

# 农村婚姻暴力风险因素及性别差异分析

——基于湖南 748 份问卷调查数据

陈璇, 夏一巍

(澳门大学社会学系, 澳门)

**摘要:** 基于湖南 748 份问卷调查数据, 运用 Ordinary Least Square 回归模型和 bootstrapping 法, 立足系统理论与结构功能理论对农村男性与女性婚姻暴力受害的风险因素进行分析, 结果显示: 身体暴力、精神暴力与性暴力三类暴力行为在两性间差异并不明显, 女性受害略高于男性; 两性间家暴被害的表现形式相似, 但影响因素不完全相同。中国传统家庭文化、家庭关系与社会公共服务等变量仅对男性家暴受害人影响显著; 农村养老保险变量仅对女性家暴受害人影响显著; 配偶的风险行为、童年目睹家暴的经历及较低自我效能对两性受害均产生影响。女性与男性家暴被害模式有限对称。

**关键词:** 婚姻暴力; 风险行为; 自我效能; 有限对称

中图分类号: C912.82

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2015)02-0040-08

## Risk factors for spousal violence based on gender difference: Findings from 748 questionnaires of Hunan Province

CHEN Xuan, XIA Yi-wei

(Department of Sociology, University of Macau, Macau SAR, China)

**Abstract:** Based on a survey with a sample size of 748 from rural area in Hunan Province, this research attempted to identify the risk factors associated with spousal violence victimization with respect to both male and female on the strength of systems theory and structure function theory, while the principle analytic model was ordinary least square with bootstrapping standard error. The consequence indicates that there are less obvious differences of physical violence, psychological violence and sexual violence between spouses, only with a small higher female victimization; the forms of spousal violence victimization are similar but are caused by different factors. The variables of traditional Chinese family culture, family relationship and social public service only have a significant impact on male victims; the rural endowment insurance system has an impact on the female victim; the risk behaviors, witness spousal violence in childhood and low self-efficacy effect on both genders. Then the finding declares a finite symmetry of the spousal violence victimization pattern to both genders.

**Keywords:** spousal violence; risk behavior; self-efficacy; finite symmetry

关于家庭暴力, 国外学者从不同层面探讨了其成因, 涉及社会学习理论、暴力循环理论、特质论、资源论、社会交换理论等视角<sup>[1-8]</sup>。研究术语多采用“亲密伴侣暴力”, 包括情侣间、性伴侣等主体, 这与中国法律保护合法婚姻主体的规定有较大差

异, 因此“夫妻间暴力”是中国家庭暴力问题关注的焦点。中国学者也多以社会经济地位、受教育程度、家庭决策权、童年经历、个人酗酒行为为切入点<sup>[9-12]</sup>。从研究方法看, 虽然女权主义视角依然是家暴研究的主流, 但家庭暴力受害人的性别范式问题越来越受到国内外学者的关注<sup>[13]</sup>。诸多研究发现家庭暴力施暴人与受害人存在“性别对称性”<sup>[14]</sup>, 调查显示丈夫受暴率并不低<sup>[15]</sup>。细致深入地描述男性

收稿日期: 2015-03-22

作者简介: 陈璇 (1988—), 女, 湖南衡阳人, 博士候选人。

受暴的详情,比较暴力的性别分布,并从方法、技术上精益求精显得尤为必要<sup>[16]</sup>。近些年国外研究试图讨论男性受害和女性受害是否存在性别对称性,而关于男性被害因素的研究依然相对较少<sup>[17]</sup>。马春华通过分析“2010年第三期中国妇女社会地位调查”的全国性数据,发现夫妻间暴力呈现“性别对称性”,女性主义理论和资源理论在妻子受虐方面有相当解释力度,但是在丈夫受虐方面解释力度有限<sup>[18]</sup>。

因此,寻找更为适合男性被害研究的理论视角,客观验证男性被害和女性被害遵循相同模式的结论,深度分析婚姻暴力受害及其影响因素的性别间差异显得尤为重要。笔者拟从家庭结构视角,结合系统理论与结构功能理论,尝试测量中国传统家庭文化变量,并通过分析湖南一县级市的实证数据,探索中国农村家庭暴力受害人的相关风险因素,继而探讨家庭暴力风险因素的性别间差异。

### 一、理论视角与研究假设

作为家庭暴力的一种,婚姻暴力是指发生在已婚夫妻之间的暴力行为,既包括丈夫对妻子的暴力行为,也包括妻子对丈夫的暴力行为<sup>[19]</sup>。本研究之婚姻暴力行为特指合法夫妻间的身体暴力、精神暴力与性暴力行为。

系统理论认为每个系统家庭都有其特定目标。在婚姻暴力的家庭中,男人欲维持其在家中的权威,当现实和期望无法一致,冲突将产生。Giles-Sims 认为:当系统的暴力模式稳固之后,会引起一定的危机,因此,若要系统呈现新的契机,唯将系统注入新的刺激,让整体系统运作得以改变,暴力模式瓦解<sup>[20]</sup>。Straus 提出一般系统理论,认为家庭暴力不仅仅受限于个人、家庭因素,还包括社会因素,其中,个人是否有吸毒、嗜酒行为,家庭价值观、权力结构等情形如何,社会对暴力所持观念如何,都将直接或间接影响婚姻暴力的形成<sup>[21]</sup>。综上,提出以下假设:

假设1a:如果配偶有嗜酒、博彩行为,其受到家庭暴力的可能性越大。

假设1b:如果个人在童年有目睹家暴的经历或遭受家暴的经历,其受到家庭暴力的可能性越大。

假设1c:如果个人自我效能越高,其成为家暴受害人的可能性越小。

假设1d:如果个人对中国传统家庭文化认知越高,其成为家暴受害人的可能性越大。

假设1e:如果个人对家庭结构满意度越高,其成为家暴受害人的可能性越小。

结构功能理论将社会系统的功能分为四种:适应、目标达成、整合、潜在模式维系,它们可以保持社会系统的稳定<sup>[22]</sup>。在20世纪早期,很多社会学家担忧着家庭会失去功能。1929年美国社会学家 William Fielding Ogburn 研究了美国社会的趋势,发现经济、生育、保护、授予地位、教育和宗教等家庭基本功能已经有其他组织代替<sup>[23]</sup>。随着社会生产力的飞速发展,社会保障机制的完善,传统家庭的教育、保护、赡养功能日益被外在的学校、警察和疗养院所取代,家庭的社会功能逐渐被剥离。被剥夺了功能的组织是否还能使其成员产生心理认同成为一大问题,家庭演变成一个脆弱的组织,家庭暴力及其消极后果正是家庭功能衰弱的表现<sup>[24]</sup>。综上,提出以下假设:

假设2a:如果个人对社会保障满意度越高,其成为家暴受害人的可能性越大。

假设2b:如果个人对社会公共服务满意度越高,其成为家暴受害人的可能性越大。

### 二、样本概况与研究设计

入户式问卷调查于2015年1月在湖南省常宁市进行,依据经济发展水平运用多阶分层抽样方法从该市27个乡镇(街道)抽取5个,并以年龄、性别、婚姻状况等要素为据,从每个乡镇(街道)抽取200个便宜样本(年龄在20-60岁之间并已婚的居民或村民),调查回收有效问卷748份,有效回收率为74.8%。样本有男性336人,占45%,女性412人,占55%,平均年龄为38.88岁,平均受教育年限为9.25年,平均结婚年限为16.02年。

#### 1. 因变量

借鉴并改编 Straus 构建的冲突行为量表修订版(The Revised Conflict Tactics Scales, CST-2)<sup>[25]</sup>这一国际惯用的婚姻暴力行为测量工具,采取“四点选

项”：经常、有时、很少、从不，对过去一年发生的婚姻暴力频次程度进行测量。针对婚姻暴力的24类行为共三个维度开展研究：11类身体暴力行为：摔东西、推抓撞、掴掌、踢咬或拳头打、连续拳打脚踢、绑住手脚打、用棍子砖头火钳衣架衣叉扫帚锅铲扳手打、用刀子等利器威胁或刺伤、烟头烫皮带抽针刺开水烫火烫等、勒脖子压头入水枕头闷等、推下楼灌毒药泼硫酸泼汽油等；12类精神暴力行为：到处说您坏话、老说您不好、羞辱诅咒、摔东西、威胁要杀您、虐待孩子、用动作和眼神让您心生恐惧、限制您与异性交往、限制您与同性聚会、限制您与家里人接触、指责您不忠、跟踪您去向；1类性暴力行为：强迫发生性行为。

## 2. 自变量

1) 配偶风险行为。采用配偶“喝酒频率”、“打麻将赌钱频率”、“购买六合彩频率”三项指标测量夫妻关系中配偶的风险性行为，并依据行为发生频率：“从不、很少、有时、经常”进行1-4分的赋值。2) 童年经历：测量童年目睹家暴的经历与童年遭受家暴的经历(0=没有, 1=有)。3) 中国传统家庭文化认知。学者 Johnson 指出：农村社会仍保留传统父权制文化，城市社会则大大压缩了父权制的空间<sup>[26]</sup>。综合6项指标来衡量居民(村民)对中国传统家庭文化认知：“男主外，女主内”、“嫁鸡随鸡，嫁狗随狗”、“家里的事情男人说了算”、“男人的面子大于一切”、“照顾家庭是女人的义务”、“女儿是别人的，儿子才是自己的”，从“非常不赞同”到“非常赞同”分别进行1-4分的赋值。4) 自我效能。基于对个人自我效能的测量，主要体现在个人内控力、外在掌控力、社会影响力三个维度的测量，共含14题，包括个人内控力(我是一个有能力的人、我是一个有用的人、我是一个有优点的人、我能够决定我生活中的大部分事情、我知道如何维护自身权益)，外在掌控力(我常感到孤独、我常感到无助、运气不好造成我的不幸、我感到别人忽视我的存在)和社会影响力(只要是对的事情即便别人不同意我也会选择坚持、我知道如何和别人搞好关系、我能够清楚地向别人表达自己的想法、需

要帮助时我会向别人提出、我觉得自己可以改变所处的环境)<sup>[27]</sup>。依据“非常不赞同”到“非常赞同”进行1-4分的赋值。5) 家庭结构满意度。本研究通过“非常不满意”(1分)到“非常满意”(4分)的排序，测量家庭经济收入、家庭关系、家庭居住条件满意度。6) 社会保障。依据中国现行农村社保政策，对农村养老保险与农村新型合作医疗的参与度与满意度进行测量，并以1-4分赋值于“非常不满意”到“非常满意”。7) 社会公共服务满意度。社会公共服务是指通过国家权力介入或公共资源投入为满足公民的社会发展活动的直接需要所提供的服务。针对该定义与分类对居民(村民)的社会治安、公共交通、基础教育满意度与政府管理四项满意度进行测量。

## 3. 控制变量

依据现有相关研究，对其他可能对夫妻间暴力行为产生影响的变量进行测量并加以控制。1) 社会人口学变量，包括年龄、年龄平方、受教育年限、身体健康状况(很不健康、不太健康、一般、比较健康、很健康)。2) 婚姻家庭因素，包括是否自由恋爱(0=否, 1=是)、结婚年限、小孩数量。

变量的描述性统计如表1所示。

从表1可见，样本中男性和女性的年龄、小孩数量基本相似。从受教育年限看，男性比女性约高一年。身体状况程度上，男性略高于女性。四分之一的男性报告当前婚姻是自由恋爱的结果，女性仅有约五分之一为自由恋爱。从控制变量上看，男性和女性样本的人口学特征和其他控制变量并没有显著差异，而出现性别差异的变量与其他调查的结果较为吻合。女性反映配偶有喝酒和博彩的比例略高于男性。男性对中国传统家庭文化的认可程度高于女性。对自我效能的三个维度而言，男性均高于女性。除家庭关系满意度外，男性对家庭结构、社会保障与社会公共服务满意度均高于女性。男女精神暴力受害均表现突出，其次是性暴力受害，身体暴力受害均值最低。但无论哪种类型暴力，女性受害总体高于男性。

表 1 婚姻暴力相关变量的描述统计

	变量	男性			女性			Min	Max
		N	mean	sd	N	mean	sd		
控制变量	年龄	332	39.27	10.63	416	38.58	10.66	20	60
	受教育年限	332	9.708	2.939	416	8.887	2.803	6	19
	身体健康状况	332	3.943	0.704	416	3.796	0.824	1	5
	结婚年限	332	15.38	10.88	416	16.53	11.21	1	45
	小孩数量	332	1.928	0.993	416	1.962	0.956	0	6
	自由恋爱	332	0.250	0.434	416	0.216	0.412	0	1
自变量	配偶喝酒频率	332	1.807	0.875	416	2.385	0.929	1	4
	配偶打麻将赌钱频率	332	2.027	1.009	416	2.125	0.949	1	4
	配偶购买六合彩频率	332	1.636	0.842	416	1.731	0.841	1	4
	童年目睹家暴的经历	332	0.536	0.499	416	0.553	0.498	0	1
	童年遭受家暴的经历	332	0.584	0.494	416	0.558	0.497	0	1
	自我效能(社会影响力)	332	0.715	0.161	416	0.713	0.161	0	1
	自我效能(个人内控力)	332	0.630	0.157	416	0.609	0.170	0	1
	自我效能(外在掌控力)	332	0.663	0.222	416	0.636	0.213	0	1
	家庭收入满意度	332	2.482	0.817	416	2.464	0.788	1	4
	家庭关系满意度	332	3.172	0.711	416	3.190	0.728	1	4
	居住条件满意度	332	2.843	0.737	416	2.793	0.758	1	4
	农村养老保险满意度	332	3.114	0.818	416	3.053	0.768	1	4
	农村新型合作医疗满意度	332	3.042	0.810	416	2.998	0.840	1	4
	社会公共服务满意度	332	0.351	0.200	416	0.288	0.190	0	1
因变量	身体暴力	332	1.244	0.478	416	1.301	0.473	1	4
	精神暴力	332	1.559	0.574	416	1.671	0.641	1	4
	性暴力	332	1.340	0.696	416	1.558	0.843	1	4

### 三、夫妻间家暴影响因素及其性别差异

为探究研究综述中所回顾的各类因素对不同性别的解释力度。首先将男性和女性样本分开, 以上述三种类型受暴经历为因变量分别对其进行最小二乘回归分析, 因此研究共有 6 个模型。然而, 简单的最小二乘回归并不能产生无偏的结果, 使用的便宜样本而非严格的概率样本, 结果的误差难以避免, 因此使用 bootstrapping 法对回归模型的标准误进行估计。虽然 bootstrapping 法并不能完全纠正便宜样本带来的误差, 但是能使结果得到改善<sup>[28]</sup>。此外, 使用简单最小二乘模型回归产生的模型残差并不服从正态分布, 这与最小二乘回归的基本假设不符<sup>[29]</sup>, 从而会产生错误的标准误估计, 最终导致参数检验的偏误。当样本规模增大, 虽然观测值(因

变量)不服从正态分布, 但是残差的分布是渐进正态的<sup>[30]</sup>, 因此这也支持笔者使用 bootstrapping 法进行再取样分析。

主要使用 STATA13.1 作为主要的建模工具。此外, 对回归系数的标准误估计使用 bootstrapping 法估计。考虑到本次研究样本已经达到 300 以上(将男女样本分开后) 200 次再抽样会产生大于 6 万样本, 因此将 bootstrapping 法次数固定为 200 次。

通过性别分组, 对三种家庭暴力行为进行建模, 共得到 6 个回归模型(表 2)。模型 1-3 为男性样本(N=332)的回归分析结果, 模型 4-6 为女性样本(N=416)的回归分析结果, 并分别以身体暴力、精神暴力和性暴力为因变量。

表 2 婚姻暴力受害的回归模型

变量	男性			女性		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	身体暴力	精神暴力	性暴力	身体暴力	精神暴力	性暴力
<b>控制变量</b>						
年龄	-0.02*** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)
年龄平方	0.00*** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
受教育年限	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)
身体健康状况	-0.00 (0.01)	0.01 (0.02)	0.03 (0.02)	-0.00 (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.06*** (0.02)
结婚年限	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01* (0.00)
小孩数量	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.00 (0.01)	0.02 (0.02)
自由恋爱	-0.04* (0.02)	-0.06* (0.02)	-0.07** (0.03)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.03)	-0.01 (0.03)
<b>自变量</b>						
配偶喝酒频率	0.04*** (0.01)	0.02 (0.01)	0.04* (0.02)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
配偶打麻将赌钱频率	0.02* (0.01)	0.04*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.04** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.05** (0.02)
配偶购买六合彩频率	0.06*** (0.01)	0.05*** (0.02)	0.03 (0.02)	0.05** (0.01)	0.08*** (0.02)	0.06** (0.02)
童年目睹家暴的经历	-0.06** (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.06* (0.03)	-0.02 (0.02)	0.06* (0.02)	0.08** (0.03)
童年遭受家暴的经历	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.04 (0.03)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.04 (0.03)
自我效能(社会影响力)	-0.14** (0.05)	-0.08 (0.07)	-0.12 (0.09)	0.02 (0.05)	0.16* (0.07)	0.18* (0.08)
自我效能(个人内控力)	-0.03 (0.06)	-0.08 (0.08)	-0.10 (0.09)	0.09 (0.05)	-0.01 (0.06)	-0.09 (0.08)
自我效能(外在掌控力)	-0.14*** (0.03)	-0.17** (0.06)	-0.14** (0.05)	-0.22*** (0.04)	-0.27*** (0.05)	-0.18** (0.06)
家庭收入满意度	0.02 (0.01)	0.01 (0.02)	0.03 (0.02)	-0.00 (0.01)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)
家庭关系满意度	-0.06*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.06** (0.02)	-0.00 (0.01)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)
居住条件满意度	0.02 (0.01)	0.02 (0.02)	-0.00 (0.02)	0.01 (0.01)	0.02 (0.02)	0.04* (0.02)
农村养老保险满意度	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.02)	-0.05*** (0.01)	-0.05** (0.02)	-0.07*** (0.02)
农村新型合作医疗满意度	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)	0.03 (0.02)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.02)	0.03 (0.02)
社会公共服务满意度	0.14** (0.05)	0.25*** (0.07)	0.24*** (0.07)	0.08 (0.05)	0.10 (0.07)	0.11 (0.08)
Constant	0.69*** (0.15)	0.43* (0.17)	0.60** (0.19)	0.13 (0.14)	0.27 (0.19)	0.12 (0.22)
Observations	332	332	416	416	416	
R-squared	0.54	0.50	0.34	0.49	0.38	

注：(1)括号内为标准误；(2)\*\*\* p&lt;0.001, \*\* p&lt;0.01, \* p&lt;0.05。

### 1. 男性家暴受害的影响因素

通过模型 1-3 的系数发现：年龄和年龄的平方项与男性身体暴力和性暴力受害之间呈负相关。为方便解释年龄的效应，将男性年龄与不同类型的受暴经历作 lowess 平滑曲线图。结果如图 1 所示，年龄和受暴基本呈二次关系(即印证了回归系数中年龄二次项引入的正确性)。由图 1 可见，对不同类型的受暴经历而言，从 20 周岁开始，男性受暴呈上升趋势，到约 25 周岁达到峰值，此后随着年龄呈下降趋势。值得注意的是对于男性身体暴力而言，在 50 岁达到最低值之后，又呈现上升的趋势。换言之，对于男性身体暴力而言，年龄的三次项关系可能存在。为验证年龄的三次项关系是否存在，研究引入年龄的三次项，但研究发现对于该项的 T 检验并不显著。因此图 1 中可能存在的三次项关系极有可能是样本量过小导致，不应过度解读。此外，婚姻为自由恋爱的男性家暴受害的几率较低。

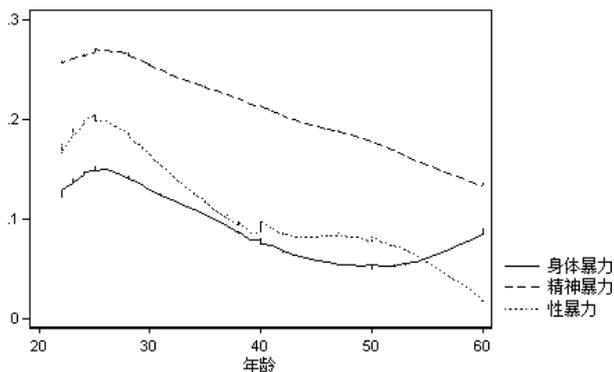


图 1 男性被害与年龄平滑曲线图

针对关注的自变量，回归结果表明：配偶饮酒和博彩均与较高的家暴相关。具体来说，配偶饮酒习惯和较高的身体暴力和性暴力相关，而配偶博彩均与较高程度的身体暴力和精神暴力有关。表明假设 1a 基本得到支持。个人“童年目睹家暴的经历”与男性家暴受害显著相关，而“童年遭受家暴的经历”并无统计学显著，因此假设 1b 仅得到部分印证。此外中国传统家庭文化认知与身体暴力和精神暴力显著的正相关也证明了假设 1c 的正确性。对自我效能而言，社会影响力能显著降低男性遭受的身体暴力，但对精神暴力和性暴力而言并无显著相关。外在掌控权的缺失与家暴的正相关关系印证了假设 1d 的内容。因此总体来说，自我效能对男性家暴的解释力存在但不全面。最后，除家庭关系和

社会公共服务满意度之外，男性受暴与其他各类满意度并无显著相关关系。具体而言，对家庭关系满意度越高，其成为家暴受害人的可能性越小；对社会公共服务满意度越高，其成为家暴受害人的可能性越大，这分别于 1e 和 2b 的假设相符合。而 2a 的假设在男性受害问题上并未得到印证。

### 2. 女性家暴受害的影响因素

与男性类似，将年龄与不同类型的受暴经历作 lowess 平滑曲线图。结果如图 2 所示，虽然回归系数上发现女性的年龄及年龄平方项并不显著，但是在图 2 中发现类似的二次函数趋势。与图 1 不同的是，女性受暴的峰值在 30-40 岁之间。此外，身体健康状况较低是女性遭受家暴的显著风险因素。值得注意的是结婚年限与女性遭受性暴力呈显著负相关。

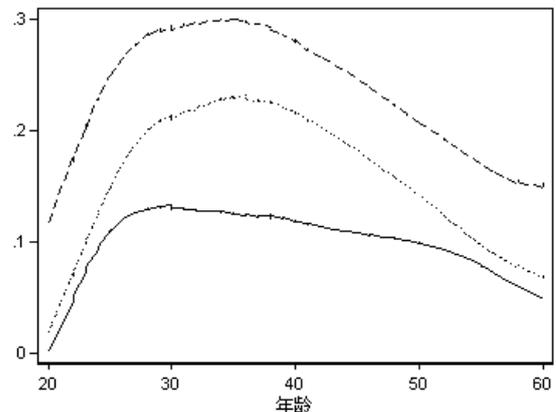


图 2 女性被害与年龄平滑曲线图

自变量方面，童年目睹家暴的经历或配偶的博彩行为均会显著增加女性各类家暴受害。表征自我效能的外在掌控力的提升能显著降低女性的家庭暴力受害，而社会影响力的提升则与家暴呈正相关关系。此外，女性对农村养老保险满意度对于各类家暴呈负相关。

### 3. 男性与女性家暴受害的影响因素差异

比对模型 1/模型 4,模型 2/模型 5 和模型 3/模型 6, 分析系数显著程度和方向的差异。研究发现：身体状况较差增加了女性遭受精神暴力和性暴力的风险，但对男性而言并不显著。自由恋爱降低了男性各类家暴的受害几率，但是对女性而言并不显著。

对自变量而言，童年目睹家暴经历对性别的贡献方向相反。考虑到缺乏双向家暴的调查，且家暴受害在女性群体发生的概率高于男性，这一现象可能的解释为幼年时期目睹家暴的经历为父亲对母

亲实施的暴力,因此对男性和女性的受暴程度呈现一正一负的情况。对中国传统家庭文化的高度认知仅增加了男性的受暴风险,对女性而言影响并不显著。针对家庭结构、社会保障与社会公共服务的满意度,家庭关系满意度能降低男性的家暴受害,农村养老保险满意度的提升能降低女性的家暴受害,而社会公共服务功能的增强会单方面增加男性的家暴受害。

#### 四、结论与探讨

国内外已有研究表明男性受虐和女性受虐遵循相同或相似模式<sup>[31]</sup>。研究结果显示:第一,三类暴力行为在两性间差异并不明显,但女性受害略高于男性。第二,就影响因素而言,仅对男性家暴受害人在统计上有显著影响的变量是:中国传统家庭文化、家庭关系与社会公共服务;仅对女性家暴受害人在统计上有显著影响的变量是代表农村社会保障的农村养老保险。第三,对两性受害均产生影响的因素包括:配偶的风险行为、童年目睹家暴的经历及较低自我效能。因此,基于家庭结构视角的系统理论与结构功能理论而言,两性间家暴被害的表现形式相似,但影响因素不完全相同,女性与男性家暴被害模式的对称性是有限的,家庭结构中性别的作用并没有女性主义理论主张者断言的那么重要<sup>[32]</sup>。

依据统计分析,系统理论对农村男性与女性家暴受害均有较强的解释力度。这正如 Bowen 家庭系统模式:强调个人的独立性并指出家庭关系的巨大网络塑造了家庭生活<sup>[33]</sup>。在家庭网络中,配偶的酗酒与博彩行为、童年目睹家暴经历、个人的外在掌控力与社会影响力、家庭价值观、家庭关系满意度都很好地解释了本研究在农村男性家暴受害影响因素上的发现。当传统家庭价值观强烈,家庭关系较差时,或是个人自我效能(外在掌控力与社会影响力)较低、妻子具有风险性行为时,男性家暴受害的可能性增加,家庭关系网络不稳定。同理,丈夫的风险行为也对女性产生受害的危险,但当农村家庭中妻子具有强烈的社会影响力并试图去改变所处的环境时,其遭受家暴的可能性也随之增加,这源自女性对丈夫家庭权威的挑战,原有家庭模式瓦解。

结构功能理论仅对农村男性家暴受害具有一

定程度的解释力,不支持女性家暴受害的结果。研究表明,随着新型农村社会养老保险制度的建立,女性家暴受害的几率降低,换言之,新农保制度的推行成为了家庭暴力产生的限制性因素,家庭功能衰弱产生家暴的情况没有出现。而针对男性受害群体,农村社会公共服务功能(社会治安、公共交通、基础教育满意度与政府管理)的提升,增加了该群体家暴受害的可能性,这可能导致传统家庭功能在一定程度上被剥夺,丈夫的家庭贡献变小,降低妻子对其个人的心理认同。当然,在女性家庭暴力受害多于男性的社会,夫妻暴力有可能是相互的,因此并不能排除这种情形是夫妻间双向暴力的结果。

#### 参考文献:

- [1] Levinson David . Family violence in cross-cultural perspective[M].USA : Sage Publications , Inc , 1989 .
- [2] 最高人民法院.司法干预家庭暴力典型案例[EB/OL].  
http://www.court.gov.cn/yyfx/yyfxyj/ztllyj/xbpdysfgz/201205/t20120525\_177209.html .
- [3] 钟赛.首部反家暴法将出台 独家数据:超半数人经历家暴 [EB/OL].(2015-03-09)[2015-03-20]http://jx.ifeng.com/info/qg/detail\_2015\_03/09/3631782\_0.shtml .
- [4] Bandura A . Aggression : A social learning analysis[M]. Prentice-Hall , 1973
- [5] Pagelow M D , Pagelow L W . Family violence[M]. ABC-CLIO , 1984 .
- [6] Walker L E , Lenore E . The battered woman syndrome[M] . Springer Publishing Company , 2009 .
- [7] Goode W J . Force and violence in the family[J]. Journal of Marriage and the Family , 1971 : 624-636 .
- [8] The dark side of families : Current family violence research[M] . Sage , 1983 .
- [9] 佟新.不平等性别关系的生产与再生产——对中国家庭暴力的分析[J].社会学研究,2000(1):102-111 .
- [10] 王凤仙.反抗与妥协——家庭暴力受害者个案研究[J].妇女研究论丛,2005(5):18-25
- [11] 曹玉萍,张亚林,杨世昌,等.家庭暴力的表现形式及其相关因素的比较研究[J].中国临床心理学杂志,2008,16(1):28-30 .
- [12] 肖洁,风笑天.中国家庭的婚姻暴力及其影响因素——基于家庭系统的考察[J].社会科学,2014(11):90-99 .
- [13] Dutton D G , Nicholls T L . The gender paradigm in domestic violence research and theory : Part 1—The conflict of theory and data[J]. Aggression and violent behavior , 2005 , 10(6) : 680-714 .
- [14] Fiebert M S . References examining assaults by women

- on their spouses or male partners : An annotated bibliography[J] . *Sexuality and Culture* , 2004 , 8(3-4) : 140-176 .
- [15] 李银河 . 北京市婚姻质量的调查和分析[J] . *中国社会科学季刊* , 1996 , 5(2) : 60-66 .
- [16] 王向贤 . 描述 , 解释与方法论 : 国内家庭暴力定量研究十年回顾[J] . *湖南师范大学社会科学学报* , 2008 , 3 : 017 .
- [17] Fiebert M . Annotated bibliography : References examining assaults by women on their spouses/partners[J] . *Sexual harassment and sexual consent*. New Brunswick, NJ, Transaction, 1997 .
- [18] 马春华 . 性别 , 权力 , 资源和夫妻间暴力——丈夫受虐和妻子受虐的影响因素分析比较[J] . *学术研究* , 2013 (9) : 31-44 .
- [19] Straus , Murray A . Gelles , Richard J . Physical violence in American families : Risk factors and adaptation to violence in 8 , 145 families . New Brunswick[J] . NJ : Transaction Publishers , 1990 .
- [20] Giles-Sims , J . , & Straus , M . A . Wife battering : A systems theory approach[M] . New York : Guilford Press , 1983
- [21] Straus , Murray A . . A general systems theory approach to a theory of violence between family members[J]. *Social Science Information* , 1973 , 105-125 .
- [22] Parsons , Talcott . The Present Status of" Structural-Functional" Theory in Sociology[C]// .L .A .Coser .The Idea of Social Structure . Papers in Honor of Robert K . Merton . New York : Harcourt Brace Jovanovich , 1975 : 67-83 .
- [23] Volti R . Social Change with Respect to Culture and Original Nature (review)[J] . *Technology and culture* , 2004 , 45(2) : 396-405 .
- [24] 叶晖 . 现阶段我国家庭暴力现象浅析[J] . *中华女子学院山东分院学报* , 2005 (4) : 26-29
- [25] Straus M A , Hamby S L , Boney-McCoy S , et al . The revised conflict tactics scales (CTS2) development and preliminary psychometric data[J] . *Journal of family issues* , 1996 , 17(3) : 283-316 .
- [26] Johnson K A . Women , the family , and peasant revolution in China[M] . University of Chicago Press , 2009 .
- [27] 宋麗玉 . 增強權能量表之發展與驗證[J] . *台湾：社會政策與社會工作學刊* , 2006 , 10(2) : 49-86 .
- [28] Guan W . From the help desk : bootstrapped standard errors[J] . *The Stata Journal* , 2003 , 3(1) : 71-80 .
- [29] Paul D . Allison . Multiple regression : A primer[M]. Pine Forge Press , 1999 .
- [30] Treiman D J . Quantitative data analysis : Doing social research to test ideas[M] . John Wiley & Sons , 2014 .
- [31] Migliaccio T A . Abused Husbands A Narrative Analysis[J] . *Journal of Family Issues* , 2002 , 23(1) : 26-52 .
- [32] 马春华 , 石金群 , 李银河 , 等 . 中国城市家庭变迁的趋势和最新发现 [J] . *社会学研究* , 2011(2) : 182-216 .
- [33] Titelman P . Emotional Cutoff : Bowen Family Systems Theory Perspectives[M] . Routledge , 2014 .

责任编辑: 陈向科