

“重男轻女”会损害女孩的健康状况吗？

——来自中国家庭追踪调查的证据

廖丽萍 张呈磊*

摘要：本文使用2010—2016年中国家庭追踪调查数据研究了第一胎男孩和女孩早期健康的发展差异及其内在影响机制。研究结果显示，第一胎男孩的健康状况要显著好于第一胎女孩，表明家庭重男轻女观念确实损害了女孩的健康。机制分析结果表明：一方面，重男轻女观念直接减少了家庭对女孩的健康投入，降低了女孩的健康水平；另一方面，重男轻女观念使头胎生育女孩的家庭更可能继续生育，从而间接地减少家庭对女孩的健康投入。此外，本文通过对家庭性别偏好对子女健康状况的总效应进行分解，发现家庭规模的变化可解释近四分之一的总效应。在具有重男轻女传统的中国社会，引导家庭对女孩的关注和重视，鼓励家庭适当增加对女孩的投资，可改善女孩的健康状况，尤其可提升农村地区和年龄较小女孩的健康水平，有助于推进“健康中国”战略的实施。

关键词：重男轻女；早期健康状况；性别差异；健康投入

一、引言

党的十九大报告强调了男女平等的基本国策和“健康中国”战略，指出要保障妇女儿童合法权益，完善国民健康政策，提高保障和改善民生水平。这意味着居民的健康人力资本状况和福利水平进一步受到重视，尤其是女性的健康发展状况。因此，从家庭内部资源分配的角度研究儿童健康状况的性别平等问题具有较强的现实意义。在发展中国家，男孩和女孩的健康往往存在较大差异，女孩获得的健康投入较低、生长发育状况滞缓、营养状况较差。家庭对男孩的性别偏好被认为是引发这一系列现象的重要原因（Rosenblum, 2013; Barcellos et al., 2014）。但在长期具有传宗接代、延续香火传统观念的中国，重男轻女的性别偏好是否会影响家庭对子女的健康资源分配，进而作用于子女的健康发展仍有待研究。

重男轻女观念根植于我国传统经济、文化和历史的发展进程。在以农业谋生的社会，男性在生产上颇具优势，而女性的地位和处境与她们的经济价值相关（Qian, 2008）。从养儿

*廖丽萍，广东财经大学财政税务学院，邮政编码：510320，暨南大学经济学院，邮政编码：510632，电子邮箱：liping_liao@163.com；张呈磊（通讯作者），广东金融学院经济贸易学院，邮政编码：510521，电子邮箱：chenglei_zhang@163.com。

本文得到广东省普通高校青年创新人才类项目“新型人力资本的影响因素研究：理论分析与实证检验”（项目编号：2019WQNCX030）、国家自然科学基金青年项目“收入不平等影响代际流动性的微观机制研究：基于人力资本的视角”（项目编号：71903037）的资助。感谢审稿人提出的宝贵意见，当然文责自负。

防老的角度看,儿子往往承担着照料老人的责任,父母为保障自身的老年生活,更愿意生育男孩(Ebenstein and Leung,2010)。因而,长期以来我国的重男轻女观念较为严重^①,这导致女性在家庭内部和劳动力市场上均遭受性别歧视。在1995—2007年间,我国工资性别差距逐渐扩大,性别歧视问题日益严重,且女性的职业晋升标准高于男性,女性在高级管理职位上就职的概率较低(卿石松,2011)。在家庭内部,由于家庭偏好男孩,男孩通常可获得更多的家庭照料和教育资源投入,如女孩在母亲离婚后获得(外)祖父母照料的可能性较低,有兄弟使女孩获得更少的教育机会,不利于女孩教育水平的提高(林莞娟、赵耀辉,2014;郑筱婷、陆小慧,2017)。现有文献较多关注女性成年后在职业晋升和受教育程度方面遭遇的不公正待遇,而较少考虑女性在家庭内部健康资源分配上受到的歧视,特别是在健康发展的早期阶段。

儿童早期的健康状况对其成年后的人力资本发展和劳动就业表现均有显著的影响,随着早期健康水平的改善,个体成年后的社会经济地位显著提升,从事全职工作的概率也有所增加(Case et al.,2005)。因而缩小儿童早期健康状况的性别差异将有助于改善女性的社会地位和劳动表现,缩小职业发展的性别差异。基于此,本文利用2010—2016年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,根据头胎子女性别的相对外生性,实证检验女孩和男孩健康状况之间的差异,以此说明重男轻女观念对女孩健康水平的影响。进一步地,本文从家庭对子女早期健康投入、子女数量与质量替代效应两个维度,探究重男轻女的性别偏好如何影响儿童在健康状况方面的性别差异。本文研究发现,一胎女孩在人体测量类健康指标(身高Z评分、体重Z评分、BMI Z评分、偏瘦)、自评健康状况和病史情况等方面的健康表现均弱于男孩。其次,重男轻女的性别偏好对弱势女孩影响较为显著,农村地区女孩和年龄较小女孩的健康状况受家庭重男轻女观念的负向影响较大。本文的机制分析结论表明:一方面,受家庭重男轻女观念的影响,家庭相对降低对女孩的哺乳期、家庭照料和生病照顾等方面的健康投入,致使女孩的健康水平较差;另一方面,生育女孩的家庭倾向于继续生育、扩大家庭规模,减少了女孩可获得的健康资源数量。

本文其余内容安排如下:第二部分为文献综述;第三部分介绍数据和相关变量的描述性统计、识别方法与实证模型;第四部分探讨重男轻女观念与子女健康之间的关系,并进行异质性分析;第五部分从子女数量与质量的替代、早期健康投入的性别差异等角度分析重男轻女观念对子女健康的影响渠道;最后是简要的结论。

二、文献回顾

现有文献在探讨家庭因素与子女健康状况之间的联系时,主要聚焦在基因禀赋、胚胎期营养状况和家庭社会经济状况等视角上(Barker,1990;Ahlburg,1998)。遗传因素对子女健康状况的影响较为重要,健康的代际传递不仅体现在身高、体重等人体测量指标上(Ahlburg,1998),还表现在自评健康、寿命长短上。个体在胚胎时期摄取的营养状况关系到成年后的患病情况,在胎儿时期营养不足的孩子成年后更可能超重(Barker,1990)。另一方面,家庭收入、父母受教育程度等家庭社会经济状况指标也被认为是子女健康状况的重要影响因素,家庭收入的上升可显著改善子女的自评健康水平(Currie and Stabile,2003)。在进

^①据历年人口普查数据显示,我国的出生性别比长期处于失衡状态,从1982年的1.07上升至2017年的1.13。

一步剖析父母受教育程度与儿童健康之间的影响渠道时, Currie 和 Gruber(1996)发现受教育程度可改善父母照料子女的行为,受教育程度较高的父母更可能带子女去看医生,充分地利用医疗资源,从而降低儿童死亡率。

针对中国子女健康家庭影响因素的研究也主要集中在家庭规模、母亲工作时间和家庭收入、母亲受教育程度等方面,得到的结论与国外文献类似:家庭社会经济条件的改善有助于子女健康水平的提升(Liu, 2014)。Rosenzweig 和 Zhang(2009)以双胞胎作为家庭规模的外生冲击,发现家庭规模与子女的受教育程度、自评健康等人力资本状况呈显著负相关关系。宋月萍(2007)则重点关注农村儿童的健康状况,发现家庭规模对留守儿童的身高 Z 评分(height for age z score)有显著的负向影响,母亲的受教育程度虽然能促进子女健康水平的改善,但在统计上不显著。母亲具备家庭照料者和收入争取者的双重身份,工作时间和家庭照料时间的分配直接影响了子女的身体健康状况。母亲劳动供给时间的增加可缩小子女营养状况的性别差距,但同时降低了所有子女的健康状况。母亲收入增加与子女的健康状况呈显著的正相关关系,但从边际效果来看,这种正向影响难以抵消劳动时间增加所带来的负面效果(刘靖, 2008)。孙文凯和王乙杰(2016)将研究对象限定在留守儿童身上,得到了不同的结论。若以自评健康状况作为健康水平的代理变量,父母外出务工对子女的健康状况总体上并无显著影响,可能是因为收入提高、照顾缺失这两类因素对儿童健康的影响相互抵消。

上述文献并未将性别偏好与子女健康状况结合起来研究,性别偏好关系到家庭内部的资源分配状况,对女孩死亡率、健康状况的影响不容忽视(Pande, 2003; Mishra et al., 2004)。Rosenblum(2013)在探讨生育率和女孩超额死亡率(Excess Female Mortality)之间关系时发现,第一胎子女的性别对印度儿童死亡率性别差异的解释力达到 25%。Pande(2003)将子女性别、出生次序考虑在内,发现不同性别的兄弟姐妹对子女的健康状况有显著的正向影响,有姐姐的男孩身高发育正常、接种疫苗的可能性更高。性别歧视对家庭内部第三胎、第四胎女孩的健康状况、营养摄入的负向影响较大,导致女孩出现身材矮小、偏瘦等发育迟缓现象的可能性更高(Mishra et al., 2004)。

性别偏好与子女健康状况性别差异的影响机制主要可分成两类:一是生育停止规则,子女性别可影响家庭的生育决定、家庭规模;二是在哺乳期、营养供给和接种疫苗上的健康投入,性别歧视导致女孩在各类健康资源获得上处于劣势地位(Jayachandran and Kuziemko, 2011)。Barcellos 等(2014)发现需求的性别差异无法解释家庭在分配资源时的性别不均等现象,重男轻女的性别偏好才是造成健康投入性别差异的主要原因。与上述文献不同的是, Jayachandran 和 Pande(2017)同时考虑了家庭内部健康投入的出生次序效应和重男轻女效应,发现在印度,随着出生次序的上升,儿童的身高劣势随之增加,获得的健康投入也相对降低。他们还提出,家庭对一胎男孩的偏好将影响父母的生育决定,进而影响子女获得的资源数量及其身高水平。Palloni(2017)考虑了家庭对子女维生素补充方面的健康投入,但结果表明,母亲对子女的性别偏好与这类健康投入并无显著联系。

现有文献对家庭内部的重男轻女现象有大量的研究,但关于家庭性别偏好与子女健康状况的研究仍存在进一步拓展的空间。首先,现存国内文献认识到性别偏好对女性婚姻状况、营养健康状况等方面有较大影响(林莞娟、赵耀辉, 2014),但较少分析重男轻女的性别偏好对子代发展的影响。其次,虽然已有文献关注性别偏好与子女人力资本发展之间的关系,但仅涉及子女在家庭内部教育资源获得上的性别差异(郑筱婷、陆小慧, 2017),较少延伸至

健康领域。尽管宋月萍和谭琳(2008)考察了计划生育环境下男孩偏好与儿童健康性别差异之间的关系,但研究对象仅为农村儿童,且未考虑子女性别的内生性问题,也未进一步剖析男孩偏好对子女健康的影响渠道。第三,部分文献从家庭规模、家庭社会经济状况等方面出发探讨家庭因素对子女健康状况的影响,并未从家庭性别偏好的视角分析子女健康的性别差异。

因此,本文主要从家庭内部性别偏好的角度,考察重男轻女观念对女孩早期健康发展的影响,并探讨背后的影响机制。本文的创新点在以下三个方面:首先,国内研究在分析儿童健康的家庭影响因素时,大多局限在家庭社会经济状况和父母就业等变量上,本文将家庭的重男轻女观念作为子女健康的影响因素,考察家庭对男孩的偏好是否导致了子女健康人力资本发展的性别差异。其次,本文重点关注第一胎男孩与第一胎女孩间的健康水平差异,使用一胎性别的相对外生性克服性别选择带来的潜在内生性问题。第三,本文分别从子女数量和质量替代以及家庭的早期健康人力资本投资两个角度分析重男轻女观念对子女健康性别差异的影响机制。

三、数据来源、变量定义及实证模型

(一) 数据来源

本文使用中国家庭追踪调查数据(CFPS)估计重男轻女观念对子女健康的影响。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心实施的全国性微观调查,于2010年开始,截至2016年,共进行了四轮调查(2010年、2012年、2014年、2016年)。受访者分布在全国25个省、自治区和直辖市,调查对象包括样本家庭中的所有成员,问卷中包含丰富的个体和家户特征信息,涵盖收入、支出、受教育程度以及就业信息等维度。本文使用CFPS2010年、2012年、2014年和2016年四期混合横截面数据分析性别偏好对子女健康状况性别差异的影响,并探讨背后的影响机制。本文将成人数据与少儿数据进行匹配,剔除孩子身高、体重、自评健康以及病史等变量缺失的样本,四期调查最终样本量为8 954。

(二) 变量

1. 被解释变量

本文主要关注子女儿童时期(5-15岁)的身体健康状况。身高、体重和全身体质指数(Body Mass Index, BMI)基本能反映子女在家庭中获取的资源状况和营养摄入情况,现有文献一般使用人体测量指标身高Z评分、体重Z评分、全身体质指数Z评分和自评健康指标作为健康状况的代理变量(Palloni, 2017; Barcellos et al., 2014)。本文根据世界卫生组织(World Health Organization, 以下简称为WHO)2007年公布的5-19岁儿童的生长标准对子女的身高、体重和BMI进行标准化(Palloni, 2017)。WHO追踪了8 440位来自巴西、加纳、印度、挪威、美国和也门,母亲不吸烟且接受母乳喂养的健康儿童样本,构造出在理想状态下各年龄段不同性别儿童的身高、体重和BMI标准。对于各年龄段、各性别的儿童,本文根据WHO的方法标准化,计算Z得分(Z score),Z得分可被解释为与参照组之间的偏差。同时,为了更直观地表明儿童身体发育情况,根据WHO的定义,本文以BMI Z得分是否小于-2构造了一个虚拟变量,衡量子女的BMI Z得分是否偏低。当BMI Z得分小于-2时,说明子女偏瘦。

为了更全面和准确地衡量个体健康状况,本文除了使用上述指标外,还同时考察了子女的患病情况(过去一个月内是否生病)。本文的自评健康状况来自问卷中被访问者自己对于

健康状况的回答,取值范围在1-5之间,分别表示“非常健康”、“很健康”、“比较健康”、“一般”和“不健康”。我们将自评健康状况处理成虚拟变量,当取值为0时,表示儿童的健康状况较差,对应原变量中的“比较健康”、“一般”和“不健康”;取值为1时,表示儿童健康状况相对较好,对应原变量中的“非常健康”和“很健康”。过去一个月内是否生病为虚拟变量,取值为0,表示儿童在过去一个月内并未生病;取值为1,则表示儿童有过生病的经历。

本文重点分析5-15岁儿童的健康状况。身高Z评分、BMI Z评分、是否偏瘦和患病情况这四个指标均有5-15岁儿童的样本,但体重Z评分这个指标仅涉及5-10岁儿童,因为WHO只有这部分儿童的体重成长标准。另外,自评健康指标只有10-15岁的样本,因为CFPS问卷中仅10岁以上的儿童回答了自评健康状况的问题。

2.核心解释变量

本文重点关注性别偏好与子女健康状况之间的关系。由于生育是一种内生行为,参考现有文献的一般做法(Dahl and Moretti, 2008;陆方文等,2017),头胎子女性别被认为是随机的和外生的,因此本文使用第一胎子女的性别对模型进行识别。本文也在下文中对一胎性别的外生性进行了检验。本文核心解释变量是二值虚拟变量,取值为1,表示第一胎为女孩;取值为0,表示第一胎为男孩。

3.控制变量

本文主要加入三类控制变量:一类是子女特征,包括子女是否为农村户口、是否为少数民族,以及子女的年龄;第二类是父母特征和家庭特征,涵盖父母受教育年限、体重、身高、年收入、是否为少数民族、是否为农村户口、年龄以及家庭规模等变量;第三类是年份虚拟变量。同时,在机制分析部分,本文还考虑了家庭对子女的早期健康投入等指标。

各变量的描述性统计见表1。

表1 描述性统计^①

变量	第一胎为女孩			第一胎为男孩		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
Panel A: 被解释变量						
身高Z评分	4 314	-0.906	1.824	4 640	-0.802	1.885
体重Z评分	2 163	-0.507	1.395	2 261	-0.141	1.559
BMI Z评分	4 314	-0.420	1.848	4 640	-0.053	2.224
是否偏瘦	4 314	0.158	0.364	4 640	0.147	0.355
自评健康	2 614	0.748	0.434	2 858	0.764	0.425
患病情况	3 448	0.219	0.414	3 688	0.209	0.407
Panel B: 早期健康投入						
哺乳期(月)	1 413	11.955	7.589	1 557	12.719	7.686
晚上主要由父亲照料	2 644	0.040	0.196	2 742	0.065	0.246
晚上主要由母亲照料	2 935	0.492	0.500	3 342	0.476	0.499
生小病时去看医生	4 146	0.613	0.487	4 423	0.644	0.479
生小病家长用药治疗	4 149	0.377	0.485	4 443	0.345	0.475
商业医疗保险费用(元)	3 729	248.187	1893.586	4 006	354.279	2295.031

^①由于WHO的体重Z评分标准仅涉及5-10岁儿童,因此样本中只有5-10岁儿童的体重Z评分。CFPS问卷中仅10岁以上的儿童回答了自评健康状况的问题,自评健康指标只有10-15岁的样本。另外,本描述性统计为四年混合截面数据的整体描述性统计。

续表 1 描述性统计

变量	第一胎为女孩			第一胎为男孩		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
Panel C: 子女特征						
是否为农村户口	4 314	0.741	0.438	4 640	0.731	0.444
是否为少数民族	4 314	0.019	0.137	4 640	0.017	0.129
年龄	4 314	10.500	3.191	4 640	10.530	3.157
Panel D: 父母特征和家庭特征						
母亲受教育年限	4 314	7.122	4.444	4 640	7.053	4.563
母亲体重(斤)	4 314	115	17.790	4 640	114.600	18.160
母亲身高(厘米)	4 314	159.300	5.368	4 640	159.300	5.871
母亲是否为农村户口	4 314	0.765	0.424	4 640	0.749	0.434
母亲是否为少数民族	4 314	0.021	0.144	4 640	0.020	0.139
母亲年收入(元)	4 314	7 437	14921	4 640	8 509	17669
母亲年龄	4 314	36.760	5.943	4 640	37.130	5.901
父亲受教育年限	4 314	7.961	4.160	4 640	8.156	4.141
父亲体重(斤)	4 314	136.400	22.290	4 640	136.200	21.640
父亲身高(厘米)	4 314	169.900	5.823	4 640	169.800	5.744
父亲是否为农村户口	4 314	0.737	0.440	4 640	0.733	0.442
父亲是否为少数民族	4 314	0.020	0.141	4 640	0.017	0.130
父亲年收入(元)	4 314	18 114	30202	4 640	17 944	27292
父亲年龄	4 314	38.640	5.972	4 640	38.910	6.177
家庭规模	4 314	4.876	1.698	4 640	4.586	1.561

注：表中描述性统计数据为 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年四期的数据，部分变量不同年份之间有所缺失。

从表 1 来看，一胎女孩的各项健康成长指标，如身高 Z 评分、体重 Z 评分、BMI Z 评分均低于一胎男孩，且女孩偏瘦的可能性高于男孩。女孩更可能发育迟缓，过去一个月内生病的的可能性更大，自评健康状况更差。从父母特征来看，一胎女孩母亲的平均年龄较小，均值为 36.76 岁，女孩母亲的平均年收入较低，仅为 7 437 元。从家庭内部的早期健康投入来看，男孩获得更多的营养投入和家庭照料，男孩的哺乳期要显著长于女孩，为 12.72 个月；男孩晚上主要由父亲看管照料的可能性更高；在子女生病时，家长更悉心照料男孩，更倾向于带男孩去看医生，同时家庭为男孩购买的商业医疗保险费用显著高于女孩，差值为 106.09 元。

（三）识别方法与实证模型

本文重点考察第一胎子女健康状况的性别差异，子女健康状况包括两类指标：一类是连续变量，如身高 Z 评分、体重 Z 评分和 BMI Z 评分；另一类健康指标为非连续变量，具体包括是否偏瘦、自评健康以及过去一个月内是否生病等指标。对于第一类健康指标，本文的主回归模型如下^①：

$$Y_i = \theta + \rho \text{first_born_girl}_i + X_i \tau + \varphi_c + \zeta_t + \sigma_i \quad (1)$$

^①本文虽然采用的是面板数据，但由于核心解释变量第一胎性别为相对外生变量，并不需要利用面板数据的特征去解决模型遗漏掉的由不可观察个体特征带来的内生性问题，因此，本文没有利用面板数据的特征去估计。其次，在处理类似问题时，现有文献一般也直接采用截面或混合截面数据进行分析，本文为了增加估计样本量采取混合截面的方法，这也是主流文献的一贯做法（陆方文等，2017；郑筱婷、陆小慧，2017）。

(1)式中: i 表示家庭 i , Y_i 表示在家庭 i 中第一胎子女的身高Z评分、体重Z评分或BMI Z评分。 $first_born_girl_i$ 为0-1虚拟变量,取值为1,表示第一胎为女孩;取值为0,则说明第一胎为男孩。 X_i 表示子女特征和家庭特征,具体包括父母的收入、父母的户口类型、父母的受教育年限、父母的年龄、父母是否为少数民族、父母的身高体重、子女的户口类型、子女的年龄、子女是否为少数民族以及家庭规模等。 φ_c 表示调查所在地县级固定效应, ζ_i 表示年份虚拟变量, σ_i 为随机误差项。

对子女是否偏瘦、自评健康以及患病情况等指标而言,本文采用二元Logit模型进行分析:

$$H_i = \ln(p_i / (1 - p_i)) = \alpha + \beta first_born_girl_i + X_i m + \pi_c + \eta_i + \epsilon_i \quad (2)$$

(2)式中: H_i 表示在家庭 i 中第一胎子女是否偏瘦、自评健康是否较好以及过去一个月内是否生病等健康指标。 p_i 表示子女偏瘦、自评健康较好或者患病可能性较高的概率。 π_c 表示调查所在地县级固定效应, η_i 表示年份虚拟变量, ϵ_i 为随机误差项。

本文主要关注系数 ρ 和 β 的大小变化,对于正向健康指标而言(具体包括身高Z评分、体重Z评分、BMI Z评分和自评健康等), $\rho, \beta > 0$ 表示家庭并无重男轻女偏好,女孩的健康状况相对较好;但对于负向指标(偏瘦和患病情况)而言, $\rho, \beta < 0$ 表示家庭并无重男轻女偏好。与此相反,对于正向健康指标而言, $\rho, \beta < 0$ (或对于负向健康指标而言, $\rho, \beta > 0$),则表明家庭存在对男孩的性别偏好,女孩在健康状况上处于劣势地位。考虑到儿童的健康状况可能在县级、年龄层面具有相关性,因而在估计式(1)和(2)时,聚类标准误在县级年龄(age-by-county)层面。

四、研究结果分析

(一) 第一胎子女性别的外生性检验

现有研究普遍认为,家庭对头胎子女进行性别选择的概率较低,即头胎子女的性别是相对外生的(Dahl and Moretti, 2008)。本文在表2中对子女性别的外生性进行检验。

表2 外生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	男孩数量		第一胎为女孩	
	系数	聚类稳健标准误	系数	聚类稳健标准误
是否为农村户口	0.050 **	(0.020)	0.013	(0.030)
是否为少数民族	-0.082	(0.057)	0.003	(0.070)
母亲初育年龄	-0.024 ***	(0.001)	-0.002	(0.001)
母亲受教育年限	-0.004 ***	(0.001)	0.001	(0.002)
母亲是否为农村户口	0.018	(0.018)	0.031	(0.025)
母亲是否为少数民族	0.060	(0.045)	0.010	(0.051)
母亲年收入	-0.000 ***	(0.000)	-0.000 ***	(0.000)
父亲是否为农村户口	0.034 **	(0.017)	-0.032	(0.024)
父亲是否为少数民族	0.016	(0.053)	0.056	(0.067)
父亲年收入	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
县级固定效应	YES	YES	YES	YES
N	8 954		8 954	
adj. R^2	0.235		0.027	

注:***、**分别表示在1%和5%水平上显著,括号中为县级年龄层面的聚类稳健标准误。

结果显示,母亲的受教育年限、初育年龄均与家庭中男孩的数量呈显著负相关关系,且在1%的水平上显著,农村家庭男孩的数量相对较多。因而,家庭生育男孩数量这一变量相对内生,若以男孩数量作为家庭性别偏好的代理变量,将导致估计系数偏误。第(3)–(4)列的结果表明,基本无家庭特征、子女特征与头胎子女性别显著相关,因而家庭在第一胎子女性别上存在主观选择行为的可能性较小,第一胎子女性别相对外生。本文在以下分析中主要以第一胎子女性别作为核心解释变量分析子女健康的性别差异,以此推断重男轻女的性别偏好对女孩健康发展的影响。

(二) 第一胎子女健康状况的性别差异^①

1. 基准回归

表3报告了基于式(1)和(2)估计的结果。

表3 第一胎子女健康状况性别差异的基准回归结果^②

变量	(1) 体重 Z 评分	(2) 身高 Z 评分	(3) BMI Z 评分	(4) 是否偏瘦	(5) 自评健康	(6) 患病情况
第一胎为女孩	-0.365 *** (0.043)	-0.104 *** (0.037)	-0.364 *** (0.043)	0.020 ** (0.009)	-0.025 ** (0.011)	0.022 *** (0.008)
兄弟姐妹的数量	-0.103 ** (0.047)	-0.093 ** (0.039)	-0.117 ** (0.046)	0.025 ** (0.010)	-0.001 (0.010)	-0.002 (0.009)
孩子是否为农村户口	-0.031 (0.115)	-0.096 (0.089)	-0.122 (0.104)	0.026 (0.022)	-0.059 * (0.032)	-0.008 (0.024)
孩子是否为少数民族	0.362 (0.308)	0.418 * (0.232)	0.124 (0.291)	-0.031 (0.051)	-0.081 (0.082)	-0.099 (0.086)
孩子年龄	0.019 (0.013)	0.073 * (0.043)	-0.138 *** (0.022)	-0.001 (0.005)	-0.003 (0.003)	-0.008 *** (0.002)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县级固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	4 424	8 954	8 954	8 954	5 472	7 136
adj. R ²	0.210	0.353	0.137	—	—	—

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号中为县级年龄层面的聚类稳健标准误。表中(4)–(6)列报告的是 Logit 回归的边际效应。家庭控制变量包括母亲特征(母亲受教育年限、母亲体重、母亲身高、母亲是否为农村户口、母亲是否为少数民族、母亲收入和母亲年龄)、父亲特征(父亲受教育年限、父亲体重、父亲身高、父亲是否为农村户口、父亲是否为少数民族、父亲收入和父亲年龄)以及家庭规模,下同。

表3的结果表明,总的来说,在控制家庭特征和县级固定效应之后,女孩的健康状况要显著差于男孩,女孩的营养状况较不理想,体质较弱,自评健康状况较差,且患病的概率也高

①若家庭存在对男孩的性别偏好,那么与一胎男孩相比,有弟弟对一胎女孩资源获得的挤占效应可能更明显,因而本文还考虑了有弟弟对一胎女孩和一胎男孩健康状况的影响,发现有弟弟对一胎女孩的健康状况有显著的负向影响,但有弟弟对一胎男孩的健康状况基本无显著影响,与本文的研究结论一致。限于篇幅,本文并未报告此结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

②本文使用的体重 Z 评分需根据 WHO 提供的成长标准进行标准化,但体重成长标准仅限于 10 岁及以下的儿童,因而第(1)列仅分析了重男轻女观念对 5–10 岁子女体重 Z 评分的影响。仅 10 岁以上的孩子回答了自评健康问题,故第(5)列的样本仅为 10 岁以上的孩子。2010 年问卷中并无子女过去一个月内患病情况的问题,因此,第(6)列的样本仅为 2012 年、2014 年和 2016 年的子女样本。

于男孩。从结果来看,女孩的人体测量类健康指标值相对较低。其中家庭性别偏好对女孩的体重 Z 评分和 BMI Z 评分的负向影响较大,系数分别为-0.365 和-0.364,且在 1%的水平上显著。根据 WHO 的定义,一胎女孩偏瘦的可能性比男孩高 2 个百分点。女孩和男孩在身高 Z 评分这一健康指标上的差距相对较小,系数为-0.104,且在 1%的水平上显著。从第(5)和(6)列的结果看,与男孩相比,女孩自评健康状况较好的可能性要低 2.5 个百分点,且女孩在过去一个月内有过生病经历的可能性要增加 2.2 个百分点。以上结论与 Palloni (2017) 的发现一致,若父母偏好某一性别的子女,那么此子女将获得更多的营养投入,在人体测量指标和患病情况等方面的健康状况较好。从本文的分析来看,家庭确实存在对男孩的性别偏好,男孩在家庭内部资源分配中占据优势,无论是从营养摄入、自评健康还是患病情况来看,男孩的健康状况均表现较好。另外,从第(1)-(4)列来看,家庭内部兄弟姐妹数量的增加,会稀释子女获得的健康资源,使子女的身高 Z 评分、体重 Z 评分、BMI Z 评分下降,身材偏瘦的可能性上升,如兄弟姐妹的数量每增加一个,子女偏瘦的可能性将上升 2.5 个百分点,且在 5%的水平上显著。

2. 第一胎子女健康状况的性别差异:不同年龄段分样本分析

为比较性别偏好对不同年龄段儿童的健康状况的影响,本文根据子女所处的成长阶段,将样本中的子女分成 5-12 岁、13-15 岁两个组别,其中 5-12 岁是学龄前阶段和小学教育阶段,13-15 岁是初中教育阶段。这样划分的依据在于,在子女成长的不同时期,父母和家庭所需花费的时间和精力有所不同,父母照料、投入对子女健康状况的重要程度也有所区别。在子女上幼儿园或小学时,父母需要花费大量时间看护子女,照顾子女的饮食起居,教子女各种基本的生活技能,因而父母对照顾子女的重视程度和态度很大程度上影响着子女的身体健康状况。在 13 岁之后,子女进入青少年时期,就读于中学,课业负担加重,大部分时间在学校上课,甚至在学校就餐,主要与老师、同学接触,尽管需要父母和家庭中其他家长的照顾,但自理能力增强,家长们耗费心力较少,父母在子女健康人力资本积累的过程中发挥的作用相对有限。

根据上述分类标准的分组回归结果如表 4 所示,性别偏好对年纪较小女孩的健康状况负向影响较大,对 5-12 岁子女而言,一胎女孩的身高 Z 评分、BMI Z 评分分别比一胎男孩低 0.174 和 0.541 个标准差,且在 1%的水平上显著。对年龄较小的子女而言,女孩偏瘦的可能性要比男孩高 4.0 个百分点,在过去一个月内生病的概率高 2.5 个百分点。但从整体来看,13-15 岁儿童的营养健康状况不存在明显的性别差异。为进一步探讨性别偏好对处于不同年龄阶段的儿童是否存在异质性影响,我们对其进行 t 值检验。从 t 检验的结果来看,5-12 岁、13-15 岁这两个组别儿童的健康性别差异存在显著区别,性别偏好主要对年龄较小的女孩有显著的负向影响。

3. 第一胎子女健康状况的性别差异:城乡分样本分析

农村养儿防老、传宗接代的观念根深蒂固,重男轻女现象比城市更加严重 (Murphy et al., 2011)。为分别探讨家庭对男孩的性别偏好对城市、农村地区儿童健康状况的影响,本文根据调查所在地的性质,将样本分成农村和城市两类子样本后,再次估计式(1)和(2)。表 5 的结果表明,性别偏好对农村地区女孩健康状况的负向影响更大。从 Panel A 的结果来看,对城市地区的儿童来说,虽然家庭性别偏好不利于女孩在身高、BMI Z 评分、自评健康和患病情况等健康状况的提升,但基本在统计上不显著,而家庭性别偏好使城市地区女孩的体重 Z 评分显著下降 0.340 个标准差。

表 4 第一胎子女健康状况的性别差异^①(按子女年龄段划分)

变量	(1) 身高 Z 评分	(2) BMI Z 评分	(3) 是否偏瘦	(4) 自评健康	(5) 患病情况
Panel A: 13-15 岁					
第一胎为女孩	0.030 (0.051)	-0.034 (0.061)	-0.026 (0.017)	-0.041 *** (0.016)	0.018 (0.013)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
县级固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	3 012	3 012	3 012	2 998	2 385
adj. <i>R</i> ²	0.324	0.094	-	-	-
Panel B: 5-12 岁					
第一胎为女孩	-0.174 *** (0.051)	-0.541 *** (0.056)	0.040 *** (0.010)	-0.007 (0.017)	0.025 ** (0.011)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
县级固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	5 942	5 942	5 942	2 474	4 751
adj. <i>R</i> ²	0.368	0.116	-	-	-
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.004 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.158	0.926

注：***、**、* 分别表示在 1%和 5%水平上显著,括号中为县级年龄层面的聚类稳健标准误。表中(3)、(4)和(5)列报告的是 Logit 回归的边际效应,*t* 检验中报告的是 *p* 值。

表 5 第一胎子女健康状况的性别差异(按城乡划分)

变量	(1) 身高 Z 评分	(2) 体重 Z 评分	(3) BMI Z 评分	(4) 是否偏瘦	(5) 自评健康	(6) 患病情况
Panel A: 城市地区						
第一胎为女孩	-0.102 (0.076)	-0.340 *** (0.066)	-0.098 (0.159)	0.018 (0.018)	-0.000 (0.019)	0.003 (0.009)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县级固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4 261	2 156	4 261	4 261	2 500	3 209
adj. <i>R</i> ²	0.313	0.222	0.074	-	-	-
Panel B: 农村地区						
第一胎为女孩	-0.130 ** (0.063)	-0.382 *** (0.068)	-0.391 *** (0.094)	0.030 * (0.015)	-0.039 ** (0.019)	0.025 *** (0.007)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县级固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4 693	2 268	4 693	4 693	2 972	3 927
adj. <i>R</i> ²	0.368	0.211	0.079	-	-	-
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.745	0.584	0.073 *	0.592	0.096 *	0.067 *

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,括号中为县级年龄层面的聚类稳健标准误。表中(4)-(6)列报告的是 Logit 回归的边际效应,*t* 检验中报告的是 *p* 值。

①由于 WHO 仅提供 5-10 岁儿童的体重成长标准,因而本文并未按照年龄段分组估计重男轻女观念对子女体重 Z 评分的影响。

Panel B 显示,家庭性别偏好对农村地区女孩的营养摄入和健康状况有显著的负向影响。如家庭性别偏好使体重 Z 评分、BMI Z 评分分别降低 0.382 和 0.391 个标准差,且在 1% 的水平上显著。此外,家庭性别偏好不利于女孩自评健康和患病情况等方面健康状况的改善,使其自评健康较差的概率增加 3.9 个百分点,过去一个月内患病的可能性增加 2.5 个百分点。组间 t 检验的结果也表明,家庭性别偏好对农村地区、城市地区女孩健康状况存在显著的异质性影响。这与郑筱婷和陆小慧(2017)的结论一致,在农村地区女孩更易受到性别歧视,不利于其教育资源的获得和人力资本水平的提升。另一方面,由于在我国计划生育执行期间,实际上农村地区实施的是“一胎半”政策,即在第一胎生育女孩的情况下,农村家庭还可生育二胎。因而,即使考虑第一胎子女可能的性别选择问题,农村家庭第一胎子女的性别仍可被认为是外生的。基于城市样本和农村样本的分组分析结果,表 5 进一步说明了本文的研究结论不会受到第一胎性别内生这一问题的影响。

五、重男轻女与第一胎子女健康状况的性别差异:机制分析

在第一胎子女性别外生的条件下,第一胎子女健康的性别差异表明家庭的重男轻女思想损害了女孩健康。为了进一步说明重男轻女思想对女孩健康的损害并探究背后的机制,本文在此部分从家庭性别偏好的视角分析子女健康状况性别差异的影响机制:家庭对子女早期健康投入的性别差异和子女数量与质量的替代效应(quantity-quality trade-off)。家庭对男孩的性别偏好通过两种方式对儿童的健康状况产生影响,一是基于早期人力资本投资差异的直接影响:父母偏爱男孩,即使父母认为女孩的健康也很重要,仍会相对地减少对女孩的健康投入(Barcellos et al., 2014; Jayachandran and Kuziemko, 2011),从而直接导致子女早期健康的性别差异。二是基于生育停止规则(fertility stopping rule)的间接影响:若家庭生育女孩,父母通常选择继续生育,挤占了现有子女的健康资源,但生育男孩的父母继续生育的可能性较低,造成儿童健康状况的性别差异。因此,本文从家庭对子女健康投入的性别差异和子女数量与质量的替代效应这两个角度分析家庭性别偏好对子女健康的影响,并探讨直接效应和间接效应对子女健康状况性别差异的解释力。

(一)早期人力资本投资效应:健康投入的性别差异

父母对男孩的偏爱使男孩在营养状况、健康照料等方面均处于优势地位,究其原因,男孩在维生素补充、疫苗接种和哺乳期上获得更多的健康投入(Pande, 2003; Barcellos et al., 2014)。早期的健康投入将显著影响子女未来的健康人力资本积累状况, Jayachandran 和 Kuziemko(2011)研究表明,对一岁至五岁的印度儿童而言,哺乳期的性别差异可解释 9% 的女性超额死亡率。母亲工作时间的增加在提升家庭经济状况的同时,也减少了母亲陪伴、照料子女的时间,将增加子女出现健康问题的可能性,如超重(Anderson et al., 2003)。那么家庭的性别偏好是否会影响父母的照料行为和健康投入,进而影响子女的健康水平?

本文以哺乳期长短、子女晚上是否主要由父亲、母亲照料^①,孩子生小病时的处理方式以及商业保险的购买金额等作为家庭健康投入的代理变量。子女晚上是否主要由父亲/母亲照料为虚拟变量,取值为 1 时,表示主要由父亲/母亲照料;取值为 0 时,则表示由其他亲

^①本文也分析了一胎子女性别与子女晚上是否主要由祖父母、外祖父母照料之间的联系,发现第一胎为女孩的系数很小且不显著,说明祖父母、外祖父母对孙辈的照料并不会因其性别而异。

属、朋友照料。CFPS 问卷中有“孩子生小病时,家庭如何处理”的问题,包含立刻找医生看病、自己买药等方式,本文将其处理成二值虚拟变量。表 6 第(1)列报告了家庭性别偏好对子女哺乳期的影响,发现女孩的哺乳期要比男孩显著短 1.097 个月。这与 Barcellos 等(2014)的结论一致,受性别偏好的影响,男孩的哺乳期更长,将获得更多的父母时间投入和维生素补充,在家庭内部早期的营养健康投入上占据优势。

第(2)-(3)列的结果表明,男孩获得的父亲时间投入更多,家庭内部对男孩的性别偏好使女孩晚上主要由父亲照料的可能性降低 2.2 个百分点,但母亲照料子女并不因子女性别而异。家庭在子女生病时的处理方式存在显著的性别差异,家庭在照顾男孩时更细致、谨慎。当子女生小病时,家庭带女孩去看医生的可能性降低 3.1 个百分点,给女孩自行买药治疗的可能性增加 2.6 个百分点,均在 1%的水平上显著。此外,在第(6)列中,从为子女购买的商业保险金额来看,家庭对男孩的医疗保险投入数额较大,性别偏好使女孩获得的商业保险金额比男孩要低 10.7%。以上结果表明,父亲对男孩的健康投入要显著高于女孩,但母亲对男孩和女孩的照料行为并不存在显著差异。家庭性别偏好降低了女孩获得的家庭健康和照料投入,不利于其健康水平的改善。

表 6 重男轻女与子女的健康投入、照料投入

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	Logit				OLS
	哺乳期长短 (月)	晚上是否主要 由父亲照料	晚上是否主要 由母亲照料	孩子生小病 时,是否带他 去看医生	孩子生小病 时,是否自行 买药治疗	购买的商业 保险金额 (取对数)
第一胎为女孩	-1.097 *** (0.273)	-0.022 *** (0.007)	0.012 (0.012)	-0.031 *** (0.010)	0.026 *** (0.010)	-0.107 ** (0.051)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县级固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	2 970	5 386	6 277	8 569	8 592	7 735
adj. R ²	0.185	-	-	-	-	0.271

注:***、** 分别表示在 1%和 5%水平上显著,括号中为县级年龄层面的聚类稳健标准误。表中(2)-(5)列报告的是 Logit 回归的边际效应。

(二) 生育停止规则:家庭规模与子女健康

子女性别影响着家庭的生育行为,当家庭生育女孩时,父母更可能扩大家庭规模、继续生育,通过增加储蓄、更早地回到工作岗位等方式,减少女孩获得的物质资源和家庭照料投入,对女孩的健康水平产生负面影响(Rose,2000;Barcellos et al.,2014)。因而,本文认为,家庭中的子女性别不仅会直接影响父母的生育行为,还可通过增加弟弟妹妹的数量达到稀释健康资源的作用。为辨别家庭规模是否会影响一胎子女的健康水平,本文分三步来进行验证:首先分析了性别偏好与家庭规模之间的关系,比较一胎女孩、一胎男孩对家庭子女总数的影响;其次,进一步考察了家庭规模与子女健康水平之间的联系,探讨子女总数的增加是否会损害一胎子女的健康水平;最后,计算出家庭性别偏好对女孩健康状况的负向影响在多大程度上可由家庭规模增加所致的间接效应来解释。

本文在表 7 中考虑了一胎子女性别对三类生育指标的影响,以探讨家庭性别偏好对父

母生育行为和生育模式的影响。第一类指标是家庭是否生育,该指标为二值虚拟变量,取值为 1 时,表示第一胎为女孩的家庭继续生育;取值为 0,则表明家庭并未再生育子女。第二类指标是弟弟妹妹的数量,代表家庭规模。第三类指标是家庭后续生育的子女性别,以是否有弟弟作为代理变量。在 20 世纪 90 年代之后,全国大部分农村开始实施“一胎半”或“二胎”政策,因而城市和农村地区受计划生育政策的影响有所区别,本文分别考察了家庭性别偏好对所有样本、农村样本家庭生育行为的影响。

从第(1)–(3)列的结果来看,家庭性别偏好使所有家庭继续生育的可能性显著增加 17.2 个百分点,一胎女孩有弟弟的可能性显著增加 18.0 个百分点和弟弟妹妹的数量显著增加 0.238 个单位,且在 1% 的水平上显著。但家庭性别偏好对农村家庭的正向影响更大,第(4)–(6)列的结果表明,对农村家庭而言,家庭的重男轻女观念使一胎女孩有弟弟的可能性增加 24.1 个百分点,弟弟妹妹数量增加 0.297 个,且均在 1% 的水平上显著。这说明父母为达到生育男孩的目的,在一胎为女孩的前提下,更可能选择继续生育,增加家庭的子女总数。

表 7 重男轻女对家庭生育行为的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本			农村样本		
	是否继续生育	是否有弟弟	弟弟妹妹的数量	是否继续生育	是否有弟弟	弟弟妹妹的数量
第一胎为女孩	0.172 *** (0.008)	0.180 *** (0.007)	0.238 *** (0.011)	0.210 *** (0.012)	0.241 *** (0.010)	0.297 *** (0.017)
家庭控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县级固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	8 954	8 954	8 954	4 687	4 687	4 687
adj. <i>R</i> ²	–	–	0.385	–	–	0.393

注:*** 表示在 1% 水平上显著,括号中为县级年龄层面的聚类稳健标准误。表中(1)–(2)列、(4)–(5)列报告的是 Logit 回归的边际效应。

表 7 的结果表明,家庭的生育行为和生育模式可解释由家庭性别偏好引起的子女健康状况的性别差异。为进一步考察家庭生育行为对一胎子女健康状况的影响,辨别早期健康投入的直接效应和家庭规模的间接效应在子女健康状况性别差异中的解释力,本文参照 Palloni (2017)、Barcellos 等(2014)的做法,将子女规模对一胎子女健康状况的影响系数乘以家庭性别偏好对弟弟妹妹数量的影响系数。此乘积表示家庭性别偏好通过家庭生育行为、子女规模的变化这一渠道对一胎子女健康状况的影响。我们将此乘积除以表 3 中家庭性别偏好对子女健康状况的影响系数,可求得家庭规模的变化对子女健康状况性别差异的解释力(结果见表 8)。

首先,本文估计家庭规模对一胎子女在身高 Z 评分、体重 Z 评分和 BMI Z 评分等方面健康状况的影响,如表 8 所示。家庭规模减少了一胎子女获得的资源数量,使其健康水平显著下降。子女数量每增加一个,一胎子女的身高 Z 评分、体重 Z 评分和 BMI Z 评分将分别下降 0.117、0.182 和 0.202 个标准差,且在 1% 的水平上显著。结合表 7 和表 8 可发现,家庭规模充当了性别偏好对子女健康状况影响的中介,受性别偏好的驱使,生育女孩的家庭更愿意增加子女数量,而家庭规模的扩大又进一步降低了女孩获得的资源投入,造成女孩健康人力资

本的损失。其次,本文对家庭性别偏好的总效应进行分解,发现在身高 Z 评分、体重 Z 评分和 BMI Z 评分这三项健康指标上,家庭性别偏好对一胎女孩健康状况负向影响的11.9%~26.8%可由家庭规模的变化来解释。

表 8 家庭规模对一胎子女健康状况的影响

变量	(1) 身高 Z 评分	(2) 体重 Z 评分	(3) BMI Z 评分
子女规模	-0.117 *** (0.037)	-0.182 *** (0.048)	-0.202 *** (0.046)
家庭控制变量	YES	YES	YES
县级固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	8 954	4 424	8 954
adj. <i>R</i> ²	0.353	0.197	0.130
间接效应解释比例	0.268	0.119	0.132

注：*** 表示在 1%水平上显著,括号中为县级年龄层面的聚类稳健标准误。

六、结论

现有研究大多只考虑家庭性别偏好与家庭内部教育资源分配之间的关系,较少考察家庭性别偏好对子女健康的影响。本文在现有文献的基础上作了进一步的拓展,实证研究家庭性别偏好与子女健康人力资本状况之间的关系。本文发现,家庭性别偏好不利于女孩在人体测量类健康指标(身高 Z 评分、体重 Z 评分、BMI Z 评分和偏瘦)、自评健康状况和患病情况等方面健康状况的改善。分年龄段回归的结果表明,与就读幼儿园或小学的儿童相比,13 岁以上儿童的自我照顾能力增强,父母照料对子女健康的影响有限,因而家庭性别偏好对这类女孩健康的影响较小。按照城乡地区分类,本文发现家庭性别偏好对农村地区女孩健康水平的负向影响较大。

在因果识别的基础上,本文进一步探究了家庭性别偏好对子女健康状况的两种可能的影响渠道。一是生育停止规则:受重男轻女观念的影响,若家庭生育女孩,父母更可能选择继续生育,增加子女总数,减少女孩可获得的健康资源数量;二是早期人力资本投资的性别差异:父母偏爱男孩,在健康投入上存在显著的性别差异,如女孩获得的母乳喂养时间显著较短,此外,男孩更可能获得父亲的照料,家庭更慎重地对待男孩的健康问题,在生病时家长更可能带他们去医院找正规渠道就医,家长为男孩购买的商业保险金额较高。机制分析的结果表明,家庭规模的变化可解释重男轻女观念对女孩健康状况负向影响的四分之一左右。

基于研究结论,本文认为,为缓解和改善性别歧视问题,实现教育、就业等方面的性别平等,除落实男女平等的基本国策外,引导和鼓励家庭增加对女孩的关注和人力资本投资也是关键。随着“全面二孩”政策的实施,家庭子女数量的增加,更需关注家庭内部女孩的资源获得状况。对于年龄较小和农村地区的女孩,家庭性别偏好对其负面影响更大,一方面可考虑通过各媒体渠道倡导男女平等意识,另一方面可通过增加学校公共投入和农村地区经济、教育投资等来弥补家庭投入的不足,补足短板,促进此类弱势儿童的人力资本发展。

随着“健康中国”战略的提出,居民的健康福利水平进一步受到重视。本文为“健康中国”战略的落实和实施提供了新的视角,即就提升社会整体福利水平而言,加大对男女平等

国策的宣传和传播力度也是一种经济和社会效益较高的方式。实现家庭内部资源分配的性别平等有助于缩小居民健康水平的性别差异,提升整体居民的健康水平,且家庭性别偏好的减弱不仅可在短期内改善女孩早期健康人力资本的发展,还可能会长期地影响她们未来的教育获得和劳动力市场回报(Heckman and Mosso, 2014),进而缓解女性未来在职业发展上受到的性别歧视。因而,减轻家庭在资源分配上的性别不均衡现象,有助于推进“健康中国”建设,推动女性的人力资本积累,提升她们在劳动力市场的表现,缩小与男性在经济表现、社会地位上的差距。

本文仅从家庭内部资源分配的角度分析子女人力资本发展的性别差异,除了家庭投入外,学校投入往往也是子女人力资本形成的重要影响因素。既然家庭偏好男孩,那么是否有可能通过增加学校投入、社区投入来推动子女的人力资本发展,尤其是在子女人力资本发展的早期阶段。因此,未来的研究可通过一系列的政策分析或反事实分析估计学校投入的增加在多大程度上可弥补女孩人力资本发展的弱势,针对性地以随机干预实验的方式考察如何提升贫困地区、农村地区儿童的教育和健康状况等人力资本发展水平,如健康补助项目、教育发展项目等。

参考文献:

1. 林莞娟、赵耀辉, 2014:《“重男轻女”降低女性福利吗? 离婚与抚养压力》,《经济学(季刊)》第14卷第1期。
2. 刘靖, 2008:《非农就业、母亲照料与儿童健康——来自中国乡村的证据》,《经济研究》第9期。
3. 陆方文、刘国恩、李辉文, 2017:《子女性别与父母幸福感》,《经济研究》第10期。
4. 卿石松, 2011:《职位晋升中的性别歧视》,《管理世界》第11期。
5. 宋月萍, 2007:《中国农村儿童健康:家庭及社区影响因素分析》,《中国农村经济》第10期。
6. 宋月萍、谭琳, 2008:《男孩偏好与儿童健康的性别差异:基于农村计划生育政策环境的考察》,《人口研究》第3期。
7. 孙文凯、王乙杰, 2016:《父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察》,《经济学(季刊)》第15卷第3期。
8. 郑筱婷、陆小慧, 2017:《有兄弟对女性是好消息吗? ——家庭人力资本投资中的性别歧视研究》,《经济学(季刊)》第18卷第1期。
9. Ahlburg, D. 1998. “Intergenerational Transmission of Health.” *American Economic Review* 88(2): 265–270.
10. Anderson, P. M., K. F. Butcher, and P. B. Levine. 2003. “Maternal Employment and Overweight Children.” *Journal of Health Economics* 22(3): 477–504.
11. Barcellos, S. H., L. S. Carvalho, and A. Lleras-Muney. 2014. “Child Gender and Parental Investments in India: Are Boys and Girls Treated Differently?” *American Economic Journal: Applied Economics* 6(1): 157–189.
12. Barker, D. J. 1990. “The Fetal and Infant Origins of Adult Disease.” *British Medical Journal* 301(6761): 1111.
13. Case, A., A. Fertig, and C. Paxson. 2005. “The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance.” *Journal of Health Economics* 24(2): 365–389.
14. Currie, J., and J. Gruber. 1996. “Health Insurance Eligibility, Utilization of Medical Care, and Child Health.” *The Quarterly Journal of Economics* 111(2): 431–466.
15. Currie, J., and M. Stabile. 2003. “Socioeconomic Status and Child Health: Why Is the Relationship Stronger for Older Children?” *American Economic Review* 93(5): 1813–1823.
16. Dahl, G. B., and E. Moretti. 2008. “The Demand for Sons.” *The Review of Economic Studies* 75(4): 1085–1120.
17. Ebenstein, A., and S. Leung. 2010. “Son Preference and Access to Social Insurance: Evidence from China’s Rural Pension Program.” *Population and Development Review* 36(1): 47–70.

18. Heckman, J. J., and S. Mosso. 2014. “The Economics of Human Development and Social Mobility.” *Annual Review of Economics* 6(1): 689–733.
19. Jayachandran, S., and I. Kuziemko. 2011. “Why Do Mothers Breastfeed Girls Less than Boys? Evidence and Implications for Child Health in India.” *The Quarterly Journal of Economics* 126(3): 1485–1538.
20. Jayachandran, S., and R. Pande. 2017. “Why Are Indian Children So Short? The Role of Birth Order and Son Preference.” *American Economic Review* 107(9): 2600–2629.
21. Liu, H. 2014. “The Quality–Quantity Trade-off: Evidence from the Relaxation of China’s One-child Policy.” *Journal of Population Economics* 27(2): 565–602.
22. Mishra, V., T. K. Roy, and R. D. Retherford. 2004. “Sex Differentials in Childhood Feeding, Health Care, and Nutritional Status in India.” *Population and Development Review* 30(2): 269–295.
23. Murphy, R., R. Tao, and X. Lu. 2011. “Son Preference in Rural China: Patrilineal Families and Socioeconomic Change.” *Population and Development Review* 37(4): 665–690.
24. Palloni, G. 2017. “Childhood Health and the Wantedness of Male and Female Children.” *Journal of Development Economics* 126: 19–32.
25. Pande, R. P. 2003. “Selective Gender Differences in Childhood Nutrition and Immunization in Rural India: The Role of Siblings.” *Demography* 40(3): 395–418.
26. Qian, N. 2008. “Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance.” *The Quarterly Journal of Economics* 123(3): 1251–1285.
27. Rose, E. 2000. “Gender Bias, Credit Constraints and Time Allocation in Rural India.” *The Economic Journal* 110(465): 738–758.
28. Rosenblum, D. 2013. “The Effect of Fertility Decisions on Excess Female Mortality in India.” *Journal of Population Economics* 26(1): 147–180.
29. Rosenzweig, M. R., and J. Zhang. 2009. “Do Population Control Policies Induce More Human Capital Investment? Twins, Birth Weight and China’s ‘One-Child’ Policy.” *The Review of Economic Studies* 76(3): 1149–1174.

Does the Son Preference Harm Girls’ Health? Evidence from China Family Panel Studies

Liao Liping^{1,2} and Zhang Chenglei³

(1: School of Public Finance & Taxation, Guangdong University of Finance & Economics;

2: College of Economics, Jinan University;

3: School of Economics & Trade, Guangdong University of Finance)

Abstract: Using the data of CFPS from 2010 to 2016, this paper estimates the gender differences of early health status of first-born children and the mechanisms. The results show that the health status of first-born girls is significantly worse than that of boys, which means that the son preference is harmful to the health status of first-born girls. The mechanism analysis shows that, on the one hand, parents reduce the health inputs on girls due to the son preference; on the other hand, parents with first-born girls are more likely to continue having children, which reduces the health expenses on girls indirectly. Besides, this paper decomposes the total effect of household gender preference on the health status of children. We find that family size can explain roughly a quarter of the total effect. In the Chinese society with a patriarchal tradition of son preference, guiding families to pay attention to and put more investments upon girls can improve the health status of girls, especially of younger and rural girls. This will promote the “Healthy China” strategy.

Keywords: Son Preference, Early Health Status, Gender Differences, Health Inputs

JEL Classification: J13, J16, J24

(责任编辑:陈永清)