

婚姻挤压与人口健康： 性别比失衡下未婚人口的健康困境^{*}

张杭¹ 张川川²

摘要 本文基于中国家庭追踪调查数据和中国人口普查分县数据,考察了人口性别比失衡对适婚年龄人口结婚率和精神健康的影响。结果显示,人口性别比上升导致适婚年龄人口结婚概率显著下降,受影响最大的是男性和农村人口;由人口性别比失衡导致的结婚概率下降显著增加了未婚人口出现抑郁情绪的概率;未婚对人口精神健康的负面影响主要发生在大龄未婚人口、低收入人口与农村人口群体之中。

关键词 性别比失衡;结婚概率;精神健康;大龄未婚

0 引言

婚姻被视为人类社会中一项至关重要的活动,对于个体的成长和社会的和谐发展具有深远的影响。然而,自20世纪80年代以来,中国的出生人口性别比失衡问题日益严重,截至2010年,性别比例已经超过了1.18,明显高于自然比例1.05(Hesketh and Xing, 2006)。随着时间的推移,出生人口性别比的不平衡现象进一步转化成了适婚年龄人口性别比的不平衡问题,中国30岁以上的未婚男性数量与未婚女性数量之间的差距从1982年的931.92万人增加到了2010年的1430万人(参见表1)。这导致男性面临着日益加剧的“婚姻挤压”,结婚年龄明显推迟,大龄未婚男性的数量因此而大幅上升(Yao, 2016;王临凤等, 2018)。

表1 全国人口普查中未婚男性和女性的人数/万人

年龄	1982年		1990年		2000年		2010年	
	男	女	男	女	男	女	男	女
30~49岁	784.34	39.75	872.27	50.11	985.92	124.37	1342.60	402.30
50岁及以上	207.21	19.88	298.23	21.44	428.43	22.65	543.40	54.30

资料来源:第三、四、五、六次人口普查。

^{*} 本文受教育部人文社会科学研究规划项目“社会经济变迁、生育政策调整与家庭生育行为研究”(项目号:22YJA790083)的资助。

¹ 张杭,中国社会科学院财经战略研究院编辑,E-mail:zhanghang@cass.org.cn。

² 张川川(通信作者),浙江大学经济学院副教授,E-mail:zhangchuanchuan@zju.edu.cn。

大量未婚男性,特别是大量大龄未婚男性的存在,对社会生活的各方面产生了负面影响,其中之一是对社会稳定构成了潜在威胁。随着寻找配偶竞争的加剧,男性更容易表现出社会犯罪倾向(Edlund et al., 2013; Maume et al., 2005)。他们不仅可能从事拐卖妇女、买卖婚姻等违法活动(姜全保和李波, 2011; 汪静和何威, 2020),还可能参与商业性交易和男男性行为,从而增加性病和艾滋病的传播风险,对公共卫生安全构成威胁(刘慧君和李树苗, 2011; Merli and Hertog, 2010; 杨雪燕等, 2013a; 杨雪燕等, 2013b)。更为严重的是,这可能引发男性的社会不满情绪,导致他们实施反社会行为,危害社会的和谐与稳定(Hesketh and Xing, 2006; 刘中一, 2005)。此外,这一现象也对男性个人及其家庭产生了负面影响。为了提高在婚姻市场的竞争力,男性及其家庭成员可能会主动提高劳动参与率,并且愿意从事高风险和不合规的工作(Angrist, 2002; 王临风等, 2018; Wei and Zhang, 2011)。这不仅对个体的健康和安全构成威胁,还可能引发家庭内部的紧张和不和谐关系。另外,受到寻找配偶的压力以及缺乏婚姻伴侣的陪伴,大龄未婚男性的健康风险问题也变得越来越突出(果臻等, 2018; 李艳等, 2009; Lillard and Waite, 1995; Pandey, 2008)。然而,目前围绕婚姻状况与人口健康之间关系的研究尚未形成统一的共识。一些研究认为已婚人口因获得了更多的生活照料与陪伴,相较于未婚人口在身心两方面都更健康(Berkson, 1962; Palner and Mittelmark, 2002),但也有研究认为已婚人口承担了更多的婚姻压力,可能更容易表现出较差的健康状况(Chung and Kim, 2015; Williams, 2003)。有鉴于此,本文试图通过严谨的数据分析,考察性别比失衡对适婚年龄人口婚姻的影响,并进一步分析适婚年龄人口婚姻状况对其健康的影响。

本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)2010年调查数据和中国县域统计年鉴数据,首先考察了人口性别比失衡对婚姻的影响。实证结果显示,人口性别比失衡对适婚年龄人口结婚概率存在显著的负向影响。具体而言,人口性别比每上升0.1个单位,即每10名女性对应的男性数量增加1人,适婚年龄人口结婚概率会显著下降1.8%。分样本结果显示,男性和农村人口是受婚姻挤压最严重的群体。在此基础上,本文进一步估计了适婚年龄人口的婚姻状况对其健康水平的影响。本文发现,在性别比失衡的背景下,未婚人口相较于已婚人口表现出了更差的精神健康水平,前者出现抑郁情绪的概率上升了约1.48倍。在自评健康方面,已婚人口与未婚人口之间并没有明显的差异。异质性分析显示,未婚对人口精神健康的负面影响主要存在于大龄人口和低收入人口群体中,该效应在农村大龄未婚人口中表现得更为突出。本文的研究表明,性别比失衡主要增加了男性和农村人口的结婚难度。在此背景下,未婚状态会导致大龄人口和低收入人口陷入更糟糕的精神状态,特别是农村大龄未婚人口面临着更高的精神健康风险。这些发现有助于本文理解大龄未婚人口可能面临的心理健康风险,并为采取政策和干预措施以缓解这一问题提供了学术参考。

有两支文献与本文的研究问题密切相关,首先是讨论性别比失衡与人口婚姻之间关系的研究。目前,在谈及各国性别比失衡现象时,数据通常表现为男性数量相较于女性数量存在过剩,且该现象在东亚、南亚国家尤为突出。国内外学者针对该现象对人口婚姻的影响进行了广泛研究,得出了较为一致的结论:人口性别比失衡导致男性面临更大的择偶难度,其初婚年龄显著上升,女性在婚姻市场上的优势地位上升。Angrist(2002)发现美国婚姻市场上的人口性别比失衡显著增加了女性在婚姻市场上的优势地位,女性更有可能

匹配到高质量男性配偶;Anukriti(2013)发现印度人口性别比扩大导致了男性初婚年龄显著上升和女性初婚年龄显著下降,且更多男性对于能够成功结婚持悲观预期。基于中国数据进行的研究得到了类似的结论,Yao(2016)和王临风等(2018)发现,人口性别比失衡显著降低了人口结婚的概率,显著推迟了人口特别是男性的初婚年龄;同时,女性更容易匹配到优于自己的配偶,在婚姻市场及家庭中拥有了更高的谈判能力。

与本文研究相关的另一支文献探讨了婚姻状况与人口健康之间的关系。虽然这一领域已有广泛的研究,但严谨的实证研究仍然相对不足。一部分研究发现结婚对个体身心健康有正面的影响。Lillard and Waite(1995)和 Palner and Mittelmark(2002)利用调研数据发现,已婚人口相对于单身人口拥有更多的生活照料,因此其死亡率和发病率显著更低。已婚人口还因获得更多陪伴而经历较少的心理痛苦,表现出了更高的生活满意度。研究进一步发现,这种由婚姻而带来的健康正面效应更多发生在男性群体中(Hu and Goldman,1990;Keith,2004),长期保持单身的大龄未婚男性因此更容易陷入较差的健康状态(李艳等,2009)。另一部分文献持相反的观点,认为婚姻对个体身心健康产生了负面影响。Williams(2003)基于美国数据的研究发现,已婚人口由于婚姻压力和婚姻不满而表现出较差的健康水平。类似地,Chung and Kim(2015)基于亚洲社会调查数据得出了相似的结论。值得注意的是,此类负面影响主要发生在女性群体中,部分文献发现大龄已婚女性的健康状况远不如同龄单身女性(Grundy,2011;Michael et al.,2001),这可能与已婚女性承担了更多家庭责任有关。

现有文献虽然从多个角度考察了婚姻状况与人口健康之间的关系,但研究大多针对中国以外的国家,且大部分研究由于数据和方法的限制仅进行了简单的数据统计分析,未能提供清晰的实证经验证据。并且,大多数围绕婚姻状况与健康之间关系的研究都没有具体区分未婚原因。源于婚姻市场人口性别比失衡的未婚和由于婚姻挤压以外的因素所导致的未婚对个体健康的影响可能存在不同机制。

本文在现有文献的基础上使用微观调查数据,从人口性别比失衡现象出发,首先从经验上检验人口性别比失衡对婚姻的影响,再进一步分析人口婚姻状况对其健康的影响。本文主要有三个方面的贡献:首先,本文立足于中国性别比严重失衡的国情,基于本土微观调查数据,为考察婚姻状况与人口健康之间的关系提供了基于国情的实证证据,弥补了国内相关研究的不足;其次,本文使用适婚年龄人口性别比情况作为婚姻状况的工具变量,采用工具变量方法估计了人口婚姻状况对健康的影响,较好地克服了内生性问题;最后,在中国性别比失衡的背景下,大龄未婚人口数量的激增已引起广泛关注,本文为政府和社会了解这一群体的心理健康状况和行为表现提供了学术参考。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分介绍本文使用的数据;第三部分分析人口性别比失衡对婚姻的影响;第四部分考察人口性别比失衡背景下,适婚年龄人口婚姻状况对其健康水平的影响;第五部分为结论与政策建议。

1 数据和变量选取

1.1 数据来源

本文的数据来自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)和《中国2010

年人口普查分县资料》。CFPS 调查是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目，旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。CFPS 2010 年样本涵盖了位于我国 25 个省、162 个市的 16000 户家庭。CFPS 调查统计了主要受访者的婚姻状况、精神健康情况(抑郁情绪指数)、自评健康情况等信息，为本文观察人口婚姻状况对其健康水平的影响提供了支持。

根据研究目的和数据条件，本文选取了 2010 年 CFPS 调查数据中 25~45 岁的样本。由于中国的法定婚龄为女性 20 岁、男性 22 岁，本文关注的适婚年龄下限为 25 岁；由于 45 岁以上人口未婚的比例不到总人口的万分之一(根据第六次人口普查)，本文进一步将关注的适婚年龄的上限选取为 45 岁。经过上述处理后，最终分析使用的样本包括 7960 个家庭、12400 个处于适婚年龄的个体，其中男性受访者 5871 人，女性受访者 6529 人。

本文使用的 2010 年人口普查分县数据涵盖了 2010 年全国各县级单位的人口分布、人口结构以及家庭居住状况等多项指标。本文基于分年龄段(5 年一段)的男性数量和女性数量计算了各地级市的人口性别比，与 CFPS 调查数据在地区和年龄组层面进行了匹配。

1.2 变量定义和样本描述

1.2.1 精神健康情况

CFPS 调查统计了个体的精神健康情况。本文选取了 CFPS 调查统计中的“depression”(抑郁情绪指数)变量衡量个体的精神健康，该指数是一个衡量个体抑郁情绪程度的总体性指标，由调查问卷中抑郁量表的 6 道题目的结果加总得到(表 2)。抑郁情绪指数越高，代表该个体的精神健康越糟糕。本文比较个体抑郁情绪指数与样本均值的大小定义了“抑郁情绪”虚拟变量，高于样本均值定义为抑郁情绪明显，低于样本均值定义为抑郁情绪较轻，分别取值为 1 和 0。

表 2 CFPS 2010 年抑郁量表

题号	问题
Q6	下面有一些对人们精神状态的描述，请根据您最近 1 个月内的情况选择： 1. 几乎每天；2. 经常；3. 一半时间；4. 有一些时候；5. 从不
Q601	最近 1 个月，您感到情绪沮丧、郁闷、做什么事情都不能振奋的频率？
Q602	最近 1 个月，您感到精神紧张的频率？
Q603	最近 1 个月，您感到坐卧不安、难以保持平静的频率？
Q604	最近 1 个月，您感到未来没有希望的频率？
Q605	最近 1 个月，您做任何事情都感到困难的频率？
Q606	最近 1 个月，您认为生活没有意义的频率？

1.2.2 自评健康情况

CFPS 调查统计了个体的自评健康情况。本文使用了“您认为自己的健康状况如何”问题衡量个体的自评健康情况。该问题的回答分为五类：“健康”“一般”“比较不健康”“不健康”“非常不健康”。本文将五类回答定义为“自评健康”虚拟变量，“健康”“一般”定义为

健康,其余三项定义为不健康,分别取值 1 和 0。

1.2.3 婚姻状况

CFPS 调查详细地统计了个体的婚姻情况数据。本文选取了“您现在的婚姻状况是什么(修正)”问题衡量个体的婚姻状况。该问题的回答同样分为五类:“未婚”“在婚”“同居”“离婚”“丧偶”。本文根据回答定义了“是否结婚”变量,“在婚”定义为已结婚,“未婚”“同居”“离婚”定义为未结婚。特别地,本文关注在婚和未婚两种状态对人口健康的影响,因此排除了婚姻状况较为复杂的“丧偶”状态。

1.2.4 人口性别比

本文定义人口性别比为每 1 名女性对应的男性数量。考虑到研究婚姻状况对个体健康的影响可能存在较大的内生性问题,例如遗漏变量和反向因果等,本文利用人口性别比作为工具变量来进行实证估计。我国人口婚姻具有属地性,一些研究发现我国大多数婚姻发生在同一城市乃至同一个县之内(Wei and Zhang,2011)。甚至对于流动人口而言,超过 65%的人口的通婚圈在本省同一县市(王丰龙和何深静,2014)。另外,我国的夫妇年龄差大多数在一定的年龄范围内,2000 年人口普查数据显示,年龄差在 5 岁到-5 岁之间的夫妇占有所有样本的 90%以上,且随着年龄差缩小而比例上升(张川川和陶美娟,2020)。因此,本文将同一个地级市内的人口划分为一个通婚圈,接着将人口所属的一定年龄段(5 岁年龄段)中的人口性别比近似作为可能影响其婚姻状况的工具变量。

1.2.5 控制变量

本文控制了可能会同时影响人口结婚状态和健康情况的变量,包括人口性别、年龄、户籍性质(农业户籍或非农户籍)、民族、受教育水平、个人总收入(去除 5%的尾部数据)、抽烟习惯、喝酒习惯等变量。在稳健性分析中,为了排除城市层面变量对识别的潜在干扰,本文进一步控制了地区生产总值(取对数)、地区生产总值增长率、地区城镇登记失业人员数(取对数)和第一产业从业人员占全市劳动力比重等变量。

表 3 报告了回归分析所使用样本的描述性统计。从样本来看,男性人口样本约占 47%,农村户口样本约占 72%,汉族人口样本约占 90%,仅完成义务教育的人口样本约占 43%。另外,人口所在地其年龄段性别比超过 1(即适婚男性人口数量相较于适婚女性人口数量过剩)的样本比例超过了 65%,一定程度上反映了适婚年龄人口性别比失衡问题在我国不同地区广泛存在。

表 3 样本描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
个人层面变量					
精神健康情况:抑郁情绪	12400	0.58	0.49	0	1
自评健康情况:自评健康	12400	0.9	0.31	0	1
结婚与否	12314	0.92	0.27	0	1
性别比	12400	1.04	0.07	0.79	1.33
年龄	12400	36.36	5.93	25	45

续表

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
个人层面变量					
性别(男=1,女=0)	12400	0.47	0.5	0	1
户口类型(城市=1,农村=0)	12400	0.28	0.45	0	1
民族(汉族=1,其他=0)	12400	0.9	0.29	0	1
教育年限	12400	1.71	1.23	0	4
个人总收入/元	11782	10025.92	10226.73	0	44000
最近一个月是否吸烟(是=1,否=0)	12400	0.31	0.46	0	1
最近一个月是否每周喝酒3次以上(是=1,否=0)	12399	0.16	0.37	0	1
城市层面变量					
地区生产总值(万元,加1取对数)	11167	16.42	1.19	14.26	18.96
地区生产总值增长率	11167	13.80	2.22	10.30	21.00
地区城镇登记失业人员数(人,加1取对数)	11167	10.16	1.03	8.27	12.63
第一产业从业人员占全市劳动力比重	11106	2.45	4.45	0.05	33.02

注:数据来源于CFPS 2010年统计调查数据、中国2010年人口普查分县数据;样本年龄限制于25~45岁;城市层面变量数据来源于《中国城市统计年鉴(2010年)》。

2 人口性别比失衡与婚姻

本文采用如下模型设定,考察人口性别比失衡对婚姻的影响:

$$\text{Ifmarr}_{ip} = \pi_0 + \pi_1 \text{Sexra}_{cp} + X'\theta + \varepsilon_{ip} \tag{1}$$

其中,被解释变量Ifmarr_{ip}为位于地级市*p*的个体*i*的婚姻状况,已婚状态取1,未婚状态取0,解释变量Sexra_{cp}为微观个体所在地级市*p*中其所在年龄段*c*的男女性别比情况,*X'*为一组控制变量,包括性别、年龄、民族、教育程度等个人特征,ε_{ip}为随机扰动项。回归在地级市层面进行聚类分析。

表4面板A第(1)列报告了人口性别比对适婚年龄人口是否在婚的影响,结果显示,人口性别比上升导致适婚年龄人口结婚概率显著下降,性别比每上升0.5,适婚年龄人口的结婚概率显著下降0.09个百分点,且该系数估计值在1%的显著性水平上统计显著。在性别比失衡情况下,男性作为数量过剩的一方面临着更大的婚姻竞争压力,而女性在婚姻市场上的优势地位上升(Yao,2016;王临风等,2018)。因此,性别比失衡与婚姻的关系在不同性别之间可能存在差异。有鉴于此,本文分别考察性别比失衡对不同性别适婚年龄人口婚姻的影响。表4面板A第(2)列报告了适婚年龄男性样本的结果,结果显示,性别比失衡对适婚年龄男性结婚的概率有显著的负面影响,性别比每上升0.5,适婚年龄男性的结婚概率显著下降了0.125个百分点,该系数在5%的显著性水平上统计显著。表4面板A第(3)列报告了适婚年龄女性样本的结果,显示性别比失衡现象对适婚年龄女性的结婚概率也有负面的影响,但系数和统计显著性都小于适婚年龄男性。这可能是因为适婚年龄女性在婚姻市场上面临的竞争压力相对减小,因此择偶时间更加宽裕,这在一定程度上降低了女性结婚的概率。

此外,我国存在典型的城乡二元结构,经济发展水平和思想观念更为落后的农村存在

着更严重的性别比失衡现象。在这样的背景下,我国农村男性面临着更严峻的婚姻市场竞争(Meng and Zhao,2019)。为了探讨不同户籍背景的适婚年龄人群受性别比失衡影响而表现出的婚姻差异,本文将样本分为了城市户籍人口和农村户籍人口进行分析。表 4 面板 A 第(4)列和第(5)列分别报告了城市和农村样本的结果,结果显示性别比失衡显著降低了农村适婚年龄人口的结婚概率,而该效应在城市人口样本中并不明显。从系数来看,性别比每上升 0.5,农村适婚年龄人口结婚概率会显著下降 0.085 个百分点,且该系数估计值在 1%的显著性水平上统计显著。

表 4 性别比失衡对人口结婚概率与初婚年龄的影响

面板 A	结婚与否(结婚=1 未婚=0)				
	全样本	男性样本	女性样本	城市样本	农村样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
性别比	-0.181*** (0.057)	-0.250** (0.097)	-0.089* (0.048)	-0.234 (0.153)	-0.169*** (0.054)
观测样本量	11695	5402	6293	3077	8618
R ²	0.111	0.126	0.085	0.146	0.087
初婚年龄					
面板 B	全样本	男性样本	女性样本	城市样本	农村样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
性别比	1.085 (0.859)	2.353** (1.089)	-0.140 (0.872)	-0.652 (1.385)	1.732* (0.928)
观测样本量	9526	4439	5087	2662	6864
R ²	0.124	0.079	0.091	0.104	0.072

注:所有回归都控制了性别、年龄、户籍性质、民族、受教育水平、个人总收入、抽烟习惯、喝酒习惯等变量,限于篇幅,控制变量系数未报告。括号中为地级市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

人口的初婚年龄是婚姻的另一个重要表现,人口性别比失衡所导致的结婚概率下降可能导致人口等待结婚的时间延长,进而影响人口的初婚年龄。为了考察人口性别比失衡与结婚年龄的关系,本文将方程(1)的被解释变量设置为人口初婚年龄进行分析。表 4 面板 B 报告了相关结果,结果显示性别比失衡加剧会使得适婚年龄男性的初婚年龄显著上升,性别比上升 0.5,适婚年龄男性初婚年龄显著上升约 1 岁,且系数在 5%的显著性水平上统计显著。同时,该效应主要体现在农村适婚年龄群体中,第(5)列结果显示,性别比上升 0.5,农村适婚群体初婚年龄显著上升约半岁。总体而言,人口性别比失衡会使得适婚年龄人口结婚概率下降,初婚年龄上升,男性和农村人口是首当其冲的受影响对象。

3 婚姻与健康

3.1 婚姻与健康

本文将人口所在地级市其所属年龄段的性别比作为其结婚与否的工具变量,以方程(1)为第一阶段估计,使用两阶段最小二乘方法(TSLS)估计是否结婚对健康的影响,第二

阶段估计方程如下：

$$\text{Health}_{ip} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ifmarr}_{ip} + X'\theta + \mu_{ip}$$

(2)

其中,被解释变量 Health_{ip} 为位于地级市 p 的个体 i 的健康表现,包括精神健康和自评健康两个方面。精神健康由抑郁情绪变量衡量,该变量为虚拟变量,抑郁情绪高取1,抑郁情绪低取0;自评健康由个体自评健康变量衡量,健康取1,不健康取0。解释变量 Ifmarr_{ip} 为位于地级市 p 的个体 i 的婚姻状况,已婚状态取1,未婚状态取0。方程(1)中的解释变量 Sexra_{cp} 是本文使用的工具变量,代表微观个体所在地级市 p 中其所在年龄段 c 的男女性别比情况。同样地,方程(2)控制了一组控制变量 X' ,包括性别、年龄、民族、教育程度等个人特征, μ_{ip} 为随机扰动项,回归在地级市层面进行聚类分析。通过两阶段最小二乘估计,本文将得到人口婚姻状况对其健康水平影响的局部平均处理效应(Local Treatment Effect, LATE),表现在系数 α_1 上。

表5的第(1)列和第(2)列报告了简约型(Reduced-form)方程结果,第(1)列结果显示,性别比失衡加剧会使得人口的抑郁情绪显著上升,性别比上升0.5,人口出现抑郁情绪的概率上升约0.13,系数在5%的显著性水平上统计显著;第(2)列结果显示,性别比情况与人口的自评健康不存在统计上显著的关系。表5的第(3)列和第(4)列报告了工具变量估计结果。实证结果显示,在性别比失衡加剧的背景下,未婚人口相较于已婚人口出现抑郁情绪的概率显著上升,但两者的自评健康没有显著的差异。从系数来看,未婚人口比已婚人口陷入抑郁情绪的概率显著上升了约1.48倍,系数在5%的显著性水平上统计显著。联系前文的发现,本文认为可能的解释为:性别比失衡下,适婚年龄人口结婚的概率下降,一方面,男性在婚姻市场中面临更大的竞争压力,女性在婚姻市场中花费更多精力甄选配偶;另一方面,人口缺失稳定的家庭陪伴、照料,这些事实都可能影响人们的精神健康。

表 5 性别比失衡下人口婚姻状况对人口健康的影响

	简化式估计		二阶段估计	
	抑郁情绪	自评健康	抑郁情绪	自评健康
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别比	0.272 ** (0.121)	0.029 (0.069)		
是否结婚			-1.472 ** (0.740)	-0.112 (0.384)
Cragg-Donald Wald F 统计量	—	—	28.241	28.241
Kleibergen-Paap rk F 统计量	—	—	10.030	10.030
观测样本量	11781	11781	11695	11695

注:括号中为地级市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

工具变量有效需要满足两个条件:(1)相关性,工具变量应与解释变量相关;(2)外生性,工具变量与扰动项无关。关于相关性条件,表4第(3)列和第(4)列报告的弱工具变量检验结果显示,工具变量的F统计量均超过了10,不存在弱工具变量问题。关于外生性条件,本文尽可能控制了婚姻以外可能会受性别比失衡影响的因素,例如教育水平、收入等变量。

3.2 婚姻与健康：异质性效应

婚姻状况对人口健康的影响对不同年龄段的成年人来说是不同的(Pandey,2008),大龄未婚人口长期处于未婚无陪伴的状态且面临着更大的结婚年龄劣势,这部分人口可能更容易陷入焦虑。为了考察人口婚姻状况对其健康的影响是否会随着人口年龄的上升而变化,本文将人口样本划分为 25~34 岁和 35~45 岁进行了相应回归分析。表 6 报告了样本划分的结果,前 4 列和后 4 列分别展示了人口性别比失衡对不同年龄段人口精神健康和自评健康的影响结果。结果显示,未婚对人口健康的负面影响只表现在大龄人口样本中,且主要影响到了大龄人口的精神健康。第(1)~(2)列报告了简约型方程的估计结果,性别比失衡加剧会使得大龄人口的抑郁情绪显著上升,性别比上升 0.5,大龄人口出现抑郁情绪的概率上升约 0.15。第(3)~(4)列报告了 IV 估计的结果,在性别比失衡的背景下,大龄未婚人口比大龄成婚人口陷入抑郁情绪的概率上升了约 1.64 倍。在更年轻的人口样本中,不论精神健康还是自评健康,未婚人口与已婚人口在统计上并没有显著的差异。表 6 的结果说明,由于性别比失衡引起的“婚姻焦虑”会随着人口年龄的上升而变大。

表 6 性别比失衡下人口婚姻状况对人口健康的影响(分年龄段)

	抑郁情绪				自评健康			
	简化式估计		二阶段估计		简化式估计		二阶段估计	
	25~34 岁	35~45 岁	25~34 岁	35~45 岁	25~34 岁	35~45 岁	25~34 岁	35~45 岁
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
性别比	0.213 (0.141)	0.295** (0.147)			0.012 (0.058)	0.049 (0.094)		
是否结婚			-1.037 (0.809)	-1.641* (0.861)			0.091 (0.327)	-0.228 (0.506)
观测样本量	4300	7481	4292	7403	4300	7481	4292	7403

注:括号中为地级市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

经济因素是影响人口成婚的重要因素,特别是对于男性而言,收入水平偏低会使其在婚姻市场的议价能力不足,受到更严重的“婚姻挤压”(韦艳和张力,2011)。在性别比失衡的背景下,结婚压力可能会对低收入人群的健康状况产生更大的影响。有鉴于此,本文分别考察人口婚姻状况对高收入群体和低收入群体健康水平的潜在不同影响。具体而言,本文基于“个人总收入”变量划分样本,将高于均值的样本定义为高收入人口,低于均值的样本定义为低收入人口。表 7 报告了分收入水平的结果,结果显示,未婚对高收入人口的健康没有明显的影响,而对低收入人口的健康有显著的负面影响,且主要表现在精神健康方面。第(1)~(2)列为简约式估计结果,对于低收入人口,性别比上升 0.5,该部分人口陷入抑郁情绪的概率会显著上升 0.19。第(3)~(4)列展示了 IV 估计结果,在性别比失衡背景下,低收入未婚人口比已婚人口陷入抑郁情绪的概率显著上升了 1.96 倍。表 7 的结果证明,低收入人群会因性别比失衡加剧而面临更大的精神健康压力。

根据表 4 的估计结果,本文发现人口性别比失衡加剧主要影响了农村适婚年龄人口

的结婚概率和结婚年龄。因此,农村地区的未婚人口在性别比失衡下可能面临着更大的健康压力。为了探讨这个异质性表现,本文进一步将样本划分为城市样本和农村样本进行了回归分析。表 8 报告了分城乡样本的结果,结果显示,未婚对人口健康的负面影响主要表现在农村样本中,且仍然只对人口的精神健康产生了负面影响。第(1)~(2)列结果为简约式估计结果,在农村样本中,性别比上升 0.5,人口陷入抑郁情绪的概率会显著上升约 0.135。第(3)~(4)列展示了 IV 估计结果,性别比失衡背景下,农村未婚人口比已婚人口陷入抑郁情绪的概率显著上升了 1.58 倍。在城市样本中,不论精神健康还是自评健康,未婚人口与已婚人口在统计上并没有显著的差异。

表 7 性别比失衡下人口婚姻状况对人口健康的影响(分收入水平)

	抑郁情绪				自评健康			
	简化式估计		二阶段估计		简化式估计		二阶段估计	
	收入高	收入低	收入高	收入低	收入高	收入低	收入高	收入低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
性别比	0.209 (0.142)	0.383 *** (0.138)			0.080 (0.098)	-0.009 (0.049)		
是否结婚			-0.139 (1.034)	-1.961 * (1.051)			-0.522 (0.664)	0.156 (0.280)
观测样本量	7488	4293	7420	4275	7488	4293	7420	4275

注:括号中为地级市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表 8 性别比失衡下人口婚姻状况对人口健康的影响(分城乡)

	抑郁情绪				自评健康			
	简化式估计		二阶段估计		简化式估计		二阶段估计	
	城市	农村	城市	农村	城市	农村	城市	农村
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
性别比	0.307 (0.197)	0.271 * (0.140)			-0.135 (0.099)	0.080 (0.086)		
是否结婚			-1.270 (1.120)	-1.586 * (0.870)			0.671 (0.564)	-0.451 (0.494)
观测样本量	3092	8689	3077	8618	3092	8689	3077	8618

注:括号中为地级市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

结合前文性别比失衡下未婚对人口精神健康的负面影响随着年龄而增大的发现,本文进一步关注农村大龄未婚人口在本文背景下的处境。表 9 报告了农村样本分 25~34 岁和 35~45 岁两个年龄段进行回归的结果。第(4)列结果显示,农村大龄未婚人口比已婚人口陷入抑郁情绪的概率显著高了约 2 倍,且系数高于单纯考虑农村样本或单纯考虑大龄样本的表现。总结结果来看,农村地区大龄人口是性别比失衡现状下受影响最大的群体。除了大龄人口结婚劣势,农村大龄人口还面临着农村地区性别比失衡更为严重、婚姻市场更为局限的问题,这些因素显著增加了其结婚的难度,从而加剧了其陷入抑郁情绪的风险。

表 9 性别比失衡下人口婚姻状况对人口健康的影响(农村分年龄段)

	抑郁情绪				自评健康			
	简化式估计		二阶段估计		简化式估计		二阶段估计	
	25~34 岁	35~45 岁	25~34 岁	35~45 岁	25~34 岁	35~45 岁	25~34 岁	35~45 岁
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
性别比	0.182 (0.164)	0.306* (0.169)			0.052 (0.065)	0.092 (0.117)		
是否结婚			-0.858 (0.831)	-2.000* (1.140)			-0.207 (0.304)	-0.605 (0.755)
观测样本量	2998	5691	2990	5628	2998	5691	2990	5628

注：括号中为地级市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4 稳健性检验

4.1 增加控制变量：城市层面

本文实证结果的准确性依赖于工具变量的有效性。在前文中,为了满足工具变量的外生性要求,本文在基准分析中控制了一系列除婚姻以外可能会受性别比失衡影响的个体因素。不过,除了微观个体因素以外,城市层面的社会经济特征也可能影响到工具变量的外生性。为了排除城市层面的社会经济特征对识别的潜在干扰,在这一部分本文进一步增加了城市层面的控制变量进行稳健性检验。考虑到地区性别比情况可能与当地经济发展表现、人口失业情况以及产业结构相关,同时这些变量可能会影响到人口的健康表现,本文选择了地区生产总值(取对数)、地区生产总值增长率、地区城镇登记失业人员数(取对数)和第一产业从业人员占全市劳动力比重等变量加以控制。表 10 报告了回归结果,结果发现性别比失衡下未婚对人口精神健康的负面影响仍然存在,且系数结果与表 5 展示的基准结果相似,说明前文的结论是稳健的。表 10 的结果减少了本文关于工具变量外生性不足影响识别结果的担忧。

表 10 稳健性检验 1(增加城市层面控制变量)

	简化式估计		二阶段估计	
	抑郁情绪	自评健康	抑郁情绪	自评健康
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别比	0.228* (0.132)	-0.023 (0.074)		
是否结婚			-1.537* (0.930)	0.205 (0.565)
观测样本量	10510	10510	10440	10440

注：在前文设置基础上,进一步加入了城市层面的控制变量,包括地区生产总值(取对数)、地区生产总值增长率、地区城镇登记失业人数(取对数)、第一产业从业人员全市劳动力比重,括号中为地级市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4.2 扩宽衡量性别比的年龄段

在前文结果中,本文使用人口在地级市所属 5 岁年龄段的男女性别比作为可能影响

其婚姻状况的工具变量进行实证估计。为了检验文章结论的稳健性,本文进一步将衡量性别比的年龄段拓宽到 10 岁进行分析。表 11 汇报了对应的结果,结果仍然显示,由人口性别比失衡导致的结婚概率下降导致未婚人口相较于已婚人口出现抑郁情绪的概率上升,但两者的自评健康没有明显的差异。本文的结论在拓宽衡量性别比的年龄段后仍然保持了稳健。

表 11 稳健性检验 2(拓宽衡量性别比的年龄段)

	简化式估计		二阶段估计	
	抑郁情绪 (1)	自评健康 (2)	抑郁情绪 (3)	自评健康 (4)
性别比	0.288 ** (0.122)	0.016 (0.070)		
是否结婚			-1.349 ** (0.647)	-0.042 (0.337)
观测样本量	11781	11781	11695	11695

注:括号中为地级市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

5 结论和政策含义

我国是典型的“普婚制”社会,婚姻对人们生活的各个方面都有着深刻的影响,其中,健康是受婚姻影响的重要内容之一。虽然文献关于婚姻与人口健康之间的关系进行了广泛讨论,但结论仍然存在争议,且来自中国的经验较少。在性别比失衡加剧影响婚姻市场的背景下,本文利用中国的 CFPS 调查统计微观数据,首先从经验上检验了人口性别比失衡对适婚年龄人口婚姻的影响,再进一步分析了适婚年龄人口婚姻状况对其精神健康、自评健康的影响。本文的研究结果显示,性别比失衡显著降低了适婚年龄人口的结婚概率,推后了其结婚年龄,受影响最大的是男性和农村人口。在这个基础上,本文将人口所属地级市其年龄段的性别比作为工具变量,考察了适婚年龄人口婚姻状况与其健康表现之间的关系。结果显示,在性别比失衡导致适婚年龄人口结婚概率下降的背景下,未婚人口相较于已婚人口出现抑郁情绪的概率更高,但两者的自评健康没有显著差异。该效应主要发生在大龄人口与农村人口中,且农村地区的大龄人口是受未婚状态影响最大的群体。

本文的结果验证了婚姻对人口精神健康的重要性,凸显了人口性别比失衡所导致的婚姻挤压对未婚人群精神健康状况的不利影响。本文提出以下政策建议。首先,重视未婚人口精神健康问题,加强精神卫生服务的投入力度,通过建立社会支持网络对重点人群的精神健康状况进行干预;其次,推动减少文化偏见,削弱来自传统文化中对大龄未婚、失婚人口的社会歧视,尽力缓解传统文化氛围对此类人群的心理裹挟。

参考文献

果臻,梁海刚,李树苗. 2018. 性别失衡背景下中国大龄未婚男性死亡研究[J]. 中国人口科学, (6):69-79, 127.

Guo Z, Liang H L, Li S Z. 2018. Research on the mortality of unmarried men of advanced age in China under the background of gender imbalance [J]. *Chinese Journal of Population Science*, (6):69-79, 127. (in Chinese)

姜全保,李波. 2011. 性别失衡对犯罪率的影响研究[J]. 公共管理学报, 8(1):71-80, 126.

Jiang Q B, Li B. 2011. Research on the impact of gender imbalance on crime rate [J]. *Journal of Public*

- Administration*, 8(1): 71-80, 126. (in Chinese)
- 李艳, 李树苗, 彭邕. 2009. 农村大龄未婚男性与已婚男性心理福利的比较研究[J]. 人口与发展, 15(4): 2-12.
- Li Y, Li S Z, Peng Y. 2009. A comparative study on psychological welfare of unmarried and married men of advanced age in rural areas [J]. *Population and Development*, 15(4): 2-12. (in Chinese)
- 刘慧君, 李树苗. 2011. 性别失衡下的人口健康与公共安全: 国际视野与历史经验[J]. 人口学刊, (5): 32-40.
- Liu H J, Li S Z. 2011. Population health and public security under gender imbalance: An international perspective and historical experience [J]. *Journal of Population Science*, (5): 32-40. (in Chinese)
- 刘中一. 2005. 大龄未婚男性与农村社会稳定——出生性别比升高的社会后果预测性分析之一[J]. 青少年犯罪问题, (5): 19-24.
- Liu Z Y. 2005. Unmarried men of advanced age and rural social stability: A predictive analysis of the social consequences of the rising sex ratio at birth [J]. *Juvenile Delinquency Issues*, (5): 19-24. (in Chinese)
- 王丰龙, 何深静. 2014. 中国劳动力婚姻匹配与婚姻迁移的空间模式研究[J]. 中国人口科学, (3): 88-94, 127-128.
- Wang F L, He S J. 2014. Research on spatial patterns of labor force marriage matching and marriage transfer in China [J]. *Chinese Journal of Population Science*, (3): 88-94, 127-128. (in Chinese)
- 汪静, 何威. 2020. 农村大龄未婚男性非常态婚育行为研究[J]. 青年研究, (4): 83-93, 96.
- Wang J, He W. 2020. Research on abnormal marriage and childbearing behaviors of unmarried men of advanced age in rural areas [J] *Youth Studies*, (4): 83-93, 96. (in Chinese)
- 王临风, 余玲铮, 金钊. 2018. 性别失衡、婚姻挤压与个体劳动参与[J]. 劳动经济研究, 6(3): 75-96.
- Wang L F, Yu L Z, Jin Z. 2018. Gender imbalance, marital squeeze and individual labor participation [J]. *Research on Labor Economics*, 6(3): 75-96. (in Chinese)
- 韦艳, 张力. 2011. 农村大龄未婚男性的婚姻困境: 基于性别不平等视角的认识[J]. 人口研究, 35(5): 58-70.
- Wei Y, Zhang L. 2011. The marital predicament of unmarried men of advanced age in rural areas: An understanding from the perspective of gender inequality [J]. *Population Research*, 35(5): 58-70. (in Chinese)
- 杨雪燕, 伊莎贝尔·阿塔尼, 李树苗. 2013a. 性别失衡背景下大龄未婚男性的商业性行为: 基于中国农村地区的研究发现[J]. 人口学刊, (1): 44-57.
- Yang X Y, Isabella A, Li S Z. 2013. Commercial behaviors of unmarried men of advanced age in the context of gender imbalance: Research findings based on rural areas of china [J]. *Journal of Population Science*, (1): 44-57. (in Chinese)
- 杨雪燕, 伊莎贝尔·阿塔尼, 李树苗. 2013b. 性别失衡与人口流动视角下的男男性行为: 来自中国城市地区的证据[J]. 人口与发展, 19(1): 90-97, 82.
- Yang X Y, Isabella A, Li S Z. 2013. Male-to-male behavior from the perspective of gender imbalance and population mobility: Evidence from urban areas of China [J]. *Population and Development*, 19(1): 90-97, 82. (in Chinese)
- 张川川, 陶美娟. 2020. 性别比失衡、婚姻支付与代际支持[J]. 经济科学, (2): 87-100.
- Zhang C C, Tao M J. 2020. Gender imbalance, marriage payment and intergenerational support [J]. *Economic Science*, (2): 87-100. (in Chinese)
- Angrist J. 2002. How do sex ratios affect marriage and labor markets? Evidence from America's second generation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3): 997-1038.
- Anukriti S. 2013. Sex ratios, schooling, and the marriage market in India. Working Paper. Boston College.
- Berkson J. 1962. Mortality and marital status. Reflections on the derivation of etiology from statistics[J]. *American Journal of Public Health and the Nations Health*, 52(8): 1318-1329.
- Chung W, Kim R. 2015. Are married men healthier than single women? A gender comparison of the health effects of marriage and marital satisfaction in East Asia[J]. *PloS one*, 10(7): e0134260.
- Edlund L, Li H, Yi J, et al. 2013. Sex ratios and crime: Evidence from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 95(5): 1520-1534.
- Grundy E. 2011. Household transitions and subsequent mortality among older people in England and Wales: Trends over three decades[J]. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 65(4): 353-359.
- Hesketh T, Xing Z W. 2006. Abnormal sex ratios in human populations: Causes and consequences[J]. *Proceedings of*

- the National Academy of Sciences*, 103(36): 13271-13275.
- Hu Y, Goldman N. 1990. Mortality differentials by marital status: An international comparison[J]. *Demography*, 27: 233-250.
- Keith P. 2004. Resources, family ties, and well-being of never-married men and women[J]. *Journal of Gerontological Social Work*, 42(2): 51-75.
- Lillard L A, Waite L J. 1995. 'Til death do us part: Marital disruption and mortality[J]. *American journal of sociology*, 100(5): 1131-1156.
- Maume M O, Ousey G C, Beaver K. 2005. Cutting the grass: A reexamination of the link between marital attachment, delinquent peers and desistance from marijuana use[J]. *Journal of Quantitative Criminology*, 21(1): 27-53.
- Meng L, Zhao M Q. 2019. Bride Drain: An unintended consequence of China's urban-rural divide[J]. *Labour Economics*, 58: 69-80.
- Merli M G, Hertog S. 2010. Masculine sex ratios, population age structure and the potential spread of HIV in China [J]. *Demographic Research*, 22: 63-94.
- Michael Y L, Berkman L F, Colditz G A, et al. 2001. Living arrangements, social integration, and change in functional health status[J]. *American journal of epidemiology*, 153(2): 123-131.
- Palner J, Mittelmark M B. 2002. Differences between married and unmarried men and women in the relationship between perceived physical health and perceived mental health[J]. *Norsk Epidemiologi*, 12(1).
- Pandey M K. 2008. Association between marital status and health: Examining the role of age and gender. Working Paper. ASAEC.
- Wei S J, Zhang X. 2011. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China[J]. *Journal of political Economy*, 119(3): 511-564.
- Williams K. 2003. Has the future of marriage arrived? A contemporary examination of gender, marriage, and psychological well-being[J]. *Journal of health and social behavior*, 44(4): 470.
- Yao Y. 2016. Sex Ratio and Timing of the First Marriage in China: Evidence from the One-and-A-Half-Children Policy. Working Paper.

Marriage Squeeze and Health: Health Predicaments of Unmarried Population under Gender Imbalance

Hang Zhang¹ Chuanchuan Zhang²

- (1. National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences;
2. School of economics, Zhejiang University)

Abstract Based on the survey data of the China Family Panel Studies (CFPS) and county-level data from the Chinese Population Census in 2010, this paper analyses the impact of gender imbalance on the marriage rate and mental health among marriageable populations. The results show that the rise in gender imbalance significantly reduces the marriage rate among marriageable populations, with males and rural residents being the most affected. The decreased marriage rate due to gender imbalance significantly increases the likelihood of unmarried individuals experiencing depressive emotions. The negative impact of being unmarried on mental health primarily occurs within the older unmarried population, low-income population and rural residents.

JEL Classification J12, I10