

性别比失衡的再平衡：来自“关爱女孩行动”的证据^{*}

范子英 顾晓敏

内容提要：自20世纪80年代以来我国性别比失衡状况日益严峻，而性别比失衡的一个重要原因是男孩偏好背后的经济动机。2003年，我国启动了“关爱女孩行动”的试点政策，试点县区针对独女户和纯女户在教育、社会保障等方面提供了一系列的奖励和扶持政策。本文基于这一外生的自然实验，运用倍差法(Difference-in-difference, DID)估计了真实经济激励对出生人口性别比的影响。研究发现，“关爱女孩行动”使得试点县区的出生人口性别比显著下降了12个百分点，在排除了瞒报、移民等因素的干扰之后，该结论依然非常稳健。进一步研究还发现：“关爱女孩行动”主要是通过经济激励发挥作用，同期实施的打击“两非”行政干预的作用并不明显；并且，倾斜性的政策切实改善了试点县区的女性地位，女性受教育程度显著增加了10%。由于真实经济激励产生了显著的作用，这意味着通过制度安排来提高生育女孩的相对收益，是促使我国性别比再平衡的可行方案。

关键词：性别比失衡 经济激励 “关爱女孩行动”

一、引言

在人口学文献中，新出生人口的性别比介于104到107是正常的(Visaria, 1967)，但我国自20世纪80年代以来的出生人口性别比就逐渐偏离了正常范围。在1982年进行的第三次人口普查数据中，出生人口性别比为108.47，稍稍高于107的上限，此后的出生人口性别比急速攀升至2005年的120.49，这意味着当年每100个新生儿中，男孩的数量比女孩多出9个。由于历年的性别比都超过了100，累加的性别不平衡是非常惊人的。以2010年的第六次人口普查为例，30岁以下(1980年后出生)的口中，男性比女性要多出2345万。更严重的问题在于地区分布不均。例如，北京的新生人口性别比为109.48，而安徽的则高达128.65。

性别比失衡会带来严重的经济和社会问题。首先，性别比失衡会对婚姻市场产生巨大的冲击，诱发一些婚姻新模式的出现，如婚龄断层、同族结婚、表

亲结婚、跨国婚姻等(Edlund, 1999)。其次，性别比失衡会降低女性劳动力的市场参与度。由于女性在婚姻市场和家庭内部的地位上升，这对女性在劳动力市场的参与度存在很大的负向效应(Angrist, 2001)。再次，性别比失衡会增加社会犯罪率。一方面，婚姻可以起到维持社会稳定的作用，性别比失衡会增加未婚男性的数量，进而引发过多的社会违法行为(Edlund et al, 2010, 2013)；另一方面，由于性别比失衡主要集中在农村，特别是经济发展较为落后的偏远地区，这会进一步加剧拐骗妇女现象的发生(Hughes et al, 1999; Banister, 2004)。最后，性别比失衡还会带来宏观经济的失衡，催生居民储蓄率的逐渐攀升，造成内需不足的困境(Wei & Zhang, 2011a, 2011b)。

大多数东亚国家和地区的性别比都存在不同程度的失衡，例如日本、韩国和我国台湾地区等，因此性别比失衡被自然归结为东亚盛行的传统文化。Sen(1990)研究中称这种特殊的现象为“消失的女

^{*} 范子英，华中科技大学经济学院、上海财经大学公共经济与管理学院，邮政编码：430071，电子邮箱：ivannj@163.com；顾晓敏，华中科技大学经济学院，邮政编码：430074，电子邮箱：guxiaomin0517@sina.cn。本研究得到华中科技大学中央高校基本科研业务费专项资金项目“基于DMSP/OLS夜间卫星灯光数据的城镇化测度研究”(2015AD004)和“政治关联与经济增长”(2015AC006)的资助。作者感谢陆铭、杨汝岱、周黎安等提出的宝贵建议，感谢匿名审稿人提出的建设性修改意见，文责自负。

性”(Missing Women)。但是进一步的研究却发现,偏好男孩的文化有其内在的经济动机。在中国,当市场经济改革导致女性在采茶行业的回报上升时,女孩的数量明显增多(Qian, 2008)。同样的事情也发生在欧洲,犁耕农业使得男性的回报增加,进而削弱了女性的相对地位(Alesina et al, 2013);而当黑死病爆发时,畜牧业相对于种植业更有优势,女性相对于男性更适宜畜牧业,女性的社会地位也随之提高(Voigtländer et al, 2013)。女性社会地位的提高不仅改善了性别比,还降低了总和生育率,并帮助欧洲最终跳出“马尔萨斯陷阱”。

不仅如此,男女性别比的失衡还会反过来加大养育男孩的成本。由于男性的数量大大超过女性,男性在婚姻市场上的竞争日益激烈。那些生育男孩的父母为了增加儿子在未来婚姻市场中的竞争力,会倾向于增加储蓄、积累财富、延期消费,在城市里则出现所谓的“丈母娘经济现象”,即要求男方购置一套房产。这种效应还通过住房市场传导到其他家庭,进一步增加生育男孩的成本(Wei & Zhang, 2011a, 2011b)。因此,从理论上来说,当养育男孩的相对成本上升时,或者养育女孩的相对收益上升时,那些基于经济动机的男孩偏好就会下降,性别比失衡就会在一定程度上得到缓解。Ebenstein(2011)通过参数模拟的方法评估了奖惩性计划生育政策的效应,当对没有男孩的家庭提供的奖励为当地一年平均收入时,可以减少67%“消失的女性”的数量,这个效应是非常显著和巨大的。当然,Ebenstein(2011)的研究存在一些明显的缺陷,首先是没能解决生育男孩的成本与性别比之间可能存在反向因果关系,其次该研究并不是一个真实的政策环境,特别是没有考虑生育行为的溢出效应。

2003年开始实施的“关爱女孩行动”为我们研究性别比失衡的再平衡提供了契机。这次由国家计生委主导的政策试点,在全国范围内选择了24个县作为试点县区,给予试点县区的独女户和纯女户(两个女孩)一系列的奖励和扶持政策,包括教育、医疗、养老和一次性奖励等方面,“关爱女孩行动”增加了试点县生育女孩的收益,从而增加了生育男孩的机会成本。本文基于此次试点政策的自然实验,利用第六次人口普查(2010年)和第五次人口普查(2000年)分县的人口数据,采用倍差法(Difference-in-difference, DID)估计了“关爱女孩行动”对试点县出生人口性别比的影响。我们的研

究发现,“关爱女孩行动”使得试点县的出生人口性别比平均下降了12个百分点,相比第六次人口普查平均性别比为118.06,该试点政策的效果非常明显;不仅如此,我们还发现该效应主要来自于试点政策的经济激励,而与同期实施的打击“两非”行动关联不大,随后的一系列稳健性检验也排除了瞒报和移民的干扰。最后,我们还发现“关爱女孩行动”真实改善了试点县区的女性地位,显著提高了当地的女性受教育程度,其中大专及以上学历占比增加了4.606%,本科及以上学历增加了1.33%,女性受教育程度显著增加了0.792年,占当年全国平均水平的10%。

二、文献回顾及评述

性别比失衡现象在东亚地区普遍存在,尤其是印度、中国和韩国等(Miller, 1981; Coale & Banister, 1994)。与欧洲、北美国家进行比较,这些国家女性与男性之比基本维持在105甚至更高水平,而同一指标在东亚地区相对很低,主要原因在于营养、健康、社会服务等方面存在的差异,这种对女性的忽视导致东亚地区各个年龄段女性的患病率和死亡率普遍高于男性,形成性别失衡(Sen, 1990)。东亚盛行的传统文化观念在这一过程中发挥着重要作用,对男孩的偏好普遍高于女孩,使得性别选择成为一种内生行为,并直接导致了性别比失衡(Edlund, 1999)。

一些学者关注我国特殊的国情和政策,将性别比失衡归因于我国的计划生育政策(Wang, 2012)。McElroy(2000)基于1992年家庭经济 and 生育率调查(HEFS)的数据进行研究,首次直观分析了计划生育政策的效应:农村地区人口政策对于生育率的控制具有较强的约束力,城镇地区超生的高罚款会显著降低出生婴儿数量。基于计划生育政策效果的研究和日益严峻的性别比现状,一些学者关注政策放松和性别比失衡改善问题。Ebenstein(2011)评估了政策放松的效应,结果表明通过放松一胎政策、实行三胎政策,可以减少56%的“消失的女性”,一定程度上缓解性别比失衡,但这同时会使生育率提高35%,加剧人口压力。计划生育政策下家庭的一些行为会对性别比产生影响,尤其是一胎政策下,中国家庭的规模和结构发生了巨大变化,在预算约束机制的限制下,小孩数量和母亲身体质量之间会存在替代权衡关系(Wu & Li, 2012)。而对于计生政策及其效果,个体自身的反应也会对生育行为产生

影响,一胎政策解释了我国自70年代以来统计数据中三分之一以上的双胞胎出生数量的增加(Huang et al, 2016)。

一些研究指出,我国出生性别比的不断攀升可能是溺婴和瞒报的结果。很多家庭女孩健康出生存活,但父母出于生育男孩的动机选择溺婴或者瞒报从而避免计生政策的约束,相关统计数据会相应显示出高性别比,而这一现象会严重威胁到女性的健康、安全和福利(Hull, 1990)。溺婴和瞒报现象的存在、人口统计资料质量的下降主要是奖罚的一胎政策和干部责任制下父母和计生干部共同导致的行为(Merli, 1998)。

随着产前胎儿性别鉴定技术的不断推广,一些学者研究B超的普及与性别比失衡之间的关系。以我国台湾地区为例,堕胎的合法化可以提高男性出生比例,改善家庭的生育组合,同时可以减少新生女婴的相对死亡率,导致性别比升高。在该情况下,偏好男孩的父母会在产前和产后性别选择之间进行权衡,而政策制定者要遏制选择性流产就需要制定配套的激励政策,鼓励家庭生育和投资女孩(Lin et al, 2014)。基于我国福建省县级层面的研究可以得到一致的结论:B超设备的推广普及会显著提高该地区的出生性别比,而这种效应对于第一胎为女孩、生育第二胎的农村家庭而言尤为显著(Li & Zheng, 2009)。有学者关注了我国出生婴儿性别比的实际状况,以期判别我国出生婴儿性别比属于“真性偏高”还是“虚假偏高”,主要是运用教育统计资料进行分析,研究发现在人口统计出生婴儿性别比偏高部分,女婴漏报因素占23.97%,而人为的性别选择因素占76.03%,推断出选择性人工流产是我国出生婴儿性别比失衡的主要因素(徐岚、崔红艳, 2008)。

前述文献主要分析性别比失衡的直接原因,也有一些学者从经济因素出发探寻性别比失衡的根源。长期以来,发展中国家的性别失衡被认为是由潜在的经济状况所引起的。在中国,当市场经济改革导致女性在采茶行业的回报上升时,女孩的数量明显增多,女性收入的提高可以同时改善男孩和女孩的生存状况(Qian, 2008)。而不同文化中对于社会中女性地位的认知存在较大差异,这种差异是由其历史决定的,即主要体现在传统农业实践方式及相应的劳动力性别划分和性别观念上。具体来看,传统实行犁耕农业的社会,其后代会表现出相对不平等的性别观念,这种文化存在一种持续性,会影响

到人们的观念以及女性在就业、政界和创业中的参与度等方面(Alesina et al, 2013)。而欧洲在人口转型开始很久之前就保持着很低的生育率,这主要是由于1348—1350年黑死病爆发导致农业生产方式的转变,土地密集型的畜牧业生产方式逐渐发展起来。与传统的种植业相比,女性在畜牧业部门具有相对优势,而生产方式的一些特点和要求导致了“欧洲婚姻模式”的出现,女性社会地位的提高不仅改善了性别比,还降低了总和生育率,并帮助欧洲最终跳出“马尔萨斯陷阱”(Voigtländer et al, 2013)。梁若冰(2014)关注我国明清时期女性地位上升的经济学解释,在该时期寡妇守节的现象十分常见。作者认为,这是一种理性行为而不仅仅是由于礼教的约束;这主要是由于当时的棉纺业比较发达,而女性在纺织等方面具有一定的优势,不一定要通过改嫁就可以维持自己的生存。

国内外一些研究围绕“养儿防老”的动机来解释性别比失衡。在家庭中存在相互依赖的代际关系,父母出于自利养老的动机进行子女的数量和质量决策,而子女的教育则依赖于父母的培养和投资,父母倾向于增加自身的储蓄,同时在子女的数量和质量之间进行合理的权衡,以利于自身将来的养老(Ehrlich & Lui, 1991)。在我国,家庭养老依然占据着重要地位,无论是在城镇还是农村,老年人的日常需求有较高比例来自于子女的支持(Zimmer & Kwong, 2003)。有学者通过对传统的Q-Q替代模型进行拓展,分析发现子女数量增加可以提高父母年老时所获得的支持,子女对父母的支持没有表现出性别上的差异,但城乡差异显著(Oliveira, 2016)。

一些学者关注性别比失衡下女孩的生存状况和政府可以采取的干预政策。我国对女性的歧视长期存在,高出生性别比和女孩死亡率体现了妇女较低的社会地位和女孩生存环境的恶化,政府可以制定一系列措施(例如“关爱女孩行动”),改善社会和文化环境,提高家庭对女孩的偏好,改善女性的社会地位(Li, 2007)。政策方面可以具体从社会环境、经济发展、家庭需求、个人观念、行政力度和技术水平等方面制定措施缓解性别比失衡问题(Zheng, 2005)。值得注意的是,性别比平衡政策的效应发挥一般会存在时滞,并且只有恰当的干预政策可以缓解性别比失衡(Golley & Tyers, 2014)。

已有文献较为全面地研究了性别比失衡的直接

原因和经济根源,关于性别比失衡缓解的研究为性别比失衡的治理提供政策启示,但未能对政府干预政策是否有效及作用大小提供实证支持,本文将估计真实经济激励对性别比的影响,进一步为政府治理性别比失衡问题提供更多的经验证据和现实依据。

三、实验背景及研究设计

(一)“关爱女孩行动”介绍

进入 21 世纪后,为了遏制性别比失衡的趋势,我国政府采取了一系列法律、行政、经济等手段,其中将打击“两非”^①列入了 2001 年新颁布的《人口与计划生育法》,加大了对“两非”的处罚力度。但是该政策在具体落实时效果不佳,一方面是处罚的力度有限,二是医生和孕妇之间存在强烈的合谋,除非孕妇主动提供证据,否则执法机关很难找到足够的违法证据。

为了能够从根源上纠正家庭的男孩偏好,由国家人口计生委于 2003 年启动了“关爱女孩行动”,通过一系列经济政策和社会保障制度,诱导家庭改变其生育行为。具体来说,针对农村中的独女户和纯女户(二个女孩),该行动提供了一系列的奖励和扶持政策。概括来说包括四大类:(1)教育支持,首先是中考加分,平均来看,加分的幅度从 10 分至 30 分不等,这提高了试点县女孩高中入学的可能性;其次是减免入学的费用,在政策试点期间,义务教育还没有普及免费制度,“关爱女孩行动”减免了女孩的义务教育费用,同时针对高中的学杂费和住宿费也在一定范围内给予减免;最后是提供大学奖学金,针对考入大学的女孩,由当地财政给予一次性的奖学金,额度在 1000~10000 元之间,如果考入本科以上的高等学校,奖学金额度也相应提高。(2)父母的社会保障,首先是医疗保障,针对独女户和纯女户,当地政府免除其父母的新农合费用,如果发生医疗费用,在正常的报销范围之外,该政策还相应提高额外 10%~20%的报销范围;其次针对父母的养老保障,该政策免除父母的新农保费用,同时还在原有基础之上,提高父母的养老金待遇。(3)经济奖励,对独女户和双女户家庭提供一次性奖励 2000~5000 元。(4)政策扶持,首先是针对独女户和纯女户的家庭贷款,由当地的金融机构提供低息甚至是无息贷款;其次在农业税减免政策还未实施之前,该政策就已经减免了独女户和纯女户的农业税。

表 1 “关爱女孩行动”的政策细则

	政策类型	扶持力度
教育	中考加分	10~30 分
	学费减免	学杂费/住宿费
	大学奖学金	1000~10000 元
父母社会保障	医疗	免新农合费用/提高报销比例
	养老	免新农保费用/提高养老金待遇
家庭奖励金	一次性奖励	2000~5000 元
政策扶持	优惠贷款	低息或无息
	税费减负	减免农业税

资料来源:作者整理。

从“关爱女孩行动”的具体措施来看,既有一次性的现金奖励,更有着眼于长远的利益诱导机制。例如提高了女孩的教育优势,解决了其父母的养老和医疗问题,尝试逆转“养儿防老”动机对生育行为的影响。值得关注的是,我国从 2009 年起开展新型农村社会养老保险试点工作,幸运的是我们的政策评估是截至 2010 年,新农保政策的实施和作用发挥还需要一段时间,不会对本文的结论产生影响。由于不清楚“关爱女孩行动”的具体效应,国家计生委采取了政策试点的方案,分两批在全国一共挑选了 24 个县作为试点县,其中 2003 年第一批试点县来自于第五次人口普查中出生人口性别比高于 120 的 11 个省,每省各挑选一个试点县,到 2004 年,试点政策扩散到另外 13 个省。从表 2 可以看出,“关爱女孩行动”基本上覆盖了我国人口性别比失衡较为严重的省份。

此外,为了将“关爱女孩行动”的试点经验更好地在全国推广普及,各省(区、市)结合自身实际情况,也先后确定了一批省级和市级试点单位,综合治理出生人口性别比工作向纵深发展。

国家人口计生委充分认识到综合治理出生人口性别比偏高问题的重要性和紧迫性,协调中宣部、监察部、财政部、教育部、卫生部等共同推进工作,为“关爱女孩行动”在我国的全面推广和实践提供政策、法律、经济等支持。例如,国家计生委在计划生育事业费项目上向“关爱女孩行动”试点县区倾斜,为试点工作的有效开展提供财政支持,主要用于为独女户和双女户提供各项经济奖励和扶持。在启动第一批试点县后,国家计生委分别为 11 个试点县提供 40 多万元的宣传品、设备设施和经费扶持^②。财政部和国家人口计生委共同出台的文件同时指出对于国家规定的计划生育利益导向重大项目所需经费,由中央和地方共同负担,其中,中央财政按照对西部地区负担 80%、中部地区负担 50%的比例安排专项资金,对东部地区给予奖励性补助等^③。在各省出台的人口和计划生育事业经费管

理办法等文件中,对于计划生育事业经费的支出管理进行了具体说明。以湖北省为例,文件指出计生事业经费的投向重点要向稳定低生育水平经常性工作项目倾斜、向国家和省级出台的各项计划生育利益导向政策倾斜^④。这些政策的制定和实施为试点县区积极开展“关爱女孩行动”提供了良好的政策与经济支持。

为了准确把握试点县区的选取标准,更加清晰地厘清“关爱女孩行动”试点过程中的财政经费来源,本文进一步考察试点县获得的财政支持。在我国现有的财政统计中,“关爱女孩行动”的经费支持被划为专项转移支付大类,我们从历年的《全国地市县财政统计资料》中整理出1997—2009年专项补助、人均GDP、总人口和地方一般预算收入的数据,研究发现自“关爱女孩行动”两批试点2003和2004年启动以来,24个国家试点县区所获得的专项转移支付有显著提高,这些试点县获得的专项转移支付平均增加5771万,表明中央加大了对项目试点县区的财政扶持力度,也为试点政策的有效开展提供了经济保障。

(二) 实证策略

本文的研究采用的是倍差法(Difference-in-difference, DID),目的在于在控制其他因素后,检验试点县区与非试点县区相比各年龄段性别比变化是否存在显著差异。倍差法非常适用于本文的研究。首先,尽管在试点县区选取过程中倾向于选择性别比失衡相对比较严重的县区,但并非是在性别比失衡本身并不严重的县区开展试点,基本满足DID对政策干预外生性的要求,可以进行政策效果分析研究。其次,前两批国家试点依次发生在2003年、2004年,有清晰的时间断点。再次,24个试点县区的奖励和控制政策基本一致,因此政策的效果会更加干净。

表2 “关爱女孩行动”24个试点的地理分布

第一批试点县(2003)	第二批试点县(2004)
连云港市东海县	北京市昌平区
蚌埠市怀远县	邢台市宁晋县
泉州市安溪县	营口市大石桥市
抚州市临川区	上海市宝山区
漯河市郾城区	枣庄市薛城区
黄冈市红安县	长春市德惠市
衡阳市祁东县	天津市静海县
阳江市阳东县	温州市苍南县
钦州市钦北区	曲靖市会泽县
海南省万宁市	晋中市平遥县
宝鸡市岐山县	重庆市彭水县
	宜宾市高县
	天水市麦积区(原北道区)

资料来源:作者整理。

表3 试点县区政策前后获专项转移支付情况

变量	专项转移支付	专项转移支付	专项转移支付
第一批试点·D2003	11473.18*** (2728.53)		
第二批试点·D2004		16686.31*** (2587.27)	
两批试点·D2004			14983.22*** (2175.55)
人均GDP	4471.75*** (746.39)	4469.89*** (745.40)	4463.36*** (744.07)
总人口	302.28*** (98.44)	302.90*** (98.54)	302.42*** (98.44)
地方财政一般预算收入	0.12*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.12*** (0.04)
Within R ²	0.1419	0.1426	0.1434
区县数量	2843	2843	2843
样本量	28879	28879	28879
数据范围	区县	区县	区县

注:所有回归均为固定效应模型,Cluster到省层面,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

我们建立的DID模型,如(1)式所示:

$$Sexratio_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_i \cdot D2010 + \gamma X + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $Sexratio$ 是分年龄段男女性别比, $Treat$ 是用来区分实验组和对照组,实验组为两批国家试点的24个县区($Treat=1$),对照组为其他未进行国家试点的县区($Treat=0$), $D2010$ 为政策前后的虚拟变量,“关爱女孩行动”在2003年和2004年开展,因此,2010年取1,2000年取0, $Treat$ 和 $D2010$ 交互项的系数 β_1 即为我们关注的政策效应,如果该系数显著为负,则说明试点县区的相关政策使得性别比降低了。 X 为控制变量,主要包括人均GDP、城市化率、少数民族人口比重、人均土地面积、女性平均受教育年限。我们在所有的模型中控制了地区和年份的固定效应;由于采用的是县级层面的面板数据,为了缓解面板数据模型中标准误低估的问题,我们在回归时将标准误聚类到省级层面。

(三) 数据处理

除人口普查年份之外,我国在其他年份并未公布区县层面的分年龄段的人口数据,而在每一次的人口普查之后,都会相应公布县级层面的各年龄段的男性和女性的数量,其中关于年龄段的设置,分别对应了0岁、1~4岁、5~9岁……等等,在目前加总后的县级数据中,还未公布所有单个年龄的数据,不过5岁一个年龄段的数据已经能够满足本文研究的需要。我们的主要数据来自于1990、2000和2010年的三次人口普查,基于这些数据可以计算得出每

一个年龄段的男女性别比。

除此之外,试点县的名单来自于国家人口计生委,所有县级层面的变量,如人均GDP、少数民族人口比重,来自于各年的《中国县市社会经济统计年鉴》,由于还涉及一些市辖区的数据,因此我们也整理了各省市的统计年鉴数据。同时,后文中为了区分经济手段和行政手段的效应,我们结合GIS地图和不同县区之间的地理距离,收集整理了24个国家试点县区相邻县区的名单。部分县区在此期间发生了行政区划变动,我们统一按照2010年的行政区划对拆分和合并的情况进行了处理,其中拆分的县则用2000年的数据替代,合并的县将相应年份的数据进行合并加总。

四、回归结果及稳健性检验

(一)基本结果

表4给出了基本的回归结果,为了尽可能控制不可观测变量的影响,我们在随后的所有回归中均采用了双向固定效应模型。其中第一个回归仅考虑了试点区县和时间虚拟变量的交互项,此时的系数在1%的水平下显著为负,说明在不控制其他因素的情况下,“关爱女孩行动”使得试点区县的性别比显著下降了11.8个百分点。既有的研究显示,计划生育政策限制在群体间是有差异的,其中针对农村人口和少数民族都有不同程度的调整,因此一个地区的这两类人口越多,计划生育的约束就越少,这些地区处于生育年龄的夫妇,就可以通过数量来达到理想中的后代性别,特别是如果完全没有数量限制,父母的性别偏好是不会改变总体上的性别比(Ed-

lund et al, 2010)。当我们不控制人口结构时,第一个回归中的系数就可能存在高估的风险,因此我们在第二个回归中加入了其他的控制变量,可以看出,此时试点政策的影响在1%的水平下仍显著为负,国家试点县区的出生性别比相对非试点县区下降了14.1个百分点,考虑到2000年两者之间的性别比相差19.01个百分点,这说明“关爱女孩行动”使得性别比失衡的状况下降了74.17%。

前两个回归采用的是0岁的男女性别比,该指标一个潜在的威胁是0岁的统计可能存在漏报的问题,在人口普查的过程中,由于各地推进全面普查需要一个较长的时间过程,因此对当年出生的人口就存在客观上无法避免的漏报和漏登问题。为了解决普查数据的漏报问题,我们在第三个回归中,利用1~4岁的男女性别比替换之前的0岁性别比,非常容易理解的是,一方面1~4岁组没有漏报问题,另一方面该年龄组对应的出生年份是2006-2009年间,恰好也是“关爱女孩行动”的政策区间。从第三个回归可以看出,“关爱女孩行动”使得试点县的男女性别比下降了12.1个百分点,这与前两个回归的结果非常接近,说明我们估计的系数是很稳健的。“关爱女孩行动”国家试点县是在2003年和2004年分两批推出的,两者在时间上相差1年,我们在表4的后两个回归中分别考察两批试点县的效应,可以发现试点政策对1~4岁男女性别比的影响在两批试点县区都很显著,不过第一批试点县区的效应相对更大,这是因为第一批试点县的性别比失衡更加严重,因此“关爱女孩行动”的政策激励更加有效。

表4 基本回归结果

变量	全部			第一批试点	第二批试点
	0岁男女比	0岁男女比	1~4岁男女比	1~4岁男女比	1~4岁男女比
试点·D2010	-11.778*** (3.617)	-14.084*** (4.354)	-12.075*** (3.699)	-16.912** (6.965)	-7.706** (2.916)
人均GDP		0.00001 (0.00002)	0.00001 (0.00002)	0.00001 (0.00002)	0.00001 (0.00002)
城市化率		0.005 (0.007)	-0.012 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.012 (0.008)
少数民族人口比重		-0.130 (0.129)	-0.062 (0.089)	-0.058 (0.088)	-0.061 (0.089)
人均土地面积		-0.00008 (0.00008)	-0.0002*** (0.00002)	-0.0002*** (0.00002)	-0.0002*** (0.00002)
女性受教育年限		-0.057 (0.720)	-1.007 (0.700)	-1.018 (0.697)	-1.052 (0.710)
Within R ²	0.008	0.012	0.032	0.031	0.023
区县数量	2874	2307	2307	2307	2307
样本量	5721	4334	4334	4334	4334
数据范围	区县	区县	区县	区县	区县

注:所有回归均为固定效应模型,Cluster到省层面,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

所有采用 DID 方法的研究都需要满足一个基本前提假设:共同趋势,即处理组和控制组在政策实施之前随时间变化的趋势相同,特别是不能出现与政策效应同方向的变化,在本研究中,如果试点县的男女性别比在政策实施之前就出现更快的下降趋势(相对非试点县),那么我们在表 4 中看到的结果就可能是共同趋势本身带来的,从而对政策效应造成高估。接下来,我们通过两种方法对共同趋势假说进行检验,第一种方法是经典的检验方法,即虚假实验,在上一个时间段设置一个假想实验,如果此时的政策效应也显著为负,则说明不满足共同趋势假说。“关爱女孩行动”是在第五次人口普查和第六次人口普查之间实施的,因此假想实验可以设置在第四次人口普查(1990年)和第五次人口普查(2000年)之间,表 5 的前两个回归即比较试点县和非试点县在第五次人口普查和第四次人口普查的性别比变化,可以看出此时的虚假实验的系数并不是显著为负,无论是 0 岁还是 1~4 岁的男女性别比的系数都显著为正,这说明表 4 的估计不仅没有高估,反而可能会低估“关爱女孩行动”的效应。

第二种检验共同趋势假说的方法是依据相同数据年份的不同年龄段,在历次的人口普查数据中,针对性别的人口数据是按间隔 5 岁的年龄段公布的,其中第六次人口普查中 5~9 岁对应的出生年份是 2001—2005 年,这其中绝大多数是在“关爱女孩行

动”之前出生的,因此较少受到政策刺激的作用,特别是 10 岁以上的年龄段,其出生年份都在 2000 年之前,完全不受“关爱女孩行动”的影响,因此可以用来检验共同趋势假说。从表 5 的后三个回归来看,本文的实证设计没有违背倍差法的共同趋势假说,其中 10 岁以上的性别比显著为正,说明试点县的性别比失衡更加严重,这与第二个回归的结论是一致的,5~9 岁性别比的系数不显著,这是因为该年龄组跨过了“关爱女孩行动”的政策实施时间,其中一部分在政策之前,另一部分则受到政策的影响,因此综合的效应并不显著。

(二)稳健性检验及其拓展

虽然表 5 的结果证实了倍差法的共同趋势假说,但依然会有其他因素会影响本文的基本结论,为此,我们从四个方面展开稳健性检验。首先,“关爱女孩行动”的试点既有县也有市辖区,作为对照组的非试点地区也有县和市辖区,相对来说,市辖区距离经济中心更加靠近,其人口生育行为更容易受开明观念的影响,例如市辖区的居民受教育程度相对较高,“关爱女孩行动”的宣传效应更加明显,因此县和市辖区的政策效应就可能存在显著差异。我们在表 6 的第一个回归中剔除所有市辖区的数据,仅保留县的样本,可以看出此时的政策效应依然显著为负,并且其系数大小与表 4 的结果非常接近,这说明县与市辖区的异质性对本文的基本结论没有影响。

表 5 倍差法的共同趋势检验

变量	0 岁男女比	1~4 岁男女比	5~9 岁男女比	10~14 岁男女比	15~19 岁男女比
试点·D2000	15.416** (5.655)	14.297*** (3.515)			
试点·D2010			2.279 (2.265)	11.565*** (2.831)	6.455*** (1.933)
人均 GDP	-0.001*** (0.0003)	-0.001*** (0.0004)	-0.00001 (0.00002)	0.0002 (0.0002)	0.0001*** (0.00003)
城市化率	-0.025 (0.035)	-0.034 (0.054)	-0.003 (0.005)	0.014 (0.011)	0.002 (0.008)
少数民族人口比重	-0.456** (0.201)	-0.561** (0.240)	-0.039 (0.052)	0.115 (0.210)	-0.157 (0.159)
人均土地面积	0.003*** (0.0002)	0.002*** (0.0003)	-9.79e-06 (0.00004)	0.0002*** (0.00006)	-0.0003*** (0.0001)
女性受教育年限	5.123*** (1.127)	10.296*** (2.031)	1.872*** (0.538)	3.036** (1.127)	-2.876*** (0.870)
Within R ²	0.219	0.524	0.092	0.009	0.092
区县数量	2293	2293	2307	2307	2307
样本量	2792	2792	4334	4334	4334
数据范围	区县	区县	区县	区县	区县

注:所有回归均为固定效应模型,Cluster 到省层面,*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

其次,瞒报有可能会使得政策效应出现高估的风险。在农村地区,一些具有男孩偏好的家庭,当他们生育的是女孩时,倾向于暂时不报户口,特别是在小孩还未到小学入学年龄时,是否登记户口对家庭并没有实质影响,因此瞒报可能使得6岁以下的性别比被高估。当国家在试点县推行“关爱女孩行动”时,该政策对女孩的家庭给予了多方面的经济奖励,因此会减少试点县瞒报女孩的状况,而非试点县并没有相应的经济刺激,因此瞒报情况一如既往,试点县相对于非试点县的瞒报下降,就会使得我们从数据上看到试点县的性别比下降更快,但真实的性别比可能没有发生变化。为了检验瞒报的影响,我们在2010年的数据中,将当年10~14岁的女孩数量减去0~4岁的女孩数量,假设瞒报是一个普遍现象,则当年的0~4岁女孩数量会比真实情况更少,但是在下一个普查年份,这些女孩已经到了小学入学年龄。因此,2010年10~14岁的女孩数量等同于2000年0~4岁的真实女孩数量。由于一个地区对男孩的偏好相对比较固定,因此,可以用2010年10~14岁的女孩数量作为当年0~4岁女孩的真实数量,2010年0~4岁的女孩数量是受瞒报的影响,假设“关爱女孩行动”使得试点县的女孩瞒报减少,则会使得2010年试点县的10~14岁女孩与0~4

岁之差显著为正。从表6第二个回归可以看出,“关爱女孩行动”并没有减少试点县的女孩瞒报,因此瞒报对本文的结论没有显著影响。

再次,农村人口向城市的移民也可能对结果产生影响。我国现有的人口普查是依据常住地统计的,同时本文考察的又恰好是农村人口较多的县,县的常住人口一般都是小于户籍人口,每年都有大量的农村人口在城市工作,在人口普查时他们是被计算为城市人口。与这些城市移民相伴随的是,年轻夫妇的子女往往也跟随父母在城市生活,如果流出地的夫妇更倾向于将男孩带在身边的话,则会增加常住人口统计中流入地的性别比,同时降低流出地的性别比。考虑到“关爱女孩行动”的试点县均是人口流出较多的地区,如果我们上述猜测属实的话,则移民就会对本文的结论产生干扰。为了考察移民的影响,我们分别将常住人口统计中的男孩数量和女孩数量作为因变量,如果试点县的男孩数量相对非试点县更少的话,则说明移民更倾向于将男孩带出试点县。从结果来看,无论是0岁还是1~4岁年龄组,试点县的男孩数量并没有减少,说明按常住人口统计的数据没有系统性表现出男孩外出更多。相反,试点县的女孩数量相对来说更多,这意味着“关爱女孩行动”激励试点县更多生育女孩,进而才降低了性别比。

表6 稳健性检验:瞒报与移民

变量	1~4岁男女比	10~14岁女孩与0~4岁之差	0岁男孩数量	0岁女孩数量	1~4岁男孩数量	1~4岁女孩数量
试点·D2010	-12.060*** (3.698)	-3381.66** (1557.57)	379.54 (305.42)	570.01*** (159.21)	2202.27 (1633.54)	2791.03** (1171.16)
人均GDP	0.00001 (0.00002)	0.0005 (0.007)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.017** (0.008)	0.012* (0.007)
城市化率	-0.012 (0.009)	4.808 (4.911)	-0.187 (0.367)	-0.128 (0.265)	-0.283 (2.026)	0.583 (1.613)
少数民族人口比重	-0.057 (0.088)	-0.745 (10.026)	18.483* (9.073)	16.989* (8.584)	86.807** (38.550)	81.496** (37.444)
人均土地面积	-0.0002*** (0.00002)	-0.017 (0.030)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.0004 (0.010)	0.003 (0.009)
女性受教育年限	-1.028 (0.711)	-521.27 (329.60)	-98.655 (59.235)	-86.43 (58.438)	-193.857 (287.921)	-121.21 (255.82)
总人口		7.635 (23.124)	14.001 (17.246)	12.402 (16.498)	223.20** (92.15)	210.04** (84.77)
Within R ²	0.033	0.018	0.019	0.021	0.093	0.119
区县数量	2010	2043	2307	2307	2307	2307
样本量	3991	2043	4334	4334	4334	4334
数据范围	县	区县2010	区县	区县	区县	区县

注:所有回归均为固定效应模型,Cluster到省层面,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

最后,我们担心试点县的选取标准会对结果产生影响。在“关爱女孩行动”的细则中,明确规定试点县的选取标准是性别比失衡最严重的地区,这说明试点县的选取并不是完全随机的,第一批 11 个试点县区出生性别比普遍处于较高水平,部分地区甚至超过 150,而在第二批 13 个试点县区中仅有昌平和宝山区的性别比处于相对较低的水平,其他试点地区的性别比较高。正如 Wei & Zhang(2011a,2011b)的研究所示,当一个地区的性别比失衡越严重时,该地区养育男孩的成本也越大,因此,出于经济动机的男孩偏好会相应下降,这说明性别比失衡是有自我纠偏的可能性。我们通过四种方法考察试点县选取标准的影响,第一种方法是对样本进行删减,仅保留性别比高于第五次人口普查平均水平(116.9)的区县,这些区县的性别比失衡都比较严重,区县之间具有可比性,从表 7 前两个回归可以看出,区县 0 岁和 1~4 岁的男女性别比依然显著为负,这说明区县之间的异质性没有对结果产生影响。第二种方法,我们仅保留了有试点县的省的样本,即将没有试点政策的 7 个省的样本去掉,这样能够剔除试点省与非试点省之间的异质性,从第三个回归可以看出,结果依然非常稳健。第三种方法,我们进一步只保留了有试点的地级市的样本,虽然此时的样本量急剧缩小至 354 个,但是样本间的异质性也降到最低,从最后一个回归可以看出,“关爱女孩行动”使得性别比下降了 7.3 个百分点。

第四种方法,我们将综合使用倾向得分匹配和双重差分的方法来估计“关爱女孩行动”试点政策的效应。首先通过 Logit 模型进行倾向得分估计,利用人均 GDP、城市化率、少数民族人口比重、人均土地面积、女性平均受教育年限等对政策选择进行回归,然后基于估计的系数计算每个县区的政策试点的概率。在得到县区获得国家试点的预测概率后,我们进一步检验这些协变量与倾向得分在处理组和控制组之间是否存在显著性差异,即平衡性检验。匹配质量检验结果表明,协变量在处理组和控制组之间没有显著差异,协变量的分布是一致的。同时,根据联合检验的结果,倾向得分的联合分布在两个组中也是相同的,匹配上的处理组和控制组具有一致的分布。在正式估计平均处理效应之前,我们还需要检验共同支撑假设,以确保倾向得分在两个组中有足够多的重合区域。在总共 2302 个观测值中,共同取值范围中一共有 1137 个观测值。其中控制组有 1118 个在共同取值范围中,处理组 19 个在共同取值范围中。

经检验,0 岁和 1~4 岁男女比都很好地满足匹配质量检验和共同支撑检验,我们可以进一步使用 Kernel 函数估计试点政策的平均效应,进一步验证了“关爱女孩行动”试点政策的有效性,通过一系列教育、医疗、养老等激励政策可以使 0 岁男女比显著下降 12.620 个百分点、1~4 岁男女比显著下降 10.549 个百分点,与直接用倍差法的估计结果一致,有效规避了试点县区选取标准可能对结果造成的影响。

表 7 选择性偏误的影响

变量	平均水平以上		试点省	试点地级市
	0 岁	1~4 岁	1~4 岁	1~4 岁
实验组 · D2010	-7.758* (4.010)	-8.207** (3.579)	-10.841*** (3.617)	-7.255** (3.380)
人均 GDP	0.00003 (0.00003)	0.00002 (0.00003)	0.00005*** (0.00002)	0.0002** (0.0001)
城市化率	-0.0002 (0.006)	-0.017 (0.015)	-0.018* (0.010)	-0.222 (0.164)
少数民族人口比重	0.493 (0.311)	0.186 (0.404)	0.192 (0.136)	0.515 (0.691)
人均土地面积	0.002** (0.001)	-0.001* (0.0008)	-0.001*** (0.0003)	-0.440 (0.320)
女性受教育年限	-5.018*** (0.966)	-4.066*** (1.025)	-2.336*** (0.688)	-7.166*** (2.334)
Within R ²	0.228	0.164	0.074	0.249
区县数量	825	825	1836	198
样本量	1591	1591	3436	354
数据范围	区县	区县	区县	区县

注:所有回归均为固定效应模型,Cluster 到省层面,*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 8 协变量匹配质量检验

变量	样本	偏差降低比率%	双 t 检验 t 值	双 t 检验 p 值
人均 GDP	未匹配	-371.2	0.15	0.881
	匹配上		-0.64	0.525
城市化率	未匹配	66.4	-1.52	0.128
	匹配上		0.94	0.354
少数民族人口比重	未匹配	74.0	-1.98	0.048
	匹配上		-0.63	0.532
人均土地面积	未匹配	99.7	-0.57	0.565
	匹配上		0.34	0.734
女性受教育年限	未匹配	76.8	0.52	0.603
	匹配上		-0.13	0.898
2000 年 0 岁男女比	未匹配	91.7	6.94	0.000
	匹配上		0.45	0.657
样本(联合检验)		pseudo R ²	LR chi2	p>chi2
未匹配		0.186	40.99	0.000
匹配上		0.089	4.69	0.584

表 9 使用 kernel 匹配方法估计平均政策效应

变量	基期			跟踪期			平均处理效应
	控制组	处理组	Diff(BL)	控制组	处理组	Diff(BL)	
0 岁男女比	119.136	137.246	18.110*** (0.754)	118.103	123.593	5.490*** (0.754)	-12.620*** (1.066)
1~4 岁男女比	122.808	137.916	15.108*** (0.794)	119.412	123.971	4.559*** (0.794)	-10.549*** (1.122)

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

五、作用机制分析

(一)经济激励还是行政干预?

在基本回归部分,我们已经得出结论:“关爱女孩行动”使得试点县的男女性别比下降了 12.1 个百分点,论证了政策激励的有效性。但是我们不能就此认为完全是经济激励的作用,因为“关爱女孩行动”中除了教育、社保等一系列的奖励和扶持政策之外,还同时强化了行政干预,特别是加大了打击“两非”的力度。既有的关于性别比失衡的研究发现,虽然计划生育的数量限制是重要根源,但是 B 超的引进和普及为男孩偏好的实现提供了低成本的手段,进而导致了性别比的严重失衡(Li & Zheng, 2009; Lin et al, 2014)。因此,规范 B 超等可以鉴定胎儿性别的技术和设备的使用,从理论上来说是可以增加父母选择性堕胎的成本,在边际上降低性别比。

我国很早就将打击“两非”作为遏制性别比失衡的主要手段,在 2001 年颁布实施的《人口与计划生育法》对违反“两非”规定的机构和个人进行罚款或吊销执业资格,此后则要求所有的医疗保健工作场

所设置禁止“两非”的醒目标志。^⑥但是打击“两非”的效果并不明显,主要有两方面的原因,一是打击“两非”过程中的取证太困难,除非是有鉴别需求的父母主动提供证据,否则执法机构很难对违法行为进行定性;二是打击“两非”是属地管理,而人口的流动性又很强,A 县的居民很容易到 B 县对胎儿性别进行鉴定,此时 B 县并没有严格执法的动力,只有 B 县的出生人口性别比才是其关注的重点。在“关爱女孩行动”中,为了进一步强化打击“两非”的作用,试点县区普遍采用联防联控机制,即要求试点县的周边县区同步开展打击“两非”,可以有效改善全国其他县区打击“两非”过程中无法避免的人口流动问题。由于地理上的相邻县区具有打击“两非”的行政干预,却没有其他的经济激励和政策扶持,因此适合作为反事实检验。

我们根据地理相邻的原则,将试点县的相邻县作为实验组,将其他的非试点县作为参照组,基于式(1)的倍差法进行估计。由于相邻县仅有行政干预,如果此时的交互项显著为负,则说明行政干预能够降低性别比,也就意味着第四部分的回归存在高估

的风险。我们在表 10 中,分别考察了 0 岁、1~4 岁、5~9 岁、10~14 岁和 15~19 岁五个年龄组的性别比,从结果可以看出,五个年龄组的交互项的系数均不显著,说明相邻县打击“两非”的行政干预手段并不能有效降低当地的性别比。这排除了行政干预的作用,也就说明“关爱女孩行动”之所以能够降低试点县的性别比,主要是通过经济激励诱导人们主动改变生育行为。因此,真实的经济激励是这些地区性别比变化的根本动因。

(二)女性受教育程度的改善

在“关爱女孩行动”的实施方案中,针对独女户和纯女孩家庭的主要扶持政策包括教育、社保和奖励三大类,在人口普查数据中,并没有针对社保和经济状况的调查,而在其他加总的的数据中,也没有办法将针对女孩家庭的社保和奖励扶持的作用分离出来,因此我们无法直接衡量“关爱女孩行动”的这两方面效应。不过,历次的人口普查数据都对教育情况进行了详细的调查,在第六次人口普查的分县数据中,分性别的教育情况有“未上过学、小学、初中、高中、大专、本科及以上”六个等级,并且还公布了加权后的分性别的平均受教育年限。“关爱女孩行动”在教育方面对女孩家庭进行了大幅度的倾斜,在高中入学考试时分别加分 10~30 分,对考入大学的女孩提供一定额度的奖学金,在中学的学习期间,对学杂费等进行了减免,因此,“关爱女孩行动”不仅降低了女孩的教育

费用,提高了试点县区的女孩家庭的积极性,也降低了女孩进入重点高中的门槛,从而增加了女孩进入大学的概率。

“关爱女孩行动”最早于 2003 年实施,至 2010 年,受其影响的第一批女孩已经从大学毕业,因此,基于第六次人口普查中分性别分教育段的人口普查数据,我们可以检验“关爱女孩行动”对女性教育程度的作用。我们分别计算了大专及以上学历的女性人数占总人数的比重、本科及以上学历的女性人数占总人数的比重,以及女性受教育年限,利用 2010 年和 2000 年的双重差分来估计试点政策对教育的影响,与此同时,我们还采用 2000 年和 1990 年的双重差分估计作为反事实检验。从表 11 可以看出,“关爱女孩行动”显著改善了试点县区的女性受教育程度,其中,大专及以上学历占比提高了 4.606%,本科及以上学历提高了 1.33%,这一方面说明倾斜性政策的作用存在,另一方面也说明其作用随着教育层次和难度的提高而下降。如果从绝对量来看,“关爱女孩行动”使得试点县区的女性受教育年限显著增加了 0.792 年,考虑到 2010 年全国平均受教育年限为 8.2 年,“关爱女孩行动”的教育效应占平均水平的 10%。

与此同时,反事实检验验证了“关爱女孩行动”的作用,在 1990—2000 年间,试点县区并没有实施“关爱女孩行动”,因此,这些县区在第五次人口普查和第四次人口普查之间,其女性受教育情况没有明显的增加,不仅如此,在此期间的本科及以上学历的女性占比

表 10 替代性假说:经济或者行政?

变量	0 岁	1~4 岁	5~9 岁	10~14 岁	15~19 岁
相邻县·D2010	-1.299 (1.729)	-1.749 (1.371)	-0.640 (1.061)	2.039 (2.204)	1.655 (1.478)
人均 GDP	0.00001 (0.00002)	0.00001 (0.00002)	-0.00001 (0.00002)	0.0002 (0.0002)	0.0001*** (0.00003)
城市化率	0.005 (0.007)	-0.012 (0.009)	-0.002 (0.005)	0.014 (0.011)	0.002 (0.008)
少数民族人口比重	-0.135 (0.129)	-0.063 (0.088)	-0.037 (0.052)	0.113 (0.210)	-0.165 (0.159)
人均土地面积	-0.00007 (0.00008)	-0.0002*** (0.00002)	-9.35e-06 (0.00004)	0.0002*** (0.00006)	-0.0003*** (0.00009)
女性受教育年限	0.001 (0.698)	-0.937 (0.693)	1.885*** (0.529)	2.959** (1.090)	-2.918*** (0.874)
Within R ²	0.0025	0.0204	0.091	0.008	0.092
区县数量	2288	2288	2288	2288	2288
样本量	4298	4298	4298	4298	4298
数据范围	区县	区县	区县	区县	区县

注:所有回归均为固定效应模型,Cluster 到省层面,*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 11 女性受教育状况的改善

变量	大专及以上占比(%)		本科及以上占比(%)		受教育年限	
	2010vs2000	2000vs1990	2010vs2000	2000vs1990	2010vs2000	2000vs1990
试点·D2010	4.606*** (1.669)	-0.565 (0.954)	1.330** (0.645)	-0.257** (0.101)	0.792*** (0.143)	0.312 (0.396)
人均 GDP	0.0005*** (0.0001)	0.0009*** (0.0002)	0.0002*** (0.00002)	0.0001*** (0.00002)	0.00003*** (6.12e-06)	0.0002*** (0.00003)
城市化率	0.008 (0.014)	0.010 (0.018)	0.004 (0.005)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.011*** (0.003)
少数民族人口比重	0.321 (0.190)	0.255*** (0.053)	0.175** (0.081)	0.042** (0.016)	0.011 (0.017)	0.032 (0.025)
人均土地面积	-0.0003* (0.0001)	-0.0001* (0.00006)	-0.0001** (0.00004)	-0.0001*** (0.00002)	-0.00002** (9.30e-06)	-0.0001*** (0.00004)
Within R ²	0.489	0.700	0.398	0.610	0.386	0.594
区县数量	2307	2293	2307	2293	2307	2293
样本量	4334	2792	4334	2792	4334	2792
数据范围	区县	区县	区县	区县	区县	区县

注:所有回归均为固定效应模型,Cluster到省层面,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

反而有一定程度的下降,说明在“关爱女孩行动”之前,这些地区的女性定位是相对较低的。表 11 的其他变量的系数也是非常稳健的,总体来看,人均 GDP 与女性受教育程度显著正相关,说明经济越发达的地区,女性相对来说能获得更公平的教育机会;而土地面积与女性教育程度负相关,说明传统的农业种植区域更不重视女性教育。

六、结论及政策建议

自 20 世纪 80 年代以来,我国性别比失衡状况日益严峻,成为全球性别比失衡最严重的国家之一,性别比失衡带来了一系列的经济和社会难题。我国政府尝试多种方法对性别比进行干预,例如改变重男轻女的文化观念和歧视女性的社会环境,加大行政监管力度,进行技术手段控制等等,但是政策干预的效果并不明显。这是因为在人口经济学的研究中,生育行为根源于经济动机,因此要想彻底改变性别比失衡的难题,则要改变生育行为背后的经济动机,具体来说,则要提高生育女孩的相对收益。

2003 年由国家计生委实施的“关爱女孩行动”,在全国选择了 24 个县区作为试点,该行动在教育、社保等方面给予独女户和纯女户一系列的奖励和扶持政策,极大地提高了试点县区生育女孩的相对收益。本文则基于“关爱女孩行动”这一自然实验,采用倍差法考察试点政策对 0 岁和 1~4 岁性别比的影响,发现“关爱女孩行动”这一项目的实施可以使性别比下降 12 个百分点。为了获得进一步稳健性的结论,我们还排除了瞒报和移民的影响。通过对地理相邻区县的研究,我们发现“关爱女孩行动”主要是通过经济激励发挥作用,而打击“两非”的行政干预的效应并不

明显,这证实了真实经济激励改变生育行为的可行性。通过第六次人口普查和第五次人口普查数据的双重差分,我们也证实了“关爱女孩行动”改善了试点县区的女性地位,提高了当地女性的受教育程度。

“关爱女孩行动”系列政策使得性别比出现了大幅下降,从而不断趋于平衡,这一研究结论可以为整个东亚国家性别比失衡的治理提供很多政策启示。首先,政府应该不断加大针对女孩的倾斜政策,尤其要提供经济奖励和扶持,增加女孩收益、提高男孩相对成本,不断提高女性的社会地位,从经济动机的角度改善性别失衡现状。其次,应该完善社会养老和医疗制度,一方面减轻子女的经济负担,避免“养儿防老”恶化性别比失衡,另一方面还能够发展相关产业。最后,在当前“二胎”政策全面放开的背景下,可以出台适当的鼓励生育补贴计划,性别比失衡部分来自于家庭利用质量替代数量,当子女数量约束放松后,那些有男孩偏好的家庭可以通过生育多胎来达到目的,这样就可以从总量上维持平衡的性别比。

注:

- ①“两非”指利用超声技术和其他技术手段进行非医学需要的胎儿性别鉴定,非医学需要的选择性别的人工终止妊娠。
- ② http://news.hsw.cn/gb/news/2003-11/01/content_620949.htm。
- ③《关于完善人口和计划生育投入保障机制的通知》(财教〔2011〕558 号)。
- ④《湖北省人口和计划生育事业经费管理暂行办法》(鄂财教发〔2008〕59 号)。
- ⑤《关于禁止非医学需要的胎儿性别鉴定和选择性别的人工终止妊娠的规定》(2003 年 1 月 1 日)。

参考文献:

陈胜利 顾法明 蔡菲,2008:《2005 年 1% 人口抽样调查对综

- 合治理出生性别比工作的启示》，《人口研究》第1期。
- 梁若冰，2014：《礼教还是理性？明清寡妇守节的经济解释》，工作论文。
- 刘永平 陆铭，2008：《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）》第4期。
- 穆光宗，1995：《近年来中国出生性别比升高偏高现象的理论解释》，《人口与经济》第1期。
- 徐岚 崔红艳，2008：《利用教育统计资料对我国出生婴儿性别比的研究》，《人口研究》第5期。
- Alesnia, A. et al (2013), "On the origins of gender roles: Women and the plough", *Quarterly Journal of Economics* 128(2):469-530.
- Angrist, J. (2001), "How do sex ratios affect marriage and labor markets? Evidence from America's second generation", *Quarterly Journal of Economics* 117(3):997-1038.
- Banister, J. (2004), "Shortage of girls in China today", *Journal of Population Research* 21(1):19-45.
- Coale, A. J. & J. Banister (1994), "Five decades of missing females in China", *Demography* 31(3):459-479.
- Ebenstein, A. (2011), "Estimating a dynamic model of sex selection in China", *Demography* 48(2):783-811.
- Edlund, L. (1999), "Son preference, sex ratios, and marriage patterns", *Journal of Political Economy* 107(6):1275-1304.
- Edlund, L. et al (2010), "Marriage and crime: Evidence from China's rising sex ratios", Institute of Labor Economics Working Paper.
- Edlund, L. et al (2013), "Sex ratios and crime: Evidence from China", *Review of Economics and Statistics* 95(5):1520-1534.
- Ehrlich, I. & F. Lui (1991), "Intergenerational trade, longevity and economic growth", *Journal of Political Economy* 99(5):1029-1059.
- Golley, J. & R. Tyers (2014), "Gender 'rebalancing' in China", *Asian Population Studies* 10(2):125-143.
- Huang, W. et al (2016), "One-child policy and the rise of man-made twins", *Review of Economics and Statistics* 98(3):467-476.
- Hughes, D. M. et al (1999), *The FactBook on Global Sexual Exploitation*, University of Rhode Island and the Norwegian Agency for Development Cooperation.
- Hull, T. H. (1990), "Recent trends in sex ratios at birth in China", *Population and Development Review* 16(1):63-83.
- Li, H. & H. Zheng (2009), "Ultrasonic scans and sex ratios in China", *Asian Economic Policy Review* 4(1):121-137.
- Li, S. (2007), "Imbalanced sex ratio at birth and comprehensive intervention in China", Paper presented at the 4th Asia Pacific Conference on Reproductive and Sexual Health and Rights, .
- Lin, M. et al (2014), "More missing women, fewer dying girls: The impact of sex-selective abortion on sex at birth and relative female mortality in Taiwan", *Journal of the European Economic Association* 12(4):899-926.
- McElroy, M. & D. T. Yang (2000), "Carrots and sticks: Fertility effects of China's population policies", *American Economic Review* 90(2):389-392.
- Merli, M. G. (1998), "Underreporting of births and infant deaths in rural China: Evidence from field research in one county of northern China", *China Quarterly* 155:637-655.
- Miller, B. D. (1981), *The Endangered Sex: Neglect of Female Children in Rural North India*, Cornell University Press.
- Oliveira, J. (2016), "The value of children: Inter-generational support, fertility, and human capital", *Journal of Development Economics* 120:1-16.
- Qian, N. (2008), "Missing women and the price of tea in China: The effect of sex-specific earnings on sex imbalance", *Quarterly Journal of Economics* 123(3):1251-1285.
- Sen, A. (1990), "More than 100 million women are missing", *New York Review of Books* 37(20):61-66.
- Visaria, P. M. (1967), "Sex ratio at birth in territories with a relatively complete registration", *Eugenics Quarterly* 14(2):132-142.
- Voigtländer, N. & H. Voth (2013), "How the west 'invented' fertility restriction", *American Economic Review* 103(6):2227-2264.
- Wang, F. (2012), "Family planning policy in China: Measurement and impact on fertility", MPRA Paper, No. 42226.
- Wei, S. & X. Zhang (2011a), "The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and saving rates in China", *Journal of Political Economy* 119(3):511-564.
- Wei, S. & X. Zhang (2011b), "Sex ratios, entrepreneurship, and economic growth in the People's Republic of China", NBER Working Paper, No. 16800.
- Wu, X. & L. Li (2012), "Family size and maternal health: Evidence from the one-child policy in China", *Journal of Population Economics* 25(4):1341-1364.
- Zheng, Z. (2005), "Interventions to balance sex ratio at birth in rural China", Paper presented at CEPED-CICRED-INED Seminar on Female Deficit in Asia: Trends and Perspectives.
- Zimmer, Z. & J. Kwong (2003), "Family size and support of older adults in urban and rural China: Current effects and future implications", *Demography* 40(1):23-44.

(责任编辑:谭易)

(校对:孙志超)