

放松生育限制将如何影响性别失衡?

——基于“一孩半”政策的理论分析与实证检验

李长洪 林志帆*

摘要: 本文以“一孩半”政策为例,研究放松生育限制会如何影响男女性别比。理论分析和数值模拟结果表明:在中国根深蒂固的“重男轻女”观念下,“一孩半”政策能降低男女性别比;并且“重男轻女”观念越重,由于对首胎性别失衡的缓解幅度大于二胎性别失衡的恶化幅度,“一孩半”政策缓解男女性别失衡的作用越明显。最后,基于 2000 年人口普查数据,利用城乡、区域、政策时间三个维度差异进行的三重差分估计结果支持理论分析和数值模拟结论。

关键词: 放松生育限制;“一孩半”政策;性别失衡

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.02.17

一、引言

面对性别失衡、出生人口萎缩和人口老龄化等多重挑战,中央政府开始逐步放松生育限制。譬如,2013 年、2015 年和 2021 年逐步实行“单独二孩”“全面二孩”“全面三孩”。然而,因数据所限,现有文献尚无法很好为放松生育限制的政策效果提供相关经验证据。不仅如此,随着“三孩政策”的落地,完全放开生育限制也进一步被呼吁。2021 年 7 月,《中共中央 国务院关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》,提出“实施一对夫妻可以生育三个子女政策,并取消社会抚养费等制约措施、清理和废止相关处罚规定,配套实施积极生育支持措施”的要求。因此,在事前,政府需要科学预判全面放开生育政策的实施效果及其机制。在事中和事后,还需要实时评估已有放开生育政策的效果,以便及时调整政策方向与配套措施力度以优化政策功效。

当前,高男女性别比带来的 3 000 万“农村光棍”问题及其引发的婚配挤压现象,是学界与政界共同关注的热点话题。现有不少研究发现,高男女性别比会导致消费不足 (Wei and Zhang, 2011)、农村男性面临婚姻挤压 (Meng and Zhao, 2019)、适婚男性父母从事高危工作而提高工伤工亡事故概率 (Tan et al., 2021) 等不良社会经济后果。因此,本文聚焦于讨论放松生育限制会如何影响男女性别失衡。回答这一问题,对政府

* 李长洪,暨南大学经济学院;林志帆,北京师范大学人文和社会科学高等研究院。通信作者及地址:林志帆,广东省珠海市唐家湾镇北京师范大学珠海校区励耘楼,519087;电话:15959273052;E-mail:lopez193@foxmail.com。本文得到中国博士后科学基金面上项目(2020M683162)、2020 年度当代经济学博士创新项目、广东省基础与应用基础研究基金青年项目(2020A1515110944)、北京师范大学引进人才科研启动项目(310432101)、教育部人文社会科学青年基金项目(22YJC790066、22YJCZH102)的资助。感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

制定是否全面放开生育政策有重要的启示意义。

回顾20世纪80年代,尽管中央政府严格实施“一孩”政策以控制生育数量和优化生育质量,但考虑到两性间的生理差异以及当时农村生产力水平产生的实际困难,中央政府于1984年发布了“7号文件”(中共中央批转国家计划生育委员会党组《关于计划生育工作情况的汇报》),提出“开小口、堵大口”的口号,并允许部分执行“一孩”政策难度较大的农村地区,实行“一孩半”政策¹。其核心内容是:农村家庭若生育第一胎是女孩,将获得生育二胎的资格。

有鉴于此,本文拟利用1984年“一孩半”政策来研究放松生育限制会如何影响男女性别比。利用“一孩半”政策有两大优势:一是“一孩半”政策的实施初衷是考虑到在农村地区,只有一个女儿的家庭困难比较多。这有助于规避放松生育限制受性别失衡或出生人口萎缩等双向因果与遗漏变量内生性的干扰。二是1984年“一孩半”政策仅作用于农村群体和部分省份,且冲击后的年度较长,从计量经济学的角度来看,这有助于利用三重差分模型识别放松生育限制对男女性别比的干预效应及其影响机制。

既有文献常以生育政策收紧为切入点,探讨生育数量约束会如何影响男女性别比(Das Gupta and Bhat, 1997; Li et al., 2011),并以“胎次效应”(the parity effect)和“激化效应”(the intensification effect)来解释。其中,“胎次效应”是指生育政策收紧使得高胎次(二胎及以上)小孩的比例随着生育率降低而减少,考虑到亚洲各国高胎次小孩的性别失衡往往更为严重的事实²,生育政策收紧使得高胎次小孩的出生减少,从而缓解了整体的性别失衡;而“激化效应”是指生育政策收紧使得夫妇允许生育男孩数量低于预期时,每一胎次小孩的性别失衡(通过选择性堕胎等途径实现)都可能更为严重,从而加剧了整体的性别失衡。

然而,关于放松生育限制与男女性别比的研究,尚缺乏严谨的理论分析与因果识别证据。本文以中国政府在“一孩”制度背景下引入“一孩半”政策为切入点,研究放松生育限制会如何影响男女性别失衡。首先,在基于微观数据梳理中国各出生胎次性别比事实的基础上,构建一个简明的数理框架进行分析发现:“一孩半”政策对农村男女性别比的影响取决于“缓解首胎性别失衡”和“恶化二胎性别失衡”两种相反效应的相对大小。接着,结合中国的现实情况对参数赋值并进行数值模拟,结果显示:尽管“一孩半”政策在一定程度上暗含着“女儿不如男”的性别歧视思想,但在中国根深蒂固的“重男轻女”观念下,它却可能降低男女性别比。在实证检验中,利用2000年中国人口普查数据,以出生年份是否为1984年之后为第一维度(政策时间差异)、户口类型是否为农业为第二维度(政策差异1)、户口省份是否实行“一孩半”政策为第三维度(政策差异2),基于三重差分模型估计的实证结果与理论推导和数值模拟的结论一致。理论推导和数值模拟还揭示,在“重男轻女”观念越重的情境中,由于首胎性别失衡的缓解幅度大于二胎性别失衡的恶化幅度,“一孩半”政策越能缓解农村男女性别失衡。对此,我们以各城市男女受教育年限差距大小作为其“重男轻女”观念的衡量指标,分样本回归结果进一步证实了理论命题。

本文的边际贡献有以下三点:一是丰富了放松生育限制可能产生的社会经济后果经

¹ 没有任何政府文件将其正式命名为“一孩半”政策,该名称似乎是约定俗成的(杨菊华,2009)。

² Das Gupta(1987)、杨菊华(2009)等发现:越接近生育数量上限时,父母性别选择越严重,从而导致高胎次女孩表现出超额死亡率(excess mortality),男女性别比更高。

验研究，有助于预估“三孩政策”乃至全面放开生育限制的影响。现有文献较多构建理论模型来模拟生育限制放松的效果（刘永平和陆铭，2008；汪伟，2017），然而，可能由于较近年份的放松生育限制政策发生后的微观数据可获得性较差，鲜少文献进行实证检验。我们检索文献发现，Qian（2009）借助“一孩半”政策检验了“数量-质量”权衡理论（Becker and Lewis，1973）在中国是否存在。与之不同，本文探讨“一孩半”政策如何影响农村男女性别比。

二是借助三重差分模型更为严谨地识别了“一孩半”政策与男女性别比间的因果效应。据阅读所及，杨菊华（2009）、刘华等（2016a）和 Almond et al.（2019）文献涉及“一孩半”政策与男女性别比的关系。其中，杨菊华（2009）和刘华等（2016a）通过比较实行“一孩”政策和“一孩半”政策地区间的男女性别比差异，认为“一孩半”政策加剧了性别失衡。究其原因，他们认为“一孩半”政策的实施会因引入高胎次小孩的“胎次效应”，提高男女性别比。但是，其实证方案未能较好地排除内生性干扰，结论值得商榷。Almond et al.（2019）研究了中国农村土地改革如何影响男女性别失衡，他们在实证模型中控制了“一孩半”政策变量，发现其加剧了农村二胎小孩的男女性别失衡。本文从政策评估的角度出发，关注“一孩半”政策对农村整体男女性别比的影响。

三是丰富了中国农村男女性别比的因素研究。现有文献主要以中国1979年的市场化改革和1980年的家庭联产承包责任制为“准自然实验”，利用农产品的价格变化识别男女相对经济地位变化会如何影响家庭生育子女的性别选择（Qian，2008），或基于“一孩”政策（刘华等，2016b），或基于中国农村土地改革（Almond et al.，2019），分析造成中国农村较高男女性别比的原因，而较少基于“一孩半”政策视角进行分析。

二、理论分析与数值模拟

（一）理论分析

先验看，放松生育限制对男女性别比的影响是不确定的。直觉上，当父母意识到“一孩半”政策赋予了他们在首胎为女儿后仍可继续生育的机会时，对首胎进行性别选择的动机将下降，从而生育限制放松可能产生“缓解低胎性别失衡”效应；但是，父母在更高的胎次进行性别选择的动机也随之加剧，从而产生“恶化高胎性别失衡”效应。这两个相反机制的相对大小将决定总效应的方向和幅度。

本部分首先利用微观数据，梳理在生育不同小孩数量的家庭中，各胎次小孩男女性别比的统计事实；接着，总结影响小孩性别比的因素，并构造一个简明的数理公式，以刻画各胎次小孩的性别比；再者，以“一孩半”政策为例，分析放松生育限制会如何影响男女性别比；最后，在契合中国现实的参数设定下进行数值模拟，以推断放松生育限制对男女性别比的影响方向。具体如下：

首先，介绍统计事实。表1利用2000年人口普查数据，列示在生育不同小孩数量的家庭中各胎次小孩的男女性别比情况。本节的样本筛选过程简述如下：（1）通过女性受访者汇报的生育男孩和女孩数量，计算每一家庭生育小孩总数量；（2）考虑到中国于1979年推行“一孩”政策，为避免样本期限跨越“一孩”政策实施前后的潜在干扰，仅筛选1979年及以后出生的小孩（非双胞胎）样本；（3）通过“与户主的关系”是子女，计算每一家庭被调查的小孩样本量；（4）为确保数据质量，仅筛选“被调查的小孩总数

量与母亲汇报的生育小孩总数量相等”的家庭样本；(5)考虑随着生育小孩数量的增加，有效家庭样本量逐步减少，为避免“极端”家庭样本对统计结果造成的估计偏误，仅筛选生育1至4个小孩的家庭样本，探讨出生年份为1979年及之后，第一至第四胎次小孩的男女性别比情况。其中，各家庭小孩的胎次主要根据其出生年份进行确定。可以发现，从第一胎到第四胎，男性比例从较为均衡的0.521逐次上升至失衡严重的0.658——这启示，如果其他条件不变，当生育限制放松而使高胎次出生数量增加时，将会使整体性别比上升，这便是“恶化高胎性别失衡”效应。

表1 中国各胎次的小孩男女性别比：统计事实

第一胎的男性比例		第二胎的男性比例		第三胎的男性比例		第四胎的男性比例	
均值	样本量	均值	样本量	均值	样本量	均值	样本量
0.521	1 443 829	0.564	676 420	0.588	162 775	0.658	26 310

注：根据2000年人口普查数据计算得到。

表2在表1的基础上，按照家庭总生育数量分组统计各胎次小孩的性别比例情况。第(1)、(2)列为全样本统计数据，可以发现几点有趣的信息：(1)家庭生育小孩数量越多，最高胎次的男性比例越高，这与表1的发现一致；(2)在给定出生胎次的条件下，家庭总生育小孩的数量越多，每一非最高胎次小孩的男性比例都更低；而在非最高胎次小孩的男性比例均较大幅度地低于0.50的情况下，最高胎次小孩的男性比例则大幅超过0.50——这在一定程度上说明，前几胎次女孩比例较高或均为女孩的家庭更有动机生育下一胎且进行性别选择，而在“如愿”生育男孩后倾向于停止生育。这些统计数据直观地诠释了我国根深蒂固的“重男轻女”观念。不过，这些信息也启示，如果生育限制放松，家庭在低胎次进行性别选择的动机会降低，这便是“缓解低胎性别失衡”效应，将使整体的男女性别比下降。

表2 生育不同小孩数量家庭中，各胎次的小孩男女性别比：统计事实

	全样本		分样本：重男轻女观念强弱		t 检验
			较强的城市	较弱的城市	
	样本量	男性比例	男性比例	男性比例	(3)一(4)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
生育1个小孩的家庭					
第一胎的男性比例	767 409	0.582	0.589	0.576	0.013***
生育2个小孩的家庭					
第一胎的男性比例	513 645	0.474	0.493	0.449	0.044***
第二胎的男性比例	513 645	0.618	0.631	0.601	0.030***
生育3个小孩的家庭					
第一胎的男性比例	136 465	0.395	0.413	0.363	0.050***
第二胎的男性比例	136 465	0.408	0.425	0.378	0.047***
第三胎的男性比例	136 465	0.630	0.633	0.624	0.009***

(续表)

	全样本		分样本：重男轻女观念强弱		t 检验 (3)－(4) (5)
	样本量 (1)	男性比例 (2)	较强的城市	较弱的城市	
			男性比例 (3)	男性比例 (4)	
生育 4 个小孩的家庭					
第一胎的男性比例	26 310	0.312	0.325	0.282	0.043***
第二胎的男性比例	26 310	0.315	0.329	0.282	0.047***
第三胎的男性比例	26 310	0.375	0.390	0.339	0.051***
第四胎的男性比例	26 310	0.658	0.661	0.650	0.011*

注：(1) 根据 2000 年人口普查数据计算得到；(2)***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

进而，为探索“重男轻女”观念的潜在影响，表 2 的第 (3)、(4) 列进一步以男女受教育程度差异来区分城市层面的“重男轻女”程度³，并对各生育总量下各胎次小孩的性别比例进行分样本统计。横向对比可以发现，在“重男轻女”观念较强的城市，各生育数量家庭每一对应胎次小孩的男性比例在统计意义上都显著更高。这一统计规律符合直觉认知，也从侧面反映出我们用于区分“重男轻女”观念的指标选择是恰当的。

基于以上分析，我们可以总结出规律——在“重男轻女”（假设由参数 θ 衡量）的文化环境中，一个生育小孩总量为 M 的家庭里第 m 胎次的男女性别比 k_m （男/女）受以下因素的影响：(1) 与文化层面的“重男轻女”程度 θ 正相关；(2) 与该胎的次序 m 正相关；(3) 与家庭生育的总量 M 负相关。此外，最高胎次小孩的男女性别比与 M 正相关。

结合上述四个规律，我们尝试使用一个简明的式子来表示小孩的男女性别比：

$$k_m = \left(\theta m + \frac{m}{M}\theta\right)k_0 = \theta m \left(1 + \frac{1}{M}\right)k_0. \tag{1}$$

式 (1) 假设第 m 胎次小孩的男女性别比 k_m 与“重男轻女”观念 θ （假设该参数取值范围为 $(0, 1]$ ，数值越大，表示“重男轻女”观念越重）、家庭生育的小孩总数 M 、该胎次序 m 均是简单的线性关系。同时，以 k_0 表示自然状态下的新生儿男女性别比。基于前三点规律，可使用 $k_m = \theta m k_0 / M$ 来初步刻画小孩的男女性别比。不过，考虑到这一式子无法反映最高胎次小孩性别比与 M 正相关的规律，进一步纳入 $\theta m k_0$ 并对式子进行整理⁴。综合来看，式 (1) 能较好地反映表 1 和表 2 所反映的各胎次小孩的性别比与“重男轻女”文化观念 θ 、家庭生育的小孩总数 M 以及生育次序 m 的关系。

最后，基于式 (1) 分析“一孩半”政策对农村男女性别比的影响。考虑“一孩半”政策主要的实施对象是农业户口群体，假设社会有 N 个待生育的农村家庭。为简化分析，假设所有农村家庭是同质的，每个家庭生育小孩的数量为 $M \geq 1$ 。表 3 整理了在

³ 我们选取各户口城市男女平均受教育年限差距（男—女）来衡量当地的“重男轻女”观念，以样本中位数为分样本划分标准。这一做法的逻辑基础和计算细节讨论见于本文第五部分。

⁴ 纳入 $\theta m k_0$ 而非 $\theta M k_0$ 的原因是避免与第三个规律相冲突；此外，我们也尝试以 $m^2 k_0$ 纳入，仅轻微影响数值模拟结果，下文的三个可供检验命题在定性维度上不变。

“一孩”政策和“一孩半”政策的实施背景下农村家庭男女性别比的变化情况,据此推断“一孩半”政策对农村男女性别比的影响:(1)在“一孩”政策下,农村家庭仅被允许生育一胎。由于 M 和 m 均为1,首胎的性别比为 $2\theta k_0$,具体大小取决于参数 θ 。“重男轻女”观念越强,父母实施性别选择的可能性越大,首胎的性别比越高。(2)在“一孩半”政策下,如果农村家庭生育首胎是男孩时,按规定不能再生育;而如果首胎是女孩,将被允许生育二胎,是否生育由夫妻自行决定。在该政策下,根据式(1)可将首胎($M=2, m=1$)的性别比写为 $1.5\theta k_0$,而二胎($M=2, m=2$)的男女性别比为 $3\theta k_0$ 。由表3第(3)列可知,相比于“一孩”政策,“一孩半”政策同时产生了“缓解低胎性别失衡”和“恶化高胎性别失衡”两个效应。

表3 “一孩”与“一孩半”政策背景下,农村家庭新生儿的男女性别比变化情况

	“一孩”政策 (1)	“一孩半”政策 (2)	(2)-(1) (3)
首胎的男女性别比	$2\theta k_0$	$1.5\theta k_0$	$-0.5\theta k_0 < 0$
二胎的男女性别比		$3\theta k_0$	$\theta k_0 > 0$

接下来进一步假设,在实行“一孩半”政策的省份,首胎为女孩的农村家庭有比例 $Z \leq 1$ 选择生育二胎。还应注意到,在“重男轻女”观念较强的地区,当父母生育首胎为女儿时,希望再生儿子以“延续香火”的动机更强,此时选择生育二胎的比例往往会较高。换言之, Z 很可能是一个内生于 θ 的参数。⁵因此假设两者间是简单线性关系,以 $Z=0.5 \times (1+\theta)$ 表示。⁶此时,相比于“一孩”政策,“一孩半”政策对农村男女性别比的影响如式(2)所示:

$$\begin{aligned}
 \text{Diff} &= \frac{\overbrace{\frac{1.5\theta k_0}{1+1.5\theta k_0} \times N}^{\text{首胎为男比例} \times \text{家庭数量}} + \overbrace{\frac{1}{1+1.5\theta k_0} \times Z \times \frac{3\theta k_0}{1+3\theta k_0} \times N}^{\text{首胎为女比例} \times \text{再生育比例} \times \text{二胎为男比例} \times \text{家庭数量}}}{\underbrace{\frac{1}{1+1.5\theta k_0} \times N + \frac{1}{1+1.5\theta k_0} \times Z \times \frac{1}{1+3\theta k_0} \times N}_{\text{首胎为女比例} \times \text{家庭数量} + \text{首胎为女比例} \times \text{再生育比例} \times \text{二胎为女比例} \times \text{家庭数量}}} \\
 &- \underbrace{\frac{2\theta k_0}{1}}_{\text{“一孩”政策下的男女性别比}}. \quad (2)
 \end{aligned}$$

式(2)可整理为:

$$\text{Diff} = \alpha \times \theta k_0 - (1-\alpha) \times 0.5\theta k_0, \quad (3)$$

其中,内生参数 $\alpha = \frac{0.5 \times (1+\theta)}{1+3\theta k_0 + 0.5 \times (1+\theta)} > 0$ 。式(3)的经济含义十分明晰:等号

⁵ 本文所使用的2000年人口普查数据可为这一猜想提供证据:在实行“一孩半”政策的省份且“重男轻女”观念较重的城市,父母生育首胎为女孩后,选择生育二胎的比例(60.7%)在1%水平上显著地比“重男轻女”观念低的城市要高出10.65%。

⁶ 该设定表示,当不存在“重男轻女”观念时,仍有“中性比例”即50%的家庭在生育一胎为女孩之后选择生育二胎;随着“重男轻女”观念加重,生育二胎的家庭比例线性增加。我们也尝试了其他线性设定与非线性设定 $Z=0.5^{1-\theta}$,数值模拟的结论不变。限于篇幅,未予列示。

右边第一部分 $\alpha \times \theta k_0$ 表示“一孩半”政策（相对“一孩”政策）带来的“恶化二胎性别失衡”效应，第二部分 $-(1-\alpha) \times 0.5\theta k_0$ 表示“一孩半”政策的“缓解首胎性别失衡”效应。从而，当首胎性别失衡的缓解幅度超过二胎性别失衡的恶化幅度时，“一孩半”政策便会降低农村男女性别比；相反，“一孩半”政策将加剧农村性别失衡。

（二）数值模拟

接下来，我们对式（3）的相关参数赋值并进行数值模拟，以推断“一孩半”政策对农村男女性别比的影响方向，以及两个相反机制——“缓解首胎性别失衡”和“恶化二胎性别失衡”的演变情况。由式（3）可知，“一孩半”政策对农村男女性别比的影响主要取决于“重男轻女”观念 θ 。⁷

本小节采用比较静态分析方法，给定参数 k_0 （假设 $k_0=1.05$ ）来分析“一孩半”政策对农村男女性别比的干预效应 $Diff$ 受“重男轻女”观念 θ 的影响如何。图1结果显示：在 $\theta \in (0, 1]$ 的取值范围内，由于“一孩半”政策对首胎性别失衡的缓解幅度始终大于对二胎性别失衡的恶化幅度，农村男女性别比将下降（ $Diff < 0$ ）。更重要的是，当“重男轻女”观念更为严重时，“一孩半”政策缓解首胎性别失衡和恶化二胎性别失衡的幅度都将更大，从而缓解性别失衡的总效应也更大。因此，数值模拟可得出一个有趣的推断：尽管“一孩半”政策暗含着性别歧视内涵，但这种附带条件的生育政策放松却可能对现实中“重男轻女”观念的影响起对冲作用，客观上起到缓解性别失衡的作用。

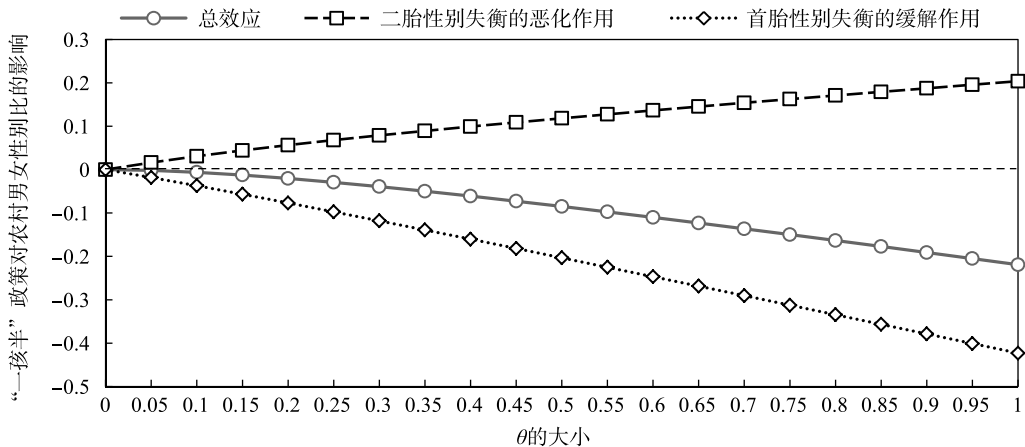


图1 不同 θ 下，政策总效应、首胎性别失衡缓解与二胎性别失衡恶化

基于以上的理论分析和数值模拟结论，我们提出以下三个可供检验的命题：

命题1 在中国“重男轻女”的文化背景下，“一孩半”政策会降低农村男女性别比；

命题2 “一孩半”政策缓解首胎性别失衡、加剧二胎性别失衡，且由于首胎性别失衡的缓解幅度大于二胎性别失衡的恶化幅度，政策整体降低了农村男女性别比；

命题3 在“重男轻女”观念较重的地区，“一孩半”政策对首胎性别失衡的缓解幅度和二胎性别失衡的恶化幅度都更大，政策降低农村男女性别比的作用也更为明显。

⁷ 人类新生儿的自然性别比 k_0 是非常稳定的，模型不考虑其发生变化的情况。

三、实证识别的事实基础

本文基于时任国家计划生育委员会主任彭珮云编制的《中国计划生育全书》，将中国31个省份(市/自治区)(不含港澳台)实施的生育政策类型划分为三类，如表4所示。郭志刚等(2003)通过计算各省份的政策生育率将中国31个省份(市/自治区)分类的结果，为表4各省的划分合理性提供了佐证。⁸根据其计算结果，第一类地区(同表4第(1)列一致)的政策生育率最低，平均为1.139个；第二类地区(同表4第(2)列一致)的政策生育率次之，平均为1.494个；而第三类地区(除西藏，其他同表4第(3)列一致)的政策生育率最高，平均为2.146个。

表4 生育政策类型划分：各省(市/自治区)

“一孩制”地区 (1)	“一孩半制”地区 (2)			“二孩制”地区 (3)
北京市	河北省	浙江省	湖北省	青海省
天津市	山西省	安徽省	湖南省	海南省
上海市	内蒙古自治区	福建省	广东省	云南省
重庆市	黑龙江省	江西省	广西壮族自治区	西藏自治区
江苏省	辽宁省	山东省	贵州省	宁夏回族自治区
四川省	吉林省	河南省	甘肃省、陕西省	新疆维吾尔自治区
数量：6个	数量：19个			数量：6个

我们接下来利用2000年人口普查数据，绘制实行不同生育政策的地区各出生队列男女性别比的变动趋势图。具体如图2至图4所示。基于这些图，我们得以利用双重差分和三重差分思想来初步分析“一孩半”政策对农村男女性别比的影响情况。

首先，图2绘制了全样本、实行“一孩制”、“一孩半制”和“二孩制”地区，出生年份为1979—1999年的男女性别比(男/女 $\times 100$)变动趋势图。结果表明，若以个体是否在1984年后出生为第一维度差异、以户口省份是否实行“一孩半”政策为第二维度差异，利用双重差分思想可以得出结论：相比于实行“一孩”政策地区，实行“一孩半”政策地区的男女性别比在政策实施后略微上升了。但是，这一结果并未考虑研究对象是否真实受政策影响(是否为农业户口)，“一孩半”政策的政策评估结论值得商榷。

接着，在图2基础上，图3区分“一孩半”政策的实施对象，绘制了实行“一孩制”和“一孩半制”地区在1979—1999年出生的农村和非农户口男女性别比变动趋势。结果显示：(1)在实行“一孩制”和“一孩半制”的地区，农村男女性别比的变动趋势基本一致，尤其是出生年份为1996年之前；(2)在实行“一孩制”和“一孩半制”的地区，1986年前出生的非农男女性别比变动趋势基本一致。然而，在1987年及之后的出

⁸ 政策生育率指如果一个地区每个妇女完全按照政策的规定生育，该地区每个妇女终身生育的孩子平均数。郭志刚等(2003)没有报告西藏自治区的政策生育率数据。

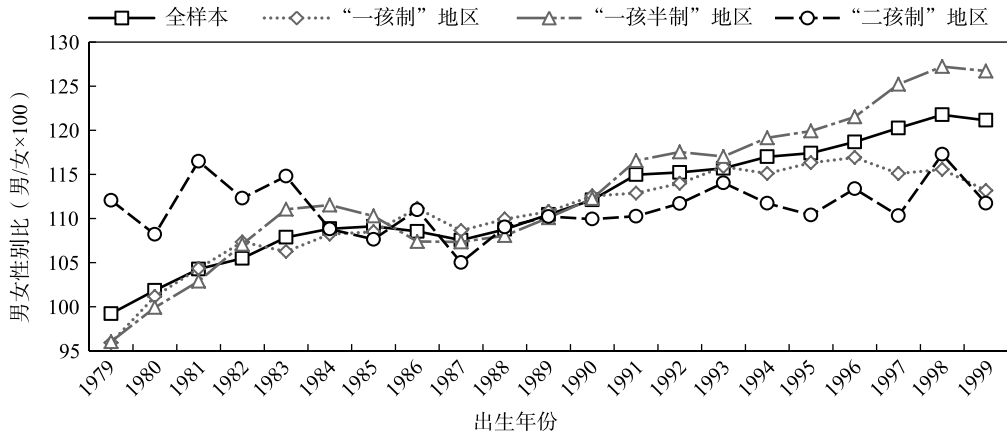


图 2 全样本和实行不同生育政策地区男女性别比的变动趋势

数据来源：2000 年中国人口普查数据（下同）。

生队列，实行“一孩半制”地区的非农男女性别比更高——这说明，图 2 发现的“相比于实行‘一孩’政策地区，实行‘一孩半’政策地区的男女性别比在政策实施后略微上升了”的现象可能主要由非农户口人群的性别比变化所驱动，而这实际上不反映“一孩半”政策的效果。

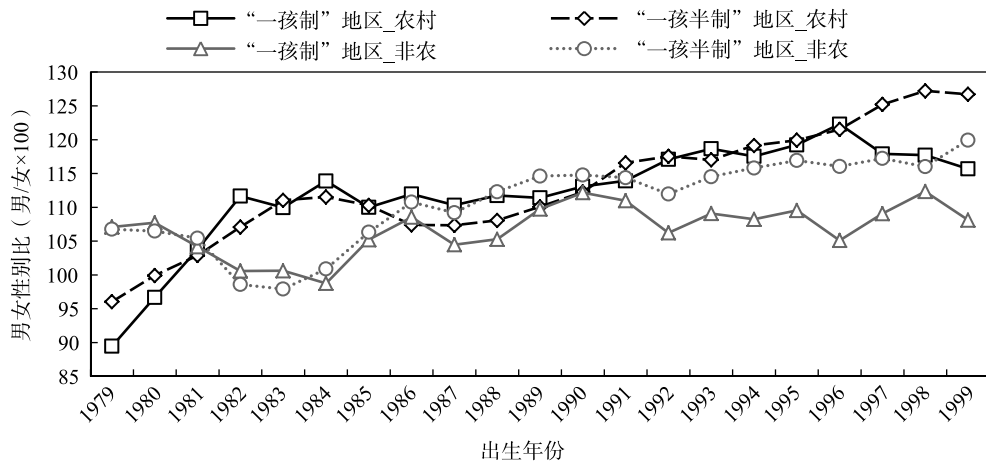


图 3 实行“一孩制”和“一孩半制”地区农村和非农男女性别比的变动趋势

图 3 还表明，若仅以农村群体作为研究对象，并以个体是否在 1984 年后出生为第一维度差异、以户口省份是否实行“一孩半”政策为第二个差异，基于相似的双重差分思想可以发现：相比于实行“一孩”政策地区，实行“一孩半”政策地区的农村男女性别比基本一致。然而，这一结论可能受宏观经济或其他政策因素干扰，此时“一孩半”政策的实施效果仍值得商榷。三重差分思想启示我们，在“政策时间+户口省区是否实行政策”与政策实施省份分样本“政策时间+个体是否为农业户口”这两个差异维度的组合均会因政策冲击前平行趋势不成立、受同期宏观经济因素干扰等原因，而无法准确反映“一孩半”政策效应时，同时利用这三个差异维度的信息进行研究，将能提供更为稳健可信的因果识别证据。

从而,图4在图3的基础上进一步利用三重差分思想,以非农男女性别比作为参照,绘制实行“一孩制”和“一孩半制”地区,出生年份为1979—1999年农村男女性别比的相对变动趋势图(各出生年份农村男女性别比与非农男女性别比的差值)。图4显示:(1)在实行“一孩制”和“一孩半制”地区,1979—1984年出生的农村男女性别比相对变动趋势较为一致;(2)在1985年之后出生的队列中,实行“一孩半制”地区的农村男女性别比相对较低。这揭示,尽管在实行“一孩制”和“一孩半制”地区,出生年份为1979—1999年的男女性别比(总样本和农村样本)变动趋势基本一致,但如果以非农男女性别比为基准,剔除其他因素的干扰却可以发现:相对于实行“一孩制”地区,“一孩半制”地区的农村男女性别比在政策实行后,实际上出现了较为明显的下降。

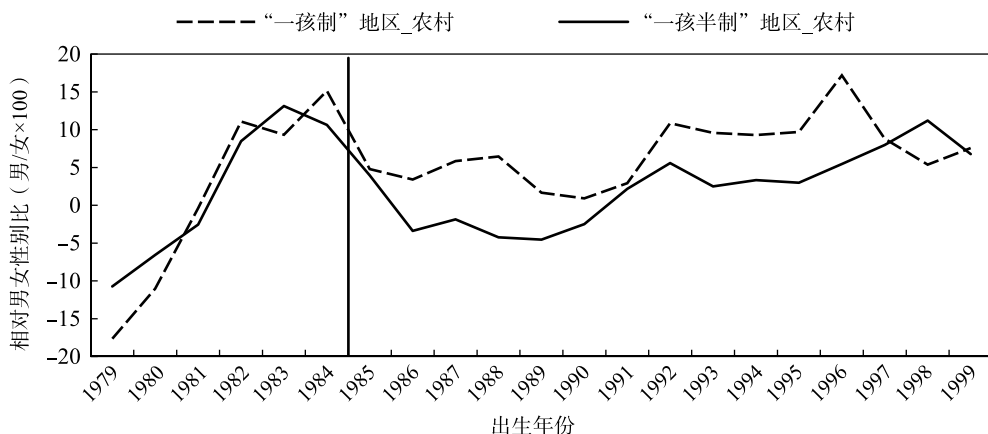


图4 实行“一孩制”和“一孩半制”地区农村男女性别比的相对变动趋势

四、数据来源、模型建立和变量说明

(一) 数据来源和样本选择

本文使用的数据主要是2000年人口普查数据,该数据的调查标准时间为2000年11月1日,共计约1180万个样本。使用该数据的优势为:一是样本量大、覆盖全国,可以避免样本选择问题;二是提供了受访者的出生年份、户口类型、户口所属省市等变量数据,为构造三重差分模型中的时间和两个维度的处理组提供了可能。考虑到中国从1979年起实施“一孩”政策,为避免样本期限跨越“一孩”政策实施前后的潜在干扰,我们仅保留1979年以后出生的样本,确定有效观测值的出生年份范围为1979—1999年。

(二) 识别策略与计量模型建立

结合上节的实证识别事实基础,我们利用三重差分模型来检验“一孩半”政策对农村男女性别比的影响。个体是否受“一孩半”政策影响取决于以下三个因素:(1)出生年份:“一孩半”政策出自1984年中共中央发布的“7号文件”,考虑女性从受孕到生产的时间间隔,我们将1985—1999年出生的群体视为受“一孩半”政策影响,而1979—1984年出生的群体不受政策影响;(2)户口类型(处理维度1):“一孩半”政策的实施对象是农业户口群体,将农业户口视为受政策影响,非农户口视为不受政策影响;(3)户

口所属省份（处理维度2）：如果个体户口所属省份为表4第（2）列中的“一孩半制”地区，视为受政策影响；而若为第（1）列中的“一孩制”地区，则视为不受政策影响。本文构造的三重差分模型如式（4）所示：

$$\begin{aligned} Male_{p,j,i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Agric_{p,j,i,t} \times Treat_p \times Post_t + \beta_2 Agric_{p,j,i,t} \times Post_t \\ & + \beta_3 Agric_{p,j,i,t} \times Treat_p + \beta_4 Treat_p \times Post_t + \beta_5 Agric_{p,j,i,t} \\ & + \beta_6 Han_{p,j,i,t} + \sum BirthYear_t + \sum HukouCity_{p,j} + \varepsilon_{p,j,i,t}, \end{aligned} \quad (4)$$

其中，被解释变量 $Male_{p,j,i,t}$ 表示户口省份 p 城市 j 出生年份为 t 的个体 i 的性别，设置为虚拟变量，1=男性，0=女性； $Agric_{p,j,i,t}$ 变量表示个体 i 的户口类型，1=农业户口，0=非农业户口； $Post_t$ 变量表示是否受“一孩半”政策影响的出生队列，0=出生年份为1979—1984年（不受政策影响），1=出生年份为1985—1999年（受政策影响）； $Treat_p$ 变量表示个体 i 的户口所属省份是否受“一孩半”政策影响，1=受影响的省份（“一孩半制”地区），0=不受影响的省份（“一孩制”地区）；变量 $Han_{p,j,i,t}$ 为表示个体是否为汉族变量，1=汉族，0=少数民族。 $BirthYear_t$ 表示个体出生年份固定效应； $HukouCity_{p,j}$ 表示户口城市固定效应； $\varepsilon_{p,j,i,t}$ 为干扰项。需说明的是，由于 $BirthYear_t$ 和 $HukouCity_{p,j}$ 已分别吸收了 $Post_t$ 和 $Treat_p$ ，式（4）中不需单独纳入 $Post_t$ 和 $Treat_p$ 变量。

我们重点关注 $Agric_{p,j,i,t} \times Treat_p \times Post_t$ 这个三次交互项的系数 β_1 符号和显著性，其反映“一孩半”政策对农村男女性别比的干预效应。为避免受相同户口城市因素影响而导致扰动项自相关，基准回归采用聚类到户口城市的稳健标准误。为避免 Probit 或 Logit 这两类非线性模型估计交互项变量存在的偏误等问题（Ai and Norton, 2003），回归均采用 OLS 估计。

接着，我们利用2000年人口普查数据，分别列示了“一孩半”政策实施前后，“一孩制”地区和“一孩半制”地区农村和非农男性比例的统计事实（限于篇幅，该结果未予列示）。结果显示：（1）在“一孩制”地区，1984年及之前出生的农业户口男性比例比非农业户口男性比例要高1.2%，1984年后该差值变为1.4%，双重差分结果表明，“一孩半”政策实施前后，“一孩制”地区的农村和非农男性比例不存在显著差异（差异仅为0.2%）——DD_I结果；（2）在“一孩半制”地区，1984年及之前出生的农业户口男性比例比非农业户口男性比例要高2.0%，但在1984年后该差值缩小为0.2%，双重差分结果表明，“一孩半”政策实施前后，“一孩半制”地区农村出生的男性比例相对于非农男性比例下降了1.8%——DD_II结果；（3）结合DD_I和DD_II结果，可以初步推断，相比“一孩制”地区，“一孩半制”地区的农村男性比例在1984年后显著降低了2%——DDD结果。

五、实证结果与分析

（一）“一孩半”政策对农村男女性别比的影响：基准结果

表5的回归均以样本个体是否为男性为被解释变量。第（1）列以样本个体的户口是否为农业类型为第一差异维度、出生年份是否在1984年之后为第二差异维度进行双

重差分模型回归,结果显示: $Agric \times Post$ 的估计系数为-0.014,表明相比于非农群体,“一孩半”政策实施使全国范围的农村男性出生比例显著降低了1.4%。为了验证这一结果确实是“一孩半”政策的效果,第(2)、(3)列在第(1)列的基础上,对实行“一孩半”和“一孩”政策的省份进行分样本实证回归。结果发现: $Agric \times Post$ 仅在“一孩半”政策地区表现为显著的负向影响,而在实行“一孩”政策的分样本中不显著,这从侧面反映了“一孩半”政策与出生男女性别比下降间的因果关系。

为排除第(2)列实证结果受经济波动等宏观因素干扰,第(4)列以个体所在省份是否实行“一孩半”政策作为第三个维度差异,进行三重差分回归估计(即式(4))。回归结果显示: $Agric \times Treat \times Post$ 变量的估计系数为-0.020,且在1%水平上高度显著,表明相比于非农群体,“一孩半”政策使得政策省份的农村男性出生比例显著降低了2%(以下将这一结果称为基准回归),由此性别比(男/女)显著下降约1.96%(即0.02/1.02),验证了理论推导与数值模拟得到的命题1。

有必要说明的是,(1)我们对基准回归的平行趋势假设和政策动态效应进行了检验,结果显示:基准回归满足平行趋势假设,且不是由少数年份数据的特殊表现所驱动。这表明,本文的基准发现是可信的。(2)我们考察了不同城市受政策干预的差异,以及从处理潜在遗漏变量、重新定义处理组、政策实施时间、政策实施对象和替换回归样本量等方面,对基准回归进行了一系列敏感性检验和安慰剂检验,结果均显示:“一孩半”政策会显著降低农村男女性别比,这一基准结论是稳健存在的。限于篇幅,上述结果未予列示。

表5 基准回归

因变量: <i>Male</i> (1=男性, 0=女性)							
双重差分法				三重差分法			
回归样本	全样本	$Treat = 1$	$Treat = 0$	全样本			
回归序号	(1)	(2)	(3)	(4)			
$Agric \times Post$	-0.014*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	0.002 (0.005)	$Agric \times Treat \times Post$	-0.020*** (0.006)	$Agric \times Treat$	控制
$Agric$	控制	控制	控制	$Agric \times Post$	控制	$Agric$	控制
Han	控制	控制	控制	$Treat \times Post$	控制	Han	控制
出生年份效应	控制	控制	控制	出生年份效应	控制	控制	控制
户口城市效应	控制	控制	控制	户口城市效应	控制	控制	控制
样本量	3 377 447	2 822 529	554 918	样本量	3 377 447		
R^2	0.001	0.001	0.001	R^2	0.001		

注:括号内为聚类到户口城市层面的稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;限于篇幅,出生年份固定效应和户口城市固定效应实证结果未予列示。

(二) 机制检验:缓解首胎性别失衡与加剧二胎性别失衡

前文的回归结果表明,在中国根深蒂固的“重男轻女”观念背景下,“一孩半”政策能够显著降低农村男女性别比。本小节进一步实证检验“一孩半”政策产生影响的机

制——缓解首胎性别失衡与加剧二胎性别失衡。

首先，表 6 列示了这两个机制检验的样本选择标准。接着，我们分别列示了“一孩半”政策实施前后，“一孩制”地区和“一孩半制”地区各类小孩（基于表 6 列示的样本范围）男性比例的统计事实（限于篇幅，该结果未予列示）。结果揭示：（1）在“一孩制”地区，相比 1984 年及之前出生的农业户口（非农户口）首胎小孩，1985 年后出生的农业户口（非农户口）首胎小孩男性比例要显著地低 6.5%（不显著地低 0.1%）；（2）在“一孩半制”地区，相比 1984 年及之前出生的农业户口首胎小孩，1985 年后出生的农业户口首胎小孩和二胎小孩男性比例要分别显著地低 34.2% 和 1.1%。而相比 1984 年及之前出生的非农户口首胎小孩，1985 年后出生的非农户口首胎小孩男性比例要显著地低 2.1%；（3）利用三重差分思想，可初步推断：“一孩半”政策能显著降低首胎男女性别失衡，但会显著提高二胎男女性别失衡；并且，“一孩半”政策对首胎男女性别失衡的降低幅度（ $-25.7\% = [(-34.2\%) - (-6.5\%)] - [(-2.1\%) - (-0.1\%)]$ ）要大于对二胎男女性别失衡的恶化幅度（ $7.4\% = [(-1.1\%) - (-6.5\%)] - [(-2.1\%) - (-0.1\%)]$ ）。

表 6 政策机制检验：回归样本选择标准

“缓解首胎性别失衡”机制	“一孩制”地区	“一孩半制”地区
出生年份为 1979—1984 年		$Treat = 1 \ \& \ Post = 0$; 无兄弟姐妹的农业和非农样本
	$Treat = 0$; 无兄弟姐妹的农业和 非农样本	$Treat = 1 \ \& \ Post = 1 \ \& \ Agric = 0$; 无兄弟姐妹的非农样本
出生年份为 1985—1999 年		$Treat = 1 \ \& \ Post = 1 \ \& \ Agric = 1$; 只有 1 个弟弟或妹妹的非双胞胎农村女孩或 无兄弟姐妹的农村样本（含男和女）
“加剧二胎性别失衡”机制	“一孩制”地区	“一孩半制”地区
出生年份为 1979—1984 年		$Treat = 1 \ \& \ Post = 0$; 无兄弟姐妹的农业和非农样本
	$Treat = 0$; 无兄弟姐妹的农业和 非农样本	$Treat = 1 \ \& \ Post = 1 \ \& \ Agric = 0$; 无兄弟姐妹的非农样本
出生年份为 1985—1999 年		$Treat = 1 \ \& \ Post = 1 \ \& \ Agric = 1$; 只有 1 个姐姐的非双胞胎农村样本（含男和女）

表 7 进一步利用三重差分估计，实证检验“一孩半”政策对首胎性别失衡和二胎性别失衡的影响情况，模型设定与其他变量定义跟基准回归一致。其中，第（1）列为报告“一孩半”政策影响首胎性别失衡的回归结果，可以发现： $Agric \times Treat \times Post$ 三次交互项在 1% 水平上显著为负，且估计系数为 -0.233 ，表明政策的确缓解了农村首胎的性别失衡；接着，第（2）列检验“一孩半”政策对二胎性别失衡的影响，结果显示：政策的确显著提高了农村二胎的男女性别比；并且， $Agric \times Treat \times Post$ 三次交互项的估计系数为 0.073 ，在绝对值上小于首胎性别失衡的幅度，验证了第二部分提出的命题 2。最

后,为了验证基准结论确实是“一孩半”政策对首胎性别失衡的缓解作用大于对二胎性别失衡的恶化作用的结果,作为安慰剂检验,在基准回归基础上,我们使用除表6列示范围之外的样本重新回归。由于这部分样本涉及较多不按政策规定生育的家庭,我们预期整体男女性别比不受“一孩半”政策的影响或影响较小。表7第(3)列回归揭示, $Agric \times Treat \times Post$ 不显著,从反面验证了机制检验回归结果的可信性。

表7 机制检验:政策对首胎和二胎性别失衡的影响

因变量	Male (1=男性, 0=女性)		
	“缓解首胎性别失衡”	“加剧二胎性别失衡”	安慰剂检验
回归序号	(1)	(2)	(3)
$Agric \times Treat \times Post$	-0.233*** (0.017)	0.073*** (0.024)	-0.007 (0.010)
样本量	823 688	563 725	2 415 537
R^2	0.046	0.042	0.003

注:括号内为聚类到户口城市层面的稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;回归控制了 $Agric \times Treat$ 、 $Agric \times Post$ 、 $Treat \times Post$ 、 $Agric$ 、 Han 以及出生年份固定效应和户口城市固定效应,限于篇幅未予列示。

(三) 政策效应异质性:“重男轻女”观念强弱的影响

本小节进一步检验命题3:在“重男轻女”观念重的地区,“一孩半”政策缓解首胎性别失衡和恶化二胎性别失衡的幅度是否都较“重男轻女”观念轻的地区更大?“一孩半”政策降低农村整体男女性别比的幅度是否也在“重男轻女”观念重的地区更大?

在传统的农业生产活动中,男性相比于女性更具优势。当社会保障不完善时,以及在中国传统的婚姻模式下,父母主要依靠“养儿防老”。儿子和女儿对父母效用的差异,导致父母在生育选择和资源分配等方面存在明显的“重男轻女”倾向(林莞娟和赵耀辉,2015)。综合考虑数据的可获得性与质量,我们选取各户口城市男女平均受教育年限差距(男一女)来衡量各地的“重男轻女”观念。为规避1979年“一孩”政策的干扰,采用1970—1978年出生的样本进行计算:首先,以户口城市为单位,计算1970—1978年出生的男女平均受教育年限差值(男一女);接着,按照男女平均受教育年限差距的中位数划分“重男轻女”观念较强(男女平均受教育年限差值 \geq 中位数)和较弱的城市(男女平均受教育年限差值 $<$ 中位数)。

表8将依照表7机制检验和表5第(4)列基准回归的模型设定,进行分样本实证回归,检验在不同“重男轻女”观念下,“一孩半”政策会如何影响首胎性别失衡(第(1)、(2)列)、二胎性别失衡(第(3)、(4)列)以及对农村男女性别比的总效应(第(5)、(6)列)。其中,奇数序号列为“重男轻女”观念较强的户口城市,偶数序号列为“重男轻女”观念较弱的户口城市。实证结果支持命题3:在“重男轻女”观念较强的分样本中,“一孩半”政策使首胎男性出生比例显著降低23.2%、二胎男性出生比例显著提高14.5%,均高于“重男轻女”观念较弱分样本的22.8%和2.8%;从而,在总效应上,“一孩半”政策对整体性别比的降低作用亦是在“重男轻女”观念较强地区更为明显。

表 8 政策效应异质性：“重男轻女”观念强弱的影响

因变量	Male (1=男性, 0=女性)					
	“缓解首胎性别失衡”		“加剧二胎性别失衡”		总效应	
回归类型	重男轻女	重男轻女	重男轻女	重男轻女	重男轻女	重男轻女
教育程度差距	观念较强	观念较弱	观念较强	观念较弱	观念较强	观念较弱
回归序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Agric</i> × <i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.232*** (0.022)	-0.228*** (0.022)	0.145*** (0.034)	0.028 (0.031)	-0.025** (0.013)	-0.011* (0.007)
样本量	340 656	483 032	227 427	336 298	1 772 990	1 604 457
R ²	0.063	0.036	0.053	0.032	0.001	0.001

注：括号内为聚类到户口城市层面的稳健标准误；***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；回归控制了 *Agric* × *Treat*、*Agric* × *Post*、*Treat* × *Post*、*Agric*、*Han* 以及出生年份固定效应和户口城市固定效应，限于篇幅未予列示。

六、结论与启示

本文以“一孩半”政策为例分析放松生育限制会如何影响男女性别比。首先，通过构建一个简明的数理模型进行分析发现：“一孩半”政策对农村男女性别比的影响取决于“缓解首胎性别失衡”和“加剧二胎性别失衡”这两个机制的相对大小；接着，在契合现实的参数设定下，数值模拟显示：由于对首胎性别失衡的缓解作用大于二胎性别失衡的恶化作用，“一孩半”政策实际上能够缓解农村男女性别比失衡；并且，在“重男轻女”观念越重的情境中，“缓解首胎性别失衡”和“加剧二胎性别失衡”的作用幅度都越大，政策总效应也越为明显。在实证检验上，利用 2000 年人口普查数据，以出生年份是否为 1984 年之后为第一维度（政策时间差异），以户口类型是否为农业为第二维度（政策差异 1），以户口省份是否实行“一孩半”政策为第三维度（政策差异 2），在三重差分模型框架下进行的基准回归、机制检验和异质性检验结论均与理论命题高度一致。

本文的研究结论对政府放松生育限制有一定的启示。当前，随着“三孩政策”的落地，完全放开生育限制也进一步被呼吁。但一直以来也有观点认为，由于高胎次小孩的男女性别比畸高，放宽生育限制必将加剧性别失衡⁹，放开生育的时机未到。本文研究发现，尽管放宽生育政策会因引入高胎次小孩的“胎次效应”而提高男女性别比，但在低胎次上缓解“激化效应”而降低男女性别比的效应不容忽视：以“一孩半”政策为例，放宽生育政策对首胎性别失衡的缓解作用已超过了二胎性别失衡的恶化幅度，政策实际上降低了农村的男女性别比。需说明的是，本文尽管发现“一孩半”政策在客观上起到了缓解性别失衡的作用，但并非支持继续推行这种附带子女性别条件的生育政策。在农村的政策实践中，对于受教育程度和认知能力较低的人群而言，“一孩半”可能传递出“一个女孩比不上一个男孩的价值，因此需要再补生一个”的错误信号，这种心理暗示

⁹ 例如，李小平，“放宽生育政策必将加剧性别失衡”，新浪财经，<http://finance.sina.com.cn/economist/jingjixueren/20070402/12493464088.shtml>，访问时间：2022 年 2 月 22 日。

加深了性别歧视的不良影响,对农村女性的身心发展产生了无形的伤害。鉴于此,我们建议政府在制定是否全面放松生育限制时,应结合各地“重男轻女”观念等文化因素的影响,分析“低胎次性别失衡的缓解作用”和“高胎次性别失衡的恶化作用”孰大孰小,因地制宜地调整生育政策。

参考文献

- [1] Ai, C., and E. C. Norton, “Interaction Terms in Logit and Probit Models”, *Economics Letters*, 2003, 80 (1), 123-129.
- [2] Almond D, H. Li, and S. Zhang, “Land Reform and Sex Selection in China”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127 (2), 560-585.
- [3] Becker G. S., and H. G. Lewis, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 1973, 81 (1-2), 279-288.
- [4] Das Gupta, M., and P. N. M. Bhat, “Fertility Decline and Increased Manifestation of Sex Bias in India”, *Population Studies*, 1997, 51 (3), 307-315.
- [5] Das Gupta, M., “Selective Discrimination against Female Children in Rural Punjab, India”, *Population and Development Review*, 1987, 13 (1), 77-100.
- [6] Ebenstein, A., “The ‘Missing Girls’ of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy”, *Journal of Human Resources*, 2010, 45 (1), 87-115.
- [7] 郭志刚、张二力、顾宝昌、王丰,“从政策生育率看中国生育政策的多样性”,《人口研究》,2003年第5期,第1—10页。
- [8] Li, H., J. Yi, and J. Zhang, “Estimating the Effect of the One-Child Policy on the Sex Ratio Imbalance in China: Identification Based on the Difference-in-Differences”, *Demography*, 2011, 48 (4), 1535-1557.
- [9] 林莞娟、赵耀辉,“‘重男轻女’降低女性福利吗? 离婚与抚养压力”,《经济学》(季刊),2015年第1期,第135—158页。
- [10] 刘华、钟甫宁、朱晶、王琳,“计划生育政策影响了出生性别比吗? ——基于微观行为主体的考察”,《人口学刊》,2016a年第4期,第5—16页。
- [11] 刘华、陆炳静、王琳、朱晶,“计划生育政策对农村出生人口性别比的影响——基于DID方法的实证检验”,《中国农村经济》,2016b年第4期,第70—80页。
- [12] 刘永平、陆铭,“放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析”,《经济学》(季刊),2008年第4期,第1271—1300页。
- [13] Meng, L., and M. Q. Zhao, “Bride Drain: An Unintended Consequence of China’s Urban-Rural Divide”, *Labour Economics*, 2019, 58, 69-80.
- [14] 彭珮云,《中国计划生育全书》。北京:中国人口出版社,1997年。
- [15] Qian, N., “Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance”, *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (3), 1251-1285.
- [16] Qian, N., “Quantity-Quality and the One Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China”, *National Bureau of Economic Research*, 2009.
- [17] Tan, Z., S. J. Wei, and X. Zhang, “Deadly Discrimination: Implications of ‘Missing Girls’ for Workplace Safety”, *Journal of Development Economics*, 2021, 152 (9), 102678.
- [18] 汪伟,“人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长”,《经济学》(季刊),2017年第1期,第67—96页。
- [19] Wei, S. J., and X. Zhang, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”, *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (3), 511-564.
- [20] 杨菊华,“胎次-激化双重效应:中国生育政策与出生性别比关系的理论构建与实证研究”,《人口与发展》,2009年第4期,第37—51页。

How May Relaxation of Fertility Restrictions Affect Gender Imbalance

—Theoretical Analysis and Empirical Evidence Based on the “1.5 Child” Policy

LI Changhong

(Jinan University)

LIN Zhifan*

(Beijing Normal University)

Abstract: Taking the introduction of the “1.5 child” policy in the “one-child” regime as an example, we attempt to study how relaxation of fertility restrictions may affect gender imbalance. The results of theoretical analysis and numerical simulation show that under the background of the deep-rooted “son preference”, the “1.5 child” policy can actually reduce the gender ratio; and the more serious the “son preference”, the more effective the policy. Finally, based on the 2000 population census data, estimation results of the DDD model based on the urban-rural, regional and policy time differences support the propositions of theoretical analysis and numerical simulation.

Key Words: relaxation of fertility restriction; “1.5 child” policy; gender imbalance

JEL Classification: J11, J16, J18

* Corresponding Author: Lin Zhifan, Institute of Advanced Studies in Humanities and Social Sciences, Beijing Normal University, Zhuhai, Guangdong 519087, China; Tel: 86-15959273052; E-mail: lopez193@foxmail.com.