evolução temporal dos homicídios de mulheres no Brasil e nas macrorregiões, antes e após a promulgação da lei, constataram que "não houve impacto, ou seja, não houve redução das taxas anuais de mortalidade, comparando-se os períodos antes e depois da vigência da Lei". Todavia, as autoras fazem apenas uma avaliação superficial, sem considerarem abordagens quantitativas, mais indicadas para lidar com avaliação causal, que envolvam análises contrafactuais e métodos econométricos multivariados que deem conta de lidar com vários fatores intervenientes, associados ao complexo problema da violência. Por outro lado, ao considerarem somente a taxa de homicídios de mulheres como uma *proxy* para homicídios envolvendo questões de gênero, as autoras analisaram, na verdade, um fenômeno que vai além da violência de gênero, mas que se confunde com a violência generalizada na sociedade, que vitimiza homens e mulheres e que pode ter variado, no período analisado, por uma miríade de fatores.

O objetivo deste trabalho é suprir a lacuna supramencionada acerca de uma avaliação do efeito da Lei Maria da Penha em âmbito nacional. Para tanto, na segunda seção, haverá uma discussão teórica sobre os canais comportamentais que operam para fazer diminuir a agressão de mulheres a partir da promulgação da LMP. Na terceira seção, apresentaremos nosso modelo teórico de diferenças em diferenças, seguido por uma análise descritiva dos dados, com base nas informações sobre agressões provenientes do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde (MS), entre 2000 e 2011. Na quarta seção, apresentaremos o principal modelo empírico, em que adotamos uma estratégia de identificação com base no método de diferenças em diferenças, em que os homicídios (e homicídios dentro das residências) de mulheres são confrontados com os mesmos incidentes fatais sofridos por homens. Na quinta seção, serão efetuados outros cálculos, que seguem para aferir a robustez dos resultados. Na última seção, discutiremos as principais conclusões e apresentaremos algumas ideias para outras extensões da análise.

2 CANAIS TEÓRICOS DE EFETIVIDADE DA LEI MARIA DA PENHA PARA FAZER DIMINUIR AS AGRESSÕES DE GÊNERO

A LMP modificou o tratamento do Estado em relação aos casos envolvendo violência doméstica, basicamente, por meio de três canais, pois: *i)* aumentou o custo da pena para o agressor;[5] *ii)* aumentou o empoderamento e as condições de segurança para que a vítima pudesse denunciar;[6] e *iii)* aperfeiçoou os mecanismos jurisdicionais, possibilitando que o sistema de justiça criminal atendesse de forma mais efetiva os casos envolvendo violência doméstica.[7]

Esses três elementos, por sua vez, afetaram o comportamento de agressores e vítimas. Enquanto, potencialmente, as vítimas passaram a encontrar um ambiente de maior segurança, que lhes possibilitava denunciar a agressão sem receio de vingança, em face das medidas protetivas emergenciais, o sistema de justiça, a princípio, teria melhores condições para fazer aumentar a taxa de condenações para dado número de denúncias, uma vez que polícia, Ministério Público, Defensoria e Juizados Especiais se integraram com o enfoque de providenciar respostas mais efetivas ao problema da violência doméstica. Os dois últimos elementos conjuntamente contribuem para aumentar a probabilidade de condenação. Ou seja, em tese, é razoável supor que a LMP contribuiu para fazer aumentar o custo esperado da punição, que se dá pelo aumento do custo da condenação, bem como do aumento da probabilidade de condenação. Por sua vez, o aumento desse custo esperado possui uma relação inversa com a probabilidade de um indivíduo agressivo perpetrar o crime.

Uma possibilidade para se racionalizar a mudança no novo equilíbrio, em termos do número de agressões em determinada localidade, pode se dar com base no modelo que será apresentado na seção a seguir.

5. O Artigo 41 da Lei nº 11.340, de 7 de agosto de 2006, veta a aplicabilidade da Lei nº 9.099, de 26 de setembro de 1995 (para crimes com menor potencial ofensivo) para casos envolvendo violência doméstica (Brasil, 2006). Por outro lado, o Artigo 44 altera o Artigo 129 do Decreto-Lei nº 2.848, de 7 de setembro de 1940 (Código Penal), imputando a pena de detenção de três meses a três anos nos casos envolvendo violência doméstica (Brasil, 2006).
6. Conforme previsto nos artigos 9º, 10, 11, 12 e 18 a 23 da Lei nº 11.340/2006.
7. Conforme previsto nos artigos 12, 13, 14 e 25 a 34 da Lei nº 11.340/2006.

2.1 Um modelo teórico simplificado

Suponha um agressor em potencial *i*, residente numa localidade *m* e que tenha uma função utilidade do seguinte tipo:

$$U_{im} = r_i + v_{im} - E[c_{im}]. \tag{1}$$

Onde:

r_i = renda do indivíduo i;

v_{im} = equivalente monetário da valoração de i por perpetrar a violência; e

$E[c_{im}]$ = equivalente monetário da esperança do custo da punição.

Nesse caso, a probabilidade de um indivíduo *i* residente na localidade *m* perpetrar a violência seria dada por:

$$Prob_{im}(cometer\ a\ violência) = \text{Prob}\ (v_{im} > E[c_{im}]). \tag{2}$$

Suponha ainda que a única fonte de heterogeneidade não observada seja a valoração dos indivíduos por perpetrar a agressão, que tenha uma determinada distribuição, com média e variância diferente para cada localidade. Considere ainda, para efeito de simplificação do modelo, que os *n* indivíduos residentes em uma localidade sejam distribuídos de forma independente e identicamente distribuídos (i.i.d) e tenham uma crença idêntica sobre o custo esperado da punição. Então, o número de agressões na localidade seria dado por:

$$n.Prob_{im}(v_{im} > E[c_{im}]) = n\int_{E[c_m]}^{\infty} f(v_{im})\,dv_{im}\ . \tag{3}$$

Desta equação (3), fica sublinhado que a distribuição da valoração quanto à violência de gênero depende da localidade. Ou seja, é possível que em determinadas localidades a ideologia patriarcal seja mais forte, ou haja uma subcultura de violência contra a mulher mais arraigada, de modo que o número de agressões seja maior aí. Por outro lado, conforme salientamos, como o custo esperado da punição aumentou após a LMP, o número de agressões, segundo o modelo, deveria diminuir, em maior ou menor intensidade, em

todas as localidades, a depender da crença dos residentes quanto à efetividade da nova lei para fazer aumentar o custo da punição. Essas crenças, por sua vez, dependem crucialmente da provisão e instalação pelo Estado dos serviços protetivos descritos na própria LMP. Então, nos lugares onde não houver a criação de qualquer serviço (como delegacias especiais de atendimento à mulher – Deams, juizados especiais etc.), os canais 2 e 3 – descritos no início desta seção – tendem a ser percebidos como não efetivos. Com isso, seria razoável imaginar que o efeito da LMP não é homogêneo em todo o território nacional, ainda que a lei tenha esse alcance.

Outro ponto importante, que pode ter impactos em termos de políticas públicas, diz respeito ao processo de implantação dos serviços protetivos no território nacional. Caso haja um processo endógeno, a efetividade da lei poderá variar substancialmente em relação à implantação aleatória. Por exemplo, suponha que os serviços tivessem sido implantados prioritariamente nas localidades onde existisse já um significativo capital social, maior poder de pressão da sociedade civil local e melhor organização do Judiciário. Então, na margem, seria plausível imaginar que a oferta desses serviços nessas localidades deveria levar a uma menor efetividade da diminuição da violência de gênero se comparada à que seria observada caso os serviços tivessem sido implantados em outras localidades. Isso ocorreria na medida em que exatamente nesses locais o maior capital social seria a contrapartida de uma menor tolerância à violência de gênero.

2.2 Dos tipos de violência doméstica e a LMP

Ainda que não se possa generalizar um padrão evolucionário da dinâmica da violência doméstica, estudiosas como Soares (2005) identificam tipicamente ciclos com três fases, que começam com a construção da tensão no relacionamento, quando acontecem incidentes menores, como agressões verbais, crises de ciúmes, ameaças, destruição de objeto e violência psicológica, entre outros. Em seguida, há a fase crítica, em que os incidentes mais graves ocorrem, como espancamentos, estupros e eventualmente homicídios. Já a terceira fase seria marcada pelo arrependimento, juras de paixão e promessas de regeneração.

No Brasil, existem raríssimas informações sobre a prevalência dos incidentes relacionados à violência doméstica, de modo a se possibilitar uma melhor compreensão dessas dinâmicas e sua extensão na sociedade. De acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 1,2% das mulheres sofreu agressão em 2009, o equivalente a um contingente de 1,3 milhão de mulheres vitimadas. Segundo Venturi e Oliveira (2004), numa pesquisa da Fundação Perseu Abramo, em que as mulheres entrevistadas foram estimuladas a responder se sofreram determinados tipos específicos de violência, o quadro parece bem mais dramático: 43% afirmaram ter sofrido algum tipo de violência ao longo de sua vida, sendo que as violências psíquicas e morais foram as mais prevalentes; seguidas por agressões brandas (tapas e empurrões); ameaças de espancamento; espancamento; e ameaças com armas de fogo.

No contexto em que a violência doméstica ocorre em ciclos, que muitas vezes se repetem, numa espiral de agravamento das violências perpetradas, a ocorrência do homicídio pode se dar não como um ato premeditado de eliminação do cônjuge, mas como resultante de uma crise, em que uma agressão mais severa redundou inesperadamente na morte do outro.

Por esse ponto de vista, é possível imaginar que a LMP influencie a taxa de homicídio[8] de mulheres, ocasionado por questões de gênero, ainda que o objetivo da lei não seja dissuadir este tipo de evento. Ou seja, é razoável imaginar que esta, ao fazer cessar ciclos de agressões intrafamiliares, gere também um efeito de segunda ordem para fazer diminuir os homicídios ocasionados por questões domésticas e de gênero.

Como não dispomos de dados para estudar o efeito da LMP sobre os tipos de violência não letais – que é o foco direto da LMP –, baseamos toda a nossa avaliação empírica na análise dos homicídios e daqueles que ocorreram dentro das residências. Contudo, a partir da discussão acima, fica claro que a evidência da diminuição dos crimes letais, por conta da introdução da lei, pode estar associada à diminuição de centenas de milhares de incidentes de violência doméstica que acontecem a cada ano no Brasil, na medida em que os homicídios são apenas uma pequena ponta do *iceberg* das agressões totais.

8. Note que o homicídio já era tipificado pelo Artigo 121 do Código Penal, com pena muito mais severa.

3 MODELO DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS PARA CAPTAR O EFEITO DA LMP SOBRE OS HOMICÍDIOS

Para contornar o problema descrito acima, vamos dividir os homicídios de mulheres que ocorrem numa determinada localidade e num determinado período de tempo (H_{fmt}) em dois subconjuntos: um em que as circunstâncias do incidente derivam de violência generalizada na localidade, num determinado período de tempo (H^{u}_{fmt}), e outro cujas razões estão associadas a questões de gênero (H^{g}_{fmt}), conforme a equação (4).

$$H_{fmt} \equiv H^{u}_{fmt} + H^{g}_{fmt}. \tag{4}$$

Por outro lado, os homicídios sofridos pelos homens em determinada localidade e período de tempo (H_{hmt}) são aqueles associados às circunstâncias gerais que impulsionam a violência H^{u}_{hmt}.

$$H_{hmt} \equiv H^{u}_{hmt}. \tag{5}$$

Suponha que a violência generalizada, tanto para homens como para mulheres (H^{u}_{smt}, onde $s = \{h, f\}$), em determinada localidade e tempo, possa ser explicada por fatores socioeconômicos, institucionais e estruturais da sociedade que variam no tempo e na localidade e ainda por fatores aleatórios, com média igual a zero (ε_{hmt}), conforme as equações (6) e (7) deixam sublinhado.

$$H^{u}_{hmt} = \gamma_{mt} + \varepsilon_{hmt}; \text{ e} \tag{6}$$

$$H^{u}_{fmt} = \gamma_{mt} + \varepsilon_{fmt}. \tag{7}$$

Onde ε_{fmt} e ε_{hmt} possuam média igual a zero. Assim, H_{fmt} pode ser reescrito como:

$$H_{fmt} = \gamma_{mt} + H^{g}_{fmt} + \varepsilon_{fmt}. \tag{8}$$

Seja t=0 o período antes da implantação da LMP e t=1 o período posterior. Logo, a esperança matemática da variação dos homicídios de mulheres antes e após a LMP é dada por:

$$E[\Delta H_{fm}] = \gamma_{m1} - \gamma_{m0} + \Delta H_{fm}^{g}. \tag{9}$$

Analogamente, a esperança matemática da variação dos homicídios de homens antes e após a LMP é dada por:

$$E[\Delta H_{hm}] = \gamma_{m1} - \gamma_{m0}. \tag{10}$$

Operando a diferença da diferença de homicídios entre mulheres e homens – ou subtraindo a expressão (10) da (9) –, ficamos com a equação (11):

$$E[\Delta H_{fm}] - E[\Delta H_{hm}] = \Delta H_{fm}^{g}. \tag{11}$$

Note que ΔH_{fm}^{g} se refere exatamente ao efeito à sanção da LMP que se dá sobre os homicídios ocasionados por questões de gênero.

Na seção 4, apresentaremos a especificação da regressão que será utilizada para estimar a efetividade da LMP, seguindo exatamente o descrito na equação (11). No momento, passamos a descrever a base de dados empregada, bem como faremos uma análise descritiva da evolução de homicídios entre homens e mulheres entre 2001 e 2011.

3.1 Descrição dos dados utilizados

Os dados utilizados para essa análise referem-se às agressões letais no Brasil e foram acessados por meio do Sistema de Informações sobre Mortalidade, do Ministério da Saúde. Os registros do SIM são contabilizados com base nas informações das declarações de óbitos fornecidas pelos Institutos Médicos Legais (IMLs) às secretarias de saúde e seguem a décima edição da Classificação Internacional de Doenças (CID). Foram considerados homicídios os registros cujas causas básicas de morte incluem os códigos dos seguintes intervalos: X85 a X99 e Y00 a Y05.

Além da *causa básica do óbito*, foram utilizadas as variáveis referentes ao sexo do indivíduo e a data do registro, bem como o município de ocorrência, a fim de se avaliar a evolução espaço-temporal dos incidentes. Adicionalmente, segregamos os casos de homicídio que aconteceram dentro das residências. Para tanto, utilizamos o terceiro algarismo da CID-10, que nas causas externas se refere ao tipo de local do incidente.[9] Todas as variáveis foram consideradas sob a forma de taxas por 100 mil habitantes, em que a população estimada foi também extraída do SIM, no Departamento de Análise de Situação de Saúde (Dasis), da Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS), do MS.

A análise dos homicídios dentro das residências é importante, pois, segundo as evidências internacionais e nacionais, em mais de 90% dos casos, os perpetradores são conhecidos familiares da vítima (Cerqueira, 2014), configurando situações de conflito interpessoais e que tendem a se aproximar mais dos eventos associados às questões de gênero.

Consideramos também as variáveis referentes aos suicídios e aqueles causados especificamente por armas de fogo,[10] bem como os óbitos ocasionados por envenenamento pela ingestão de álcool. Essas variáveis se prestaram à construção de duas *proxies* para controlar a prevalência de armas de fogo e de uso de bebidas alcoólicas nas localidades, que poderiam afetar de maneira diferenciada os homicídios entre homens e mulheres.

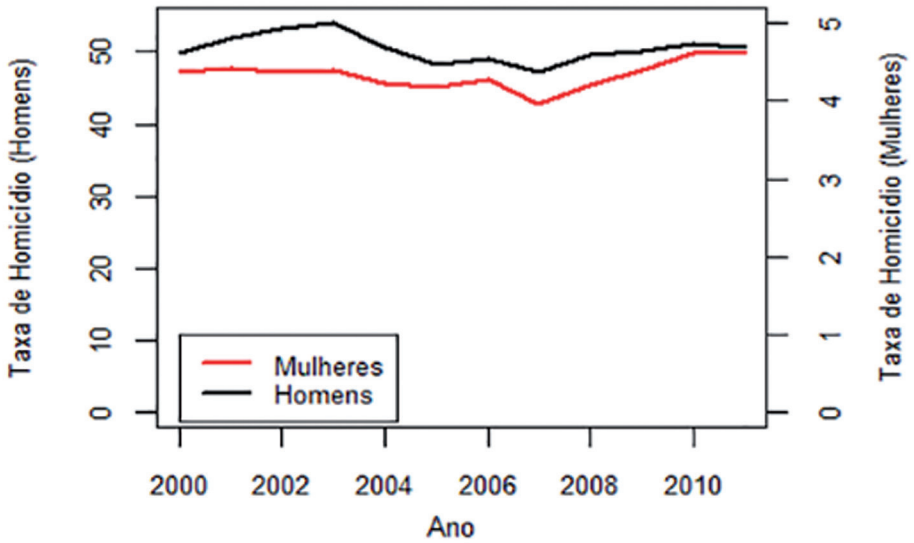
3.2 Análise descritiva

A evolução da taxa de homicídios para o Brasil no período entre 2000 e 2011 é apresentada nos gráficos 1 e 2, considerando todos os homicídios e apenas homicídios em residência, respectivamente. No gráfico 1, é possível observar que a taxa de homicídios de mulheres está entre 4 e 5 (por 100 mil mulheres) nos doze anos considerados,

9. Em nossas análises, percebemos que essa variável construída para local do incidente se difere substancialmente da variável local do óbito, que em boa medida acontece em vias públicas ou hospitais.
10. A *proxy* para a prevalência de armas de fogo nas localidades mais reconhecida internacionalmente é a proporção de suicídios por arma de fogo em relação ao total de suicídios, conforme apontado em Cerqueira e Coelho (2013).

enquanto para os homens essa taxa chega a mais de 50 (por 100 mil homens) no início da década (anos 2001, 2002 e 2003), voltando a superar esse valor em 2010.

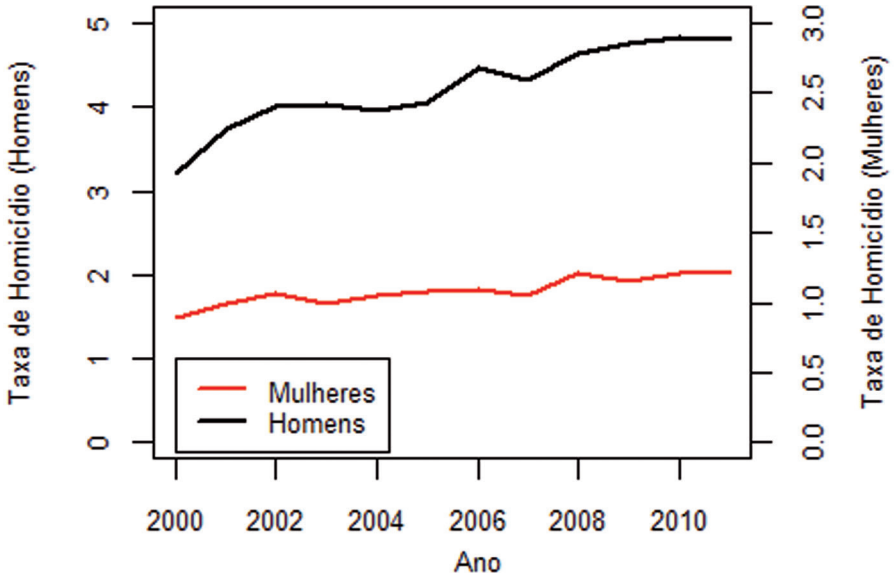
GRÁFICO 1
Taxa de homicídio – Brasil (2000-2011)
(Por 100 mil habitantes)



Fonte: Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).
Elaboração: Diretoria de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia do Ipea (Diest).
Obs.: imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Embora os intervalos de valores de homicídios para homens e mulheres tenham escalas bastante distintas, o interesse é observar como esses evoluíram, comparativamente, ao longo da década. Nos dois gráficos, logo após 2006, observa-se uma queda na taxa de homicídios tanto de homens como de mulheres. A partir de 2007, há um aumento nesses indicadores, até a aparente estabilidade entre 2010 e 2011. Comparando-se as curvas do gráfico 1, o maior aumento, a partir de 2007, se refere à taxa de vitimização feminina. Entretanto, ao se observar apenas os homicídios dentro da residência, cujos incidentes se aproximam mais do fenômeno da violência doméstica, percebe-se, claramente, um aumento na diferença entre as taxas de homens e mulheres após 2006 (gráfico 2).

GRÁFICO 2
Taxa de homicídios ocorridos em residência – Brasil (2000-2011)
(Por 100 mil habitantes)



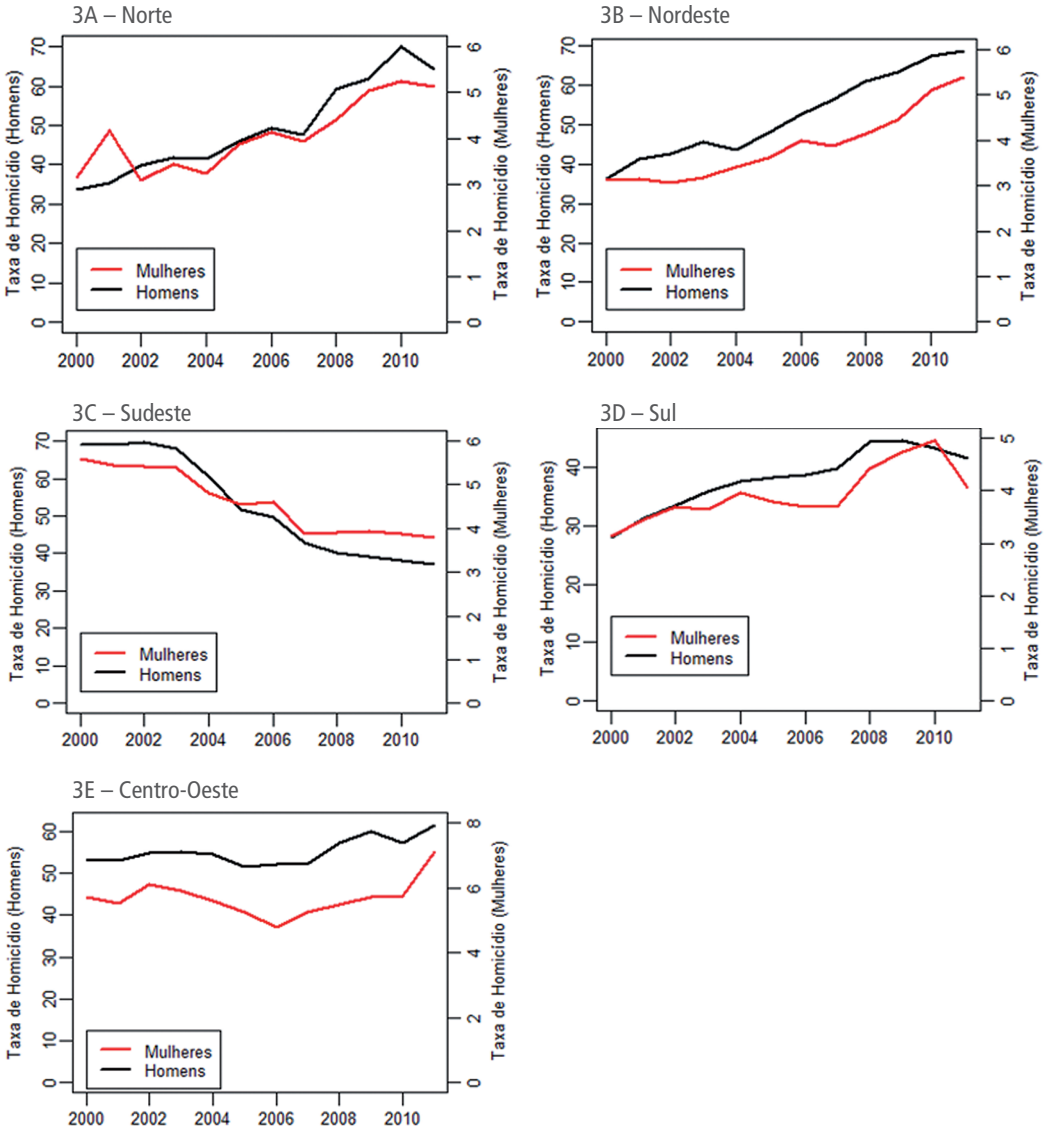
Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Em alguma medida, poder-se-ia imaginar que a LMP não surtiu efeitos significativos para fazer reduzir a taxa de homicídios de mulheres no Brasil.[11] No entanto, essa série com dados agregados para o Brasil é insuficiente para sustentar tal afirmação, sobretudo em vista das especificidades regionais e diferenças socioeconômicas que existem num país com dimensões continentais.

De fato, ao desagregar a informação por Grandes Regiões, se percebem diferenças notáveis, conforme evidenciam os gráficos 3 e 4. No gráfico 3, destaca-se uma queda acentuada nas taxas de homicídio, tanto de homens como de mulheres, na região Sudeste a partir de 2003, enquanto no Nordeste, por exemplo, a série apresenta tendência crescente ao longo de todo o período. Neste mesmo gráfico, aparentemente, se pode notar leve aumento da diferença na taxa de homicídio entre homens e mulheres, por volta de 2006, nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste.

11. Ainda que o gráfico 2 sugira um leve aumento da diferença de homicídios entre homens e mulheres após 2006.

GRÁFICO 3
Taxas de homicídio no Brasil – Grandes Regiões (2000-2011)
(Por 100 mil habitantes)



Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

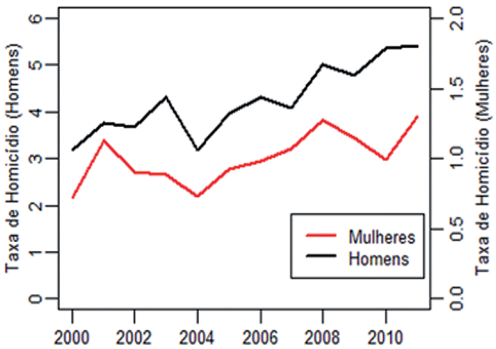
No gráfico 4, onde serão analisadas as taxas de homicídio que ocorreram dentro das residências, se percebe mais nitidamente o aumento na diferença de homicídios entre homens e mulheres a partir de 2006, sobretudo no Nordeste, Norte e Centro-Oeste.

GRÁFICO 4

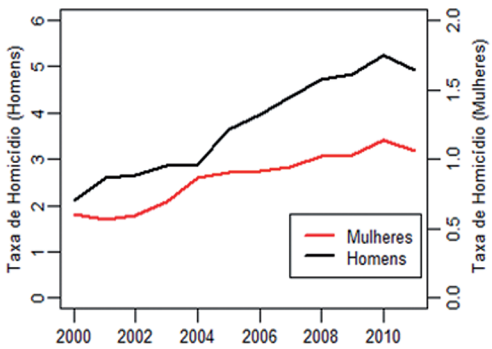
Taxas de homicídios em residência no Brasil – Grandes Regiões (2000-2011)

(Por 100 mil habitantes)

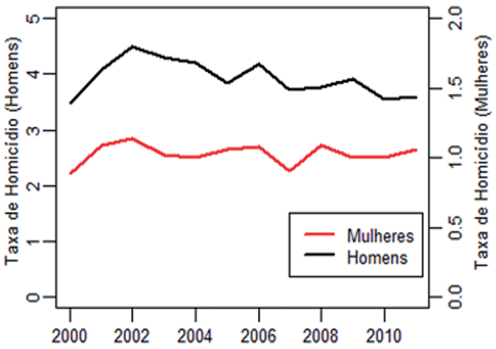
4A – Norte



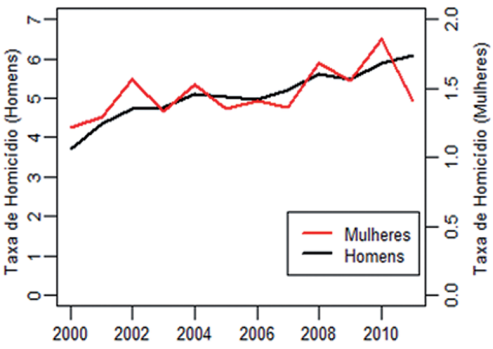
4B – Nordeste



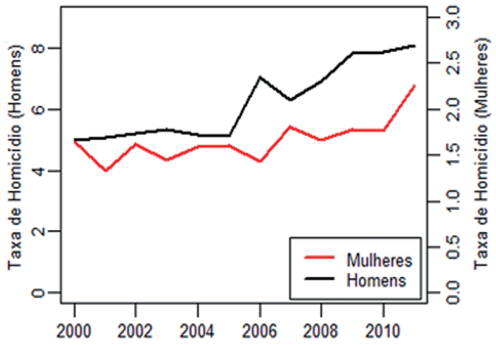
4C – Sudeste



4D – Sul



4E – Centro-Oeste



Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Essa dinâmica diferenciada no movimento das taxas de homicídio entre homens e mulheres em diferentes localidades no Brasil,[12] no período considerado, justifica uma avaliação mais criteriosa, que inclua o efeito das especificidades regionais na análise, bem como controles temporais, que poderiam influenciar no efeito da LMP. Na próxima seção, passaremos a discutir a especificação do modelo empírico de *diferenças em diferenças*, discutido no início da seção 3.

4 ANÁLISE ECONOMÉTRICA COM BASE NO MODELO DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS

Nesta seção, estimaremos o efeito da introdução da LMP para fazer diminuir os homicídios de mulheres motivados por questões relacionadas ao gênero, conforme sublinhado pela equação (11). Para tanto, considere a regressão apontada na equação (9).

$$\log(Taxa\ de\ homicídio)_{smt} = \beta_0 + \beta_1\lambda_s + \beta_2\lambda_{LMP} + \beta_3(\lambda_s * \lambda_{LMP})_i$$
$$+\beta_4\text{Tx_alcool}_{mt} + \beta_5\text{Tx_armas}_{mt} + \sum_{m=1}^{M-1}\alpha_m\text{Micro}_m + \sum_{t=1}^{T-1} t + \varepsilon_{mt}. \qquad (12)$$

Onde: λ_s é a variável indicadora do sexo para observação e assume 0 para sexo masculino e 1 para feminino; λ_{LMP} indica a existência da lei e assume 0 para ano $\leq$ 2006 e 1 para os demais; Tx_alcool_{mt} é a taxa de óbitos por uso de álcool referente à $m - ésima$ microrregião e ao ano *t*; Tx_armas_{mt}, a taxa de suicídio por armas de fogo referente à microrregião e ao ano; Micro_m, a variável indicadora de microrregião da $m - ésima$ observação; e Ano_t, a variável indicadora de ano.

O número de microrregiões varia no intervalo 1, 2, ..., M. Nessa aplicação, $M = 558$. O número de anos varia no intervalo 1, 2, ..., T. Nessa aplicação, T = 12, pois o ano varia de 2000 a 2011. As taxas de álcool e a *proxy* de armas de fogo também foram consideradas em escala logarítmica.

12. No apêndice, apontamos os gráficos com as evoluções das taxas de homicídio dentro da residência para todas as Unidades da Federação.

A partir do modelo descrito, obtém-se o valor esperado da taxa de homicídios dos grupos comparados nos períodos anterior e posterior à sanção da LMP. Para o grupo de controle (homens), o valor esperado da taxa de homicídios antes da lei pode ser estimado pela equação (13).

$$E\{\log(Taxa\ de\ homicídio))_{mt}|Homem, Antes\ da\ lei]\} = \beta_0 + \beta_4 \mathrm{Tx}_{\mathrm{alcool}_{mt}} + \beta_5 \mathrm{Tx}_{\mathrm{armas}_{mt}} + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_m \mathrm{Micro}_m + \sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t \mathrm{Ano}_t. \quad (13)$$

O valor esperado da taxa de homicídios de homens depois da lei pode ser estimado conforme a equação (14).

$$E\{\log(Taxa\ de\ homicídio))_{mt}|Homem, Pós\ lei]\} = \beta_0 + \beta_2 + \beta_4 \mathrm{Tx}_{\mathrm{alcool}_{mt}} + \beta_5 \mathrm{Tx}_{\mathrm{armas}_{mt}} + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_m \mathrm{Micro}_m + \sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t \mathrm{Ano}_t. \quad (14)$$

A diferença entre a taxa de homicídios de homens depois e antes da lei, equivalente à equação (10), pode ser obtida pela diferença entre (14) – (13) $= \beta_2$. Para o grupo de tratamento (mulheres), o valor esperado da taxa de homicídios antes da lei pode ser estimado pela equação (15).

$$E\{log(Taxa\ de\ homicídio)_m|Mulher,\ Antes\ da\ lei\} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_4 \mathrm{Tx}_{\mathrm{alcool}_{mt}} + \beta_5 \mathrm{Tx}_{\mathrm{armas}_{mt}} + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_m \mathrm{Micro}_m + \sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t \mathrm{Ano}_t. \quad (15)$$

O valor esperado da taxa de homicídios de mulheres depois da lei pode ser estimado pela equação (16):

$$E\{log(Taxa)_i|Mulher,\ Depois\ da\ lei\} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 \mathrm{Tx_alcool}_i + \beta_5 \mathrm{Tx}_{\mathrm{armas}_{mt}} + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_m \mathrm{Micro}_m + \sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t \mathrm{Ano}_t. \quad (16)$$

A diferença entre a taxa de homicídios de mulheres depois e antes da lei, equivalente à equação (9), pode ser obtida pela diferença entre $(16) - (15) = \beta_2 + \beta_3$.

Tomando a diferença entre a diferença das taxas das mulheres (antes e depois) e a diferença das taxas de homens (antes e depois), obtém-se:

$$\{(16) - (15)\} - \{(14) - (13)\} = \{\beta_2 + \beta_3\} - \{\beta_2\} = \beta_3.$$

O β_3 é, portanto, o resultado da *diferenças em diferenças*, equivalente ao expresso pela equação (11). A tabela 1 faz um mapeamento das possibilidades de resultados para o coeficiente β_3, de modo a guiar a interpretação das estimativas apresentadas posteriormente.

TABELA 1
Interpretação do coeficiente β_3 do modelo de regressão de diferenças em diferenças

Sinal da diferença		Valor em módulo		β3
Mulher	Homem	Mulher	Homem	
-	-	>		-
-	-		>	+
-	+	>		-
-	+		>	-
+	-	>		+
+	-		>	+
+	+	>		+
+	+		>	-

Elaboração: Diest/Ipea.

Observe que o coeficiente β_3 negativo (e significativo) indica pela efetividade da LMP para conter homicídios relacionados a questões de gênero. Por exemplo, se as variações de homicídio de homens e mulheres forem negativas, mas a queda no homicídio das mulheres for maior, isto indicará que a lei foi efetiva, mas o seu efeito não equivalerá à diminuição total de homicídios de mulheres, mas apenas à diferença em relação ao decréscimo observado para os homens. Por outro lado, se ambas as variações forem positivas, mas o aumento para os homens for maior, a efetividade da lei também estará verificada. Nesse caso, a ideia é que se não houvesse a LMP, o aumento da taxa de homicídio de mulheres seria ainda maior do que a observada nos dados.

4.1 Método espacial bayesiano para estimação das taxas de homicídio nas microrregiões

Ainda que o Brasil seja um dos países mais violentos do planeta, o homicídio é um evento raro, do ponto de vista estatístico. Quando passamos a calcular a taxa de homicídio para localidades com baixa população, como inúmeros municípios ou microrregiões com menos de 50 ou 100 mil habitantes, por exemplo, o cálculo da taxa linear (bruta) por 100 mil habitantes não é o mais indicado, pois pode trazer várias distorções, conforme discutido em Carvalho *et al.* (2011). Por exemplo, numa localidade com 10 mil habitantes, é possível que em um ano ninguém tenha sido assassinado, sem que isso signifique dizer que a probabilidade de vitimização aí seja nula. Apenas não decorreu o lapso de tempo necessário para que o evento *homicídio* ocorresse. Por outro lado, imagine que em outro ano tenha ocorrido nessa localidade um triplo homicídio numa única ocorrência. Nesse caso, a taxa de homicídio por 100 mil habitantes iria para 30, o que superaria a média nacional, ainda que se trate de um caso isolado. Existem métodos que são indicados para lidar com tais problemas, que suavizam as taxas de homicídio locais e evitam a ocorrência do valor nulo.

Nos exercícios trabalhados neste artigo usamos como unidades geográficas de análise as microrregiões do Brasil, definidas pelo IBGE, que totalizam 558 unidades do território. Para evitar que a ocorrência de valores nulos prejudicasse o ajuste dos modelos propostos, as taxas utilizadas para as microrregiões foram calculadas pelo método espacial bayesiano, que utiliza a informação sobre a característica pesquisada nas localidades vizinhas.

Em particular, adotamos a taxa bayesiana empírica proposta por Marshall (1991) para estimar a taxa de óbitos por homicídio para as microrregiões do Brasil de 2000 a 2011. Essa taxa é obtida considerando-se que a variável aleatória Y_m, definida como o número de homicídios observados na microrregião m, tem distribuição Poisson, com parâmetro $P_m\lambda_m$, ou seja, $Y_m|P_m, \lambda_m, \sim \text{Poission}(P_m\lambda_m)$. Na proposta de Marshall (1991), nenhuma distribuição é atribuída à λ_m, o que torna muito simples a obtenção das estimativas $\hat{\lambda}_m$, isto é:

$$\hat{\lambda}_m = w_m TB_m + (1 - w_m)H, \tag{17}$$

em que TB_m é a taxa bruta da microrregião m, H é a taxa global dos eventos e w_m é o peso, dado por:

$$w_m = \frac{V}{V + \frac{H}{P_m}}, \tag{18}$$

$$\text{com } V = S^2 - H\bar{P} \text{ e } S^2 = \sum_{m=1}^{n} P_i \frac{(TB_i - H)^2}{\sum_{m=1}^{n} P_m}. \tag{19}$$

Desse modo, a taxa bayesiana empírica pode ser vista como uma média ponderada entre a taxa bruta da localidade m, TB_m, e a taxa global da região, H. Sendo que, se a localidade apresentar uma população grande, isto indicará que a sua taxa bruta apresentará pequena variabilidade e a estimativa da taxa bayesiana será muito próxima a esta. Veja que de fato isso acontece, pois nessa situação o peso w_m tenderá para 1 e $\hat{\lambda}_m \approx \text{TB}_m$. Se, por outro lado, a microrregião apresentar uma população pequena, a estimativa da taxa bruta terá grande variabilidade e pouco peso será atribuído a essa taxa instável, tornando a taxa bayesiana mais próxima do valor da taxa global.

4.2 Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados do modelo de *diferenças em diferenças*, cuja especificação da regressão foi apontada na equação (12). A tabela 2 descreve os resultados, considerando a taxa de homicídio como variável dependente. Fizemos quatro regressões: *i)* sem considerar efeitos fixos de microrregião e de tempo; *ii)* considerando apenas o efeito fixo local; *iii)* considerando ambos os efeitos fixos; e *iv)* incluindo controles para a prevalência de armas de fogo e para o consumo de bebidas alcoólicas.

Quatro elementos se destacam na tabela 2. Em primeiro lugar, o coeficiente, associado ao efeito da LMP, resultou sempre negativo e significativo, o que evidencia a efetividade da lei para conter a violência letal associada a gênero no Brasil. Esses resultados indicaram que a introdução da lei fez diminuir os homicídios por questões de gênero no país. Em segundo lugar, é interessante notar a robustez dos resultados em face da estabilidade dos coeficientes. Em terceiro lugar, cabe ressaltar o poder explicativo das regressões – altamente significativas estatisticamente –, que chega a explicar 88,7% da variação dos resíduos. Por fim, é interessante notar que os coeficientes associados aos controles para prevalência de armas de fogo e para o consumo de bebidas alcoólicas tiveram o sinal esperado, indicando uma correlação positiva entre esses elementos e a taxa de homicídios.

TABELA 2
Resumo das estimações dos modelos de diferenças para a variável *logaritmo da taxa de homicídios*

Variável dependente: *ln* (taxa de homicídios)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Sexo (β_1)	-1,991	-1,991	-1,991	-1,991
	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	
Vigência da lei (β_2)	0,220	0,220	NA	NA
	(<0,001)***	(<0,001)***	-	-
Sexo*lei (β_3)	-0,035	-0,035	-0,035	-0,035
	(0,125)	(0,017)*	(0,015)*	(0,014)*
ln(Taxa_alcool)	-	-	-	0,164
	-	-	-	(<0,001)***
ln(Taxa_armas)	-	-	-	0,120
	-	-	-	(<0,001)***
Efeito fixo de microrregião	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Prob. > *F*	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
R – ajustado	0,706	0,878	0,882	0,887
Número de observações	13.392	13.392	13.392	13.386

Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: * <0,05; ** <0,01; ***<0,001; NA – não definido por causa de singularidade. A taxa de armas é uma *proxy* para a prevalência de armas de fogo nas microrregiões construída a partir da proporção de suicídios por armas de fogo em relação ao total de suicídios. A taxa de álcool é uma *proxy* para consumo de bebida alcoólica nas microrregiões, construída pela soma de óbitos ocasionados pelo envenenamento por bebidas alcoólicas, relativizados pela população residente na localidade.

A tabela 3 apresenta os resultados de regressões idênticas às apresentadas acima, alterando-se apenas a variável dependente, que passou a ser os homicídios ocorridos dentro das residências. Conforme assinalado anteriormente, segundo as evidências nacionais e internacionais, a maioria desses incidentes ocorre numa circunstância em que vítima e perpetrador são familiares, cônjuges, vizinhos ou conhecidos. Com isso, tal evento se aproxima mais de situações que acontecem envolvendo questões de gênero. Nessas regressões, os quatro elementos ressaltados na interpretação da tabela 1 também se aplicam. Adicionalmente, o interessante aqui é perceber que a significância estatística da variável de interesse aumentou substancialmente, assim como o seu coeficiente.

TABELA 3
Resumo da estimação dos modelos de diferenças para a variável *logaritmo da taxa de homicídios em residência*

Variável dependente: *ln*(taxa de homicídios em residência)				
	(5)	(6)	(7)	(8)
Sexo (β_1)	-1,179	-1,181	-1,182	-1,183
	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
Vigência da lei (β_2)	0,339	0,340	NA	NA
	(<0,001)***	(<0,001)***	-	-
Sexo*lei (β_3)	-0,099	-0,097	-0,096	-0,096
	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
ln(Taxa_alcool)	-	-	-	0,135
	-	-	-	(<0,001)***
ln(Taxa_armas)	-	-	-	0,091
	-	-	-	(<0,001)***
Efeito fixo de microrregião	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Prob. > *F*	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
R – ajustado	0,453	0,695	0,705	0,710
Número de observações	13.392	13.392	13.392	13.358

Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: * <0,05; ** <0,01; ***<0,001; NA – não definido por causa de singularidade. A taxa de armas é uma *proxy* para a prevalência de armas de fogo nas microrregiões construída a partir da proporção de suicídios por armas de fogo em relação ao total de suicídios. A taxa de álcool é uma *proxy* para consumo de bebida alcoólica nas microrregiões, construída pela soma de óbitos ocasionados pelo envenenamento por bebidas alcoólicas, relativizados pela população residente na localidade. Para contabilizar apenas os homicídios que ocorreram em residências, utilizamos o terceiro dígito da CID-10.

5 ROBUSTEZ DOS RESULTADOS

A fim de avaliar a robustez dos resultados acerca da efetividade da LMP, fizemos dois exercícios adicionais. O primeiro é uma modificação do modelo anterior, no qual alteramos a data de vigência da lei para valer a partir de 2009. Esperávamos que ao adotar esse procedimento o coeficiente de interesse passasse a diminuir ou se tornasse não significativo; caso contrário, seríamos levados a desconfiar da validade dos resultados expostos na seção 4.

Um segundo exercício foi feito, no qual adotamos uma abordagem alternativa baseada no princípio de diferente exposição ao tratamento. Basicamente, a ideia trabalhada aqui é que deveríamos observar efeitos diferenciados em relação à queda de homicídio de mulheres após a vigência da LMP nas microrregiões, com mais intensa diminuição nas localidades onde a taxa de homicídios de mulheres era mais alta antes de se promulgar a lei.

5.1 Modelo de diferenças em diferenças com data postergada

As tabelas 4 e 5 apontam os resultados do modelo de diferenças em diferenças, tomando como variável dependente a taxa de homicídio e a taxa de homicídio ocorrido dentro das residências, respectivamente. Contudo, nessas regressões, alteramos a data de vigência da lei para 2009. Conforme se pode notar, as oito regressões expostas nessas tabelas apresentaram coeficientes não significativos para a variável de interesse (β_3), o que reforça a validade dos achados anteriores sobre a efetividade da LMP.

TABELA 4
Resumo da estimação de modelos de diferenças para a variável *logaritmo da taxa de homicídios* – modelo supondo o ano da LMP = 2009

Variável dependente: ln(taxa de homicídios)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Sexo (β_1)	-2,003	-2,003	-2,003	-2,003
	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
Lei (β_2)	0,232	0,232	NA	NA
	(<0,001)***	(<0,001)***	-	-
Sexo*lei (β_3)	-0,019	-0,019	-0,019	-0,019
	(0,539)	(0,344)	(0,331)	(0,320)
ln(Taxa_alcool)	-	-	-	0,164
	-	-	-	(<0,001)***
ln(Taxa_armas)	-	-	-	0,120
	-	-	-	(<0,001)***
Efeito fixo de microrregião	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Prob. > *F*	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
R – ajustado	0,704	0,875	0,882	0,887
Número de observações	13.392	13.392	13.392	13.386

Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: * <0,05; ** <0,01; ***<0,001; NA – não definido por causa de singularidade. A taxa de armas é uma *proxy* para a prevalência de armas de fogo nas microrregiões, construída a partir da proporção de suicídios por armas de fogo em relação ao total de suicídios. A taxa de álcool é uma *proxy* para consumo de bebida alcoólica nas microrregiões, construída pela soma de óbitos ocasionados pelo envenenamento por bebidas alcoólicas, relativizados pela população residente na localidade.

TABELA 5
Resumo da estimação de modelos de diferenças para a variável *logaritmo da taxa de homicídios em residência* – modelo supondo o ano da LMP = 2009

Variável Dependente: ln(taxa de homicídios em residências)				
	(5)	(6)	(7)	(8)
Sexo (β_1)	-1,208	-1,210	-1,211	-1,211
	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
Lei (β_2)	0,285	0,286	NA	NA
	(<0,001)***	(<0,001)***	-	-
Sexo*lei (β_3)	-0,072	-0,070	-0,069	-0,070
	(0,026)	(0,004)	(0,003)	(0,003)
ln(Taxa_alcool)	-	-	-	0,136
	-	-	-	(<0,001)***
ln(Taxa_armas)	-	-	-	0,091
	-	-	-	(<0,001)***
Efeito fixo de microrregião	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Prob. > *F*	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
R – ajustado	0,439	0,680	0,705	0,710
Número de observações	13.392	13.392	13.392	13.358

Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: * <0,05; ** <0,01; ***<0,001; NA – não definido por causa de singularidade. A taxa de armas é uma *proxy* para a prevalência de armas de fogo nas microrregiões, construída a partir da proporção de suicídios por armas de fogo em relação ao total de suicídios. A taxa de álcool é uma *proxy* para consumo de bebida alcoólica nas microrregiões, construída pela soma de óbitos ocasionados pelo envenenamento por bebidas alcoólicas, relativizados pela população residente na localidade. Para contabilizar apenas os homicídios que ocorreram dentro das residências, utilizamos o terceiro dígito da CID-10.

5.2 Abordagem alternativa baseada em diferentes exposições ao tratamento

O outro modelo proposto para corroborar com a validade dos resultados do modelo de diferenças baseia-se numa regressão dos homicídios de mulheres que considera um efeito de interação entre a implementação da Lei Maria da Penha e a taxa de homicídios um ano imediatamente antes da lei (entre setembro de 2005 e agosto de 2006), para captar o efeito da evolução das taxas de homicídios nas diferentes microrregiões.

A estratégia de identificação se baseia na ideia de que a queda na taxa de homicídios de mulheres seria maior nas localidades onde a violência contra mulher já era mais elevada antes da promulgação da lei. A especificação econométrica desse modelo está apresentada na equação (17).

$$\begin{aligned} log(Taxa)_{mt} &= \beta_0 + \beta_1(Tx_antes * lei)_m + \beta_2 \text{Tx_alcool}_{mt} + \\ &\beta_3 \text{Tx_armas}_{mt} + + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_m \text{Micro}_m + \sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t \text{Ano}_t + \varepsilon_{mt} \end{aligned} . \quad (17)$$

Na equação, $(Tx_antes * lei)_m$ é a interação da variável taxa de homicídios imediatamente um ano antes da lei e da variável indicadora da lei para observação m; Tx_alcool_{mt}, a taxa de morte por uso de álcool referente à microrregião e ao ano da $m - ésima$ observação, no ano t; Tx_armas_{mt}, a taxa de suicídio referente à microrregião e ao ano da $m - ésima$ observação, no ano t; Micro_m, a variável indicadora de microrregião da $m - ésima$ observação; e Ano_t, a variável indicadora de ano da $t - ésima$ observação.

O número de microrregiões varia no intervalo 1, 2, ..., M; nessa aplicação, $M = 558$. E o número de anos varia no intervalo 1, 2, ..., T; nessa aplicação, T = 12, pois o ano varia de 2000 a 2011. As taxas de álcool e armas de fogo também foram consideradas em escala logarítmica.

Antes de passarmos aos resultados das regressões especificadas por (17), faremos uma breve análise descritiva das séries temporais das taxas de homicídio dentro da residência. O objetivo é tentar visualizar a evolução dessas taxas nas localidades em que a violência era maior e menor antes da vigência da LMP. O gráfico 5 apresenta a média das taxas para o primeiro e para o quarto quartil da distribuição de violência para cada macrorregião. Para computar as médias, foram utilizadas como unidade de análise as microrregiões, em que o ponderador foi o tamanho populacional das localidades. Na sequência desses gráficos, seguem Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

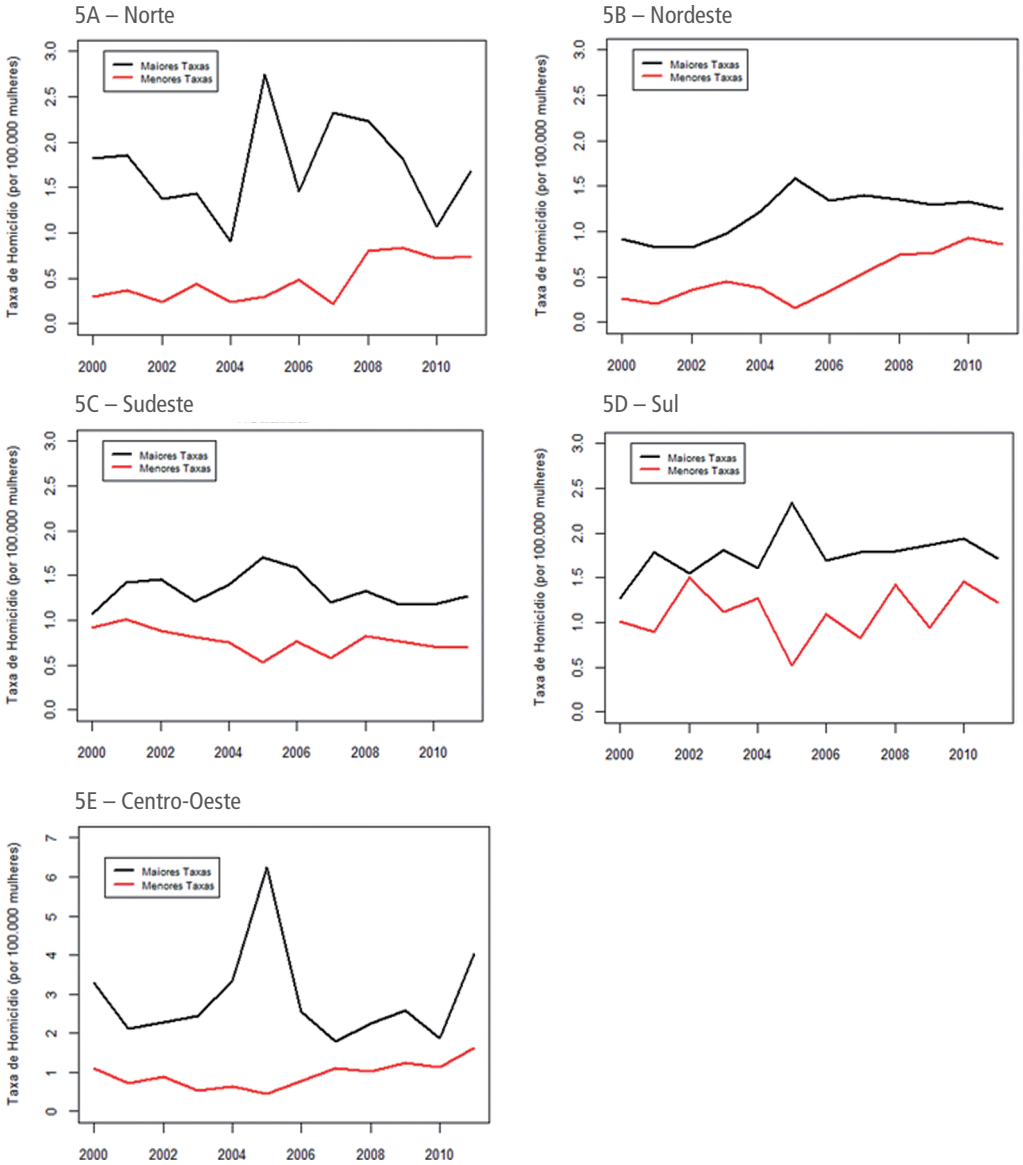
Como podemos observar, os cinco gráficos apresentam um padrão moderado de convergência, em que as taxas de homicídio das microrregiões pertencentes às 25% mais violentas da região se aproximaram das taxas daquelas microrregiões menos violentas após o advento da LMP. Por outro lado, percebemos que não há um padrão muito claro, sendo as maiores diminuições observadas nas taxas de homicídios das microrregiões mais violentas referentes ao Norte, Centro-Oeste e Sudeste.

Avançando para além dessa análise mais superficial, estimamos a regressão apontada em (17). A tabela 6 apresenta os resultados das regressões que toma como variável dependente a taxa de homicídios de mulheres, em logaritmo. O primeiro ponto a ser ressaltado é acerca da mudança de sinal do coeficiente de interesse (da interação entre a vigência da lei e a taxa de homicídios antes desta). Quando o efeito fixo temporal é considerado (regressões (6) e (7)), o coeficiente revela que as maiores quedas nas taxas de homicídio aconteceram exatamente nas localidades mais violentas, conforme esperado. O efeito fixo de tempo, quando incluído nas regressões, provavelmente está captando mudanças de padrão na dinâmica da violência nos anos 2000 para além dos efeitos da LMP. Nesse exercício, ficou ainda evidenciada a alta significância conjunta das regressões, bem como a correlação positiva entre armas de fogo, bebidas alcoólicas e violência, assim como os exercícios anteriores mostraram.

GRÁFICO 5

Taxa de homicídio de mulheres em residência no Brasil para microrregiões com as maiores e menores taxas de homicídio em 2005 – Grandes Regiões (2000-2011)[1]

(Por 100 mil mulheres)



Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).
Nota: [1] A classificação maiores e menores baseou-se no primeiro e último quartil das taxas de homicídio feminino em residência das microrregiões no ano de 2005 (ano anterior à Lei Maria da Penha).

Na tabela 7, os mesmos cálculos foram feitos levando em conta apenas os homicídios ocorridos dentro das residências. Basicamente, as mesmas observações feitas para a tabela 6 se repetem. Notemos que a diferença aqui se refere à inversão de sinal que ocorre na regressão que considera apenas os efeitos fixos locais, e estes em conjunto com os efeitos fixos temporais.

Ou seja, as principais regressões assinaladas nas tabelas 6 e 7 parecem evidenciar que a maior queda nas taxas de homicídio se deu naquelas localidades onde seria natural e esperado que acontecesse caso a LMP fosse efetiva, ou seja, naquelas localidades que eram mais violentas antes da sanção da Lei. As tabelas 6 e 7 também são interessantes porque demonstram como a introdução de efeitos fixos locais e temporais nas análises são importantes para que se possam tirar conclusões mais cuidadosas sobre a complexa dinâmica da violência.

TABELA 6
Resumo da estimação de modelos de regressão para a variável *logaritmo da taxa de homicídios de mulheres*

Variável dependente: *ln*(taxa de homicídios)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Lei*ln(Taxa_antes)	0,222	0,096	-0,304	-0,249
	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
ln(Taxa_alcool)	-	-	-	0,107
	-	-	-	(<0,001)***
ln(Taxa_armas)	-	-	-	0,093
	-	-	-	(<0,001)***
Efeito fixo de microrregião	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Prob. > *F*	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
R – ajustado	0,084	0,552	0,604	0,617
Número de observações	6.684	6.684	6.684	6.681

Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: * <0,05; ** <0,01; ***<0,001; NA – não definido por causa de singularidade. A taxa de armas é uma *proxy* para a prevalência de armas de fogo nas microrregiões, construída a partir da proporção de suicídios por armas de fogo em relação ao total de suicídios. A taxa de álcool é uma *proxy* para consumo de bebida alcoólica nas microrregiões, construída pela soma de óbitos ocasionados pelo envenenamento por bebidas alcoólicas, relativizados pela população residente na localidade.

TABELA 7
Resumo da estimação de modelos de regressão para a variável *logaritmo da taxa de homicídios de mulheres em residência*

	Variável dependente: *ln*(taxa de homicídios em residência)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
Lei*ln(Taxa_antes)	0,275	-0,358	-0,329	-0,315
	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
ln(Taxa_alcool)	-	-	-	0,069
	-	-	-	(<0,001)***
ln(Taxa_armas)	-	-	-	0,044
	-	-	-	(0,001)**
Efeito fixo de microrregião	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Prob. > *F*	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***	(<0,001)***
R – ajustado	0,031	0,430	0,480	0,482
Número de observações	6.659	6.659	6.659	6.656

Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Nota: * <0,05; ** <0,01; ***<0,001; NA – não definido por causa de singularidade. A taxa de armas é uma *proxy* para a prevalência de armas de fogo nas microrregiões, construída a partir da proporção de suicídios por armas de fogo em relação ao total de suicídios. A taxa de álcool é uma *proxy* para consumo de bebida alcoólica nas microrregiões, construída pela soma de óbitos ocasionados pelo envenenamento por bebidas alcoólicas, relativizados pela população residente na localidade. Para contabilizar apenas os homicídios que ocorreram dentro das residências, utilizamos o terceiro dígito da CID-10.

6 CONCLUSÕES E DISCUSSÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS

A formulação e sanção da Lei Maria da Penha foi um dos mais empolgantes e interessantes exemplos de amadurecimento democrático no Brasil, pois contou com a participação ativa de organizações não governamentais feministas, Secretaria de Política para Mulheres, academia, operadores do direito e o Congresso Nacional. Por outro lado, a lei incorporou aspectos inovadores ao tratar de forma integral o problema da violência doméstica e ao considerar a necessidade de implantação de onze tipos de serviços e medidas protetivas para garantir direitos e tentar levar a paz aos lares. Contudo, oito anos após a sanção da LMP, uma lacuna importante diz respeito à ausência de uma avaliação cuidadosa sobre sua efetividade para dissuadir a violência doméstica, que foi o objeto deste trabalho.

Consideramos que a LMP afetou o comportamento de agressores e vítimas por três canais: *i)* aumento do custo da pena para o agressor; *ii)* aumento do empoderamento e das condições de segurança para que a vítima pudesse denunciar; e *iii)* aperfeiçoamento dos mecanismos jurisdicionais, possibilitando ao sistema de justiça criminal que atendesse de forma mais efetiva os casos envolvendo violência doméstica. A conjunção dos dois últimos elementos seguiu no sentido de aumentar a probabilidade de condenação. Os três elementos somados fizeram aumentar o custo esperado da punição, com potenciais efeitos para dissuadir a violência doméstica.

Entretanto, a despeito de a LMP ser de âmbito nacional, discutimos que os seus efeitos deveriam se dar de forma heterogênea no território nacional, uma vez que o aumento da probabilidade de condenação depende da institucionalização dos serviços descritos na lei. Portanto, nos locais onde a sociedade e o poder público não se mobilizaram para implantar delegacias de mulheres, juizados especiais, casas de abrigo etc., é razoável imaginar que a crença dos residentes não tenha mudado substancialmente no que se refere ao aumento da probabilidade de punição.

Entender o processo de institucionalização territorial das políticas prescritas pela lei – que será objeto de outro trabalho nessa trilogia sobre a LMP – é crucial para se pensar não apenas a efetividade dos instrumentos, mas também o futuro da agenda de políticas públicas relacionadas ao tema da violência doméstica. Por exemplo, se os serviços foram implantados endogenamente como função do maior poder de pressão da sociedade civil local, do maior capital social e da maior organização do judiciário nessa localidade, é razoável imaginar que os benefícios marginais da implantação desses serviços seriam menores, em face do maior controle social preexistente. Caso fosse essa a situação, justamente nos outros locais onde a população feminina teria maior necessidade de acesso a mecanismos protetivos, a lei tardaria a chegar.

Em face da indisponibilidade de dados sobre violência não letal contra a mulher, construímos nossa avaliação empírica sobre a efetividade da LMP com base na análise de homicídios e de homicídios perpetrados dentro das residências, que mais se aproximam do fenômeno da violência doméstica.

Todavia, sabemos que a agressão letal constitui apenas uma pequena ponta do *iceberg* do fenômeno da violência intrafamiliar. Ademais, a própria LMP não focou a questão dos homicídios, para a qual já existia o Artigo 121 do Código Penal. Por outro lado, há o entendimento de que a violência doméstica ocorre em ciclos, que evoluem de momentos de tensão, com agressões psicológicas e outras de menor potencial ofensivo (fisicamente), para períodos de crise, em que há espancamento e sevícias mais graves, em que o homicídio muitas vezes ocorre como uma resultante inesperada dos momentos de crise aguda.

Com isso, caso a LMP tenha surtido efeito para fazer cessar processos de violência doméstica, então, estatisticamente, deveríamos observar efeitos significativos em termos da diminuição de homicídios perpetrados contra as mulheres

associados a circunstâncias de gênero, ainda que esses efeitos sejam de segunda ordem em relação ao cerne da lei. A questão complexa passa a ser conseguir identificar qual variação da taxa de homicídios após a sanção da LMP se deveu à violência de gênero, uma vez que os dados disponíveis não são discriminados segundo essa taxonomia.

Para contornar esse problema, construímos um modelo de *diferenças em diferenças*, em que o grupo de tratamento (homicídio de mulheres) foi confrontado com o grupo de controle (homicídio de homens). A ideia central para a identificação do modelo é que existem fatores associados à violência generalizada na sociedade e, em particular, à violência urbana, que afetam de forma regular os homicídios de homens e mulheres. Todavia, existem outros fatores ligados à questão de gênero que afetam apenas os homicídios de mulheres. Estimamos vários modelos que explicam os homicídios e os homicídios dentro das residências, nos quais consideramos efeitos fixos locais e temporais, além de variáveis de controle para a prevalência de armas de fogo e para o consumo de bebidas alcoólicas nas microrregiões brasileiras. *Os resultados mostraram unanimemente que a introdução da LMP gerou efeitos estatisticamente significativos para fazer diminuir os homicídios de mulheres associados à questão de gênero*. Adicionalmente, fizemos outros exercícios complementares para aferir a robustez dos resultados, que os ratificaram.

Outro ponto que merece destaque é o fato de que o canal comportamental que torna a lei efetiva para prevenir a violência doméstica é a percepção *a priori* da probabilidade de punição do infrator. No momento em que a LMP foi implementada, em face da grande divulgação sobre a mudança nas chances de punição, é possível que as crenças *a priori* conferissem alta probabilidade de punição. Com o passar do tempo, tendo em vista que em muitas regiões os serviços previstos pela lei não foram implementados, é razoável imaginar que houvesse uma atualização das crenças dos ofensores em potencial no sentido de uma menor punição. Com isso, é razoável imaginar que o efeito da LMP não tenha se dado de forma homogênea, não apenas do ponto de vista espacial, mas também temporal.

Ao mesmo tempo que esses achados trazem notícias encorajadoras às políticas de contenção à violência doméstica, mostrando que as ações lideradas pela promulgação da LMP estão na direção correta, as diferenças perceptíveis nos padrões de violência

locais, assim como a dificuldade de se conseguir diminuições mais substanciais e duradouras na letalidade de mulheres, mostram que há ainda uma longa e cansativa estrada a se trilhar. Por ora, os resultados dessa pesquisa reforçam o ânimo, pois mostram importantes vitórias na luta pelo acesso a direitos em uma sociedade ainda dominada pela ideologia patriarcal, que até outro dia admitia que a mulher fosse morta em legítima defesa da honra.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Lei nº 11.340, de 7 de agosto de 2006. Cria mecanismos para coibir a violência doméstica e familiar contra a mulher, nos termos do § 8º do art. 226 da Constituição Federal, da Convenção sobre a Eliminação de Todas as Formas de Discriminação contra as Mulheres e da Convenção Interamericana para Prevenir, Punir e Erradicar a Violência contra a Mulher; dispõe sobre a criação dos Juizados de Violência Doméstica e Familiar contra a Mulher; altera o Código de Processo Penal, o Código Penal e a Lei de Execução Penal; e dá outras providências. Brasília: Congresso Nacional, 2006. Disponível em: <http://goo.gl/mRc75T>.

CALAZANS, M.; CORTES, I. O processo de criação, aprovação e implementação da Lei Maria da Penha. *In*: CAMPOS, C. H. (Org). **Lei Maria da Penha comentada em uma perspectiva jurídico-feminista**. Rio de Janeiro: Editora Lumem Juris, 2011.

CARVALHO, A. X. Y. *et al*. **Mapeamento de taxas bayesianas, com aplicação ao mapeamento de homicídios nos municípios brasileiros**. Rio de Janeiro: Ipea, 2011. (Texto para Discussão, n. 1662).

CERQUEIRA, D. R. C.; COELHO, D. S. C. Mapa das armas de fogo nas microrregiões brasileiras. *In*: IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Brasil em desenvolvimento –** Estado, planejamento e políticas públicas. Brasília: Ipea, 2013. v. 3. Disponível em: <http://goo.gl/b3FkkV>.

CERQUEIRA, D. R. C. **Estupro no Brasil**: uma radiografia segundo os dados da Saúde. Rio de Janeiro: Ipea, 2014a. (Nota Técnica, n. 11.). No prelo. Disponível em: <http://goo.gl/2LE8Tq>.

_____. **Causas e consequências do crime no Brasil**. *In*: PRÊMIO BNDES DE ECONOMIA, 33. Rio de Janeiro: BNDES, 2014b.

GARCIA, L. P.; FREITAS, L. R. S.; HÖFELMANN, D. A. Avaliação do impacto da Lei Maria da Penha sobre a mortalidade de mulheres por agressões no Brasil, 2001-2011. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 22, n. 3, jul./set. 2013. Disponível em: <http://goo.gl/EoSQIC>.

MARSHALL, R. J. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 40, n. 2, p. 283-294, 1991. Disponível em: <http://goo.gl/wCuyiN>.

MARTINS, A. P. A.; CERQUEIRA, D.; MATOS, M. V. M. **A institucionalização das políticas públicas de enfrentamento à violência contra as mulheres no Brasil**. Ipea, 2015. Mimeografado.

SOARES, B. M. **Enfrentando a violência contra a mulher**. Brasília: Secretaria Especial de Políticas para as Mulheres, 2005. Disponível em: <http://goo.gl/94YWMl>.

VENTURI, M. R.; OLIVEIRA, S. (Orgs.). **A mulher brasileira nos espaços público e privado**. 1. ed. São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo, 2004.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Reginaldo da Silva Domingos

Revisão
Ângela Pereira da Silva de Oliveira
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
Leonardo Moreira Vallejo
Marcelo Araujo de Sales Aguiar
Marco Aurélio Dias Pires
Olavo Mesquita de Carvalho
Regina Marta de Aguiar
Bárbara Seixas Arreguy Pimentel (estagiária)
Laryssa Vitória Santana (estagiária)
Manuella Sâmella Borges Muniz (estagiária)
Thayles Moura dos Santos (estagiária)
Thércio Lima Menezes (estagiário)

Editoração
Bernar José Vieira
Cristiano Ferreira de Araújo
Daniella Silva Nogueira
Danilo Leite de Macedo Tavares
Diego André Souza Santos
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos