

计划生育与代际不平等传递

——基于个体代际流动的微观视角

刘小鸽 司海平*

摘要: 不平等在代际间传递不利于社会的稳定和可持续发展,本文旨在考察计划生育对代际不平等传递的影响。利用中国家庭追踪调查(CFPS)2010年数据,本文基于个体代际流动的微观视角从人力资本与社会资本两条途径进行实证检验,研究发现,计划生育通过缩小家庭规模促进了个体向上代际流动。进一步的检验发现,家庭规模效应在男女、城乡之间存在异质性。最后,我们对家庭规模效应进行分解,发现一方面兄弟姐妹通过减少个体受教育年限降低了个体向上流动的可能,另一方面兄弟姐妹作为个体的社会资本,兄弟姐妹越多,其向上流动的概率越大。本文为深入理解代际不平等传递的微观机制提供了新思路,同时也为事后客观评估计划生育的政策后果提供了微观依据。

关键词: 计划生育;家庭规模;代际不平等传递;个体代际流动

一、引言

社会流动是支撑经济增长的基础性制度之一(唐世平,2006)。较快的社会流动能够缓解由收入差距扩大所带来的社会压力和冲突,而在过慢的社会流动性下人们对不平等具有比较小的忍耐度(赵占东,2015)。2016年,中国人均GDP水平已经达到了5.4万元人民币(约合7781美元),即将进入中等收入水平国家的行列。而中等收入水平的国家通常会出现一系列的社会问题,影响经济的持续增长,其中一个较为重要的方面就是收入不平等问题。不平等在代际间传递则意味着社会收入结构的复制再生,不利于社会的稳定及长期可持续发展。近些年来我国“富二代、穷二代”等二代群体现象频现,凸显了现阶段我国面临社会代际流动不足的问题。暂时的贫困仅仅是物质匮乏,但当贫困通过家庭传递成为一种常态,弱势群体将从根本上失去向上流动的希望。比贫困和落后更可怕的是贫困代际传递。阻止贫困现象代际传递,是扶贫攻坚行动的“升级版”。^① 创造更加公平的制度环境,改善代际流动性,对于提升人力资本效率、避免中等收入陷阱具有重要作用(王学龙、袁易明,

* 刘小鸽,北京大学国家发展研究院博士后流动站,邮政编码:100871,电子信箱:xiaoge_liu@pku.edu.cn;司海平,山东大学经济研究院,邮政编码:250100,电子信箱:haipingsi@foxmail.com。

本文是第二届“中国经济增长与发展博士论坛”优秀论文,感谢论坛点评专家提出的修改建议,当然文责自负。

^①《新华时评:坚决阻止贫困代际传递》,参见 http://news.xinhuanet.com/politics/2015-04/06/c_1114879718.htm。

2015a,2015b)。

20世纪70年代末,中央政府为控制人口数量实行计划生育,并将其确定为一项基本国策。计划生育政策的实行对中国微观家庭产生了深刻影响。伴随计划生育政策的实施,中国社会的家庭规模显著缩小。2015年5月国家卫生计生委发布《中国家庭发展报告(2015年)》显示,家庭规模小型化,2-3人的小家庭占六成^①。与此同时,家庭子女数量减少所带来的一系列问题引起各界的广泛关注。计划生育政策出台的初衷在于缓解中国的人口压力,而其作用机制在于对微观家庭生育行为进行刚性约束。作为家庭重要决策之一,生育选择一旦受到政策强力干预,其余的家庭决策行为也必然受到影响。其中,代际流动问题作为我国当前的重要社会问题之一,也会受到生育政策的影响。孩子数量减少之后,父母将家庭资源投入到更少甚至唯一的孩子身上。这一方面造成富人更富的现实状况,另一方面贫穷子女会得到更好的教育从而有向上流动的机会。此外,中国是一个传统的关系型社会(Bian,1997),社会资本能够通过协调行动来提高经济效率,在经济社会活动中起到重要作用。作为个体的天然社会网络,兄弟姐妹是个体社会资本的重要组成部分。家庭规模缩小也必然会对个体的社会资本水平产生影响,尤其是兄弟姐妹所带来的社会资本组成。因此,研究家庭规模对代际不平等传递的影响具有重要的现实意义和理论价值。那么,家庭规模对个体发展机会层面上的收入不平等有何影响?结合我国的生育政策,计划生育的实施是否让个体能够摆脱出身的限制,相对于出生家庭状况而言实现更好的流动,还是让个体发展更大程度上受到家庭背景的制约,加剧不平等在代际间的传递?

本文旨在探讨计划生育对我国代际不平等传递的影响。利用中国家庭追踪调查(Chinese Family Panel Studies,CFPS)2010年数据,我们构建了个体层面的代际流动指标,并按照人力资本与社会资本两条途径实证考察了家庭规模对个体代际流动情况的影响,以此作为分析计划生育影响我国代际不平等传递现象的微观视角。通过实证检验,文章发现:第一,计划生育政策的实施通过缩小家庭规模增加了个体向上代际流动的可能。计划生育政策在民族之间、城乡之间存在的差异化安排对不同群体的代际流动情况产生差异化影响。第二,兄弟姐妹对个体代际流动的影响存在正负两种效应,一是兄弟姐妹通过减少个体受教育年限降低了个体向上流动的概率;二是兄弟姐妹本身作为个体的社会资本,拥有越多的兄弟姐妹,其向上流动的概率越大。除了作为彼此之间的竞争者,我们还要看到兄弟姐妹对个体的积极影响,全面认识兄弟姐妹在个人生活中的作用。尤其是我国当下社会保障制度尚待完善的情况下,兄弟姐妹作为一种保险机制所带来的正面效应更为突出。

本文可能在如下几个方面有所贡献:第一,深化对当前我国收入不平等现象的动态理解。合理健康的社会代际流动,一方面能够保证社会的动态平等;另一方面能够保持社会活力,促进效率提升和经济增长。本研究有利于深化对当前中国收入差距过大现实的理解,为政府制定缩小收入差距的政策提供了新视角。第二,有助于加深对计划生育政策影响的认识。计划生育政策作为一项基本国策在全国范围内长时期执行,对我国的经济社会发展产生了重大影响。本文通过探讨计划生育政策对代际流动的影响,有助于丰富对计划生育政策影响的认识,从而为全面评价计划生育政策、制定未来的人口发展政策提供微观依据。第三,进一步丰富代际流动理论。本质上看,代际流动是微观家庭在面临外部环境约束时所作

^①参见 <http://news.e23.cn/content/2015-05-14/2015051400291.html>。

选择的反映,而计划生育作为国家宏观政策直接作用于家庭,改变了家庭的决策机制。本文分析了代际间不平等传递的微观机制,有助于进一步丰富代际流动理论。

文章接下来的结构安排如下:第二部分回顾了相关文献,并阐述了计划生育影响代际收入不平等的机制;第三部分构建了个体层面的代际流动指标,并对数据进行说明和处理;第四部分是实证检验与结果分析;最后一部分对全文进行了总结。

二、文献回顾与影响机制

(一) 相关文献回顾

代际流动是产生收入差距的一个重要原因,由收入在代际间传递产生的收入差距,是社会上出现“富二代”和“仇富”现象的根本原因。代际收入流动的缺乏是引致贫困恶性循环、形成马太效应的重要原因。由于机会不平等所导致的收入不平等占整个收入不平等的权重平均达到54.61%,子女的收入不平等主要源自机会的不平等,而子女的机会不平等很大程度上是来自其父母(陈东、黄旭锋,2015)。Chetty等(2014)通过对比美国各州的代际收入流动性,发现高流动地区往往具有更低收入的不平等。

高的代际流动性能够减弱收入不平等带来的负面影响。“Ariely和Norton在一项研究中发现,美国人民极大的低估美国社会的不平等,不是因为不在乎,而是因为美国社会具有较高的流动性,他们认为每个人都能通过自己的努力,过上有大房子、大车子的生活。”^①流动性可以作为收入不平等影响个体幸福感的一个重要解释变量。Alesina等(2004)将欧美收入不平等对主观幸福感的影响的差异归结为流动性感知的差异:在美国,穷人将不平等视为一个阶梯,虽然陡峭,但是可往上攀登;而在欧洲,居民将其视为收入上升(或流动)的障碍。美国的收入流动性高于欧洲的收入流动性,收入不平等促进了美国居民幸福感的提升,却降低了欧洲居民的幸福。社会转型期国民可容忍甚至接受收入不平等,因为较高的收入流动性为他们提供了快速摆脱落后和贫困、实现收入迅速增长的条件。收入不平等对主观幸福感的影响,更大程度上是通过社会流动性产生的。由此可见,对于个体幸福感而言,重要的是社会流动性而不是收入不平等程度。社会既不患寡,也不患不均,真正可怕的是个体没有改变自己命运的可能。社会应该追求的是机会平等而非结果平等,政府真正需要做的是努力营造一个公平的环境,而并非简单地缩小贫富差距。较低流动性的社会中,较大的收入差距则很容易产生社会矛盾、引起社会混乱。当一个社会失去了流动性,个体的前途很大程度上由家庭背景决定时,便是危险的时刻,应该引起人们关注。

对代际流动的考虑能够加深对经济增长的认识。从静态的角度看,收入不平等一定程度上是社会分工之后协作效率提高的表现,效率与公平存在一定的矛盾。如果只关注静态不平等,试图强行的再分配去实现静态的平等,将遭到巨大的阻力。要实现效率和公平的相互促进,必须有动态的视角。合理健康的社会流动性,一方面能够保证社会的动态平等;另一方面能够保持社会活力,促进效率提升和经济增长(Owen and Weil,1998)。如果一个社会中人们的收入和社会地位全靠基因和家庭背景,自身努力没有任何作用,那么便不会有人去努力地积累人力资本。而一个社会的人力资本存量对于经济增长的重要作用,是被众多经济学家所证实了的。健康合理的社会代际流动性是社会活力的保证,是人力资本积累的保

^①颜色,2016:《中国社会阶层固化有多严重?》,参见<http://mt.sohu.com/20160304/n439343330.shtml>。

证,也是进行效率驱动增长和创新驱动增长的保证(Maoz and Moav,1999)。

代际不平等是家庭内部不同代之间的收入不平等,描述的是父代经济地位如何影响子代经济地位,反映个体在发展机会上的不平等(Zhang and Eriksson,2010),是检验机会公平与否的一个重要标准,逐渐引起学术界的重视(Solon,1992; Black and Devereux,2011)。代际不平等常用代际收入弹性、收入转移矩阵等方法予以刻画。国内关于代际收入流动的研究,与国外的发展相一致。从准确估计代际收入弹性(王海港,2005)开始,进而追求对其进行分解寻找传导途径(陈琳、袁志刚,2012;李力行、周广肃,2014),探讨国内代际收入流动状况变化趋势(李路路、朱斌,2015)以及研究代际收入流动的影响因素(吴晓刚,2007;孙三百等,2012;周兴、张鹏,2014;刘小鸽,2016)。在宏观层面上,刘小鸽(2016)从代际收入弹性的角度出发,考察了计划生育对代际收入流动的影响,但是作者并未阐释计划生育对代际收入流动的影响机制。对于代际收入流动的理论研究较多着眼于宏观因素,少有文献从微观家庭内部展开分析。即使有的文献涉及到代际收入流动传导机制的讨论,也局限于人力资本、社会资本等途径的简单分解,分析较为笼统。代际流动问题归根到底是家庭内部决策问题,为加深对代际流动的理解,有必要从微观家庭出发对影响机制做更为详细的分析。

(二)影响机制分析

家庭是不平等产生的微观基础。而计划生育政策的执行影响了家庭的决策行为,对于微观个体最为直接的影响就是减少了兄弟姐妹数量。关于兄弟姐妹对个人的影响,Becker和Tomes(1986)认为兄弟姐妹为家庭资源而竞争,并据此得出生育数量与生育质量之间存在替代关系的结论。刘小鸽和魏建(2016)则认为在中国,兄弟姐妹所扮演的角色更为复杂,存在人力资本与社会资本两条影响途径。

中国仍然处在转型阶段,劳动力等要素市场尚不健全,个体社会网络由于信息传递等功能而仍然存在较大的作用空间,对个体的劳动力市场表现具有重要影响。兄弟姐妹作为个体的社会强联系在个人就业、劳动力市场表现等诸多方面具有重要的影响。因此,本文将兄弟姐妹对个体的社会资本作用纳入考虑,统筹考虑人力资本、社会资本两条途径来分析兄弟姐妹对个体代际收入流动的影响。一方面兄弟姐妹可以影响个体的人力资本水平,进而影响到个体代际流动性;另一方面兄弟姐妹本身作为个体的社会资本会对个体代际流动产生影响。计划生育影响个体代际流动的传导途径如图1所示。



图1 计划生育影响个体代际流动的传导途径

计划生育政策通过个体的兄弟姐妹数量进而影响个体代际流动。从人力资本的角度看,一方面,计划生育减少了兄弟姐妹的数量,缓解了彼此之间关于家庭资源的竞争,因此个体的受教育程度、健康程度等人力资本水平较之没有计划生育政策时有了提高;另一方面,兄弟姐妹在个体人力资本积累过程中也会起到促进作用,计划生育则减弱了兄弟姐妹对个体人力资本积累的正向作用。

从社会资本的角度看,兄弟姐妹是个体的社会网络资本,兄弟姐妹的数量及人力资本水平是个体社会资本的重要组成部分。对于个体而言,一方面计划生育减少了兄弟姐妹数量,本身不利于个体社会资本总量的增加;另一方面由于“数量质量替代”现象的存在,兄弟姐妹

数量减少可能提高个体的人力资本水平,进而提高个体的社会资本水平。

综上分析可以看出,我们难以从理论上将兄弟姐妹对于个体人力资本与社会资本的影响辨识清楚,也就无法在理论上确定计划生育如何影响个体代际流动。对此问题的回答有待进一步的实证检验。

三、指标构建及数据描述

(一) 指标构建

代际流动描述的是子代永久性经济社会状况相对于父代的变化,因此构建个体层面的代际流动指标需要掌握父子两代的永久性经济社会状况。一般常用永久性收入作为对个体永久性经济社会状况的刻画,而由于数据年限问题,只能利用有限的暂时性收入数据去估计个体的永久性收入。这种指标构建方法对数据有较高的要求,且不能最大程度利用样本信息。鉴于个体受教育程度与个体永久性收入高度相关,个体受教育程度是个体永久性收入较好的代理变量。因此,本文基于父子两代的受教育程度来构建个体代际流动指标。如式(1)所示,如果个体*i*的受教育程度高于父代受教育程度,则表明子代实现了向上流动,赋值为1,否则为0。

$$up_mobility = \begin{cases} 1, & edu_c > edu_f \\ 0, & edu_c \leq edu_f \end{cases} \quad (1)$$

然而,随着经济的发展,义务教育得到极大的推进,并且随着大学扩招的实施,高等教育逐渐普及,人们的受教育程度在逐步提升。相较于父代,子代受教育年限的增加并不能被理解为子代实现了向上的代际流动,实际上这可能只是经济社会发展情况下国民受教育水平(均值)提升的结果。由于群体间的受教育年限不可比,单纯比较父子两代的受教育年限会大大高估向上代际流动程度。因此,我们通过将受教育年限标准化的方式优化上述指标构建方法:将子代受教育年限的分布与父代的分布标准化为正态分布,在此基础上再进行比较。此种构建方法仍然存在一个问题:父代、子代群体的年龄分布均较广,群体内部受教育年限依然不可比。因此,对于每一个个体,我们在其所处的年龄群组内部将其受教育年限标准化。具体指标构建方法如下所示:

$$up_mobility_{i,t}^c = \begin{cases} 1, & std(edu_{i,t}^c) > std(edu_{i,t}^f) \\ 0, & std(edu_{i,t}^c) \leq std(edu_{i,t}^f) \end{cases} \quad (2)$$

$$std(edu_{i,t}^c) = \frac{edu_{i,t}^c - E(edu_i^c)}{var(edu_i^c)}, std(edu_{i,t}^f) = \frac{edu_{i,t}^f - E(edu_i^f)}{var(edu_i^f)}$$

(2)式中:下标*i*代表家庭*i*,上标*f*、*c*分别代表父亲与孩子,下标*t*代表该个体的出生年份。

(二) 数据来源及处理

本部分实证检验所用数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)数据库2010年数据。CFPS是北京大学中国社会科学调查中心实施的一项旨在通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,以为学术研究和政策决策提供数据为目标的重大社会科学项目。CFPS样本覆盖全国25个省/市/自治区,目标样本规模为16000户,调查对象包含样本家户中的全部家庭成员,能够较准确地描述全国情况。另外2010年为CFPS的基线调查,数据准确且数据量较大,为我们考察家庭代际收入流动等提供了非

常好的数据支持。

1980年,我国执行了严格的计划生育政策,被称为“独生子女政策”,生育数量由政策外生给定。因此计划生育政策的实施可以看作一起准自然实验。中国的计划生育政策是在政府控制人口的实践过程中逐渐产生并不断调整演变的。计划生育政策的变化并不仅仅指时间上的演变,还体现在对不同群体的差异化安排上。计划生育政策生育数量规定在不同民族、不同地区之间有所区别,政府对少数民族家庭以及农村家庭执行了更为宽松的计划生育政策安排。一般而言,政策对汉族要求严格,而对少数民族则相对宽松,允许生育2-3个孩子,甚至个别民族不限制生育数量;对城市户口居民严格,而对农村地区相对宽松,一般允许生育1.5个孩子,即第一胎为女孩的可以生育二胎。计划生育政策并非一刀切的制度安排,制度安排在不同人群中存在差异,即政策允许生育数量存在变异,这也就为我们度量计划生育政策创造了条件。

我们将成人问卷与社区问卷进行匹配,得到包含个体以及社区相关信息的全部样本。在CFPS调查中,有一个社区层面的问题,“您村的计划生育政策是一个家庭允许生几胎?”对该问题的回答可以作为对计划生育政策生育数量的一个度量。对此问题回答为“不适用”的社区均为城市社区,考虑到我国计划生育政策在城市中普遍施行一胎政策,因此对于城市社区将此值赋为1。此外,去除掉对此问题回答“不知道”的社区。将此变量记为计生数量(*Plan*),表示个体所在社区的计划生育政策允许生育数量。

我们去除掉还在上学的个体,去除掉个体受教育年限与父亲受教育年限缺失的样本,按照前述方式构造个体层面的向上代际流动指标。然后去除掉兄弟姐妹数量回答“不适用”、“不知道”、“拒绝回答”的样本。为了得到受计划生育政策影响的群体,我们去掉出生年份早于1980年的样本,最终得到有效样本4496个。主要变量的描述性统计见表1。在样本中,按照本文构建的指标,47.7%的个体实现了向上的代际流动。个体的平均受教育年限为8.907年,父亲的平均受教育年限为6.534年。此外,个体的平均年龄为24.185岁,平均拥有1.406个兄弟姐妹。在样本构成上,城镇户口样本占到44.4%,汉族家庭占到89.4%,男性占到49.1%。其中*Plan*(计生数量)为社区层面计划生育政策允许每一个家庭生育的子女数量。

表1 变量的描述性统计

变量名称	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Up_mobility</i>	向上代际流动	4 496	0.477	0.500	0	1
<i>Sib</i>	兄弟姐妹数量	4 490	1.406	1.174	0	8
<i>Male</i>	是否男性	4 496	0.491	0.500	0	1
<i>Age</i>	年龄	4 496	24.185	3.792	16	31
<i>Edu</i>	受教育年限	4 496	8.907	4.275	0	22
<i>Urban</i>	是否城市户口	4 496	0.444	0.497	0	1
<i>Han</i>	是否汉族	4 496	0.894	0.308	0	1
<i>Age_f</i>	父亲年龄	4 352	51.504	6.464	35	85
<i>Edu_f</i>	父亲受教育年限	4 496	6.534	4.395	0	19
<i>Guan_f</i>	父亲是否有行政管理职务	4 496	0.055	0.227	0	1
<i>Qzhong_f</i>	父亲是否为群众	4 496	0.713	0.452	0	1
<i>Plan</i>	计生数量	4 381	1.288	0.500	1	3

接下来我们运用全样本展示我国家庭规模的变化情况与计划生育政策差异化安排。我

们去除掉样本量较少的 20 世纪初与 21 世纪后出生的父母样本,另外去除掉还未在 2010 年步入生育高峰期的 90 后父母,将不同年代出生父母的平均生育数量绘制得到图 2。由图 2 可以明显看出我国生育率大幅度下降,出生越晚的父母生育的子女数量越少,家庭规模不断缩小。

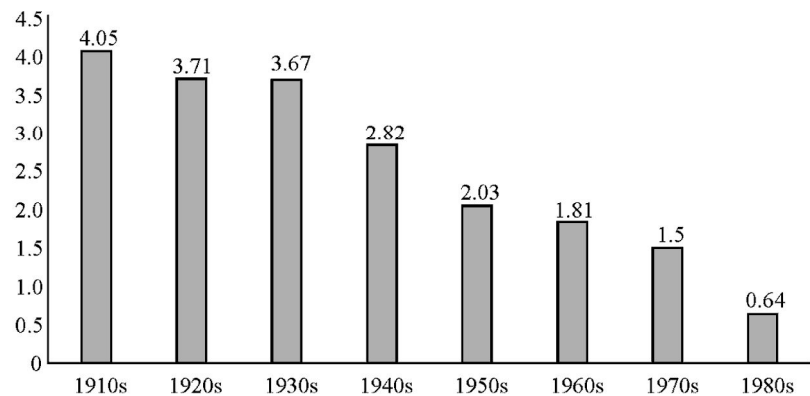


图 2 不同年代出生父母平均生育数量变化趋势

计划生育政策安排的情况如表 2 所示。其中,受独生子女政策影响的个体最多,占总人数的 62.99%,其次是可以生育两个孩子的,占 31.02%。另外,有 4.19%的个体面临着“一孩半”政策。可以生育三个孩子的个体最少,仅占到总样本数的 1.80%。

表 2 计生数量分布情况			
计生数量	样本量	占比	累计占比
1	14 365	62.99%	62.99%
1.5	956	4.19%	67.18%
2	7 074	31.02%	97.20%
3	411	1.80%	100%
总计	22 806	100%	

注:其中计生数量为 1.5 表示,第一胎为女孩的夫妻可以生育二胎。

分城乡以及民族考察计划生育政策安排,如表 3 所示。根据有效样本中所在社区的计划生育政策安排进行统计,可以明显看出,与农村相比,城市中的计划生育政策约束更严格,允许生育的子女数更少;与少数民族相比,汉族家庭受到的计划生育政策约束更严格。这是政府在安排计划生育政策时考虑到对少数民族家庭以及农村家庭的照顾,而执行了更为宽松的政策安排。可正是这种“照顾性质”的政策安排,却不利于少数民族、农村地区的代际流动,详见后文实证分析。

表 3 计生数量分布情况:分城乡、民族								
计生数量	城乡间政策安排差异				民族间政策安排差异			
	农村家庭		城市家庭		少数民族家庭		汉族家庭	
	样本数	占比	样本数	占比	样本数	占比	样本数	占比
1	10 133	58.51%	4 232	77.11%	526	22.97%	13 839	67.45%
1.5	867	5.01%	89	1.62%	8	0.35%	948	4.62%
2	5 939	34.29%	1 135	20.68%	1 377	60.13%	5 697	27.77%
3	379	2.19%	32	0.58%	379	16.55%	32	0.16%
总计	17 318	100%	5 488	100%	2 290	100%	20 516	100%

四、实证检验及结果分析

对于代际不平等传递宏观现象的分析,需要深入到微观家庭乃至个体层面,去观察内部微观运行机制。在实证部分,我们在一般性考察家庭规模对个体代际流动影响的基础之上,分析计划生育对个体代际流动的影响,并通过分解家庭规模效应进行影响机制分析。

首先基于前文构建的个体代际流动指标,我们考察家庭规模(兄弟姐妹)对个体向上流动的概率的影响,在个体层面建立向上代际流动决策的 Probit 模型,模型具体形式如下:

$$P(Up_mobility_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta Sib_i + \gamma X_i) \quad (3)$$

(3)式中: $Up_mobility$ 为个体 i 相对于父亲而言是否实现了向上的代际流动的虚拟变量, Sib 为个体 i 的兄弟姐妹数量。 X 为一系列控制变量,包括个体特征变量与家庭背景特征变量,具体为:个体的性别、受教育程度、户口状况、民族状况、父亲的年龄、政治面貌、有无行政管理职务及受教育年限。由于不同年代、不同地区出生的孩子的流动情况可能存在差异,我们还控制住个体出生年份固定效应以及地区固定效应。

由于代际流动所比较的是父子两代人的永久性经济地位的关系,个体是否实现了向上代际流动具有唯一性,一生只有一个代际流动状态。所以我们不能对照实验前后的状态,也就无法采用组间差分的方法进行检验。因此本文对分析样本进行限定,确保所选样本中个体都会受到计划生育政策的影响,通过受影响大小之间的差异进行组内差分来识别政策后果。具体而言,我们将分析样本限定在 1980 年及以后出生的个体。

(一) 家庭规模效应的实证分析

我们用个体向上代际流动对兄弟姐妹数量进行回归,初步回归结果显示,个体向上代际流动的概率与兄弟姐妹数量显著负相关,见表 4(1)。接下来我们控制住个体的性别、民族、户口类型、以及父亲的年龄、是否具有行政管理职务、政治面貌,回归结果依然表明,家庭规模显著降低了个体向上流动的概率,见表 4(2)。考虑到不同年代、不同地区出生的孩子的流动情况可能存在差异,我们进一步控制住个体的出生年份固定效应以及所在省份固定效应,回归结果的系数大小与显著性水平均保持稳健,见表 4(3)。

但是在自主生育的情况下,个体兄弟姐妹数量由家庭内部决定,因此会与一系列家庭特征因素相关,如家族基因、文化资本等,而这些家庭特征因素会通过基因遗传、养育等途径由父母传递给子女,进而影响到子女的代际流动情况。因此以上对向上代际流动模型的估计结果受到内生性问题的干扰。

新中国成立之后,我国人口快速增长。政府由此开始控制人口,实行计划生育。1980 年,我国执行了严格的计划生育政策,生育数量由政策外生给定。接下来的分析中,我们将社区层面政策允许生育数量作为个体兄弟姐妹数量的工具变量。本文首先检验了工具变量的有效性。第一阶段估计结果显示,控制住其他解释变量不变,在考察工具变量对兄弟姐妹数量的影响时,工具变量的回归系数为 0.4717, T 检验值为 11.41,总体的 F 检验值为 42.34。^① 因此并不存在弱工具变量的问题,并且结果显示计生数量的确会对家庭的生育行为产生影响,政策允许生育数量越多,个体的兄弟姐妹越多。这也验证了计划生育政策对社

^①限于篇幅,文章并未汇报第一阶段回归结果,感兴趣的读者可向作者索取。

会生育情况的作用效果,为我们在一般性讨论家庭规模效应的基础上,分析计划生育对个体代际流动影响完善了前段逻辑链条。

从表 4(4)IVProbit 模型的估计结果可以看出,Wald 检验不能拒绝 Probit 结果无显著内生性偏误的假设。因此,本文仍依据表 4(3)中 Probit 模型的估计结果展开分析,即家庭规模增加会显著降低个体实现向上代际流动的可能性。换言之,家庭规模越小越有利于个体实现向上代际流动。结合计划生育政策来看,生育政策的实施通过减少个体的兄弟姐妹数量,促进了个体向上代际流动。考虑到我国的差异化生育政策安排,计划生育政策安排在少数民族以及农村地区更为宽松,这实际上不利于少数民族以及农村地区的个体实现向上的代际流动。此外控制变量的回归系数表明,即使控制住兄弟姐妹数量,相较于农村、少数民族的个体,城市、汉族个体更容易实现向上代际流动。这表明在我国户籍歧视等问题不仅仅存在于静态社会中,在经济社会的动态变化过程中歧视性问题依然没有得到消除。这值得引起社会的重视,反思当下的户籍制度等相关政策安排。

为了考察计划生育政策对代际不平等传递的直接影响,我们用个体向上代际流动直接对计生数量进行回归。结果显示,计生数量越多,个体越不易实现向上流动,见表 4(5)。而当我们进一步控制住个体的兄弟姐妹数量之后,计生数量不再显著,这也就表明计生数量确实通过兄弟姐妹数量影响了个体的代际流动情况,见表 4(6)。

表 4 家庭规模与向上代际流动

	(1) Probit	(2) Probit	(3) Probit	(4) IVProbit	(5) Probit	(6) Probit
<i>Sib</i>	-0.1837 *** (0.0170)	-0.1659 *** (0.0189)	-0.1571 *** (0.0204)	-0.0684 (0.1090)		-0.1592 *** (0.0211)
<i>Plan</i>					-0.0313 *** (0.0011)	0.0428 (0.0523)
<i>Male</i>		0.0392 (0.0391)	0.0336 (0.0397)	0.0521 (0.0513)	0.0710 * (0.0395)	0.0250 (0.0402)
<i>Han</i>		0.0953 (0.0647)	0.2121 *** (0.0768)	0.2515 *** (0.0954)	0.2741 *** (0.0822)	0.2239 *** (0.0824)
<i>Urban</i>		0.2395 *** (0.0413)	0.2042 *** (0.0453)	0.2425 *** (0.0684)	0.2671 *** (0.0466)	0.2077 *** (0.0473)
<i>Age_f</i>		0.0054 * (0.0031)	0.0080 ** (0.0041)	0.0030 (0.0064)	0.0000 (0.0040)	0.0071 * (0.0042)
<i>Qzhong_f</i>		-0.2657 *** (0.0859)	-0.3047 *** (0.0872)	-0.2995 *** (0.0908)	-0.2886 *** (0.0886)	-0.3142 *** (0.0889)
<i>Guan_f</i>		0.1962 *** (0.0440)	0.2048 *** (0.0450)	0.2171 *** (0.0462)	0.2138 *** (0.0886)	0.2207 *** (0.0889)
出生群组固定效应	否	否	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	是	是	是	是
常数项	0.1969 *** (0.0298)	-0.4360 ** (0.1741)	-0.5604 * (0.3350)	-0.3912 (0.3577)	-0.2714 (0.3445)	-0.5571 (0.3490)
样本量	4 490	4 346	4 346	4 237	4 237	4 237
Wald 统计量				0.67 (0.4130)		

注:括号中为估计系数的稳健标准差,上标 **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。其中 Wald 统计量的括号中为 *P* 值。下表同。

为了检验结果的稳健性,也为了更为详细的考察家庭规模效应的异质性问题,我们进行了分样本回归。结果显示,相比较于男性而言,每增加一个兄弟姐妹,女性受到的负面影响

更为严重,这表明在多子女家庭中,女孩的家庭地位要低于男孩,反映了我国家庭中仍然存在着重男轻女的传统观念;相比较于农村户口个体而言,城市户口个体受到的负面影响更为严重。以标准化后的父亲受教育年限为依据,按照是否高于中位数分为高层组(*High*)与低层组(*Low*)。分样本回归结果显示,低层组家庭中兄弟姐妹的负面效应更大,见表5(5)、(6)。此外,我们还考察了家庭规模对个体向上代际流动的时间差异性。依据子代个体的出生年份,将样本分为三组:1980-1984年出生(*S80*)、1985-1989年出生(*S85*)、1990-1995年出生(*S90*)。通过引入分组虚拟变量与兄弟姐妹数量的交互项来考察家庭规模效应的时间变化,结果显示,兄弟姐妹的负面效应随着时间临近而减弱,见表5(7)。这可能是因为生育率随着计划生育政策的执行以及经济的发展而降低,兄弟姐妹的减少降低了家庭规模对个体向上代际流动的边际影响。

表5 分样本检验结果

	(1) 女性样本	(2) 男性样本	(3) 农村样本	(4) 城镇样本	(5) 低层组样本	(6) 高层组样本	(7) 全样本
<i>Sib</i>	-0.2309*** (0.0285)	-0.0738** (0.0307)	-0.1269*** (0.0265)	-0.1820*** (0.0331)	-0.2867*** (0.0326)	-0.1370*** (0.0315)	
<i>Sib</i> × <i>S80</i>							-0.1660*** (0.0284)
<i>Sib</i> × <i>S85</i>							-0.1553*** (0.0298)
<i>Sib</i> × <i>S90</i>							-0.1387*** (0.0431)
<i>Han</i>			0.1643*** (0.0537)	-0.1184** (0.0600)	-0.0911* (0.0548)	0.1684** (0.0683)	0.0341 (0.0397)
<i>urban</i>	0.2869*** (0.1095)	0.1824 (0.1113)	0.2365** (0.1008)	0.1599 (0.1348)	0.0353 (0.1249)	0.5360*** (0.1095)	0.2144*** (0.0770)
<i>Male</i>	0.2891*** (0.0656)	0.1309** (0.0638)			0.3861*** (0.0624)	0.3524*** (0.0841)	0.2032*** (0.0454)
<i>Age_f</i>	0.0027 (0.0057)	0.0103* (0.0060)	0.0045 (0.0052)	0.0148** (0.0069)	0.0115* (0.0060)	-0.0105 (0.0064)	0.0080* (0.0041)
<i>Qzhong_f</i>	-0.1532 (0.1274)	-0.4469*** (0.1215)	-0.2005 (0.1462)	-0.3613*** (0.1076)	-0.1155 (0.1010)	-0.1302 (0.2347)	-0.3045*** (0.0873)
<i>Guan_f</i>	0.2666*** (0.0644)	0.1275** (0.0648)	0.1484** (0.0642)	0.2770*** (0.0642)	0.0686 (0.0582)	-0.0048 (0.0881)	0.2046*** (0.0450)
出生群组固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.0882 (0.5232)	-0.7056 (0.4499)	-0.0981 (0.4392)	-0.5537 (0.4760)	-0.6845 (0.4423)	-0.1419 (0.8936)	-0.5484 (0.3355)
样本量	2 159	2 187	2 421	1 925	2 622	1 712	4 346

(二) 影响机制分析:基于家庭规模效应的分解

前文理论分析认为兄弟姐妹对个体代际流动的影响存在人力资本与社会资本两条途径,记为人力资本效应与社会资本效应。兄弟姐妹对个体代际流动的最终作用方向及大小取决于两种效应的综合比较结果。接下来我们通过对两种影响途径进行分解来分析兄弟姐妹影响个体代际流动的影响机制。

实际上兄弟姐妹数量减少不仅会直接影响个体的社会资本水平,还会通过兄弟姐妹的人力资本水平间接影响个体的社会资本水平,进而影响个体代际流动情况。考虑到文章的篇幅、问题的聚焦程度以及数据的可得性问题,此处对兄弟姐妹的社会资本途径做简化处

理。具体而言,在模型(3)的基础上控制住个体的受教育年限,将此时兄弟姐妹对个体代际流动的影响视为家庭规模效应的社会资本途径。具体模型设定如下所示:

$$P(Up_mobility_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta Sib_i + \eta Edu_i + \gamma X_i) \quad (4)$$

由于兄弟姐妹数量可能存在一定的内生性,我们依然选用计生数量作为工具变量,对表 6 中所有模型均首先进行了 IVProbit 模型回归并作 Wald 检验。为了节省文章篇幅,我们参考 Wald 检验的结果,分不同情况汇报了 IVProbit 模型结果与 Probit 模型结果。即当我们无法拒绝 Probit 模型不存在显著性内生偏误时,我们汇报了 Probit 模型的计量结果,否则汇报 IVProbit 模型的计量结果。

表 6 家庭规模与向上代际流动:效应分解

	(1) IVProbit 全样本	(2) Probit 女性样本	(3) IVProbit 男性样本	(4) Probit 农村样本	(5) IVProbit 城镇样本
<i>Sib</i>	0.2868 ** (0.1214)	-0.0681 ** (0.0319)	0.4799 *** (0.1424)	-0.0259 (0.0303)	0.4480 *** (0.1642)
<i>Edu</i>	0.2159 *** (0.0071)	0.2076 *** (0.0101)	0.2078 *** (0.0103)	0.2149 *** (0.0096)	0.2309 *** (0.0124)
<i>Male</i>	0.1311 ** (0.0532)			0.1200 ** (0.0589)	0.0838 (0.0776)
<i>Han</i>	0.1823 * (0.0960)	0.0625 (0.1190)	0.3402 ** (0.1480)	-0.0406 (0.1112)	0.3048 ** (0.1534)
<i>Urban</i>	-0.0598 (0.0680)	-0.1187 (0.0742)	-0.0588 (0.0873)		
<i>Age_f</i>	-0.0057 (0.0070)	0.0028 (0.0063)	-0.0153 (0.0108)	0.0137 ** (0.0057)	-0.0152 (0.0100)
<i>Qzhong_f</i>	-0.6003 *** (0.0969)	-0.5700 *** (0.1364)	-0.6201 *** (0.1369)	-0.4783 *** (0.1582)	-0.6550 *** (0.1170)
<i>Guan_f</i>	0.3907 ** (0.0522)	0.3709 *** (0.0713)	0.4072 *** (0.0736)	0.3023 *** (0.0738)	0.4640 *** (0.0750)
出生群组固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-2.6874 *** (0.3816)	-2.4853 *** (0.5583)	-2.2231 *** (0.6130)	-2.4722 *** (0.4875)	-2.4797 *** (0.5723)
样本量	4 237	2 159	2 131	2 421	1 850
Wald 统计量(P 值)	5.41 ** (0.0201)	0.14 (0.7054)	7.14 *** (0.0075)	2.56 (0.1095)	6.11 ** (0.0134)

结果显示,当我们控制住个体的受教育年限之后发现,受教育年限越高的个体越容易实现向上代际流动,而此时兄弟姐妹正向影响个体向上流动的概率,见表 6(1)。这也就说明当我们控制住人力资本途径时,兄弟姐妹对个体影响的社会资本途径表现出正向的影响。换言之,兄弟姐妹对个体实现向上代际流动的影响存在两条途径:一方面,兄弟姐妹数量越多,对于家庭教育资源的竞争越激烈,个体的受教育年限越低,从而降低了个体向上流动的概率;另一方面,兄弟姐妹数量越多,兄弟姐妹作为个体社会资本越丰富,从而增加了个体向上流动的概率。这与刘小鸽和魏建(2016)的分析结果相一致。

分样本回归结果显示,当我们控制住个体的受教育年限之后,兄弟姐妹对个体向上代际流动的影响出现了一定程度的差异。具体而言,对于男性而言,兄弟姐妹存在正向的社会资本效应,但是对于女性而言,这一效应显著为负。也就是说从社会资本的角度来看,兄弟姐妹对于女性非但没有起到正向作用,还带来了不利影响。兄弟姐妹会对女性带来负效应,这一负效应不仅体现在对家庭资源的竞争上,还体现在社会资本层面。这可能是由于家庭内

部存在性别分工的原因,兄弟姐妹多的女性没有必要将全部精力投入劳动力市场,而更多的侧重于家庭内部关系。对于城市户口个体而言,兄弟姐妹发挥着显著的正向社会资本效应,而这一效应在农村地区并不明显。这可能是因为农村地区的人力资本水平较低,兄弟姐妹之间为彼此提供的社会网络较小,兄弟姐妹可能会成为自己的资本,也有可能成为负担,综合之下社会资本效应不再显著。

五、主要结论

当前我国正处于全面建成小康社会的关键时期,防止经济阶层固化、减缓贫困现象代际传递,对于我国成功跨越“中等收入陷阱”,保持经济增长持久活力具有重要的现实意义。本研究旨在探讨计划生育对我国代际不平等传递的影响,所用样本是中国家庭追踪调查(CFPS)2010年数据。我们通过构建个体层面的代际流动指标,从人力资本与社会资本两条途径实证考察了家庭规模对个体代际流动情况的影响,作为分析计划生育影响我国代际不平等传递现象的微观视角。通过实证检验,我们主要有以下发现:

第一,计划生育政策的实施通过缩小家庭规模增加了个体向上代际流动的可能。计划生育政策在民族之间、城乡之间存在的差异化安排对不同群体的代际流动情况产生差异化影响。计划生育政策对少数民族以及农村地区更为宽松,这实际上不利于少数民族以及农村地区个体实现向上代际流动。

第二,兄弟姐妹对个体代际流动的影响存在正负两种效应,一是兄弟姐妹通过减少个体受教育年限降低了个体向上流动的概率;二是兄弟姐妹本身作为个体的社会资本,拥有越多的兄弟姐妹,其向上流动的概率越大。确实,计划生育改变了家庭子女结构,使子女(尤其是女儿)从家庭资源竞争的不利局面中解放出来并获得更多的受教育机会。除此之外,我们还要看到兄弟姐妹对个体的积极影响,全面认识兄弟姐妹在个人生活中的作用。尤其是我国当下社会保障制度尚待完善的情况下,兄弟姐妹作为一种保险机制所带来的正面效应更为突出,对这一问题的研究也就显得尤为重要。

20世纪,我国政府出台了计划生育政策并确立为一项基本国策,旨在控制人口数量、提升人口质量、加速经济发展。人口政策的施行对我国的经济社会产生了极其深刻的影响。本文系统地评估了计划生育对代际不平等传递的影响,进一步深化和拓展了代际流动的相关研究,为我们理解中国代际流动情况提供了新的思路。同时本文的研究也在一定程度上丰富了有关计划生育政策影响的文献,即从个体代际流动的微观视角为全面地评估计划生育政策拓宽了视野。

参考文献:

- 1.陈东、黄旭锋,2015:《机会不平等在多大程度上影响了收入不平等?——基于代际转移的视角》,《经济评论》第1期。
- 2.陈琳、袁志刚,2012:《中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制》,《世界经济》第6期。
- 3.李力行、周广肃,2014:《代际传递、社会流动性及其变化趋势:来自收入、职业、教育、政治身份的多角度分析》,《浙江社会科学》第5期。
- 4.李路路、朱斌,2015:《当代中国的代际流动模式及其变迁》,《中国社会科学》第5期。
- 5.刘小鸽,2016:《计划生育如何影响了收入不平等?——基于代际收入流动的视角》,《中国经济问题》第1期。
- 6.刘小鸽、魏建,2016:《计划生育是否提高了子代收入?》,《人口与经济》第1期。
- 7.孙三百、黄薇、洪俊杰,2012:《劳动力自由迁移为何如此重要?——基于代际收入流动的视角》,《经济研

- 究》第5期。
- 8.唐世平,2006:《社会流动、地位市场与经济增长》,《中国社会科学》第3期。
 - 9.王学龙、袁易明,2015a:《中国社会代际流动性之变迁:趋势与原因》,《经济研究》第9期。
 - 10.王学龙、袁易明,2015b:《中国能否跨越中等收入陷阱——制度公平和人力资本的视角》,《经济评论》第6期。
 - 11.王海港,2005:《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》第2期。
 - 12.吴晓刚,2007:《中国的户籍制度与代际职业流动》,《社会学研究》第6期。
 - 13.赵占东,2015:《代际收入流动与收入差距问题的一个文献综述》,《商》第27期。
 - 14.周兴、张鹏,2014:《代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期。
 - 15.Alesina, A., R. Di Tella, and R. MacCulloch. 2004. "Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different." *Journal of Public Economics* 88(9): 2009–2042.
 - 16.Becker, G. S., and N. Tomes. 1986. "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor Economics* 4(3): S1–S39.
 - 17.Bian, Y. 1997. "Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China." *American Sociological Review* 62(3): 366–385.
 - 18.Black, S. E., and P. J. Devereux. 2011. "Recent Developments in Intergenerational Mobility." In *Handbook of Labor Economics*, Vol.4. Edited by O. Ashenfelter and D. Card, Chapter 16: 1487–1541. San Diego: Elsevier.
 - 19.Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez. 2014. "Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States." *The Quarterly Journal of Economics* 129(4): 1553–1623.
 - 20.Maoz, Y. D., and O. Moav. 1999. "Intergenerational Mobility and the Process of Development." *The Economic Journal* 109(458): 677–697.
 - 21.Owen, A. L., and D. N. Weil. 1998. "Intergenerational Earnings Mobility, Inequality and Growth." *Journal of Monetary Economics* 41(1): 71–104.
 - 22.Solon, G. 1992. "Intergenerational Income Mobility in the United States." *The American Economic Review* 82(3): 393–408.
 - 23.Zhang, Y., and T. Eriksson. 2010. "Inequality of Opportunity and Income Inequality in Nine Chinese Provinces, 1989–2006." *China Economic Review* 21(4): 607–616.

Family Planning and Transmission of Inequality between Generations: Micro Perspective on Individual Intergenerational Mobility

Liu Xiaoge¹ and Si Haiping²

(1: National School of Development, Peking University;

2: Center for Economic Research, Shandong University)

Abstract: This paper aims to examine the impact of family planning on the transmission of inequality between generations which is not conducive to social stability and sustainable development. Using CFPS2010 data, based on the perspective of individual intergenerational mobility, we take empirical test from the path of human capital and social capital, and the results show that family planning has promoted the individual intergenerational mobility by reducing family size. Further tests find that there are heterogeneity of family size effect between men and women, urban and rural areas. Finally, we decompose the family size effect and find out that on the one hand siblings can reduce the possibility of upward mobility by decreasing the education. On the other hand, siblings are social capital, and the more siblings, the larger possibility to move upward. This paper provides a new perspective to understanding the micro-mechanism of inequality transmission between generations, and provides a microscopic basis for assessing the consequences of family planning policy.

Keywords: Family Planning, Family Size, Inequality Transmission between Generations, Individual Intergenerational Mobility

JEL Classification: J13, J62

(责任编辑:彭爽)