

大龄未婚男性的男男性行为及其对公共安全的意义： 基于中国农村性别失衡背景的研究发现

杨雪燕¹ ,伊莎贝拉·阿塔尼² 李树茁¹

(1. 西安交通大学公管学院人口与发展研究所 陕西 西安 710049; 2. 法国国立人口研究中心 法国 巴黎 75020)

摘要: 基于 2008 年安徽省 CH 市 JC 区的调查数据,通过与同年龄段已婚男性的对比,对性别失衡背景下中国农村大龄未婚男性的男男性行为发生率及其影响因素进行了分析。研究发现,中国的性别失衡确实会使得农村地区的男男性行为发生率增加;而发生男男性行为的人群中,其无保护性行为也达到了一个较高的比例;同时与已婚男性相比,未婚男性在艾滋病和性病知识方面的掌握情况较差,从而为公共卫生安全带来潜在威胁。论文结尾指出了研究结论的政策启示、研究的局限性和未来改进方向。

关键词: 大龄未婚男性; 男男性行为; 性取向; 无保护性行为; 公共安全

中图分类号: C92-3 文献标识码: A 文章编号: 1002-9753(2012)05-0058-10

The Homosexual Behaviors of Forced Male Bachelors and Its Implications on Public Security: Findings from Sex Imbalance in Rural China

YANG Xue-yan¹, ATTANE Isabelle², LI Shuzhuo¹

(1. Institute for Population and Development Studies, School of Public Policy and Administration, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049; 2. French National Demographic Researches, Paris 75020, France)

Abstract: Using the data from the survey conducted in JC district, CH City in Anhui Province, this study analyzed the homosexual behaviors of forced male bachelors and the influential factors in comparison to married men with same ages. It was found that, the sex imbalance in China does lead to the higher homosexual behaviors occurrence; among the groups who reported homosexual experiences, there is a high occurrence of unprotected sex; compared with married men, the knowledge about AIDS and STDs of bachelors are much poorer, which will exert profound negative impacts on public security. The paper ends with the policy implications for conclusions, limitations of this study and future directions for improvement.

Key words: forced male bachelors; homosexual behaviors; sexual orientation; unprotected sex; public security

一、背景

伴随着经济增长、社会发展和由生育控制政策带来的低生育率水平,中国也经历了长达近 30 年的出生人口性别比不断升高,2005 年达到

120.56 的峰值,且居高不下。中国出生人口性别比的长期失衡已经并正在累积大量的男性过剩人口。据估计,整个 20 世纪中国女性缺失数量达到 3000 万以上;自 2000 年开始,中国将面临严重的

收稿日期:2011-10-19 修回日期:2012-01-16

基金项目:本研究获得教育部“长江学者和创新团队发展计划”(IRT0855)和法国国立人口研究中心(INEI)“性别失衡与人口社会后果研究”(项目号:2009-CV-0017)的共同资助。

作者简介:杨雪燕(1970-),女,安徽安庆人,副教授,博士,研究方向为人口与公共政策。

男性婚姻挤压,每年将有10%以上的适婚男性找不到配偶,并出现不断递增的趋势^[1-4]。在中国这样一个“普婚制”国家,无法结婚通常也意味着难以获得正常稳定的性生活和性满足。作为社会地位相对较低、社会资源相对匮乏的农村大龄未婚男性(年龄一般在30岁以上),其性行为状况令人担忧,其对于公共安全和社会稳定的潜在影响也越来越受到关注^[5]。

有研究发现,由于结婚困难,难以获取正常稳定的性生活,这些大龄未婚男性中可能会发生更多的不安全性行为,包括买性、在发生性行为时较少使用安全套等,从而扩大性病、艾滋病的传播风险^[6-8]。已有研究还指出,环境因素会影响到同性性行为发生率,例如军队、男校或女校等单一性别群体中的同性性行为发生率可能高于其他群体^[9-10]。尽管对于男性同性性行为发生率的准确数字存在较大争议,但大多数研究和学者们都比较认同“总人口中10%是同性恋”这一估计;其中,大约3%到4%的成年男子是纯粹的同性恋者^[9,11-18]。男男性行为发生率从已有研究看也基本接近这一估计。男男性行为中无保护性行为发生率远远高于有保护性行为,但这一比率在不同研究中并不稳定^[19-22]。

那么,在性别失衡背景下,对于受到婚姻挤压的农村大龄未婚男性而言,他们当中的同性性行为发生率是否也高于已婚人群呢?由于稳定性行为的缺乏,是否意味着他们更易采取未受保护的不安全性行为呢?由于性别失衡所带来的大龄未婚男性男男性行为的增加,特别是无保护男男性行为的增加是否会对公共安全会带来威胁呢?

因此,本研究的目的是通过与农村同年龄段已婚男性的对比,对性别失衡背景下受到婚姻挤压的中国农村大龄未婚男性的男男性行为进行分析,揭示性别失衡对于公共卫生安全的影响。

二、研究设计

基于本研究的目标及相关背景,本研究拟采用以下研究策略:

为了回答“性别失衡是否会导致男男性行为发生率增加?”这一问题,本研究首先采取交叉表分析,

通过与相同年龄阶段、教育程度及收入水平已婚男性的比较,估计大龄未婚男性的男男性行为发生率;其次仍然采用交叉表分析方法,对比已婚和未婚男性中不同性行为取向者对于同性恋和婚姻的态度,揭示其心理特征;并以“性行为取向”为因变量分别建立3个模型,模型1是以“对同性恋的态度”和“对婚姻的态度”为自变量;模型2是在模型1的基础上纳入“婚姻”控制变量;模型3是在模型2的基础上纳入“年龄”、“教育程度”、“收入”等其他控制变量,以分层次验证态度对同性性行为取向的影响,判断大龄未婚男性中的同性性行为是否由于婚姻挤压所带来的“境遇性”同性性行为。

为了回答“性别失衡背景下,大龄未婚男性的男男性行为具备什么样的公共安全特征?”这一问题,本研究首先采取交叉表分析方法,通过与已婚男性比较,描述大龄未婚男性中不同性行为取向者的无保护性行为发生率;其次采取独立样本的t检验方法和方差检验方法,对比已婚和未婚男性中不同性行为取向者的艾滋病和性病知识掌握情况;并以“第一次无保护性行为”为因变量构建3个模型,模型4是以“艾滋病知识”和“性病知识”为自变量,模型5在模型4的基础上纳入性行为取向和婚姻等控制变量,模型6是在模型5的基础上纳入年龄、教育、收入等控制变量;以“最近一次无保护性行为”为因变量构建3个模型,模型7是以“艾滋病知识”和“性病知识”为自变量,模型8在模型7的基础上纳入性行为取向和婚姻等控制变量,模型9是在模型8的基础上纳入年龄、教育、收入等控制变量,以分层次验证知识对于第一次和最近一次性行为中无保护性行为的影响,揭示大龄未婚男性的同性性行为中影响公共安全的潜在因素。

三、数据和方法

(一) 数据来源、调查方法和过程

本研究数据来源于2008年8月在安徽省CH市JC区进行的“中国农村大龄男性生殖健康和家庭生活调查”。安徽是全国出生人口性别比最高的14个省之一。JC位于中国中部,经济发展程度中等,是中国最早开展“关爱女孩行动”、治理出生人口性别比的地区。根据JC区人口计生委提供的

数据 ,JC 区的出生人口性别比在经过治理后从 2000 年的 114.3 下降的 2009 年的 113.3 ,但仍然高于正常水平。

为了确保性问题调查的信度和效度 ,采用了计算机辅助调查技术(Computer Assistant Personal Interview) 。调查在 JC 区下辖 6 个乡镇进行 ,包括经济发展水平较高、中等及较差各 2 个。前期的质性研究显示 ,在农村 28-35 岁之间的大龄未婚男性仍然有结婚的机会 ,但是机会已经明显较 28 岁以前小; 而 35 以上的大龄未婚男性已经基本上丧失了结婚的可能性。因此 ,将调查样本界定为 27 岁以上的已婚和未婚男性。根据各乡镇提供的 27 岁以上的已婚和未婚男性名单进行了简单随机抽样。需要说明的是 ,中国的性别失衡始于 1980 年代 ,因此样本中绝大部分均非与性别失衡直接相关。但由于性别失衡后果的累积效应 ,未来不断增加的年轻过剩男性逐渐加入到“被婚姻挤压”的队伍中 ,势必对现存的大龄未婚男性造成更严重的挤压 ,扩大和加剧这部分群体所面临的社会和公共安全风险。因此 ,对这部分人群进行研究 ,可以间接体现性别失衡对于过剩男性带来的影响。

调查时 ,所有参加调查的男性都被安排在一个相对封闭的空间(如乡镇计生办公室或人口学校) 。在回答一些不涉及隐私的个人信息部分时 ,由调查员协助调查对象作答 ,并教会调查对象使用电脑答题; 当回答到性方面的问题时 ,由调查对象独自作答 ,调查员坐在调查对象对面 ,视调查对象的需要随时提供帮助。最终获取 621 个有效样本。

(二) 变量测量

性行为取向。定序变量。为了简化问题 ,我们对上述金西量表中的尺度进行合并 ,将原有的 6 级测量合并为 3 级 ,即“0 = 异性性行为 ,1 = 双性性行为 3 = 同性性行为”。通过问“与您有过性关系的人的性别” ,以“0 = 只有男人; 1 = 有男人有女人; 2 = 只有女人”三个级别来测量。为了提高问题的操作化程度 ,本研究中并未区分男男性行为的不同表现形式 ,而是由调查对象自行判断作答。

对同性性行为的态度。定序变量。通过问“您是否能认同同性恋性行为” ,以“0 = 不认同; 1

= 无所谓; 1 = 认同”三个级别来测量。

对婚姻的态度。定序变量。通过问“您是否能接受一辈子不结婚” ,以“0 = 不接受 ,1 = 无所谓 3 = 接受”来测量。

第一次无保护性行为发生率。定序变量。通过问“您在发生第一次性行为时是否使用过安全套” ,以“0 = 未使用安全套 ,1 = 使用安全套”两个级别来测量。

最近一次无保护性行为发生率。定序变量。通过问“您在发生最近一次性行为时是否使用过安全套” ,以“0 = 未使用安全套 ,1 = 使用安全套”两个级别来测量。

艾滋病知识。定序变量。通过问“您听说过艾滋病吗? 仅与一个并且没有感染 HIV 的性伙伴发生性行为 ,可以降低 HIV 传播危险吗? 使用安全套可以降低 HIV 传播危险吗? 一个看起来健康的人会携带 HIV 吗? 蚊子叮咬会传播 HIV 吗? 与 HIV 感染者共餐会感染 HIV 吗?”以“0 = 未听说过艾滋病; 1 = 听说过艾滋病但回答均不正确; 2 = 听说过艾滋病且回答 2-3 题正确; 3 = 听说过艾滋病且回答 4 题正确; 4 = 听说过艾滋病且回答 5 题都正确”六个级别来测量。

性病知识。定序变量。通过问“您听说过性传播疾病(性病) 吗? 您认为淋病、梅毒、尖锐湿疣、生殖器疱疹、软下疳、艾滋病、性病性淋巴肉芽肿中哪些是性病? 您是否同意性病病人比一般人更容易感染上艾滋病这种说法? 有人认为: 在过性生活之前 ,只要仔细查看对方的生殖器的外表 ,就可以知道对方有没有性病。您觉得这样做 ,真的能够发现对方有性病吗?” ,以“0 = 未听说过; 1 = 听说过但回答都不正确; 2 = 听说过且回答 1 题以上正确”三个级别来测量。

婚姻。分类变量。通过问“您现在的婚姻状况” ,以“0 = 从来没有结过婚 ,而且没有同居 ,1 = 同居 ,但还没有领结婚证; 2 = 已婚且夫妻俩住在一起; 3 = 已婚但夫妻分居; 4 = 离婚; 5 = 丧偶”六个级别来测量。为了简化问题 ,且考虑到婚姻状况、稳定性伴侣与性行为的关系 ,将上述六级测量合并为两类 ,以“0 = 未婚、丧偶或离异; 1 = 已婚或

同居”两个级别来测量。

年龄。定序变量。如前所述,35岁对于农村大龄未婚男性来说是区分有无结婚可能性的非常重要的门槛值。因此,通过问“您的出生年月”将年龄划分为“0=35岁及以下;1=35岁以上”两个级别来测量。

教育程度。定序变量。通过问“您目前的教育程度”,以“0=小学及以下,1=初中及以上”两个级别来测量。

收入。定序变量。通过问“您目前的年收入”,以“0=1000元及以下;1=1000元以上”两个级别来测量。

样本中的未婚男性和已婚男性在年龄上并无显著差异,因此二者具有可比性;但未婚男性在教育程度和收入上都明显弱于已婚男性,说明样本中的大龄未婚男性确实具有社会经济地位较低等被“挤压”特征,符合本研究中对于“农村大龄未婚男性”的界定。但在涉及到同性性行为的逐项问题回答中,总体样本的缺失值高达229。为了能真实体现数据特征,在稍后的分析中并未采取缺失值替代,而是采取了删去缺失值的办法进行处理。

四、结果和讨论

(一) 性别失衡与男男性行为发生率

从表1中可以看出,未婚人群中的男男性行为

(包括同性性行为 and 双性行为) 发生率达到17.2%,显著高于已婚人群中8.9%的发生率,与Chiang(2009)“未婚高于已婚”的研究结果相似^[24],与刘达临(2005)“已婚高于未婚”的研究结论相反;初步证明了性别失衡、婚姻挤压有可能导致男男性行为发生率的提高^[18]。

从年龄、教育程度和收入上看,35岁以上的已婚和未婚人群中的同性性行为发生率明显高于35岁及以下人群,小学以下程度人群的男男同性性行为明显高于初中以上教育程度的人群,与已有研究结论并不一致^[18]。可能的解释是,刘达临的研究是在城市人群中,而本研究是在农村人群。农村地区中教育程度较低者可能没有意识到对于“同性性行为”的文化禁忌,因此反而勇于表达其同性倾向。已有研究证明确实存在类似的现象。如在调查婚前性行为和态度时发现,城市地区的妇女随着教育程度的提高,其婚前性行为发生率也较高,且教育程度较高者对于婚前性行为持有更为肯定的态度;而农村地区的妇女中,其婚前性行为发生率却随着教育程度的提高而降低,且教育程度较低者对于婚前性行为却持有更为肯定的态度^[25-26]。年收入1000元以下人群中男男性行为发生率与1000元以上者无明显差异,与推论并不完全一致。

表1 同性性行为发生率

| 与何种性别的人发生过性行为? | 未婚(频数+百分比%) | | | 已婚(频数+百分比%) | | |
|----------------|-------------|----------|-----------|-------------|----------|----------|
| | 异性性行为 | 双性行为 | 同性性行为 | 异性性行为 | 双性行为 | 同性性行为 |
| | 111(82.8%) | 10(7.5%) | 13(9.7%) | 235(91.1%) | 14(5.4%) | 9(3.5%) |
| 卡方检验(已婚和未婚) | ** | | | | | |
| 年龄:35岁及以下 | 54(90.0%) | 3(5.0%) | 3(5.0%) | 92(94.8%) | 4(4.1%) | 1(1.0%) |
| 35岁以上 | 57(77.0%) | 7(9.5%) | 10(13.5%) | 143(88.8%) | 10(6.2%) | 8(5.0%) |
| 卡方检验(年龄) | N/S | | | N/S | | |
| 教育:小学及以下 | 37(66.1%) | 9(16.1%) | 10(17.9%) | 24(80.0%) | 3(10.0%) | 3(10.0%) |
| 初中及以上 | 74(94.9%) | 3(1.3%) | 1(3.8%) | 211(92.5%) | 11(4.8%) | 6(2.6%) |
| 卡方检验(教育) | *** | | | + | | |
| 收入:1000元及以下 | 63(77.8%) | 7(8.6%) | 11(13.6%) | 111(88.8%) | 8(6.4%) | 6(4.8%) |
| 1000元以上 | 48(90.6%) | 3(5.7%) | 2(3.8%) | 124(93.2%) | 6(4.5%) | 3(2.3%) |
| 卡方检验(收入) | N/S | | | N/S | | |

注: + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, N/S不显著

表 2 对同性性行为 and 婚姻的态度

| 对同性性行为的态度 (是否能认同同性性行为?) | 未婚(频数+百分比%) | | | 已婚(频数+百分比%) | | |
|----------------------------|-------------|------------|------------|-------------|-----------|-----------|
| | 不认同 | 无所谓 | 认同 | 不认同 | 无所谓 | 认同 |
| | 152(44.2%) | 134(39.0%) | 58(16.8%) | 147(53.1%) | 87(31.4%) | 43(15.5%) |
| 卡方检验(已婚和未婚) | + | | | | | |
| 性行为取向: 异性性行为 | 63(56.8%) | 33(29.7%) | 15(13.5%) | 132(56.2%) | 74(31.5%) | 29(12.3%) |
| 双性行为 | 1(10.0%) | 6(60.0%) | 3(30.0%) | 7(50.0%) | 2(14.3%) | 5(35.7%) |
| 同性性行为 | 1(7.7%) | 3(23.1%) | 9(69.2%) | 1(11.1%) | 3(33.3%) | 5(55.6%) |
| 卡方检验(性行为取向) | *** | | | ** | | |
| 对婚姻的态度 (是否能接受一辈子不结婚?) | 未婚(百分比%) | | | 已婚(百分比%) | | |
| | 不接受 | 说不清 | 接受 | 不接受 | 说不清 | 接受 |
| | 146(42.4%) | 76(22.1%) | 122(35.5%) | 203(73.3%) | 40(14.4%) | 34(12.3%) |
| 卡方检验(已婚和未婚) | *** | | | | | |
| 性行为取向: 异性性行为 | 54(48.6%) | 24(21.6%) | 33(29.7%) | 179(76.2%) | 35(14.9%) | 21(8.9%) |
| 双性行为 | 5(50.0%) | 2(20.0%) | 3(30.0%) | 8(57.1%) | 1(7.1%) | 5(35.7%) |
| 同性性行为 | 4(30.8%) | 2(15.4%) | 7(53.8%) | 7(77.8%) | 2(22.2%) | 0(0%) |
| 卡方检验(性行为取向) | N/S | * | | | | |

注: +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001, N/S 不显著

表 3 态度对性行为取向的影响

| 因变量(异性性行为为基准) | 模型 1 | | 模型 2 | | 模型 3 | |
|---------------|-----------|-----------|------------|----------|----------|---------|
| | 双性行为 | 同性性行为 | 双性行为 | 同性性行为 | 双性行为 | 同性性行为 |
| 自变量: | | | | | | |
| 对同性性行为态度 | 5.49 *** | 2.09 ** | 5.47 *** | 2.08 *** | 5.86 *** | 2.08 ** |
| 对婚姻的态度 | 1.60 + | 1.57 + | 1.39 | 1.53 | 1.10 | 1.29 |
| 控制变量: | | | | | | |
| 婚姻: 已婚或同居 | | | 0.41 + | 0.85 | 0.62 | 1.29 |
| 年龄: 35 岁以上 | | | | | 3.18 + | 1.65 |
| 教育: 初中及以上 | | | | | 0.25 * | 0.24 ** |
| 收入: 1000 元以上 | | | | | 0.23 | 1.04 |
| LR | 52.10 *** | 86.64 *** | 192.83 *** | | | |
| df | 4 | 6 | 16 | | | |

注: +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001, N/S 不显著

表 2 中进一步给出了已婚和未婚群体的心理特征。从表中可以看出,未婚和已婚群体在对同性性行为的态度上有些微差异,在对待婚姻的态度上却有着非常显著的差异。未婚群体中,不同性行为取向者对同性性行为的认同态度有着显著差异,双性和同性性行为取向者比异性性行为取向者对同性性行为持更加认同的态度;这一差异在已婚群体中亦如是。但在未婚群体内部,对“不婚”的接受态度并不存在较大差异;在已婚群体内部,绝对的同性行为者却对“不婚”持更加坚决的“不接受”态度。

这说明在中国农村地区,对同性恋和同性性行

为的接受和认可程度仍然较低。同性恋者可能更加需要婚姻以掩饰自己的性倾向。因此,大龄未婚男性对于同性性行为具有较高的认可态度不仅与他们同性性行为发生率较高相联系,也与他们目前的不婚状态相联系;而大龄未婚男性对于“终身不婚”的接受程度较高可能更多地来源于他们对于结婚可能性的绝望态度,而非来自于主动的选择。这一结果也与其他同类研究具有相似性^[26]。

表 3 通过 3 个模型呈现了态度对性行为取向的影响。表中的结果显示,对同性性行为的态度决定了人们是否会采取同性性行为;但对于婚姻的态度

度对同性性行为的影响却并不显著。除此之外,教育变量对同性性行为发生率具有显著的负向影响,小学教育程度以下比初中及以上的人群更易发生同性性行为。与表2中的结果一致。根据态度和行为关系的相关研究,态度不仅可以有效地预测行为,同时态度的变化也取决于行为的发生^[27]。因此,模型中对于同性性行为的认可态度有可能是导致同性性行为发生的前因变量,也有可能是在同性性行为发生之后所带来的态度变化。

(二) 不同性行为取向者的公共安全特征

表4中给出了未婚和已婚群体中不同性行为取向者的无保护性行为发生率。从表中看,未婚群体的第一次性行为中无保护性行为发生率显著高于已婚人群;最近一次性行为中,两类人群并无显著差异。而未婚群体中,不同性行为取向者的无保护性行为发生率无显著差异;已婚群体中,双性和同性性行为取向者的无保护性行为发生率却显著高于异性性行为取向者。

表4 无保护男男性行为发生率

| 第一次性行为(是否使用安全套?) | 未婚(百分比%) | | 已婚(百分比%) | |
|-------------------|------------|------------|------------|-----------|
| | 未使用安全套 | 使用安全套 | 未使用安全套 | 使用安全套 |
| 317(92.2%) | 27(7.8%) | 240(86.6%) | 37(13.4%) | |
| 卡方检验(已婚和未婚) | * | | | |
| 性行为取向:异性性行为 | 89(80.2%) | 22(19.8%) | 205(87.2%) | 30(12.8%) |
| 双性行为 | 7(70.0%) | 3(30.0%) | 11(78.6%) | 3(21.4%) |
| 同性性行为 | 11(84.6%) | 2(15.4%) | 6(66.7%) | 3(33.3%) |
| 卡方检验(性行为取向) | N/S | | N/S | |
| 最近一次性行为(是否使用安全套?) | 未婚(百分比%) | | 已婚(百分比%) | |
| | 未使用安全套 | 使用安全套 | 未使用安全套 | 使用安全套 |
| | 300(87.2%) | 44(12.8%) | 232(83.8%) | 45(16.2%) |
| 卡方检验(已婚和未婚) | N/S | | | |
| 性行为取向:异性性行为 | 72(64.9%) | 39(35.1%) | 193(82.1%) | 42(17.9%) |
| 双性行为 | 9(90.0%) | 1(10.0%) | 14(100%) | 0(0%) |
| 同性性行为 | 9(69.2%) | 4(30.8%) | 7(77.8%) | 2(22.2%) |
| 卡方检验(性行为取向) | N/S | | N/S | |

注: +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001, N/S不显著

表5 男男性行为者艾滋病、性病知识掌握情况

| 艾滋病知识平均得分 | 未婚 | 已婚 |
|-------------|------------|------------|
| | 平均值(方差) | 平均值(方差) |
| | 2.85(1.15) | 3.45(0.95) |
| t检验(已婚和未婚) | *** | |
| 性行为取向:异性性行为 | 3.29(1.16) | 3.55(0.87) |
| 双性行为 | 2.40(1.34) | 3.29(1.20) |
| 同性性行为 | 1.92(1.16) | 3.00(1.23) |
| F检验(性行为取向) | *** | 不显著 |
| 性病知识平均得分 | 未婚 | 已婚 |
| | 平均值(方差) | 平均值(方差) |
| | 2.38(0.86) | 2.79(0.59) |
| t检验(已婚和未婚) | *** | |
| 性行为取向:异性性行为 | 2.65(0.71) | 2.85(0.51) |
| 双性行为 | 2.50(0.85) | 2.57(0.85) |
| 同性性行为 | 1.92(0.86) | 2.67(0.71) |
| F检验(性行为取向) | ** | 不显著 |

注: +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001, N/S不显著

表5进一步给出了已婚和未婚群体中不同性行为取向者的艾滋病和性病知识掌握情况。从表中可以看出,已婚群体在艾滋病和性别知识上的得分情况显著高于未婚人群。而未婚人群中,双性和同性性行为取向者的艾滋病和性病知识得分却显著低于异性性行为取向者;已婚人群中,这一差异却并不显著。

表6呈现了艾滋病和性病知识对于无保护性行为的影响。模型1中,性病知识对于第一次和最近一次性行为中使用安全套具有显著的正向影响。

当加入性行为取向和婚姻变量后,这一正向影响也并没有发生显著变化;同时婚姻变量对第一次和最近一次性行为中使用安全套也具有显著

表 6 艾滋病、性病知识掌握情况对无保护性行为的影响

| 因变量(未使用安全套为基准) | 第一次性行为 | | | 最近一次性行为 | | |
|----------------------|---------|---------|----------|---------|-----------|-----------|
| | 模型 4 | 模型 5 | 模型 6 | 模型 7 | 模型 8 | 模型 9 |
| 自变量: | 使用安全套 | 使用安全套 | 使用安全套 | 使用安全套 | 使用安全套 | 使用安全套 |
| 艾滋病知识 | 0.87 | 0.77 | 0.73 | 1.15 | | |
| | 0.99 | 0.93 | | | | |
| 性病知识 | 2.04* | 1.82+ | 1.69 | 2.12** | 1.95* | 1.66 |
| 控制变量: | | | | | | |
| 性行为取向: 双性 | | 3.25 | 3.18 | | 0.24 | 0.21 |
| 同性 | | 0.98 | 0.79 | | 1.11 | 0.78 |
| 婚姻: 已婚或同居 | | 0.52* | 0.53+ | | 0.33*** | 0.33*** |
| 年龄: 35 岁以上 | | | 0.53* | | | 0.39** |
| 教育: 初中及以上 | | | 0.85 | | | 1.34 |
| 收入: 1000 元以上 | | | 2.58** | | | 1.75+ |
| 2 Log Likelihood | 357.51* | 297.61+ | 282.64** | | 364.45*** | 342.81*** |
| Cox & Snell R Square | | | | | | |
| | 0.013 | 0.030 | 0.069 | | 0.068 | 0.122 |
| Nagelkerke R Square | 0.027 | 0.051 | 0.120 | | 0.103 | 0.185 |

注: +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001, N/S 不显著

影响,已婚人群比未婚人群更倾向于采取无保护性行为。这一点与前述的对比分析中的结果并不完全一致。可能的原因是已婚人群中异性和双性性行为取向者采取无保护性行为的人数和比率均高于未婚人群,从而使得整体样本中呈现出未婚人群更倾向于采取受保护性行为的特征。

再进一步纳入年龄、教育、收入等控制变量,性病知识对于无保护性行为的影响消失。其中,年龄对第一次和最近一次无保护性行为的影响是显著的,超过 35 岁的男性比 35 岁以下的男性更易采取无保护性行为;教育对于第一次和最近一次无保护性行为影响不显著;收入对于第一次和最近一次无保护性行为具有显著影响,年收入超过 1000 元的男性比 1000 元以下的男性更可能采取受保护性行为。可能的解释是,目前中国农村男性对于计划生育/生殖健康的参与程度较低,通常由已婚育龄妇女采取避孕节育措施;特别是未婚男性基本被排除在“免费发放安全套”的对象范围之外^[28]。安全套的市场价格为每盒 10 支 10-30 元左右,对收入不高的农村男性而言是一笔不小的负担,因而使得收入对于无保护性行为呈现出

较为显著的影响。

五、结论和政策启示

(一) 结论

1. 性别失衡是否会导致男男性行为的增加?

从分析结果看,无论是与同年龄段已婚男性 8.9% 的男男性行为发生率相比,还是与已有研究中认为 10% 的同性恋人群相比,中国农村大龄未婚男性的男男性行为发生率为 17.2%, 达到一个异常偏高的程度,说明由于性别失衡所带来的婚姻挤压确实会使得大龄未婚男性中的男男性行为增加。这一现象在其他文化和社会中也发现过。例如在西伯利亚东北部的一些部落,由于性别失衡出现过男男性行为增多的现象;中国明清时代由于禁娼也出现过男男性行为增加的现象^[9]。

进一步的分析发现,已婚和未婚样本中的男男性行为发生率与其对于同性性行为的认同程度显著相关,与婚姻状态无关,表 8 中的多元 Logistic 回归分析也证实了这一观点。说明同性性行为的发生仍然取决于其内在的同性性行为取向。

大龄未婚男性对于“终身不婚”的接受态度显著高于已婚男性,同时大龄未婚男性中不同性行

为取向者对于“终身不婚”的接受程度无显著差异,表明大龄未婚男性是由于绝望才表现出被动接受“终身不婚”的态度,与其本身内在具有的性行为取向并无直接关联。

而已婚男性中同性性行为取向者却对“终身不婚”表现出相当排斥的态度。表明中国农村地区对于同性性行为认可程度较低,使得同性性行为取向的男性仍然需要通过婚姻以掩饰自身内在的性行为取向。

因此,本研究的结论是:性别失衡所带来的“婚姻挤压”迫使农村大龄未婚男性“被动失婚”,缺乏正常稳定的性伴侣,从而导致男男性行为发生率有可能增加。但也不排除,大龄未婚男性所增加的男男性行为中,有部分是因为本身具有同性性行为取向而主动选择不婚。然而由于中国农村特殊的文化背景及其对于同性性行为缺乏宽容度,主动选择不婚的大龄未婚男性可能只是极少数人。

2. 性别失衡背景下中国农村大龄未婚男性的男男性行为具有什么样的公共安全特征?

分析结果显示,中国农村男性的无保护性行为发生率均相当高,至少六成的男性在第一次和最近一次性行为中没有采取任何的保护措施。未婚男性的无保护性行为发生率比已婚男性更高,双性和同性性行为取向者的无保护性行为发生率却并不比异性性行为取向者的更高,但考虑到未婚男性可能更多地面临性伴侣的多样性,无保护男男性行为又是风险性最高的传播艾滋病和性病的途径,因而使得农村大龄未婚男性中男男性行为取向者面临着更加严峻的健康风险。

进一步的分析发现,与已婚男性相比,大龄未婚男性的艾滋病、性病知识掌握情况较差,而其中双性和同性性行为取向者的艾滋病、性病知识处于更加贫乏的状态;二元 Logistic 回归分析显示,对于性病知识的了解程度是导致无保护性行为发生的主要原因;同时男性的受教育程度和收入状况均会不同程度地影响无保护性行为。受教育程度从另一个侧面支持了相关知识对于无保护性行

为的影响,而收入状况则更多地与安全套的可及性相联系。

因此,本研究的结论是:性别失衡背景下,中国农村大龄未婚男性的男男性行为具有高风险特征;而对于相关知识的缺乏、安全套的可及性等是高风险行为发生的重要影响因素。

(二) 政策启示

本研究得到的政策启示是:

1. 正确认识性别失衡所带来的公共安全后果,将性别失衡后果的治理提上议事日程。从上述研究结论看,中国农村大龄未婚男性由于男男性行为发生率增加,无保护性行为发生率较高,从而为公共安全带来潜在的负面影响;当与大龄未婚男性超过 3000 万并不断增加的庞大数量相联系时,较高的男男性行为发生率,特别是无保护男男性行为发生率所造成的后果也将是惊人的。但这一影响是对于公共安全中原有风险的强化和放大,而非内生性和根源性的影响。农村大龄未婚男性作为社会弱势群体,其本身就面临着性需求难以得到有效满足、性福利受到损害、生殖健康状况受到忽视等风险,是性别失衡所造成的公共安全后果的一部分;同时,以其自身的性活动为桥梁,与其他不同性别和婚姻状况的人群发生联系,这一风险又被强化和放大,使得整个社会逐步暴露在公共卫生风险之中。因此,我们既不能过分夸大性别失衡的风险性,也要正视性别失衡所带来的公共安全后果,将性别失衡后果的治理提上重要的议事日程。

2. 采取必要措施改善大龄未婚男性的性福利。从研究结论看,知识、安全套可及性是影响到中国农村男性无保护性行为的主要因素。因此,应采取必要措施以削弱、切断公共卫生风险得以放大和强化的因果关系链条,如:通过宣传、倡导等手段,教育农村地区的男性正确掌握艾滋病、性病相关知识;将大龄未婚男性纳入到安全套免费发放的对象范围中,提高农村地区男性对于安全套的可及性;关注男性生殖健康,提倡男性参与计划生育/生殖健康,使得农村男性有意识地加入到

预防性病、艾滋病等危害公共安全的疾病传播的队伍中。

(三) 局限性和展望

本研究的局限性主要表现在样本和数据方面。

1. 样本和数据局限。本研究样本界定为 27 岁以上的农村大龄未婚男性。然而在人口迁移的大背景下,这部分男性大多外出打工,留在农村的多为老弱病残,因此导致样本可能存在部分系统性偏差;由于性问题的敏感性,性方面的测量和调查难以获得十分真实准确的数据;特别是男男性行为问题的更加敏感性,使得本研究的缺失值达到了 36.88%,同性和双性性行为取向者在整个样本中只占 11.7%。有效样本量较小也导致了分析结果表现出较大的不稳定性。

2. 研究设计和内容局限。由于本研究所依赖的调查样本和数据来源于在安徽省 CH 市 JC 区进行的“中国农村大龄男性生殖健康和家庭生活调查”,男男性行为并非该调查的主要关注内容,因此本研究对于很多相关问题都无法进行深入分析,如心理层面的性取向与真实性行为取向之间的关系,第一次性经历对于同性性行为发生率的影响等等。

未来可能的改进方向是:对流动到城市地区的农村大龄未婚男性进行调查,提高调查技巧,确保足够的样本数量,与本研究结果进行对比分析;同时锁定同性和双性性行为取向者进行专门调查和深度访谈,以补充本研究发现。

参考文献:

- [1] Das Gupta M, Li S. Gender Bias in China, South Korea and India 1920 - 1990: The Effects of War, Famine, and Fertility Decline [J]. *Development and Change*, 1999, 30(3): 619 - 652.
- [2] 郭志刚, 邓国胜. 中国婚姻拥挤研究 [J]. *市场与人口分析* 2000 (3): 1 - 16.
- [3] 陈友华, 米勒·乌尔里希. 中国的男性人口过剩 - 规模、结构、影响因素及其发展趋势分析 [J]. *市场与人口分析* 2001, (3): 1 - 11.
- [4] 李树茁, 姜全保, 费尔德曼. 性别偏好和社会发展

- [M]. 北京: 中国社会科学文献出版社, 2006.
- [5] Hudson V M, den Boer A. Bare Branches: The Security Implications of Asia's Surplus Male Population [M]. Cambridge: MIT Press, 2004.
- [6] Merli M, Giovanna, Hertog Sara. Masculine Sex Ratios, Population Age Structure and the Potential Spread of HIV in China [J]. *Demography Research*, 2010, (22): 63 - 94.
- [7] Merli M G, Hertog S, Wang B, et al. Modeling the Spread of HIV/AIDS in China: The Role of Sexual Transmission [J]. *Population Studies*, 2006, 60(1): 1 - 22.
- [8] Li S Z, Zhang, Q L, Yang X Y, et al. Male Singlehood, Poverty and Sexuality in Rural China: An Exploratory Survey [J], *Population*, 2010, 65(4): 16 - 32.
- [9] 李银河: 同性恋亚文化 [M]. 北京: 中国出版社, 1998.
- [10] Office of the Inspector General Department of Defense, Military Environment with Respect to the Homosexual Conduct Policy [OL]. <http://dnt.stanford.edu/commentary/evaluation101.pdf>, 2000 - 03 - 16/2012 - 05 - 17.
- [11] Kinsey A, Pomeroy W, Martin C. Sexual Behavior in the Human Male [M]. Philadelphia: W. B. Saunders, 1948.
- [12] Hunt M. Sexual Behavior in the 1970's [M]. New York: Dell, 1974.
- [13] 盖格农 (Gagnon J H). 人类性行为 [M]. 伊利诺伊: 斯科特和弗里斯曼公司, 1977.
- [14] Harry J. A Probability Sample of Gay Males [J]. *Journal of Homosexuality*, 1990, 19(1): 89 - 104.
- [15] Sell R L, Wells J A, Wypij D. The Prevalence of Homosexual Behaviour and Attraction in the United States, the United Kingdom and France: Results of National Population - based Samples [J]. *Archives of Sexual Behaviour*, 1995, 24(3): 235.
- [16] 潘绥铭, 杨蕊: 性爱十年, 全国大学生性行为的追踪调查 [M]. 北京: 中国社科文献出版社, 2004.
- [17] 潘绥铭, 曾静. 中国当代大学生的性观念与性行为 [M]. 北京: 商务印书馆, 2000.
- [18] 刘达临, 鲁龙光. 中国同性恋研究 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2005.
- [19] Matteson D R. Bisexual and Homosexual Behaviour and HIV Risk among Chinese - , Filipino - and Korean - American Men [J]. *The Journal of Sex Research*, 1997, 34(1): 93 - 104.
- [20] Wit De J, Storebe W, Voorme De E, et

- al. Understanding AIDS Preventive Behaviour with Casual and Primary Partners in Homosexual Men: The Theory of Planned Behaviour and the Information - Motivation - Behavioural - Skill Model [J]. *Psychology and Health*, 2000, 15: 325 - 340.
- [21] Morin S F, Steward W T, Charlebois E D, et al. Predicting HIV Transmission Risk among HIV Infected Men Who Have Sex with Men: Findings from the Healthy Living Project [J]. *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndrome*, 2005, 40: 226 - 235.
- [22] 曾照丽, 梁红元, 杨 焯等: 北京市男男性行为者无保护性同性性行为的调查研究 [J], *中国自然医学杂志*, 2008, 10(4): 241 - 245.
- [23] Chiang Hsueh - Hao. Homosexual Behavior in the United States, 1988 - 2004: Quantitative Empirical Support for the Social Construction Theory of Sexuality [J]. *Electronic Journal of Human Sexuality*, 2009, 12(2): 1 - 49.
- [24] 刘婧倩. 婚前性行为做多说少 大中城市六成人满意性生活 [OL]. <http://heilongjiang.dbw.cn>, 2005 - 07 - 06 / 2011 - 04 - 06.
- [25] 夏冬艳, 廖苏苏, 何启亚等. 海南省农村妇女性观念及性行为问卷调查 [J]. *中华流行病学杂志*, 2007, 25(7): 586 - 589.
- [26] 韦 艳, 靳小怡, 李树茁. 农村大龄未婚男性家庭压力和应对策略研究——基于 YC 县访谈的发现 [J], *人口与发展*, 2008, (5): 2 - 12.
- [27] Penner L A. *Social Psychology: Concepts and Applications* [M]. New York, Los Angeles, San Francisco: West Publishing Company, 1986. 352 - 400.
- [28] 刘鸿雁. 生殖健康中的社会性别问题 [J]. *人口与计划生育*, 2003, 9: 30 - 32.

(本文责编: 辛 城)