arXiv:2611.30735v1 [econ.GN] 23 Nov 2026

安全的私人生产

外部选择与保护负担

Elena Pisanelli

贝加莫大学经济学系

摘要

保护性干预通常根据其预防伤害的能力进行评估。然而，保护还引出了一个截然不同的问题：谁承担因应暴力而作出调整的负担？我利用美国的四项随机干预，考察保护性调整负担的分配。提供永久住房援助，使受助者与基线伴侣分居并获得稳定的独立住房的比例提高了12.52个百分点。被分配至积极警务响应协议后，已观察到的仅受害者离开情况减少，而仅嫌疑人离开的情况增加。被分配到紧急保护令后，有记录显示要求嫌疑人离开的指示有所增加。这些发现揭示了同一分配问题的两个方面：住房援助增强了受害者建立独立住所的能力，而执法则将搬离义务转向嫌疑人。因此，保护政策不仅影响获得安全的机会，也影响实现安全所需成本的分配。

关键词： 亲密伴侣暴力；外部选择；住房补贴；家庭分离；警察执法；保护负担。

JEL分类号： D13, J16, K42, R21, H41.

1 引言

保护性干预的有效性通常通过考察其是否能防止伤害来评估。对于受到暴力威胁的人而言，还有另一种后果值得关注：为了确保安全，谁必须改变自身处境。当事人可能离开共同居所、另立独立住所，或为下一次事件做准备。法律命令也可能要求涉嫌施暴者离开。公共援助还会改变离开得以实现的条件。我研究政策如何影响这种保护性调整的发生情况：采取行动者的身份，以及行动发生的条件。

这一区分有着直观的经济学基础。人们会根据自己可选择的方案，以及制度施加给他人的义务作出反应。住房补贴让人们更有可能独立生活，而无需结束任何关系。警方接触期间发出的命令，可能会将眼前的调整从寻求保护者转移到命令所针对的人身上。即便单一的总体结果指标难以反映其效应，两项变化仍可能产生影响。分居数量并不能说明分居后住房条件如何；某人是否离开现场这一指标，也无法说明究竟是谁离开了。

这一区分对于理解“保护负担”一词也很重要。我用它来指一个人为获得安全可能不得不采取的行动和承受的生活变故，而不仅仅是支出或收入损失。然而，将每一次离职或采取预防措施都视为代价，会产生误导。如果一个人因为现在有了更好的选择而选择分居，这体现的是自主选择；如果一个人不得不离开住所以躲避危险，则面临的是另一种约束。实证研究的目标是在对其中任何一种情况作出福利解释之前，先区分这些不同的边际。

我从美国的随机住房援助和警务响应实验中，为这一问题带来了新的证据。第一个研究场景是家庭选择研究，该研究提供了

不同形式的住房援助，面向从紧急避难所招募的家庭。该实验改变了人们获得独立生活机会的途径，研究对象的范围比此前已被认定为亲密伴侣暴力受害者的人群更广。原始评估发现，提供可能是永久性的援助，提高了与研究开始时的伴侣分居的概率（Gubits 等人，2016）。我进一步探究这些分居发生时的居住状况，将同一批家庭的关系记录与住房记录关联起来进行分析。在同时观察到两项结果的家庭中，该政策使37个月时分居并拥有稳定的独立住房的概率提高了12.52个百分点，也使维持伴侣关系但缺乏稳定独立住房的概率降低了19.07个百分点。

第二个研究场景是科罗拉多斯普林斯的一项随机警务响应实验。在发生暴力接触事件时，执法政策可能改变被要求离开的人以及实际离开的人。我重构了四种互斥现场状态：受害者独自离开、嫌疑人独自离开、双方离开，或双方都不离开。在 1,087 起双方离开情况均有报告的遭遇事件中，与常规响应相比，主动响应方案使仅受害者离开的比例降低 11.97 个百分点，使仅嫌疑人离开的比例提高 9.43 个百分点。有人离开的概率则没有具有统计显著性的差异。差异体现在谁离开，而非总体离开频率。此外，在仅保护令组和常规响应组的全部 639 项分配中，被分配到紧急保护令组使有记录显示嫌疑人被要求离开的比例提高了 55.87 个百分点。行政命令与观察到的离开情况反映了执法的不同阶段。

本分析建立在关于家庭议价和虐待性关系的经济学模型之上。早期研究将家庭暴力与家庭资源及左右伴侣决策的激励机制联系起来（Tauchen 等人，1991；Farmer 和 Tiefenthaler，1997；Bloch 和 Rao，2002）。后续研究考察女性的劳动力市场机会、转移支付和对资源的对照组如何影响暴力与自主权（Aizer，2010；Bobonis 等人，2013；Eswaran 和 Malhotra，2011）；Adams 等人（2024）强调，经济压制本身会削弱当事人退出关系的能力。

离婚法的变化也会改变关系解除的条件和家庭困境（Dee，2003；Stevenson 和 Wolfers，2006）。这些研究凸显了外部选择的作用，但本文关注的结果有所不同：关系变化是否伴随着可持续居所，以及警察介入时由哪一方立即作出调整。

第二个关联涉及保护的技术及其后果。自我保护和私人预防措施模型解释了为何个人采取的行动未必与社会所偏好的风险应对方式一致（Ehrlich 和 Becker，1972；Shavell，1991）。住房不稳定可能加剧弱势家庭面临的困境（Browne和Bassuk，1997年；Desmond 和 Kimbro，2015）。最初的家庭选择研究评估了住房援助方案（Gubits 等人，2016），近期研究则利用该实验估计住房获取对伴侣暴力的影响（Winichakul 和 Zhang，2026）。另外，随机逮捕研究以及关于执法法律的研究探讨了警方响应如何影响重复暴力和威慑（Sherman 和 Berk，1984；Berk 等人，1992；Pate 和 Hamilton，1992；Sherman 等人，1992；Maxwell 等人，2002；Iyengar，2009）。关于保护资源的研究还区分了暴露风险降低与可能遭受报复（Dugan 等人，2003）。我考察一个互补且可直接观测的结果：不同人群和住房状况下保护性调整的分布，但不将这些行动的变化等同于暴力的变化。

我作出了三项实证贡献。首先，基于住房实验和外部选择相关研究，我将关系分居与居住稳定性视为一个联合结果，而非把单纯分居解读为存在可行退路的证据（Gubits 等人，2016；Winichakul 和 Zhang, 2026）。其次，我区分警方记录的法律指令与实际发生的迁移，并按个人分解离开现场的情况；这一结果维度不同于警务应对文献所强调的再犯和威慑措施（Berk 等人, 1992；Maxwell 等人, 2002）。

第三，我考察另外两项随机化干预——哈里斯县的倡导服务和密尔沃基的拘留——以区分对私人安全准备的支持与法律引导的迁移，以及随后出于安全考虑而搬迁的情况（McFarlane 等人, 2002, 2004；Sherman 等人, 1992）。这些实验揭示了不同的政策边际；综合来看，它们展现了公共干预如何重塑各种限制、机会与义务，而这些因素决定了由谁承担实现安全的负担。

本文按照实证设计的顺序展开。第 2 节介绍项目、来源数据和观察样本。第 3 节界定保护性调整和基于分配的估计量。第 4 节和第 5 节呈现主要结果，随后介绍倡导服务和拘留方面的证据。第 8 节报告设定与测量检验。第 7 节讨论对法律保护设计和评估的启示。

2 制度背景与数据

2.1 住房援助与关系结局

家庭选择研究将从美国十二个社区的紧急避难所招募的 2,282 个家庭随机分配至不同住房项目的资助机会（Gubits 等人，2016）。主要方案包括可能成为永久性住房补贴的住房补贴、项目式过渡性住房、社区快速再住房和常规照护。这些方案在援助期限和组织方式上各不相同。可能成为永久性补贴的住房补贴提供长期租金支持；过渡性住房在有限期限内将住宿与服务结合起来；快速再住房则提供较短期的援助。常规照护包括当地社区原本向家庭提供的服务。

随机化是在分配时家庭可选择的方案中进行的。因此，不能将四个项目名称视为每个家庭都面临

相同的四向选择。我分析了最初对永久性补贴提议与常规照护进行的比较，并保留了随机化前记录的项目可及性信息。分配的是提议，而不是最终是否使用援助。这样保留了政策层面的问题：获得外部选择会如何改变后续境况，而不是比较那些自行选择不同住房安排的家庭。

本文使用的样本在暴力问题上也具有独特性。这些家庭之所以被招募，是因为他们居住在紧急避难所，而不是因为其伴侣被认定有暴力行为。此前的证据表明，经济脆弱女性的住房不稳定与亲密关系暴力可能并存（Browne 和 Bassuk，1997年），但不能将该样本视为由经核实的虐待幸存者组成的群体。这项政策可能影响曾报告过受害经历和从未报告过受害经历的人所面临的关系决策条件。这一点对于解读分居情况十分重要：本实验考察的是外部选择的价值，我并不假设每一次观察到的分居都是为了逃离虐待。

我通过兼容的匿名标识符，将原始公开使用版基线文件与成人随访文件关联起来。在符合永久性补贴与常规照护比较资格的家庭中，313个家庭在基线时报告有配偶或伴侣：153个被分配到补贴组，160个被分配到常规照护组。在37个月时，我分别观察到124个和116个家庭的关系结果及居住稳定性各项指标，总计240个家庭。相应的20个月关联样本包含253个家庭。在全文中，我始终同时保留原始分配人数和观察到结果的分母。

如果随访记录显示某家庭居住在自己的住所中，且在此前六个月内没有无家可归或居住在与他人合住的住所中的经历，也没有在这段时间内更换居住地点，我就将其归类为拥有独立且稳定的住房。这一衡量标准有意设定得比访谈当日居住在自己的住所中更为严格。它记录的是

居住替代方案的持久性，这一结果与维持独立家庭的负担最为直接相关。我将这一指标与基线时在场的伴侣分居情况进行交叉分类。对于具有关联结果完整记录的家庭而言，由此得到的四种状态涵盖了所有可能情况。

住房指标有两个对解读很重要的特点。首先，初始伴侣是在提供补贴之前确定的，因此，目标人群的定义不取决于后续关系是否破裂。其次，居住指标涵盖后续访谈前六个月的情况，而不仅仅是调查当天的情况。家庭短暂居住在自己的住房单元中，与持续住在独立住所且期间没有再次搬迁的家庭，可以区分开来。通过交叉这两个变量，分析记录的不仅是是否选择了初始关系之外的居住替代方案，也记录了这种居住替代方案可观察到的持续性。

公开使用的后续调查并非平衡面板，并非每位基线参与者都会在两个时间点回答每个项目。因此，20个月和37个月时纳入联合状态的样本数分别列出。估计保留了原始分配，并使用现有的比较组特定的无应答权重。这种做法符合研究在特定随访时点观察到的联合结果所受的提供补贴 效应，而不是以最终是否领取补贴为条件进行分析。

2.2 警务接触与立即离职

科罗拉多斯普林斯实验将符合条件的配偶袭击事件分配到四种响应方案：逮捕并签发紧急保护令、咨询并签发命令、单独签发命令，以及常规恢复秩序（Black等人，2006；Berk 等人，1992）。分配单位是接触事件。这些处理并非析因实验，即逮捕、咨询和命令并不是彼此独立地开启或关闭。因此，我

esti估计响应方案 的效应，并在分析中保留原有的各个处理组 .

原始档案包含两类与我的问题相关的记录。警察行政记录记载了警员在处理保护令时记录的指示。现场报告显示受害者和涉嫌施暴者是否离开。即使缺少相应的离开报告，针对嫌疑人的命令在法律上仍具有意义；反过来，离开是一种观察到的行为，并不能证明其服从了某项特定的法律命令。我将分别分析这些结果。

源数据重建从所选的 1988–1989 年队列中得出 1,314 个首次有效的合格分配，具体分为 329 个逮捕加保护令、346 个咨询加保护令、337 个仅保护令，以及 302 个常规响应接触事件。在 1,087 个接触事件（82.7%）中，两个现场离开指标均有记录。四个组中两个结果均有记录的比例分别为 84.2%、81.5%、81.0% 和 84.4%。仅保护令组与常规响应组之间的全分配行政对比，使用了这两个组中的全部 639 个分配。对于后续的安全报告，我将警方掌握的事件与受害者访谈分开处理，因为二者的观察窗口和报告流程不同。

指示与离职之间的区别，部分在于法律的对象与测量的对象不同。分配的紧急命令是一套警方响应规程；警官记录的指示是一项有据可查的执行结果；而离职则是随后观察到的行为。三者的分母各不相同，所回答的问题也不同。相比严格界定的身体暴力后续访谈子集，现场报告涵盖的案件数量更多，但少于原始分配记录所涵盖的案件数量。我保留了原始的四组随机分配，因为将三种主动处置方案合并在分析上较为便利，但这并不意味着它们是完全相同的干预。

这组由 1,314 个案例构成的队列，并非源档案中所有记录的总和。档案包含 1,660 条源记录，我从中重建出符合条件的首次有效分配

队列，时间范围为 1988–1989年。这样处理可避免将重复记录或不符合条件的记录计为独立的随机分配。

2.3 倡导服务与拘留

另外两项随机实验有助于理解机构可能改变哪些行动。在哈里斯县，150 名女性被等量分配到倡导干预组或对照组（McFarlane and Malecha，2003；McFarlane 等人，2002）。倡导服务提供安全规划方面的协助。原始记录中包含一项指标，记录是否获得保护令，并反复记录了采取预防措施的情况，例如备好应急现金、准备备用钥匙和应急包。我使用每项准备措施在有效随访波次中被报告的比例，并控制其基线值。编码为“不适用”的回答仍记为缺失，而不会被归类为未采取行动。

密尔沃基实验则将 1,200 起事件随机分配至过夜拘留、短期释放逮捕和建议组（Sherman 等人，1994，1992）。我使用了询问受访者后来是否曾与朋友、亲属同住或住进庇护所以避免受伤的条目，以及警察记录的后续事件。前者直接描述了出于安全考虑而在之后采取的调整；后者记录了行政数据中的再犯情况。临时搬迁条目适用于 919 项分配。这些研究设计与科罗拉多州的研究相辅相成，因为它们衡量的是事前准备和之后的临时搬迁，而不是在现场立即离开。

这四种情境在分配单位、随访窗口和主要行为结果方面各不相同。住房研究关注面临住房不稳定风险的家庭；科罗拉多州研究关注警方接触事件中的当事人；Harris 研究关注接受倡导服务的女性；密尔沃基研究则关注随机分配警方制裁后的随访情况。它们之间的差异很有用，因为这能区分不同类型的保护性行动，否则这些行动很难区分。

3 经济学解释与实证策略

纳入这些实验有其特定原因。住房研究和警方接触研究的主要比较，分别考察持久的居住替代方案，以及在接触事件中离开者的身份。单凭这两种结果，均无法涵盖所有与安全相关的调整。倡导服务让个人无需搬迁也能做好准备，而密尔沃基研究则明确衡量了为避免伤害而采取的后续搬迁行为。这些情境有助于区分采取行动的能力、采取行动的法律指令和报告称为寻求保护而采取的行动。本文在各自的随机比较中估算每种效应。

3.1 外部选择与分居情形

家庭是否继续共同生活，部分取决于每个人可获得的替代方案。即使从未报告过暴力，能否获得独立住所也可能改变这一比较。为明确这一边际，考虑这样一个人：他比较分开生活的预期价值与继续和伴侣共同生活的预期价值。一个简化的决策规则是

$$u_i^{\mathrm{out}}(O_i) - d_i^{\mathrm{move}} \;\geq\; u_i^{\mathrm{stay}} - \pi_i h_i, \tag{1}$$

其中， O_i 表示可获得的居住替代方案， d_i^{move}表示搬迁造成的扰动， $\pi_i h_i$表示继续共同生活所伴随的预期伤害。该表达式描述的是选择边际，而不是本文估计的结构方程。即使预期伤害较低，补贴也可以改善 u_i^{out}（O_i）。分居后，补贴还可以使独立生活得以维持。第一层含义涉及分居决策；第二层含义涉及分居发生的条件。

我衡量直接确保这些条件。令 R_i 表示与基线伴侣分居，并且

令 H_i 表示拥有独立且稳定的住房。四种潜在联合结果（$R_i(z)$ $H_i(z)$)分别为 (1，1)、(1，0)、(0，1) 和 (0，0)。用 $p_{rh}(z)$ 表示在分配z下处于状态 $(r,\ h)$ 的概率。每种状态的政策效应为 $p_{rh}(1) - p_{rh}(0)$；四种效应之和为零。根据这些状态可以分别得出分居和住房稳定性的边际效应，但仅凭这两个边际效应无法还原它们的联合分布。因此，新的交叉分类结果很有用：它能区分分居且拥有持久的外部选择 与分居但居住仍不稳定这两种情况。

至关重要的是，联合状态并不将分居归类为自愿或被迫，也不将居住稳定性认定为处理效应的中介变量。它描述的是随机分配后各项观测结果在经济意义上的组合。具体而言，我没有根据家庭在处理后的住房状况对分居回归进行条件化；相反，我直接估计处理对联合状态本身的效应。

这种表述将政策评估中经常被合并的两个边际区分开来。第一个是<style id='1'>调整的广延边际：居住变更或关系变更是否发生。第二个是<style id='3'>调整发生情况：变更发生的条件以及实施变更的人。这一区分并不局限于暴力关系。对于获得租房援助的家庭而言，即使基线时没有有记录的暴力，建立独立家庭的机会也可能具有价值。相较之下，对于经历警方接触的人而言，无论其长期的家庭选择如何，嫌疑人是否收到离开指令都可能立即产生影响。

第二个启示涉及福利解释。外部选择的作用方式不同于强制搬迁。提供补贴住房机会，无论个人是否选择使用，都能扩大可行集合。命令他人离开的命令则是通过法律权力发挥作用，并会形成一种可以与服从情况分别记录的指令。因此，联合状态测量和现场离开测量最好

被理解为由两种不同保护方式生成的经验分布。这项分析阐明了这些组成部分如何响应分配，而不对每一种分居、离职或预防措施进行武断排序。

3.2 警察干预期间离开的人

无需为移动赋予数值化的福利成本，即可表达警方响应的即时发生情况。令 V_i 表示受害者是否离开现场的指标， S_i 表示涉嫌施暴者是否离开的指标。定义

$$Q_i = \mathbf{1}\{V_i = 1 \text{ or } S_i = 1\}, \qquad I_i = S_i - V_i = \mathbf{1}\{S_i = 1, V_i = 0\} - \mathbf{1}\{V_i = 1, S_i = 0\}. \quad (2)$$

变量 Q_i 表示是否至少有一人离开，而 I_i 则区分单人离开的方向。具体而言，将仅受害者离开替换为仅嫌疑人离开，会使 I_i 增加两个单位，同时保持 Q_i 不变。因此，带符号指数上升并不意味着离开总人数发生变化。这是结果变量的一项记账属性，并非关于逮捕效应的假设，也不意味着任何一方的福利有所提高。

实验还记录了人员移动前一个与政策相关的步骤：警员是否记录了一项要求嫌疑人离开的指令。我将这一行政指标作为单独的结果加以处理。这一区分对于法律经济学中的解释至关重要。指令分配一项制度义务；实际离开则记录了行为调整。二者可能同时发生变化，但不能相互替代。

带符号指数还有另一种有用的解释。由于 I_i 等于嫌疑人离开减去受害者离开，其处理效应差异就是嫌疑人离开的效应减去受害者离开的效应。当两人都搬离时，他们在带符号

指数中的贡献会相互抵消，但在完整的四状态分析中，这种状态仍然可观察到。将该指数与其构成状态一并报告，有助于避免把由机械汇总指标驱动的变化误认为是由实际观察到的调整者身份所驱动的变化。此外，这也使分析能够比较移动方向的带符号差异与发生任何移动的概率，而不致将两者混淆。

3.3 估计与解释

对于家庭选项研究I，我针对每种联合状态和调查波次分别估计以下线性概率模型：

$$Y_{iw} = \alpha_w + \beta_w \,\mathrm{SUB}_i + \sum_{a=2}^{A} \gamma_{aw}\, \mathbf{1}\{A_i = a\} + \varepsilon_{iw}, \tag{3}$$

此处，SUB_i 在被分配到永久补贴方案时取值为一，而 A_i 记录随机化前可用的项目选项集合。可用性指标的系数用于控制原始比较结构。我使用公共使用的比较组和波次特定响应权重，并在加权变换设计下计算异方差稳健HC2标准误。报告的样本由最初有伴侣且在相关随访时观察到两个结果组成部分的家庭构成。未加权模型以及未进行可用性调整的模型，展示了结果在多大程度上取决于这些选择。

对于科罗拉多州，以常规响应组为基准的合并响应方案比较为

$$Y_i = \alpha + \tau\, \mathbf{1}\{Z_i \in \{1,2,3\}\} + u_i, \tag{4}$$

其中，指标用于识别三种主动处置分配中的任意一种。我还估计了各组别相对于常规响应的对比，并采用了吸收研究年份影响的设定。这是

一项关于分配至某一响应方案的分析，而非关于警员最终选择实施何种处置的分析。若某项结果数据不完整，表格会标明其观察样本。对于警方记录的命令结果，仅保护令比较使用这两个组别的全部分配样本；迁移结果则使用 1,087 起同时记录了两个指标的接触事件。因此，该设计既能识别政策分配的影响，又保留了可观察的机构行动与观察到的行为之间的区别。

4 住房援助与分居条件

4.1 关系决策与居住替代方案

住房实验改变了最初处于庇护所中的家庭所面临的外部选择。原始评估发现，提供可能长期持续的援助，使基线时有伴侣的家庭在37个月时与伴侣分居的比例提高了13.4个百分点；补贴提供组经调整后的分居比例为47.8%，常规照护组为34.3%（Gubits 等人，2016）。这一估计针对的是基线时有伴侣的更广泛家庭群体，而不仅是报告遭受暴力的家庭。它表明这项援助会影响关系状态，但并未说明分居者之后是否能够独立、稳定地生活。

这一差异促使我采用新的结果指标。最初住在庇护所的家庭可能报告分居，但仍不断辗转于各种临时安排之间。也可能出现另一种情况：同样的转变伴随着持续居住在自己的家中。住房与关系档案使我们能够共同衡量这些状态。我关注的是这种联合分布，而不是仅将关系决策视为外部选择已变得持久的证据。

4.2 37个月时的四种联合状态

表1报告了四种穷尽状态的加权且经项目可获得性调整的分配效应。在240个具有关联的关系与居住结果的家庭中，获得永久性补贴使分居且拥有稳定的独立住房的比例提高了12.52个百分点。与此同时，报告未分居且住房不稳定的比例下降了19.07个百分点。分居且住房不稳定，以及维持伴侣关系且住房稳定这两种状态的估计值，单独来看均不具有统计显著性。

表1： 美国住房与城市发展部：关系分居与居住稳定性的联合测量

37个月时的状态	SUB–UC（百分点）
分居；独立且稳定的住房	$+12.52^{**}$ (5.33)
分居；不稳定住房	-4.91 (5.34)
近期未分居；稳定住所	$+11.47^{*}$ (6.53)
近期未分居；不稳定住房	-19.07^{***} (5.16)
所有稳定住房（无论是否分居）	$+23.99^{***}$ (6.35)

注： 作者对美国住房与城市发展部 PUF1 关联微观数据的分析。在原始 SUB–UC 符合条件的比较中，313 个基线时有伴侣且被分配的家庭中，观察到关系和住房结果的家庭数为 N=240 。SUB=永久性补贴提议；UC=常规照护。加权线性概率模型对随机化前的项目可及性进行了调整。括号内为 HC2标准误。 $^{*}p < 0.10$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。稳定住房要求拥有自己的住所，前六个月内没有无家可归或与他人合住的情况，且该期间内居住地点不变。最后一行是第一种和第三种状态之和，并非另一个独立的划分类别。分居不限于与暴力伴侣分居。

按构造，四个系数之和为零。其构成具有参考意义：稳定住房的增加并不局限于分居的家庭，分居率上升也不一定意味着家庭陷入不稳定状态。将两种稳定状态合并后，补贴使独立且稳定住房的比例提高了 23.99 个百分点。这些效应揭示了与关系转变相关的居住状况，而不是根据总体住房状况或分离率推断这些状况。

图 1展示了四种联合状态的估计值及其逐点区间。将第一种和第四种状态进行比较很有帮助 o

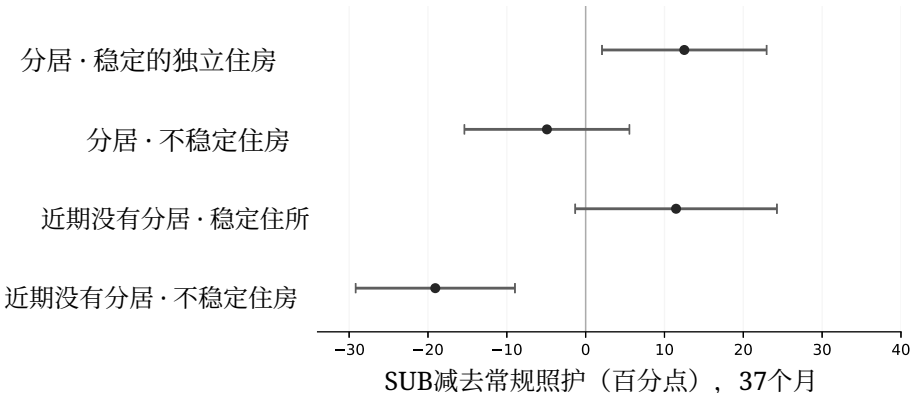

图1： 永久性补贴与常规照护：37个月时的四种关系—住房联合状态。点估计为加权、经项目可获得性调整的分配对比，涵盖240名受访者，并附HC2逐点95%区间。

比较第一种和第四种状态。第一种指分居并拥有持久住房；第四种指继续维持伴侣关系，同时居住不稳定。两者走势相反，表明政策既改变了关系结果的构成，也改变了可获得住房的质量。由于四种结果涵盖了所有可能情况，我将它们视为一个分布，而不把各自的系数视为四种彼此无关的因果机制。

核算分解也有助于理解效应的大小。拥有稳定住所的受访者中，分居率上升12.52个百分点，这解释了两种关系类别下稳定住房总体增加23.99个百分点的一半多一点。其余11.47个百分点来自未观察到与基线伴侣分居的家庭。后者的个体状态估计区间包含零；这一分解是四个报告点估计之间的恒等关系，并不意味着一种关系类别对另一种关系类别存在中介作用。这正是单独的分离指标或稳定性指标无法提供的信息：补贴会在不止一种关系状态下改变居住条件。

表1的另一个有参考价值的特征是，分离且不稳定系数为负而非正，尽管在统计上与零无法区分。分居

且居住稳定的家庭增加，并不意味着经历居住不稳定的分居家庭必然会随之出现可检测的增加。这一比较探讨的是外部选择的性质，而非最初关系决策背后的动机。它直接描述了提供永久援助后形成的联合状态。

4.3 早期随访与关系选择的解释

在20个月时，在具有关联结果的253个家庭中，分居与住房稳定性的对比分别为5.32个百分点，且不具有统计显著性。无论是否分居，稳定性所受的效应为15.63个百分点。在37个月时，相应的点估计值为12.52和23.99个百分点。两次随访样本不同；因此，这些是在每个时间点分别进行的分配比较，而不是对调查之间个体变化的估计。这一模式与稳定的居住安排需要时间形成的情况一致，但并不依赖于将跨时间点差异解释为持续时间上的处理效应。

在具有37个月关联结果的样本中，分居边际对比为7.60个百分点，相比之下，原始评估中的分居估计值更大。底层分析样本和加权程序各不相同。本文的独特结果是联合状态，它记录了分居以及居住连续性。之所以与此相关，恰恰是因为该实验招募的并非只有已知面临暴力伴侣的人。更好的外部选择会更普遍地改变关系选择的机会；联合结果展示了与这些选择相伴的居住安排。

5 警方响应与离开分配

5.1 从二元运动指标到四种状态

在警方接触中，用来表示是否有人离开的指标，混合了实质上不同的结果。在科罗拉多州的数据中，对于双方都有记录的案件，我可以观察到四种互斥状态：

在常规响应下，255 起有记录的遭遇事件中，有 44 起（17.25%）是仅受害者离开，59 起（23.14%）是仅嫌疑人离开。在三种主动响应方案合并计算时，832 起遭遇事件中有 44 起（5.29%）报告为仅受害者离开，271 起（32.57%）为仅嫌疑人离开。其余案件中，双方要么都离开，要么都没有离开。表 2 按原始分配报告了全部四种状态。

表 2： 科罗拉多斯普林斯：原始分配和离开状态

分配的方案	已分配	观察到双方	仅受害者	仅嫌疑人	Both	均非
逮捕 + EPO	329	277	10（3.6%）	93（33.6%）	14（5.1%）	160（57.8%）
咨询 + EPO	346	282	15 (5.3%)	78 (27.7%)	19 (6.7%)	170 (60.3%)
仅 EPO	337	273	19 (7.0%)	100 (36.6%)	16 (5.9%)	138 (50.5%)
常规响应	302	255	44 (17.3%)	59 (23.1%)	13 (5.1%)	139 (54.5%)
总计	1,314	1,087	88	330	62	607

注： 公开的 ICPSR 9982 首次有效分配。百分比以每个原始分配组中双方离开指标均有观测值的案例为准。EPO=紧急保护令。分配的方案是捆绑式处理，而不是对各个独立组成部分进行析因随机分配。

这些频数说明了为什么总体流动可能会遗漏执法的一项重要后果。有人离开的总概率合并了单人状态和双方均离开的状态，却无法识别调整落在谁身上。公式（2）中的带符号指数保留了这一信息，同时将双方都离开的情况与仅一人离开的情况区分开来。

5.2 警察记录的法律指令

我首先利用紧急保护令单独实施与常规恢复秩序之间完整的分配比较，考察一项直接的机构性结果。在337项仅保护令分配中，有224项（66.47%）的警察记录载明，曾指示涉嫌施暴者离开；而在302项常规响应分配中，这一数字为32项（10.60%）。两者相差55.87个百分点。不同于配对的离职分类，这一对比使用了两组中的全部639起分配接触事件。

表3明确区分了政策分配与实际实施的法律指令。常规响应接触事件可能包含命令，而被分配到

表3：科罗拉多州：保护令指定与记录的法律指令

指定响应	已指定	记录的指令	占比（%）
仅紧急保护令	337	224	66.47
常规恢复秩序	302	32	10.60
分配对比（百分点）	639	–	$+55.87^{***}$ (3.13)

注：对 ICPSR 9982 中记录被指示离开者的警方记录字段进行重新分析。该对比基于原始分配，而非对实际发出的命令进行回归。括号内为 HC2标准误。 $^{*}p < 0.10$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。警员报告为空白，并不能证明某人仍留在住所内；这一结果衡量的是有记录的法律指令，而非实际离开。通常响应组中可能包含命令，因为实际执行的响应未必与分配的方案一致。

命令的一方未必会形成针对嫌疑人的记录在案的指令。因此，效应体现为随机分配下记录在案的命令之间的差异，而非对比选择发布命令的警员。结果表明，这种分配实质性地改变了警方响应的内容：警员更常记录针对涉嫌施暴者的指令。该指令是否会促使其移动，则是另一个行为层面的问题。

法律指令的比较也说明了为什么必须明确呈现处理单位。警察部门可以指派警员采用某种响应方案，但个案中记录的响应可能反映警员的裁量权、现场信息以及记录不完整等因素。估计分配的效应可以保留随机化。若改为估计记录在案的命令与离职之间的关联，比较的将是警员根据其实际执行行动筛选出的个案。主要警察结果保留了前一种对比；两项观测结果——有记录的法律指令和现场移动——体现了随机干预的不同表现方式。

5.3 实际离开的分布

合并主动包裹对比使仅受害者离开的比例降低了 11.97 个百分点，并使仅嫌疑人离开的比例提高了 9.43 个百分点。带符号指数的差异为 21.40 个百分点。相比之下，对任何一方离开 的估计效应为 -1.74 个百分点，且不具有统计显著性。这是主要的经验性区别：观察到的离开者分布

发生了显著变化，而任何一方是否移动的指标几乎没有显示出

重新分配。

表 4： 科罗拉多州：实验响应方案与移动发生率

指定响应与常规响—应	发生率指数（百分点）	任何离职（pp）	观察到的T/C
逮捕 + EPO	$+24.08^{***}$ (5.10)	-3.25 (4.31)	277 / 255
咨询 + EPO	$+16.46^{***}$ (5.07)	-5.77 (4.28)	282 / 255
仅EPO	$+23.79^{***}$ (5。34)	$+3.96$ (4.35)	273 / 255
所有主动处置方案	$+21.40^{***}$ (4.41)	-1.74 (3。57)	832 / 255

注： 在已观察到受害者和嫌疑人离职的案件中，相对于常规响应的原始分配差异。带符号发生率定义为仅嫌疑人离开减去仅受害者离开。括号内为 HC2标准误。 $^{*}p < 0.10$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。未对缺失记录的结果进行插补。每个主动处置组代表一种独特的响应方案。合并比较将全部三种主动处置分配与常规响应进行比较。

与常规响应相比，在每种主动方案下，带符号指数均有所上升：逮捕加命令上升24.08点，咨询加命令上升16.46点，单独命令上升23.79点。这些是按分配方案产生的效应，并未将逮捕、咨询和命令作为单个组成部分分别产生的增量贡献区分开来。相反，组别特定比较表明，离开构成的变化在不同类型的主动警务响应中都可以观察到。

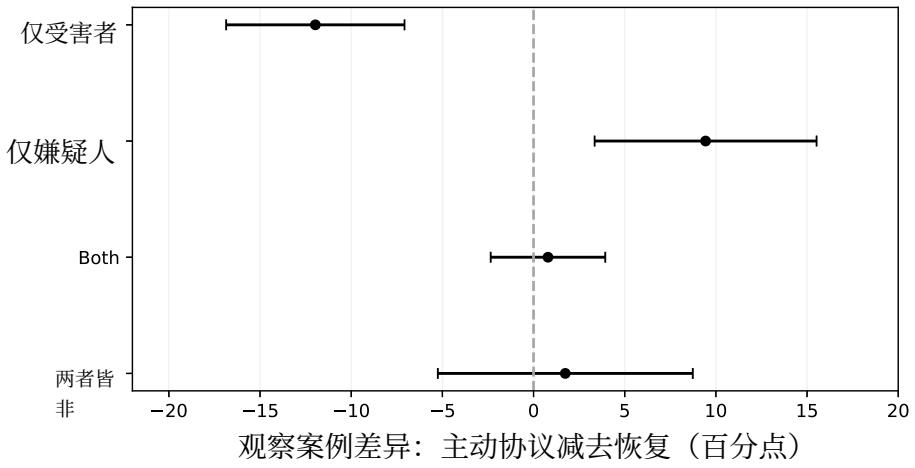

图2： 科罗拉多州：四种互斥现场状态的差异，主动协议合并比较常规响应。水平区间对应于受害者和嫌疑人离开指标均可获取的1,087个案件。

图2展示了四种互斥离开状态之间的差异。这种变化主要集中在两种单人类别中。该模式解释了为什么有符号度量比总体离开度量更具信息量：它记录了独自离开者之间的替代，同时保留完整分布中的“双方”和“双方均未离开”类别。

年份调整规格得出的指数差异为22.21个百分点，与未经调整的21.40个百分点估计值接近。在涉及女性受害者的接触事件中，估计的差异为18.73个百分点。这些比较使用了相应指标可观测的接触事件。相比之下，在最初的行政数据比较中，记录在案的针对嫌疑人的命令的效应，是基于仅保护令组和常规响应组中的全部分配进行估计的。

我还考察了科罗拉多实验记录的后续安全指标。对于六个月内警方获悉的事件，合并的主动处置方案估计值为 −1.00 个百分点；对于三个月内受害者报告的身体攻击，该数值为 −2.27 个百分点。两者均不具有统计显著性。这些结果涉及干预之后发生的事件，其收集过程也有所不同。不能将它们与接触时离开混为一谈。科罗拉多州的证据最直接地说明了即时移动分配，以及伴随指定响应的法律指令。

6 倡导服务、拘留与私人保护行动

6.1 倡导服务与安全准备

警方命令和住房援助并不能穷尽各类机构影响保护性调整的方式。倡导服务通过协助当事人采取其可能选择的步骤发挥作用。在哈里斯县，随机倡导干预为安全规划提供支持，后续访谈则记录了具体的准备工作。这些准备工作能够反映行动能力：干预可能会促使当事人做出更多准备，因为它让行动变得可行，

而不是因为它施加了新的义务。

表5中的估计值是针对各项准备措施所占观测随访波次比例进行基线调整后的效应。倡导服务使报告采取隐藏的应急现金措施的比例提高20.08个百分点，使报告备有备用钥匙的比例提高26.73个百分点，并使报告准备应急包的比例提高30.16个百分点。获得保护令的估计差异为4.00个百分点，且不具有统计显著性。样本包含150名随机分配的女性，各项准备措施的有效观测值为148–149个。

表5： 哈里斯县：倡导服务与私人安全准备

结果	效应（百分点）	N
已获得保护令	+4.00	150
	(8.19)	
有隐藏应急资金的随访比例	+20.08***	149
	(5.67)	
有备用钥匙的随访比例	+26.73***	148
	(5.43)	
有应急包的随访比例	+30.16***	149
	(5.96)	

注：原始随机分配：75人接受倡导服务，75人为对照组。估计值为意向治疗效应。HC 2 *$p <$ 0.10 **$p < 0.05$ ***$p < 0.01$ 标准误列于括号内。,,。每项准备结果均衡量在调整其基线指标后，报告相应行动的有效随访波次所占比例。源答复代码66表示不适用，并按缺失值处理，绝不视为否定答复。倡导干预及相关的安全计划效应已在原始评估中进行过研究。

这些效应与此前记录的倡导服务所引发的安全计划响应一致（McFarlane 等人，2002，2004）。在本文中，这些效应的作用体现在概念和实证两个层面：它们说明，观察到的私人预防措施供给增加，并不一定意味着外部施加的负担加重。与警员指示某人离开不同，倡导服务可能会提供资源或协调支持，使当事人能够采取自己本已认可的预防措施。因此，这三项准备措施应与用于科罗拉多州的离开指数并列，但不应纳入其中。

6.2 拘留与临时搬迁

密尔沃基实验记录了警方接触后另一个方面的情况：当事人是否为了避免受伤而住在别处。在分配的 1,200 起案件中，有 919 起对此项有有效回答。与接受建议相比，被分配接受过夜拘留会使出于安全考虑的临时搬迁概率变化 -2.48 个百分点；被分配接受短期释放逮捕则会使该概率变化 2.02 个百分点。这两项差异均不具有统计显著性。

表6：密尔沃基：拘留分配与后续结果

对比与建议	效应（百分点）	N
过夜拘留：为避免伤害而临时搬迁	-2.48 (3.44)	622
短期释放逮捕：为避免伤害而临时搬迁	$+2.02$ (3。62)	594
过夜拘留：警方记录的同一配对重复事件	-0.24 (3。23)	806
短期释放逮捕：警方记录的同一配对重复事件	$+0.56$ (3。27)	792

注：原始随机实验：408 人被过夜拘留，394 人被短期释放后逮捕，398 人被分配接受建议。估计值为相对于建议组的意向治疗差异。括号内报告的是异方差稳健标准误。 $^{*}p < 0.10$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。在 1,200 个原始分配中，有 919 个观测到了临时搬迁结果（D34）。行政重复结果记录的是涉及同一对当事人、警方掌握的事件，并不涵盖受害经历的全部发生情况。

涉及同一对当事人的后续警方掌握事件，其对应估计值分别为-0.24 和 $+0.56$ 个百分点，也不具有统计显著性。密尔沃基的搬迁条目记录了受访者陈述的后续搬迁原因：避免伤害。这与科罗拉多州记录的即时搬动，以及住房研究中的关系分离有所不同。这些估计值无法确定，与建议组相比，两种逮捕分配是否导致后续搬迁发生变化；但它们表明，可以将针对特定目的的搬迁结果纳入对法律回应的评估。

综合来看，这些支持性实验避免了对保护性行动作出过于狭窄的定义。有些干预会在特定接触事件中施加方向；另一些则有助于准备工作；还有一些可能影响之后出于安全考虑的搬迁。共同的测量问题在于

识别发生了哪种行动，以及行动针对谁，而不是把每项预防措施或每次居住变更都视为相同的结果。

Harris 和密尔沃基的研究结果也有助于界定发生率概念的适用范围。Harris 衡量的是人们在获得援助后可能选择采取的反复准备行为；密尔沃基衡量的是为避免伤害而特意进行的临时搬迁。它们既不能复现住房研究中的共同居住状态，也不能复现科罗拉多现场离开指数。它们的价值在于，避免将负担的概念简化为某一种身体行动。法律与经济解释取决于行动的性质、支持是否可得，以及应对措施是由机构指示，还是由个人自行选择。

7 法律与政策设计的启示

证据揭示了法律和政策改变保护发生率的两种方式。一种是扩大决策者可选择的替代方案；另一种是在特定接触事件中，改变公共机构指示哪一方采取调整措施。两者都会影响保护性行动的分布，但其背后的工具各不相同：住房提供使分居成为可行选择；紧急命令则指定离开指令。要评估这些措施，必须采用与其工具相匹配的结果指标。

住房分析表明，衡量关系变化伴随的具体情况具有重要价值。同样是观察到分居，可能伴随着稳定的独立住房，也可能伴随着居住不稳定再次出现。即使不为其赋予货币成本，也不假设每次分居都是出于暴力因素，这些状态对于独立生活是否可行仍有不同影响。由于原研究招募的是来自庇护所的家庭，而非从已知受害者名册中招募，因此这项衡量也反映了外部选择对于关系决策更广泛的重要性。

警察分析表明，为何应当区分制度性指令与总体离场情况

。以往对逮捕和执法的评估着重考察威慑及后续暴力（Sherman 和 Berk，1984；Pate 和 Hamilton，1992；Maxwell 等人，2002；Iyengar，2009）；场景层面分解则捕捉了同一公众反应的另一个维度。记录有人离开现场，并不能说明是谁必须离开。我的分解识别的是作出即时行动的人；行政命令指标识别的则是警方记录中被要求遵从法律指令的人。在主动响应方案下，观察到的分布从仅受害者离开转向仅嫌疑人离开。这种重新分配的维度与执法响应的设计直接相关，无论涉及任何一方离开的接触事件数量是否发生变化。

最后，Harris 的研究结果表明，外部援助如何通过使私人准备切实可行来增加私人准备。采取预防措施的人准备得更多，未必会更糟；留下的人若面临危险，那么离职人数减少也未必是好事。因此，对保护负担进行实证衡量，应从相关行动、其制度来源以及可行替代方案入手，而不是对每一次迁移或预防措施一概套用同一种福利评价。核心启示是，传统的政策结果指标可以辅以一些衡量方式，用以识别不同人群和情境下调整的分配情况。

政策评估的更广泛启示，既涉及方法，也涉及实质内容。如果将分居和居住连续性分开衡量，研究者便无法仅凭这两项指标的平均值判断，同一个家庭既经历分居又维持稳定住所的情况有多常见。如果警方记录只注明有人离开，就无法识别是谁采取了迁移行动。这些遗漏并非只是呈现方式上的问题。它们会改变政策的哪些方面得以呈现，进而影响我们能用由此得出的估算回答哪些法律和经济问题。

对于 ho 借助援助，关系—居住指标表明某位警察 y

扩大了一个可在持久条件下行使的外部选择。对于警方响应，四状态离开分类表明哪位个人进行了即时调整，而命令记录则标明法律指令的分配。对于倡导服务，反复准备行为揭示了个人在支持下能够采取的行动范围有所扩大。上述任何一种情况都不需要将每一种行为响应都转换为统一的货币成本。相关影响体现在行动和机会本身的分布中。

8 结论

保护性制度影响的不只是伤害发生的概率，也会塑造面临风险者可获得的替代选择，以及干预发生时必须作出调整者的身份。我利用美国的随机住房援助和警方响应，研究了这些方面。

在住房实验中，提供可能永久性的援助，会增加以稳定的独立住所为后盾的分居。这一结果表明，持久的外部选择不同于分居后陷入住房不稳定的情况。在科罗拉多斯普林斯，主动警务响应方案改变了被观察到离开现场者的身份，尽管任何人离开的概率并未显著变化；被分配到紧急命令也会增加有记录在案的、要求嫌疑人离开的指示。倡导服务方面的证据表明，机构援助能够拓展私人安全准备。

这些发现使保护性调整的发生率成为政策评估中可观察的结果。相关问题不只是关系是否结束或某人是否离开，而是哪些替代方案因此变得可行，以及在保护落实过程中谁的处境发生了变化。记录这些区别，有助于更全面地说明法律和公共干预发挥了什么作用。

附录

设定与测量检验

不同权重和调查轮次下的住房比较

联合住房结果对于公开使用文件中常见的设定选择具有稳健性。我固定原始分配比较和基线配对总体，仅改变估计是否加权，以及是否控制随机化前观察到的项目可及性。37个月时，分居且拥有稳定独立住房的未加权原始差异为12.82个百分点；经可及性调整后的未加权差异为13.27个百分点；而首选的加权调整后差异为12.52个百分点。表7报告了这六项对比。

表7：住房外部选择：对设定和调查波次的敏感性

稳定住房条件下分居的设定	效应（百分点）	观测样本量
*37*个月		
未加权均值差	$+12.82^{**}$	240
	(5.12)	
未加权且经可及性调整	$+13.27^{**}$	240
	(5.21)	
加权、可得性调整	$+12.52^{**}$	240
	(5.33)	

注释：所有估计值均比较基线时有伴侣且观测到联合结果的家庭被分配至永久性住房补贴组与常规照护组的情况。括号内报告 HC2标准误。 $^{*}p < 0.10$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。权重为公开使用的、按调查波次和比较组特定的无应答权重。项目可及性在随机化前测量。首选设定采用加权并进行可得性调整。

这些设定下 37个月估计值的稳定性表明，所报告的联合效应并非添加分配前可得性控制变量或使用比较组特定权重所造成的假象。

这项联合指标也不同于这样一种回归：先按分居情况筛选，再考察哪些人实现了稳定住房。住房援助本身会影响分居；在分配后按分居情况筛选，会重新界定处理组和比较组。交叉分类

原有的关系状况和居住状况指标可以避免这种条件化。因此，该分析呈现了在现有的关联随访答复中，综合状态的实验分布。

这三个37个月估计值采用相同的联合状态定义和相同的符合条件的初始伴侣比较组；各规格仅在加权惯例以及是否纳入处理前分配集变量方面有所不同。主要系数仍接近12–13个百分点。

警方响应方案与记录的结果

在科罗拉多州，带符号发生率指数的正向变化出现在三种分别分配的主动协议中。加入年份效应后，合并估计值从21.40个百分点变为22.21个百分点。女性受害者子样本分析得出18.73个百分点。这些检验涉及观察到的离开行为的构成，并始终采用原始处理分配。

另一项检验采用警员记录的离开指令，而非现场离开指标。由于该数据适用于仅命令与常规响应的完整比较，因此它能直接反映政策的一个制度性组成部分，而且不要求同时具备两项现场指标。其55.87个百分点的效应无法与带符号离开指数进行数值比较：前者是记录到指令的指标，后者则是两种移动方式之间的对比。综合来看，法律指令和实际行为是响应中可以分别观察到的组成部分。

科罗拉多州的两类结果也具有不同的证据强度。警方记录的法律指令适用于仅保护令与常规响应之间的整个原始分配比较。配对现场结果能够提供更丰富的行为分类，但仅限于两份报告都存在的情况。全队列法律结果和

观察案例的离职结果因此相互补充，而不是对同一效应的替代性估计。前者确立了有记录的机构指令发生了实质性转变；后者则显示，在不同响应方案下，观察到的即时离职构成也发生了相应变化。

参考文献

Adams, Abi、Kristiina Huttunen、Emily Nix 和 Ning Zhang（2024）。“虐待性关系的动态。”《经济学季刊》139(4)，2135–2180。 https://doi.org/10.1093/qje/qjae022。

Aizer, Anna（2010）。“性别工资差距与家庭暴力。”《美国经济评论》100(4)，1847–1859。 https://doi.org/10.1257/aer.100.4.1847。

Berk, Richard A.、Alec Campbell、Ruth Klap 和 Bruce Western（1992）。“科罗拉多斯普林斯配偶暴力实验的贝叶斯分析。”《刑法与犯罪学杂志》83(1)，170–200。 https://doi.org/10.2307/1143828。

Black, Howard、Richard A. Berk、James Lily、Robert Owenbey 和 Giannina Rikoski（2006）。评估科罗拉多斯普林斯警方应对配偶袭击的替代方案：明尼阿波利斯实验（*1987–1989*）的增强复制。ICPSR 9982，第1版。密歇根州安娜堡：校际政治与社会研究联合会。 https://doi.org/10.3886/ICPSR09982.v1。

Bloch、Francis 和 Vijayendra Rao（2002）。《恐怖作为谈判工具：印度农村嫁妆暴力案例研究》。《美国经济评论》92(4)，1029–1043。 https://doi.org/10.1257/00028280260344588。

Bobonis、Gustavo J.、Melissa González-Brenes 和 Roberto Castro（2013）。《公共转移支付与家庭暴力：私人信息和配偶控制的作用》。《美国》

《经济学杂志》：《经济政策》5(1), 179–205. https://doi.org/10.1257/pol.5.1.179.

Browne, Angela 和 Shari S. Bassuk（1997）。“无家可归和贫困住房女性生活中的亲密关系暴力：族裔多元样本中的发生率与模式。”《美国矫形精神病学杂志》67(2), 261–278. https://doi.org/10.1037/h0080230。

Thomas S. Dee（2003）。“直到死亡将你们分开：单方离婚对配偶杀人案的效应。”《经济探究》41(1), 163–182. https://doi.org/10.1093/ei/41.1.163。

Matthew Desmond 和 Rachel Tolbert Kimbro（2015）。“驱逐的后果：住房、困境与健康。”《社会力量》94(1), 295–324. https://doi.org/10.1093/sf/sov044。

Laura Dugan、Daniel S. Nagin 和 Richard Rosenfeld（2003）。“减少暴露还是报复？家庭暴力资源对亲密伴侣杀人的效应。”《法律与社会评论》37(1), 169–198. https://doi.org/10.1111/1540-5893.3701005。

Ehrlich, Isaac 和 Gary S. Becker（1972）。“市场保险、自我保险与自我保护。”《政治经济学杂志》80(4), 623–648. https://doi.org/10.1086/259916。

Mukesh Eswaran 和 Nisha Malhotra（2011）。“发展中国家的家庭暴力与女性自主权：理论与证据。”《加拿大经济学杂志》44(4), 1222–1263。 https://doi.org/10.1111/j.1540-5982.2011.01673.x。

Amy Farmer 和 Jill Tiefenthaler（1997）。“家庭暴力的经济分析。”《社会经济评论》55(3), 337–358. https://doi.org/10.1080/00346769700000004。

Gubits, Daniel、Marybeth Shinn、Michelle Wood、StephenBell、SamuelDastrup、ClaudiaSolari、Scott Brown、Debi McInnis、Tom McCall 和 Utsav Kattel（2016）。家庭选择研究：住房与服务干预对无家可归家庭的 *3* 年影响。华盛顿，

哥伦比亚特区：美国住房和城市发展部。 https://www.huduser.gov/portal/sites/default/files/pdf/Family-Options-Study-Full-Report.pdf。

Iyengar, Radha（2009）。“逮捕的确定性会减少家庭暴力吗？来自强制逮捕与建议逮捕法律的证据。”《公共经济学杂志》93(1–2), 85–98。 https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.09.006。

Maxwell, Christopher D.、Joel H. Garner 和 Jeffrey A. Fagan（2002）。“逮捕对亲密伴侣暴力的预防效果：研究、政策与理论。”《犯罪学与公共政策》2(1), 51–80。 https://doi.org/10.1111/j.1745-9133.2002.tb00107.x。

McFarlane, Judith 和 Ann Malecha（2003）。评估德克萨斯州哈里斯县医疗保健与刑事司法之间的协作干预，*2001—2002*年。ICPSR3542，版本1。密歇根州安娜堡：校际政治与社会研究联合会。 https://doi.org/10.3886/ICPSR03542.v1。

McFarlane, Judith, Ann Malecha, Julia Gist, Kathy Watson, Elizabeth Batten, Iva Hall 和 Sheila Smith（2002）。《一项旨在增加受虐妇女安全行为的干预：随机临床试验结果》。《护理研究》51(6), 347–354。

McFarlane, Judith, Ann Malecha, Julia Gist, Kathy Watson, Elizabeth Batten, Iva Hall 和 Sheila Smith（2004）。《增加受虐妇女促进安全的行为》。《美国护理学杂志》104(3), 40–50。

Pate, Anthony M. 和 Edwin E. Hamilton（1992）。《家庭暴力的正式与非正式威慑措施：戴德县配偶殴打实验》。《美国社会学评论》57(5), 691–697。

Shavell, Steven（1991）。“预防盗窃的个人预防措施：私人最优与社会最优行为。”《国际法律与经济学评论》11(2), 123–132。

Sherman, Lawrence W.，以及 Richard A. Berk（1984）。“逮捕对家庭暴力的特殊威慑效应。”《美国社会学评论》49(2),261–272。

Sherman, Lawrence W., Janell D. Schmidt, Dennis P. Rogan, Douglas A. Smith, Patrick R. Gartin, Ellen G. Cohn, Dean J. Collins 和 Anthony R. Bacich（1992）。“逮捕对犯罪生涯的不同影响：密尔沃基家庭暴力实验。”《刑法与犯罪学杂志》83(1), 137–169。

Sherman, Lawrence W., Janell D. Schmidt 和 Dennis P. Rogan（1994）。密尔沃基家庭暴力实验，*1987–1989*。ICPSR 9966，版本1。密歇根州安娜堡：校际政治与社会研究联合会。 https://doi.org/10.3886/ICPSR09966.v1。

Stevenson, Betsey 和 Justin Wolfers（2006）。“法律阴影下的谈判：离婚法与家庭困境。”《经济学季刊》121(1), 267–288。 https://doi.org/10.1093/qje/121.1.267。

Tauchen, Helen V., Ann Dryden Witte, 和 Sharon K. Long（1991）。“家庭暴力：一桩非随机事件。”《国际经济评论》32(2), 491–511。

Winichakul, K. Pun, 和 Ning Zhang（2026）。“住房获取对亲密伴侣暴力的影响：来自家庭选择研究的证据。” RFBerlin讨论论文 26105。 https://www.rfberlin.com/network-paper/the-effect-of-housing-access-on-intimate-partner-violence-evidence-from-the-family-options-study/。