

子女性别与父母幸福感^{*}

陆方文 刘国恩 李辉文

内容提要: 中国的市场化深刻转型和经济快速发展极大地增强了女性的经济社会地位, 女儿更有能力提升父母的福利; 但同时由于从传统社会向现代社会的转型尚未彻底完成, 传统农业文明下形成的“重男轻女”观念仍然存在, 因此女儿是否给父母带来比儿子更多的幸福感, 就仍然是一个有待检验的经验问题。本文利用中国综合社会调查(CGSS) 2008 年数据定量研究子女性别对父母幸福感的影响。借助第一胎子女性别的外生性, 本文发现, 在子女的婴幼儿以及中小学读书阶段, 子女性别对父母幸福感无显著影响; 而到了子女的结婚生子阶段, 儿子带给父母的幸福感比女儿显著更低。特别地, 本文没有发现儿子通过“养儿防老”渠道给父母带来更高幸福感的证据: 分析显示女儿带给老年父母的幸福感也比儿子更高, 这对于有养老保险的父母尤为显著; 但发现了父母因为“助儿买房”而损失幸福感的证据: 城市里更高房价让男孩父母的幸福感更低。

关键词: 幸福感 子女性别 社会转型

一、引言

幸福感作为“隐藏的国民财富”(David Halpern 2012) 在全球范围内得到越来越多的关注。十八大以来, 以习近平同志为核心的党中央特别强调, 要把“人民群众的获得感”作为衡量民生的重要指标。因此, 研究居民幸福感的影响因素具有重要的现实意义。

经济学关注稀缺世界中人的选择或者行为, 而个体的选择归根到底是为了增进幸福感, 并且将是否增进和增进了多少幸福感作为最终的评价标准(汪丁丁 2010)。现代经济学常以幸福感作为效用的衡量指标, 研究一些价值难以直接衡量的事件或现象的效用。国外经济学界对幸福感的研究开始于 Easterlin(1974) 关于经济发展对幸福感影响的探讨。Di Tella et al.(2001) 研究过失业率 and 通货膨胀率这两个重要宏观经济指标对大众幸福感的影响, 并据此探讨大众对失业率和通货膨胀的偏好。另外一些研究利用幸福感指标分析机场噪音、水灾、空气污染等非市场化物品的福利价值(Welsch 2002 2006 2007; Levinson 2012; Luechinger & Raschky 2009)。国内一些研究表明, 个人幸福感不仅与性别、年龄、教育程度、收入水平等个体特征关系密切(刘军强等 2012), 还受到相对收入、城乡差距和就业状况、房价、腐败与社会信任等社会因素的影响(罗楚亮 2009; 官皓, 2010; 何立新和潘春阳 2011; 林江等 2012)。和上述研究不同, 本文关注的问题是, 在中国这样一个拥有悠久农耕文明传统、长期存在着“重男轻女”观念的社会中, 子女的性别差异是否以及如何

^{*} 陆方文, 中国人民大学经济学院, 邮政编码: 100872, 电子信箱: lufangwen@ruc.edu.cn; 刘国恩, 北京大学国家发展研究院, 邮政编码: 100871, 电子信箱: gordonliu@nsd.pku.edu.cn; 李辉文, 上海对外经贸大学国际经贸学院、区域与产业发展研究中心, 邮政编码: 201620, 电子信箱: huiwenli@suibe.edu.cn。本研究为中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目成果(16XNA005)。特别感谢周业安、曹晖在本文研究和写作过程中提供的帮助, 感谢江艇、左翔、何晓波、刘冲的建议, 感谢两位匿名审稿人的意见。本文在中国香樟经济学会、中国经济学会、湘潭大学商学院季度论坛等学术会议报告过, 感谢王春超、张川川、左翔、杨汝岱、陈斌开、范子英、罗知等与会学者的有益评论。感谢《现代快报》、《中国日报》、《中国青年报》、《人民日报》微博、新华网、新浪新闻、网易新闻、CCTV 新闻频道等众多媒体对本文前期版本的报道, 以及众多网友的参与讨论。当然, 文责自负。

对父母的幸福感产生影响?

在传统农业社会,男孩带给父母的幸福感可能比女孩更多。这可以在社会学和历史学等相关学科的大量文献中得到印证。传统乡土社会中的差序格局决定了家庭网络在经济社会生活中扮演着重要角色,而传统家庭网络的稳定、繁衍和昌盛都与男性成员有着更加密切的关系,这构成了中国传统社会“多子多福”和“重男轻女”观念的经济社会根源(费孝通,2012;钱穆,2013;侯家驹,2008)。从经济学角度刻画,男性的这种优势源自生产和金融两个方面的基本经济功能。一方面,男性在生产性活动中具有相对优势。恩格斯在《家庭、私有制和国家的起源》中指出,人类社会进入农耕时代,尤其是铁犁的使用,使得生产活动中男性具有明显的优势,这为父系社会的形成提供了经济基础(恩格斯,2003)。Alesina et al. (2013) 为恩格斯的这一论断提供了生动而有力的经验证据。他们利用跨国和跨地区历史数据所做的经验研究表明,传统农业技术意味着男性比女性有着更高的经济价值,从而产生重男轻女的观念。钱楠筠的研究(Qian, 2008)显示,男女之间的收入差异会显著影响女孩的存活率和女孩的受教育程度,而这一特征事实可以用父母将子女视作特定形式生产性投资品的家庭决策模型来解释。另一方面,在金融市场不完备的传统社会中,金融产品的匮乏使得医疗、养老等诸多保险都只能通过家庭等社群网络而不是非人格化的外部金融市场实现,在这个意义上,男孩作为金融产品对父母也具有相对更高的价值(陈志武,2014)。吴晓瑜和李力行(2011)关于子女性别和女性家庭地位的定量研究发现,在中国的家庭中存在着显著的“母以子贵”效应:母亲的家庭地位随着生育男孩而提高,家庭中食物支出份额上升,该女性营养摄入增加,其身体健康状况也变得更好。据此推论,儿子似乎应该给父母尤其是母亲带来更高的幸福感。

但事情还有另外一面。随着市场化改革的推进,女儿对父母幸福感的正面影响很可能显著上升。这一方面是由于随着市场化程度的提高,生产活动和金融活动更多地从基于血缘纽带的家庭等社群网络转移到基于个人权利和契约的市场和企业(Munshi, 2014;王永钦,2009);另一方面,随着市场化进程中技术进步和产业结构的调整,越来越多的经济活动不依赖于体力,男性的相对经济价值也因此削减。上述Qian(2008)和Alesina et al. (2013)的研究实际上也为此提供了证据:核心家庭内部相对经济地位和权力结构发生有利于女性的调整,从而使女儿有可能更好地赡养和孝敬父母。Xie & Zhu(2009)利用1999年上海、武汉和西安三个大城市的抽样调查数据表明,已婚女儿给父母的经济支持超过已婚儿子。许琪(2015)利用中国家庭追踪调查(CFPS)2010年数据发现,中国父系家庭制度和以儿子为核心的赡养方式正在发生显著改变。其中城市家庭中女儿在经济支持和生活照料两方面的直接效应都超过儿子,农村则呈现出“儿子出钱、女儿出力”的赡养模式:儿子更多地提供经济支持,女儿则在生活照料上付出更多。这些都意味着女儿对父母幸福感的影响很可能随市场化改革和经济发展而大幅度上升。

在市场化水平快速提升之后,女孩给父母带来的幸福感不仅会上升,而且有可能反过来超过男孩给父母带来的幸福感。前文分析的着眼点是子女的生产力以及可能为父母带来的经济收益,在经济学上这意味着潜在地将子女视作父母的“投资品”。而Becker(1960)将子女视作可以为父母带来效用的耐用消费品,这一开创性研究潜在地意味着,随着市场化和经济发展水平的提高,传统社会中家庭的经济功能会越来越多地被市场替代,家庭定位将向感情功能集中(参见陈志武,2015),子女将逐渐从“投资品”转变为“耐用消费品”。考虑到女儿通常更能在情感上体贴父母,那么女儿作为“耐用消费品”的质量完全可能比儿子更高。唐灿等(2009)在浙东地区的调研发现,在转型期儿子对于父母的工具性意义相对下降。即使在农村地区,随着经济发展水平的提升、男性外出务工比率大幅度增加和生育率下降,核心家庭的权力重心开始向女性倾斜,父母对儿子的养老依赖逐渐变得困难,而女儿因为家庭地位上升、外出务工比率显著更低(熊瑞祥和李辉文,2016)等原因,通过情感慰藉、生病照料、实物和货币支持等多种方式,在娘家的经济和家庭福利等方面扮演的

角色越来越重要。

不仅如此,魏尚进和张晓波(Wei & Zhang 2011a)的研究还表明,由于中国现阶段严重的性别失衡导致婚姻市场上男性竞争压力加剧,男方家庭更倾向于通过增加储蓄以提升在婚姻市场上的竞争力,这反过来意味着生养女儿的家庭消费率将更高,从而可能给父母带来更高的幸福感。此外,他们还发现,在性别失衡严重的地区,有儿子的父母更可能创业,也更可能接受低工资辛苦劳动(Wei & Zhang, 2011b)。Chen(2014)也表明,性别比例失衡显著增加了男方父母买房的压力。这意味着生养女儿可能为父母带来更多的闲暇而增进幸福感。

但上述分析并没有直接检验子女性别对父母幸福感的影响,而仅仅表明一种理论上的可能性。不可忽略的是,即使父母确认女儿给自己的经济支持和生活照料的事实,仍然可能认为儿子给自己带来的幸福感更高(唐灿 2009)。现阶段中国从传统社会向现代市场经济社会转型的过程仍未完成,新型工业化和新型城镇化也仍然任重道远,传统农业文明与现代市场经济、相对封闭的人格化家族网络与开放的非人格化的价格机制在经济社会当中还在同时发挥重要作用(王永钦 2009; 左翔和李辉文 2017)。这意味着传统社会形成的“重男轻女”观念在今天的中国仍然有其经济社会根源。Alesina et al. (2013) 还发现,使用铁犁耕作的农业社会不仅自身更加重男轻女,而且即使其个体迁移到美国等发达国家之后,其后代仍然显著地继承这种偏见。

简言之,在市场化深刻转型和经济快速发展的复杂背景下,子女性别对于父母福利和幸福感的影 响发生了有利于女儿的重大变化,但女儿带给父母的幸福感是否高于儿子,却仍然是一个有待验证的经验问题。有鉴于此,本文利用中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS) 2008 年数据,定量研究子女性别对父母幸福感的影响。

这一研究需要克服的一个挑战是,在计划生育政策的约束和重男轻女思想的影响下,子女性别可能被人为操纵,而这些影响子女性别选择的因素可能影响父母幸福感,从而导致遗漏变量偏误。但 Ebenstein(2010)指出,中国家庭的性别选择往往不在第一胎上进行,所以可以认为第一胎子女的性别是自然决定的,具有很强的外生性。吴晓瑜和李力行(2011)在经验研究子女性别对女性家庭地位影响时,就采用了第一胎子女的性别作为子女性别的代理变量。本文对所采用的数据进行的检测也印证了第一胎子女性别的外生性。因此本文也利用这一点来缓解子女性别的内生性问题。此外,我国自 1984 年开始在中国农村执行所谓“一胎半”政策,即在大多数农村执行第一孩为男孩不得再生,而第一孩为女孩的农户则被允许生育二胎的弹性计划生育政策(Qian, 2009)。这意味着 1984 年之后绝大多数农村地区的父母即使要进行性别选择,也将集中在二胎而非第一胎上。换言之,这些家庭组成的样本第一胎子女性别的外生性更加可靠。因此本文用第一胎在 1984 年之后出生的农村家庭子样本数据进行稳健性检验。

本文的普通最小二乘回归、ordered logit 回归以及两阶段最小二乘回归都支持这一基本结论:养儿子带给父母的幸福感显著低于女儿。分年龄段回归表明,在子女的不同年龄段,子女性别对父母的幸福感影响存在异质性:在幼儿期和读书期,儿子和女儿对父母幸福感的影响没有显著差异;但当子女到了考虑结婚生子的年龄时,儿子带给父母的幸福感显著低于女孩。进一步截取老年父母样本进行分析,儿子带来的幸福感也要低于女儿,这在老年母亲和城市居民中尤为显著。此外,老年父母是否和子女同住——这是子女照料老年父母的重要方式——并不因为子女的性别而有明显差异。将有社保和没有社保的老年父母分组进行回归,发现对于没有社保的父母组来说,儿子给父母带来的幸福感要低于女儿,虽然差异不显著;而对有社保的父母组来说,儿子带给父母的幸福感甚至显著低于女儿。这拒绝了“养儿防老”效应,即儿子能通过更多地赡养给老年父母带来更高幸福感的假说。如果考虑住房因素,城市房价越高,生儿子父母的幸福感降得越低,该结果进一步支持了婚姻市场上的竞争压力导致男孩父母幸福感偏低。这些发现不仅有助于准确了解经济转型

进程中孩子性别差异对父母幸福感的影响及其相关渠道,而且有助于为今后人口政策和相关社会政策制定提供科学依据。

本文余下部分安排为:第二节介绍数据来源和主要变量的基本特征;第三节报告基准回归结果;第四节对子女性别影响父母幸福感的两个可能的重要渠道——“养儿防老”与“助儿买房”——进行检验;第五节讨论模型选择问题;第六节是结语。

二、数 据

本文所采用的个人层面数据来自中国综合社会调查 2008(CGSS 2008)。^① 它是由中国人民大学组织的一项面向 18 岁以上中国居民的微观社会调查,其中不仅包括个体幸福感指标、子女的数量、性别和年龄,还包括被访者的一些基本个人信息,如性别、年龄、教育、收入、健康等。地区变量主要来自 CEIC 地级市层面的数据,包括人口、人均 GDP、机动车拥有量、住房价格。在 CGSS2008 和 CEIC 数据匹配过程中,有 10 个地级市共 600 个样本丢失,主要是诸如内蒙古的兴安盟、吉林的延边、四川的凉山彝族自治州等调整过地址码的偏远少数民族地区。这些地区受重男轻女观念和计划生育政策的影响比较弱,因而丢失这些地区对研究的影响也很小。因为本研究关注的是父母的幸福感,因此我们排除了全部没有子女的样本。有少量缺失家庭收入信息的样本也被排除了。最后用于研究的样本一共包括 4309 个观测值,涉及全国 72 个地级市。主要变量参见表 1。

表 1 主要变量的统计性描述

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
幸福感 happiness	3.699	0.974	1	5	4309
子女数量 n_child	1.785	1.054	1	9	4309
男孩数量 n_boy	0.953	0.781	0	6	4309
是否有男孩 yes_boy	0.730	0.444	0	1	4309
第一胎是否为男孩 first_boy	0.536	0.499	0	1	4309
男性 male	0.471	0.499	0	1	4309
年龄 age	46.48	12.45	19	98	4309
教育年份 educ	8.628	3.879	0	19	4309
是否居住城市 urban	0.627	0.484	0	1	4309
家庭年收入 income	29164	55086	0	2000000	4309
健康水平 health	3.603	1.045	1	5	4309
人口数量(千人) population	6508	4808	1142	28390	4309
人均 GDP(元) pergdp	30578	19497	6626	83431	4309
汽车数量(千辆) vehicle	452.2	635.4	15.6	3180.8	4309
住房价格(元/平方) hprice	3246	2200	1300	12823	4309

数据来源: CGSS 2008 和 CEIC。

个体幸福感指标来自于对问题“整体来说,您觉得您快不快乐?”的回答。为了让数据更加符合读者的阅读习惯,我们调整了原始数据,用 1 到 5 分别表示从“很不快乐”到“很快乐”,数值越高表示越幸福。回答“比较快乐”的人数最多,占 42%,其次是“普通”,占 26%，“非常快乐”占 21%，“不太快乐”和“很不快乐”的分别是 9% 和 2%。子女的数量是通过把儿子和女儿的数量加总得

^① 采用 2008 年 CGSS 数据的原因是,只有这一年数据包含完整的子女出生顺序,以此可以构建出第一孩是否为男孩的指标。

到,样本只包括有子女的个体,所以子女数量最小值为 1,平均个数是 1.78。如果儿子的数量大于等于 1,是否有儿子变量等于 1,否则等于 0。如果最大的儿子比女儿岁数大或者只有儿子的,则第一胎为男孩。数据显示有近 73% 的父母是有儿子的,而第一胎生儿子的比例为 54% 左右。这反映了一些家庭通过追加生育获得儿子。

数据中男性(父亲)占 47%,平均年龄在 46 岁左右,平均受教育时间为 8.6 年。这其中 63% 的人居住在城市,前一年家庭年收入为 29163 元。健康指标也是 1—5 代表从“很不健康”到“很健康”的自我评价,样本平均为 3.6,处于“一般”之上稍稍偏“比较健康”。2008 年样本所在地区的人均 GDP 为 30578 元,比全国平均 22640 元要高一些,这可能因为我们去掉了一些边远少数民族地区,也可能因为地方和全国 GDP 统计上的差别。汽车数量和住房价格也是反映地区发展程度和生活品质的重要指标,因而我们也收集了相关数据用于本文的研究。

三、基准回归

1. 关键自变量的选择

通常说来,“养儿防老”、“母以子贵”并不要求第一个孩子是儿子,而是要求有儿子,并且可能数量越多越好。儿子数量或者是否有儿子直接体现传统观念的诉求,但是这两个变量可能受一些个体特征和环境因素的影响,而这些要素又可能直接影响幸福感;因此如果某些特征没有包含在数据集,就会在研究中造成遗漏变量偏误。

我们采用方程(1)的多元线性回归检测相关变量是否受其他个体特征或者环境因素的影响,其中家庭年收入采用的是以元为单位的年收入数加 1 再取自然对数,地区人口、人均 GDP 和汽车数量也都采用对数形式。

$$\begin{aligned} Variable - to - test = & \alpha_0 + \alpha_1 male + \alpha_2 age + \alpha_3 age_sq + \alpha_4 educ + \alpha_5 urban + \alpha_6 \ln(income) \\ & + \alpha_7 health + \alpha_8 \ln(population) + \alpha_9 \ln(pergdp) + \alpha_{10} \ln(vehicle) \\ & + \alpha_{11} \ln(hprice) + e \end{aligned} \quad (1)$$

如果没有人为选择,则生儿和生女的概率应该是大致相等,且不会随着父母的个体特征而变化。我们首先以儿子数量以及是否有儿子为因变量分别进行回归。回归结果报告在表 2 的前两列。其中第(1)列显示,儿子数量和父母年龄、教育、是否居住城市以及地区的人口、GDP 水平显著相关;第(2)列则表明,是否有儿子和上述年龄之外的各项变量亦显著相关。这表明,儿子数量和是否有儿子这两个变量的确存在显著的选择性。在子女性别对父母幸福感的影响中,虽然我们可以控制教育等可观测到的个体特征,但仍然可能存在一些不可观测的要素,比如传统观念的强弱,它们可能既直接影响父母的幸福感,又与儿子数量以及是否有儿子这两个变量密切相关,从而削弱分析的可靠性。

已有的研究显示,父母一般不在第一胎上进行性别选择,所以可以认为第一胎子女的性别很大程度上由自然决定,即相对外生(Ebenstein, 2010; Li & Wu, 2011)。表 2 第(3)列对此进行了辅助性检验。结果显示,回归中没有任何可观测变量对第一胎是否为男孩在 5% 水平上有显著影响,并且除了城市变量,没有任何其他变量在 10% 的水平上显著。虽然可能还有一些影响幸福感指标的变量没有包括在回归方程(1)里,因此仍然无法完全排除第一胎男孩和某些遗漏变量之间存在可能的联系,但由于上述检测里已经包括了很多重要变量,而它们和第一胎是否为男孩之间没有显著关系,因此除非遗漏变量与上述回归中包含的所有变量都没有任何显著的相关性,否则它们和第一胎是否为男孩之间出现显著相关性的可能性也不会大。由于第一胎是否为男孩这一变量的外生性,我们可以将该变量作为儿子数量以及是否有儿子的工具变量。但考虑到传统的“养儿防老”并不明确是更多的儿子还是只要有一个儿子就可以,同时第一胎是否为男孩这一变量本身也显而易

见,因此以下分析主要用该变量去代理子女性别。在文章的后面部分,我们还将用工具变量方法进行稳健性检验。

表 2 检测子女性别变量的内生性

	(1) 男孩数量	(2) 是否有男孩	(3) 第一胎是否为男孩
男性 male	-0.008 (0.022)	0.011 (0.014)	0.020 (0.016)
年龄 age	-0.036*** (0.007)	0.001 (0.004)	-0.004 (0.004)
年龄方 age_sq	0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
教育 educ	-0.016*** (0.004)	-0.007*** (0.002)	-0.003 (0.002)
城市 urban	-0.175*** (0.026)	-0.087*** (0.015)	0.033* (0.018)
家庭年收入对数 ln(income)	-0.019 (0.013)	0.000 (0.006)	0.008 (0.008)
健康 health	0.003 (0.011)	0.001 (0.007)	0.004 (0.008)
人口对数 ln(population)	-0.086*** (0.031)	-0.045*** (0.017)	-0.033 (0.021)
人均 GDP 对数 ln(pergdp)	-0.147*** (0.037)	-0.041* (0.022)	-0.023 (0.026)
汽车数量对数 ln(vehicle)	0.023 (0.022)	0.020* (0.012)	-0.009 (0.015)
房价对数 ln(hprice)	-0.021 (0.042)	-0.047* (0.026)	0.034 (0.031)

注: 样本量皆为 4309, 所有回归都是线性回归, 括号里为稳健标准误(robust s. e.)。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

2. 子女性别对父母幸福感的总体影响

因为第一胎是否为男孩这一变量相对外生, 所以探讨子女性别对父母幸福感的影响只需要应用简单的最小二乘回归即可, 但是控制其他变量有利于排除其他变量的影响并且提高模型的有效性, 因而我们采用回归方程(2)。

$$\begin{aligned}
 Happiness = & \alpha_0 + \beta_1 first_boy + \alpha_1 male + \alpha_2 age + \alpha_3 age_sq + \alpha_4 educ + \alpha_5 urban + \alpha_6 \ln(income) \\
 & + \alpha_7 health + \alpha_8 \ln(population) + \alpha_9 \ln(pergdp) + \alpha_{10} \ln(vehicle) \\
 & + \alpha_{11} \ln(hprice) + e
 \end{aligned} \quad (2)$$

采用线性回归是一个方便的选择, 但由于幸福感指标(happiness)是一个 1—5 的等级变量, 因此 ordered logit 回归更为合适。接下来我们主要报告 ordered logit 的回归结果。必要时我们借鉴 Ferrer-i-Carbonell & Frijters(2004) 和 Nunn & Wantchekon(2011) 关于因变量为幸福感或信任等有序变量时的定量分析方法, 采用线性 OLS 回归验证结果的稳定性。所有的回归都报告稳健性标准误。

表 3 报告子女性别对父母幸福感的影响。第(1)、(2)、(3)列都是采用全样本的 ordered logit 回归结果,其中的差别是第(1)列没有地区级别的变量,第(2)列增加了若干地区级别的变量,而第 3 列则控制了地区固定效应,即所有跟地区相关的特征——无论数据集中是否有相关可观测变量——都被控制住了。在前三列中,第一胎是否为男孩的系数统计上显著且非常相似,其优势率(odds ratio)分别是-0.116,-0.123 以及-0.123,显示男孩显著降低了父母的幸福感。控制变量不同但系数相似,尤其是在用地区固定效应替代有限的地区变量之后系数没有任何改变,进一步支持了第一胎性别的外生性。第(4)列和第(2)列所包含的变量相同,区别是第(4)列是 OLS 回归,其结果显示第一胎为男孩对父母幸福感的边际效果为-0.059,显著性水平和前三列相似。

表 3 子女性别对父母幸福感的影响

	(1) ologit	(2) ologit	(3) ologit	(4) OLS
第一胎为男孩 first_boy	-0.116 ** (0.057)	-0.123 ** (0.057)	-0.123 ** (0.058)	-0.059 ** (0.028)
男性 male	-0.152 *** (0.059)	-0.164 *** (0.059)	-0.146 ** (0.060)	-0.084 *** (0.029)
年龄 age	-0.089 *** (0.017)	-0.087 *** (0.017)	-0.085 *** (0.017)	-0.038 *** (0.008)
年龄方 age_sq	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
教育 educ	0.065 *** (0.009)	0.066 *** (0.009)	0.062 *** (0.010)	0.030 *** (0.005)
城市 urban	-0.427 *** (0.070)	-0.359 *** (0.072)	-0.267 *** (0.086)	-0.178 *** (0.035)
家庭年收入对数 ln(income)	0.325 *** (0.032)	0.374 *** (0.037)	0.400 *** (0.040)	0.195 *** (0.018)
健康 health	0.405 *** (0.033)	0.415 *** (0.033)	0.400 *** (0.035)	0.201 *** (0.016)
人口对数 ln(population)		-0.155 * (0.083)	地区固定效应	-0.060 (0.041)
人均 GDP 对数 ln(pergpd)		-0.200 * (0.104)		-0.093 * (0.050)
汽车数量对数 ln(vehicle)		0.081 (0.058)		0.033 (0.028)
房价对数 ln(hprice)		-0.100 (0.121)		-0.044 (0.058)
观测值	4309	4309	4309	4309

注:所有的因变量为父母的幸福感,前三个回归为 ordered logit 回归,第四列为 OLS。括号里为稳健标准误(robust s.e.),***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

回归中的很多控制变量都对父母的幸福感有显著影响。以表 3 第(2)列为例,男性(父亲)的幸福感水平远低于女性(母亲)。因为年龄平方项的系数为正,年龄对幸福感的影响为正抛物线形式,其最低点在 38 岁附近($38.0 = .085 / (.001 / 2)$)。简言之,这表明 40 岁左右的人压力最大、幸福感

最低。其余各项的系数符号显示,一个人教育程度越高,家庭收入越高,身体越健康,其幸福感也越高;其他条件不变的话,城市居民的幸福感低于农村居民。在地区特征里,地区人口众多对幸福感有负面影响;地区人均GDP对个人幸福感有负面影响,这可能是回归里已经包含家庭收入水平,因此地区人均GDP可能代表该地区其他人的收入状况,因而产生负面影响;地区的住房价格也会降低幸福感,但其效果在统计上并不显著。当然,这些控制变量可能具有内生性,因此上述说明更多是相关性而非因果解释。

为了更加直观地理解子女性别影响的大小,我们对比子女性别和其他控制变量对父母幸福感的影响。依然以表3第(4)列的OLS回归结果为例,子女性别的系数为-0.059,而父母自身性别的系数为-0.084,对比二者的系数,子女性别对父母幸福感的影响是父母自身性别影响的70%左右($0.059/0.084=0.70$)。同理,该影响大致与两年的教育($0.030*2=0.6$)或者三分之一的家庭年收入($0.195/3=0.065$)带来幸福感相当。

表4第(1)、(2)列报告将父亲和母亲分组回归的结果,发现第一胎为男孩对母亲幸福感的影响更大一些,接近在5%水平上显著(此处为ordered logit回归, $p=0.053$;若采用OLS回归, $p=0.031$);第一胎为男孩也降低了父亲的幸福感,但降低的程度比母亲小,并且回归结果不显著。这或许是因为母亲和女儿之间除了物质上的转移支付和生活照料之外,还包括更多的情感交流,从而给母亲带来的情感慰藉比给父亲带来的更多(唐灿等,2009),这和俗语所谓“女儿是母亲的小棉袄”相吻合。第(3)、(4)列分别对城乡居民进行回归,结果显示,虽然农村社会可能因市场化程度和经济发展水平更低而更容易受传统观念的影响,但第一胎子女性别对这两类居民幸福感的影响相差不大(农村组系数与城市系数接近,且农村组t值也达到1.54,接近10%的显著性水平)。

表4 子女性别对不同父母幸福感的影响

	(1) 父亲	(2) 母亲	(3) 城市	(4) 农村
第一胎为男孩 first_boy	-0.090 (0.083)	-0.152* (0.078)	-0.120* (0.073)	-0.144 (0.093)
观测值	2031	2278	2702	1607

注:所有回归为ordered logit回归,因变量为幸福感。回归里包括所有的控制变量,同表2第(2)列。括号里为稳健标准误(robust s.e.),***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

3. 不同成长阶段的子女性别对父母幸福感的影响

为了进一步探讨子女性别影响父母幸福感的渠道,我们把第一胎子女按年龄分成四个成长阶段:1—5岁为幼儿期,6—16岁为小学初中读书期,17—30岁为求学就业结婚生子的综合期,31岁及以上为成熟期。这样划分主要是考虑到父母在不同时期对子女的责任不同:子女在1—5岁时,父母的主要责任是照顾好小孩的生长;一般小孩6岁上学进入9年义务教育,因此6—16岁这个时期绝大多数子女都在上学,父母的主要责任就是子女的成长和教育;17—30岁之间,子女的状态出现了很大分化,有的接着上学,有的开始打工,并且其中一些人早早就结婚生子,所以父母的关注重点也各有不同;到了30岁,大多数子女都已经结婚,并且可能有过第一次生育,所以子女的家庭趋向稳定。17—30岁之间的年轻人基本上可以视为婚姻市场的潜在主体,但是如果以男性法定结婚年龄划分,24—30岁之间的年轻人更是婚姻市场的主力军和生育的主要人群,因此我们也可以把这个年龄段定义为结婚生育期。因为子女不同成长阶段,父母的主要责任不一样,所以通过对子女年龄不同的父母组别分别回归,有助于探讨子女性别如何影响父母的幸福感。

表5报告的回归结果也基于回归方程(2),只是对不同子女成长阶段的样本分别做估计。第(1)列显示,在子女0—5岁之间,第一胎男孩的系数是正的,在ordered logit模型里系数为0.031。

这或许反映了生下男孩不久的年轻父母在家族中扬眉吐气、感到快乐;但是其影响效果并不大,且统计上也不显著。第(2)列表明,在子女6—16岁之间,子女性别的系数为-0.005,几乎为0,即当子女在小学初中时,父母费心费力的程度或者获得成就感的程度在男孩和女孩之间没有显著差距。总的说来,这些微弱且不显著的结果显示,重男轻女的传统观念到了2008年至少并没有对人们日常的幸福感受产生显著影响。

表5 不同年龄阶段的子女性别对父母幸福感的影响

	(1) 0—5岁	(2) 6—16岁	(3) 17—30岁	(4) 24—30岁	(5) 30岁以上
第一胎为男孩 first_boy	0.031 (0.181)	-0.005 (0.109)	-0.216** (0.093)	-0.316** (0.138)	-0.140 (0.120)
观测值	474	1219	1644	766	972

注:所有回归为ordered logit回归,因变量为幸福感。回归里包括所有的控制变量,同表2第(2)列。括号里为稳健标准误(robust s. e.),***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

但子女年龄在17—30岁之间时,第一胎为男孩的父母幸福感就显著低于女孩父母(见第(3)列),这很可能是男孩父母需要为男孩的升学、就业、结婚或生子付出更多的时间和精力。进一步观察子女在24—30岁之间的父母(第(4)列),我们发现第一胎为男孩对父母幸福感的降低程度更大了。考虑到24—30岁之间的年轻人基本上都已经完成学业,到了谈婚论嫁的年龄了,所以这个结果比较支持男性在婚姻市场上压力更大的说法。当然这里还不能够完全排除因为就业可能带来的影响。第(5)列则显示,即使在第一个子女年龄超过30岁之后,男孩父母的幸福感依然低于女孩父母,但统计上不显著。

四、“养儿防老”还是“助儿买房”?

本节讨论子女性别影响父母幸福感的两个可能渠道:养儿防老和助儿买房。首先,传统上重男轻女观念被认为植根于一个重要的经济原因,那就是养儿防老。从经济学原理的视角看,其本质是在金融市场不够发达而家庭婚姻关系又由父系制度主导的背景下,子女事实上扮演着父母的养老产品的角色,并且儿子在这一功能维度上具有比女儿更高的价值,从而可能给父母带来更高的幸福感。但是如果这一经济根源随着市场化改革和经济发展水平的提高而被削弱,则儿子也就不一定能够通过更多地承担父母养老责任而给父母带来更多的幸福感。其次,在中国社会的传统中,婚姻中的住房大多由男方家庭提供。计划生育政策实施之后出现的性别失衡,可能导致男性在婚姻市场上的竞争压力增大,而住房则成为男性在婚姻市场上取胜的重要筹码,生养男孩的父母也因此而增加经济负担,从而降低幸福感。如果这一猜想属实,则房价上升会不可避免地增加男方家庭的经济压力。本节对这两个可能的渠道进行检验。

1. “养儿防老”?——子女性别对老年父母幸福感的影响

我们首先探讨子女性别对进入老年的父母的影响。关于老年的界定,我们尝试以父母本人大于50岁、大于55岁、大于60岁以及大于65岁等四个不同年龄标准划分。表6的回归参照方程(2)所做。第(1)—(4)列结果显示,随着年龄界定标准的不同和随之而来的样本波动,子女性别对老年父母幸福感的影响会出现波动;但所有的估计都显示,第一胎为男孩降低老年父母的幸福感,并且在50和65岁的界定上都在5%上具有统计上的显著性。

表 6 子女性别对老年父母幸福感的影响

	(1) > 50 岁	(2) > 55 岁	(3) > 60 岁	(4) > 65 岁	(5) > 50 岁男性	(6) > 50 岁女性	(7) > 50 岁城市	(8) > 50 岁农村
第一胎为男孩 first_boy	-0.183** (0.093)	-0.152 (0.114)	-0.223 (0.148)	-0.432** (0.220)	-0.096 (0.132)	-0.264** (0.133)	-0.240** (0.120)	-0.107 (0.151)
观测值	1605	1077	650	323	813	792	997	608

注: 所有回归为 ordered logit 回归, 因变量为幸福感。回归里包括所有的控制变量, 如表 2 第(2)列所示。括号里为稳健标准误(robust s. e.), **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

此外, 我们还在老年群体中对父亲、母亲以及城市、农村分组别进行分别探讨。出于样本量的考虑, 我们以 50 岁作为界定标准。结果和表格 4 中类似, 但是女性样本和城市样本的显著性在表格 6 中更为明显。表格 6 第(6)列显示, 母亲到了老年, 有儿子的幸福感要弱于有女儿的, 其差别统计上显著, 更加印证了俗语中的“女儿是母亲的小棉袄”。第(7)、(8)两列则表明, 无论在城市还是农村, 儿子对父母幸福感都有负面效果, 但在城市这种效应更强烈也更显著。这可能是很多城市父母拥有养老金或者养老保险, 因此更不需要“养儿防老”; 或者, 婚姻市场上男性之间的激烈竞争和城市更高的房价也可能让城市组中男孩的父母承受更高的经济压力, 从而幸福感更低。

传统上养儿防老的观念部分地建立在父系家庭制度的基础上, 女儿会出嫁, 而儿子会留在自己家中照顾和赡养自己的父母。那么, 现阶段传统的生活安排是否还在继续呢? 问卷里有一个问题是“是否有 18 岁以上子女及其配偶与您住一起?”如果有, “住一起”变量取值为 1, 否则为 0。我们用线性回归把是否住一起的二元变量回归到子女性别和其他控制变量上。表 7 的结果显示, 有儿子的老年父母并不更多地和子女住在一起。该结果可以部分地解释养儿防老效果的缺失, 尽管不能排除老年父母可能通过居住在儿子附近而获得照顾。

表 7 子女性别对老年父母与子女合住的影响

	(1) > 50 岁	(2) > 55 岁	(3) > 60 岁	(4) > 65 岁	(5) > 50 岁男性	(6) > 50 岁女性	(7) > 50 岁城市	(8) > 50 岁农村
第一胎为男孩 first_boy	-0.006 (0.024)	-0.016 (0.028)	-0.016 (0.036)	-0.056 (0.051)	-0.049 (0.034)	0.036 (0.033)	0.024 (0.030)	-0.063 (0.039)
观测值	1605	1077	650	323	813	792	997	608

注: 所有回归为 OLS 回归, 因变量为父母是否与子女合住。回归里包括所有的控制变量, 如表 2 第(2)列所示。括号里为稳健标准误(robust s. e.), **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

为了进一步考察子女性别对父母幸福感的影响是否与养老有关系, 我们将父母分成有养老保险和没有养老保险的组别分别回归。理论上, 如果儿子能够通过更好地发挥养老保险的功能而增加父母的幸福感, 则我们应该得到这样的结论: 对于没有养老保险的父母而言, 儿子带来的幸福感应当比女儿更高; 对于有养老保险的父母, 儿子对幸福感应该没有影响。而实际上表 8 报告的结果显示, 无论是否拥有养老保险, 第一胎为男孩的老年父母幸福感都是比第一胎为女儿的更低, 而对于有养老保险的老年父母来说, 这种差别在统计上显著。不同保险条件下儿子对父母幸福感影响的差异(0.361 >> 0.122, 尽管统计上并不显著), 可能反映了儿子在必要时出钱的做法。但即便儿子更可能出钱, 对于没有养老保险的父母而言, 儿子也并没有比女儿带来更多的幸福感, 这就拒绝了儿子可能因为比女儿更好地发挥养老保险功能而给父母带来更多幸福感的假说。

2. 助儿买房? ——房价对子女性别影响的协同作用

为了进一步探讨婚姻市场的压力究竟是不是降低男孩父母幸福感的重要原因, 我们接下来考

察房价对不同性别子女父母的影响。回归方程(2)在分析子女性别的影响时已经控制了地区房价的影响,方程(3)在方程(2)的基础上增加了子女性别和房价的交互项($first_boy * \ln(hprice)$)。

表 8 子女性别对是否有养老保险的老年父母幸福感的不同影响

	有养老保险的父母				无养老保险的父母			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	>50 岁	>55 岁	>60 岁	>65 岁	>50 岁	>55 岁	>60 岁	>65 岁
第一胎为男孩 $first_boy$	-0.361** (-0.153)	-0.338* (-0.189)	-0.331 (-0.252)	-0.806** (-0.394)	-0.122 (-0.12)	-0.073 (-0.147)	-0.231 (-0.192)	-0.331 (-0.286)
观测值	648	441	275	137	957	636	375	186

注:所有回归为 ordered logit 回归,因变量为幸福感。回归里包括所有的控制变量,如表 2 第(2)列所示。括号里为稳健标准误(robust s. e.),***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

$$\begin{aligned}
 Happiness = & \alpha_0 + \beta_1 first_boy + \beta_2 first_boy * \ln(hprice) + \alpha_1 male + \alpha_2 age + \alpha_3 age_sq \\
 & + \alpha_4 educ + \alpha_5 urban + \alpha_6 \ln(income) + \alpha_7 health + \alpha_8 \ln(population) \\
 & + \alpha_9 \ln(pergdp) + \alpha_{10} \ln(vehicle) + \alpha_{11} \ln(hprice) + e
 \end{aligned} \quad (3)$$

城市房价随着经济发展而变化,在地区层面上是一个内生的变量,但考虑到因变量是个人的幸福感,个人无法直接对所在城市的房价施加重要影响。此外,本文在控制房价的基础上,主要考察的是房价和第一胎是否男孩的交互项。在任何一个地区,第一胎都有男孩也都有女孩,并且如之前表 2 列(3)所示,房价和第一胎性别之间并没有相关性,因而交互项的系数 β_2 可以反映对于在同一个地区内的生儿或生女的家庭、房价产生的不同影响。

如果房价可以通过影响婚姻市场上男性竞争压力而对父母幸福感产生影响,那么这一压力对于城市家庭应当更加突出,而有些农村家庭并不需要在城市买房,因此房价对农村家庭的影响可能比较有限。表 9 报告的相关回归结果印证了这一猜想。表 9 中采用的样本是子女在 17—30 岁之间的父母。第(1)列是城乡合并的样本,子女性别和房价交互项的系数为负,但是统计上并不显著。第(2)列和第(3)列分别对城市和农村样本进行回归。在城市样本中,房价对男孩父母幸福感有负面影响,效果显著。在农村样本中,房价对男孩父母的幸福感也有负面的影响,但比城市样本小,统计上也很不显著。

表 9 子女性别和住房价格的交互影响

	(1) 17—30 岁全部	(2) 17—30 岁城市	(3) 17—30 岁农村
第一胎为男孩 $first_boy$	1.755 (1.289)	3.495** (1.685)	2.065 (2.914)
房价对数 $\ln(hprice)$	0.367* (0.207)	0.291 (0.287)	0.806** (0.395)
$first_boy * \ln(price)$	-0.248 (0.160)	-0.449** (0.206)	-0.311 (0.377)
家庭年收入对数 $\ln(income)$	0.403*** (0.060)	0.429*** (0.097)	0.391*** (0.078)
观测值	1644	958	686

注:所有回归为 ordered logit 回归,因变量为幸福感。回归里包括所有的控制变量,如表 2 第(2)列所示。括号里为稳健标准误(robust s. e.),***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

五、稳健性检验

1. 第一胎子女生于 1984 年之后的父母子样本估计结果

上文已经说明, 不仅已有文献显示中国家庭第一胎子女性别具备外生性, 而且本文表 2 第(3)列的辅助性检验也印证了这一点。为了进一步验证这一结论, 我们采用第一胎子女出生于 1984 年之后的农村家庭子样本, 分子女年龄段进行回归。做这个稳健性检验的依据是, 从 1984 年开始, 我国大部分农村地区都开始实施“一胎半”政策, 即从 1984 年起中国政府在大部分农村地区实施的第一孩为男孩的不得再生, 而第一孩为女孩的农户在间隔 4 到 5 年后允许生育第二孩的弹性计划生育政策。这意味着即使父母具有因为重男轻女观念而进行子女性别选择的动机, 也不会轻易在第一胎上采取行动(参见 Qian 2009)。

表 10 用这一子样本数据分别重做表 5 第(1) — (3) 列的回归结果。^① 和表 5 报告的全样本回归结果比较, 根据子样本得到的结果并没有本质区别: 当子女在 0—16 岁之间, 子女性别对父母幸福感没有显著影响; 但当子女进入考虑工作和婚育阶段, 则儿子显著降低父母的幸福感。这间接印证了基准回归的稳健性。

表 10 不同年龄阶段的子女性别对父母幸福感的影响

	第一胎子女出生于 1984 年之后的农村子样本		
	(1) 0—5 岁	(2) 6—16 岁	(3) 17—24 岁
第一胎为男孩 first_boy	0.220 (0.364)	0.203 (0.210)	-0.403** (0.184)
观测值	111	351	421

注: 所有回归为 ordered logit 回归, 因变量为幸福感。回归里包括所有的控制变量, 同表 2 第(2)列。括号里为稳健标准误 (robust s. e.), ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

2. 关于模型选择的讨论

在上述分析中, 我们一直以第一胎是否为男孩作为子女性别的代理变量。这样做的合理性在于: 一方面第一胎是否为男孩可以有效地预测这个家庭是否有男孩以及男孩的数量, 如表格 11 的第(1)、(2)两列所示; 另一方面, 第一个子女对父母的影响可能最强烈, 比其他子女的影响大。但以第一胎性别作为子女性别的代理变量也可能存在问题。首先, 第一胎性别不仅预测子女性别, 还能够预测子女数量, 如表 11 第(3)列所示。在农村, 不仅第一胎为女孩的家庭可以合法地生第二胎, 而且即使是违法超生, 很多家庭也愿意为了儿子追加生育。因而, 第一个子女的性别对父母的影响当中有可能不仅仅包含子女性别因素的影响, 还包含了子女数量的影响。针对这一可能性, 我们对比表 11 的第(1) — (3)列, 发现第一胎是否为男孩对是否有男孩以及男孩数量的预测强度 (t 统计值在 50 左右) 要远远超过对子女数量的预测 (t 统计值在 10 附近), 所以之前的回归应该还是更多地反映子女性别的影响。

为了进一步排除子女数量带来的影响, 我们在方程(2)的回归里增加了子女数量这一控制变量。表 11 第(4)列使用线性回归, 和表 3 第(4)列相似, 结果显示在控制子女数量之后, 子女性别对父母幸福感的影响依然是显著的; 控制了子女数量后 first_boy 的系数是 -0.056, 与不控制子女数量时的 -0.059 在大小上也很相似。

^① 由于 1984 年出生的子女在数据中的最大年龄只有 24 岁, 因此我们无法估计和报告子女年龄超过 24 岁时的情形。

还有一个问题是,传统的养儿防老观念里强调的可能既包括子女当中是否有男孩,也包括有多多个男孩,因此第一胎是否为男孩这个变量并不一定能准确地表达传统观念的内容。鉴此,我们将第一胎是否为男孩作为工具变量,采取两阶段最小二乘法来估计是否有男孩或者有几个男孩对父母幸福感的影响,第一阶段的结果分别为表 11 的第(1)列和第(2)列,第二阶段的结果报告在列(5)和(6)。对比表 3 的第(4)列,可以发现,使用有几个男孩或者是否有男孩得出的结果和之前的分析也是一致的。

表 11 模型检验

	(1) 男孩数量 OLS	(2) 是否有男孩 OLS	(3) 子女数量 OLS	(4) 幸福感 OLS	(5) 幸福感 2SLS	(6) 幸福感 2SLS
第一胎为男孩 first_boy	0.819*** (0.017)	0.583*** (0.010)	-0.231*** (0.024)	-0.056** (0.028)		
子女数量 n_child				0.013 (0.019)	0.041* (0.022)	0.027 (0.019)
男孩数量 n_boy					-0.061** (0.030)	
是否有男孩 has_boy						-0.091** (0.045)

注:第(1)~(4)列为 OLS 回归,第(5)、(6)列为 2SLS 的第二阶段回归,其工具变量为第一胎是否为男孩,内生变量为男孩数量或是否有男孩。样本量为 4309,即全部样本。因变量如各列标题所示。回归里包括所有的控制变量,如表 2 第(2)列所示。括号里为稳健标准误(robust s. e.),***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

六、结论和政策含义

本文通过对中国综合社会调查 2008 数据的分析,发现子女性别对父母幸福感具有重要影响。OLS 回归、有序 logit 回归和工具变量估计以及相关的稳健性检验均显示,儿子带给父母的幸福感比女儿显著更低。分年龄组的回归发现不同年龄段子女性别对父母的幸福感影响存在显著差异:在子女的幼儿期和读书期(0—16 岁),子女性别对父母幸福感的影响没有显著差异;但当子女到了考虑就业和婚育的年龄段时(17—30 岁),儿子带给父母的幸福感显著低于女儿。进一步截取老年父母样本进行分析发现,儿子带来的幸福感仍然低于女儿;这在老年母亲和城市居民中尤为显著。此外,父母是否和子女同住并不因为子女的性别而有明显差异。将有社保和没有社保的老年父母分组进行回归,发现对于没有社保的父母组来说,儿子给父母带来的幸福感要低于女儿,虽然差异不显著;而对有社保的父母组来说,儿子带给父母的幸福感甚至还要显著低于女儿。这反映“养儿防老”并非社会现实,即儿子并未通过更多地赡养父母而给父母带来更高幸福感。如果考虑住房因素,城市房价越高,男孩带给父母的幸福感比女孩降得更低,该结果进一步支持了婚姻市场上的竞争压力导致男孩父母幸福感偏低。

一个值得探讨的问题是,虽然本文的经验研究表明,儿子并未给父母带来更高的幸福感,但仍然有一部分中国父母在生育决策上更加偏向男孩,因此宏观上中国人口男女性别比仍然在持续上升。2010 年人口普查数据显示,当年 0—4 岁儿童的男女性别比为 1.19。Edlund et al. (2013) 也表明,中国 16—25 岁人口的男女性别比仍然持续偏高,并未因为经济转型和发展以及观念变化而发

生变化。对此应该作何解释呢?

上述质疑的提出,实际上暗含着一个重要的假定,那就是父母在做生育决策的时候,对于未来的预期是“完全理性”甚至是完全准确的,这也就意味着父母的决策环境当中没有不确定性,或者至少父母的预期是完全理性的。但中国市场化改革和经济发展的巨大成功,对于绝大多数经济行为主体而言,都是事后才能确认的历史。回到历史进程当中去看,则无论中国市场化改革和经济发展的前景,还是未来子女对于自己幸福感的影响,对于当时进行生育决策的父母来说,事前都是充满不确定性的,即他们当时极有可能只是有限理性的。Camerer(2003)说明,经济系统当中的行为人数并不具备完全理性,在决策当中一般只考虑二阶或三阶预期。给定不确定的环境,习俗和他人过去的成功经验就构成个人理性的重要来源(汪丁丁,2010)。North(1990)也特别强调文化、社会心理、社会规范等非正式约束在人类社会中的普遍存在及其对于人们行为的巨大影响,并且对非正式约束超乎寻常的稳定性进行了深入探讨。上文提到的Alesina et al.(2013)等研究也表明,重男轻女等属于文化或者社会规范范畴的非正式约束的确具有很强的稳定性和延续性。不仅如此,中国的体制转型和经济与社会的现代化迄今仍然没有完成,未来仍然任重道远。此外,处于育龄期的年轻父母也可能面临着社会学习不足的问题,即没有能够足够全面、清晰地认识到子女性别差异对父母幸福感的影响,尤其是不同人生阶段这种影响的差别。由此推论,在漫长的历史演变过程中形成并不断强化的重男轻女观念及其对父母行为的影响,很可能不会在较短时期内在全社会范围内得到根本的改变;而只要有一部分父母仍然具有重男轻女的观念并将其与生育决策联系起来,中国出生人口的男女性别比就仍然可能出现失衡。

有鉴于此,本研究用严谨的实证方法揭示子女性别对父母幸福感的影响,对于在边际上改变重男轻女的观念、缓解性别失衡问题具有一定的积极意义。此外,本研究也表明,单纯依靠市场手段在调整性别不平衡上具有自身的局限性,希冀通过社会经济状况的变化、婚姻市场的竞争压力以及养老功能的弱化来自然调整性别不平衡可能需要很长的时间,因此政府和社会可能有必要采取更积极的措施调整性别不平衡。

参考文献

- 保罗·萨缪尔森、威廉姆·巴耐特编 2008《经济学家之经济学家》,曹和平等译,北京大学出版社。
- 陈志武 2015《金融的逻辑 1:金融何以富民强国》,西北大学出版社。
- 陈志武 2016《金融的逻辑 2:通往自由之路》,西北大学出版社。
- 陈志武、何石军、林展、彭凯翔 2014,《清代妻妾价格研究——传统社会妻妾如何被用作避险资产》,工作论文。
- 费孝通 2012《江村经济》,北京大学出版社。
- 弗里德里希·恩格斯 2003《家庭、私有制和国家的起源》,人民出版社。
- 官皓 2010《收入对幸福感的影响研究:绝对水平和相对地位》,《南开经济研究》第5期。
- 何立新、潘春阳 2011《破解中国的“Easterlin悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》第8期。
- 侯家驹 2008《中国经济史》,新星出版社。
- 林江、周少君、魏万青 2012《城市房价、住房产权与主观幸福感》,《财贸经济》第5期。
- 刘军强、熊谋林、苏阳 2012《经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究》,《中国社会科学》第12期。
- 罗楚亮 2009《绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析》,《财经研究》第11期。
- 钱穆 2013《中国经济史》,北京联合出版公司。
- 吴晓瑜、李力行 2011《母以子贵:性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据》,《经济学(季刊)》第3期。
- 熊瑞祥、李辉文 2016《儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业》,《经济学(季刊)》第4期。
- 许琪 2015《儿子养老还是女儿养老?:基于家庭内部的比较分析》,《社会》第4期。
- Becker, Gary, 1960, “An Economic Analysis of Fertility”, In Ansley J. Coale, ed., *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton University Press, 1960, 209—240.

- Camerer, Colin, 2003, *Behavioral Game Theory: Experiments in Strategic Interaction*, Princeton University Press.
- Chen, X., 2014, *Gender Imbalance and Parental Substance Use In Rural China*, Working Paper.
- Di Tella, R., R. Macculloch, and A. Oswald, 2011, "Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness", *American Economic Review*, Vol. 91, 335—341.
- Easterlin, R., 1974, "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence", In David, P. A., Reder, M. W. (Eds.), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honour of Moses Abramowitz*, Academic Press, New York.
- Easterlin, R., 1995, "Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All?", *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 27, 35—47.
- Ebenstein, A., 2010, "The 'Missing Girls' of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy", *Journal of Human Resources*, Vol. 45, 87—111.
- Edlund, L., H. Li, J. Yi, and J. Zhang, 2013, "Sex Ratios and Crime: Evidence from China", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, 1520—1534.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada, and Paul Frijters, 2014, "How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?", *Economic Journal*, 114 (497): 641—659.
- Levinson, A., 2012, "Valuing Public Goods Using Happiness Data: The Case of Air Quality", *Journal of Public Economics*, Vol. 96, 869—880.
- Li, L., and X. Wu, 2011, "Gender of Children, Bargaining Power, and Intrahousehold Resource Allocation in China", *Journal of Human Resource*, Vol. 46, 295—316.
- Luechinger, S., and P. Raschky, 2009, "Valuing Flood Disasters Using the Life Satisfaction Approach", *Journal of Public Economics*, Vol. 93, 620—633.
- Mishkin, Frederic S., 2007, "Will Monetary Policy Become More of a Science?", NBER Working Paper, No. 13566.
- Munshi, Kaivan, 2014, "Community Networks and the Process of Development", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28, NO. 4, 49—76.
- North, Douglas C., 1990, *Institutions, Institutional Change and Economic Growth*, Cambridge University Press.
- Nunn, Nathan and Leonard Wantchekon 2011, "The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa", *American Economic Review* 101 (December): 3221—3252.
- Qian, N., 2008 "Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-specific Income on Sex Imbalance", *Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 1251—1285.
- Qian, N., 2009 "Quantity-quality and the One Child Policy: The Positive Effect of Family Size on School Enrollment in China", NBER Working Paper 14973.
- Stevenson, B., and J. Wolfers, 2009, "The Paradox of Declining Female Happiness", *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 1, 190—225.
- Stiglitz, Joseph E. 2010, *Freefall, America, Free Market, and the Sinking of the World Economy*, W. W. Norton & Company Press.
- Wei, S., and X. Zhang, 2011a, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings in China", *Journal of Political Economy*, Vol. 119, 511—564.
- Wei, S., and X. Zhang, 2011b, "Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China", NBER Working Paper 16800.
- Welsch, H., 2002, "Preferences over Prosperity and Pollution: Environmental Valuation Based on Happiness Surveys", *Kyklos*, Vol. 55, 473—494.
- Welsch, H., 2006, "Environment and Happiness: Valuation of Air Pollution Using Life Satisfaction Data", *Ecological Economics*, Vol. 58, 801—813.
- Welsch, H., "Environmental Welfare Analysis: A Life Satisfaction Approach", *Ecological Economics*, Vol. 62, 544—551.

The Gender of Children and Parents' Happiness

LU Fangwen^a, LIU Guo'en^b and LI Huiwen^c

(a: Renmin University of China; b: Peking University; c: Shanghai University of International Business and Economics)

Summary: The notion of happiness as the “hidden wealth of nations” has drawn increasing attention worldwide. This paper investigates whether and how the gender of children affects the happiness of Chinese parents. These questions are particularly interesting in current China, as Chinese society has both a long tradition of farming practice and patriarchal culture and has experienced substantial transformation.

In the agrarian epoch, sons brought more happiness to parents, as men are naturally more capable of home production and kinship finance. In recent decades, China's market-oriented reforms have handed over the majority of productive and financial activities to enterprises and markets, which has improved the comparative economic situation of women. Along with the fact that women are better at providing emotional support and physical care, daughters are now expected to have a more positive effect on parents' happiness. In addition, the serious gender imbalance has created intense competition for men in the marriage market, which may potentially lower the happiness of families with sons.

However, market-oriented reforms and social transformation are far from over. The relatively closed and personalized networks and the open and impersonal market mechanism both play important roles in organizing economic activities. It remains an open question whether daughters indeed bring their parents more happiness compared with sons. Using the 2008 Chinese General Social Survey (CGSS) data, the paper provides an empirical test.

The major challenge of this analysis is that the gender of children may be manipulated due to the traditional son preference and the family planning policy of China. The gender selection of children can be correlated with other factors that may influence parents' happiness and cause omitted variable bias. We alleviate this problem by exploiting the plausible exogeneity of the gender of the first-born child. Studies have shown that parents generally welcome their first-born child regardless of gender and seldom exert gender selection for their first-born child. This is especially the case in rural areas, where a second-born child is officially allowed if the first-born is a girl according to the “one-and-a-half children” policy. A robustness check using a subsample from rural areas can strengthen our results.

We find that the gender of the first-born has a non-trivial effect on parents' happiness. In general, sons are found to bring less happiness than daughters in all of the specifications—OLS regressions, ordered logistic regressions, IV estimations, and related robustness tests. But results vary with children's age. Parents' happiness is not affected when children are young or when they are in primary and middle schools (0–16 years old). However, sons are correlated with lower levels of parents' happiness when it is time to worry about career and marriage (17–30 years old). The analysis of the subsample of elderly parents exhibits a similar pattern: parents with daughters are happier than those with sons. The effect is more evident for elderly mothers (compared with fathers) or elderly urban parents (compared with rural parents).

Furthermore, our data lend no support to the idea that parents lean on sons for family care when they get old. First, in terms of living arrangements, parents are equally likely to live with sons as with daughters. Second, in terms of financial support, for parents who are covered by social security programs, sons bring significantly less happiness than daughters. However, for parents without social security, the effect is smaller in magnitude and becomes statistically insignificant. These results suggest that the traditional idea of the “nurture-in-exchange-for-support effect” has already faded in today's Chinese families. Instead, there exists a “nurture-up-to-housing-support effect” in urban areas: an increase in housing prices reduces more severely the happiness of parents with sons. This result is consistent with the hypothesis that urban parents with sons bear the pressure of their sons in the marriage market competition and worry more about higher housing prices.

Keywords: Children's Gender; Parents' Happiness

JEL Classification: D91, I31, J12

(责任编辑: 陈 辉)(校对: 曹 帅)