

DOI: 10.19361/j.er.2019.04.10

独生子女与社会经济地位的代际传递

康传坤 文 强*

摘要: 基于中国劳动力动态调查(CLDS)2014年数据,本文实证检验独生子女身份对社会经济地位代际传递的影响。研究发现,父辈社会经济地位对子代社会经济地位具有显著的正向影响,并且独生子女身份会显著强化这一正向影响。上述结论在不同年龄、性别以及城乡群体中均成立,揭示独生子女会降低社会的代际流动性。进一步分析发现,独生子女身份并未强化父辈社会经济地位对子代努力程度的作用,但是显著提高了父辈社会经济地位对子代人力资本和社会资本的正向影响。由此可见,父辈可能帮助独生子女积累更多的人力资本和社会资本,最终抑制代际流动。本文的研究结论不仅有助于思考代际流动性的生成机制,还有助于认识全面二孩政策可能带来的社会收益。

关键词: 独生子女;代际流动性;人力资本;社会资本;努力程度

一、引言

公元前127年,汉武帝颁布“推恩令”以改变“嫡长子继承制”。新政实施前,中央面临“诸侯或连城数十,……,急则阻其强而合从谋以逆京师”^①的困境;新政实施后,逐步形成“大国不过十余城,小侯不过数十里”^②的局面。抽象来看,在嫡长子继承制下,庶子不能继承资源,诸侯王即使生育再多子女,相当于只生育了嫡长子,形成社会代际传递性较强的格局,但是在“推恩令”制度下,庶子也可以继承封地,最终提高了代际流动性。基于当代中国实践,也观察到各出生队列人口的代际传递性与独生子女比重的变动趋势相一致(见图1)。我们自然要问,独生子女会提高代际传递吗?

“代际传递”是子代与父辈产出的相关性,社会学主要关注的产出是职业,而经济学关注收入。无论职业还是收入,都是社会经济地位的一个维度(阳义南、连玉君,2015),从社会经济地位的视角考察代际传递性更加全面。基于中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamic Survey, CLDS)2014年数据,本文发现,子代与父辈的社会经济地位相关性为0.19左右,介于阳义南和连玉君(2015)与阳义南(2018)的估计值之间。另外,子代的独生子女

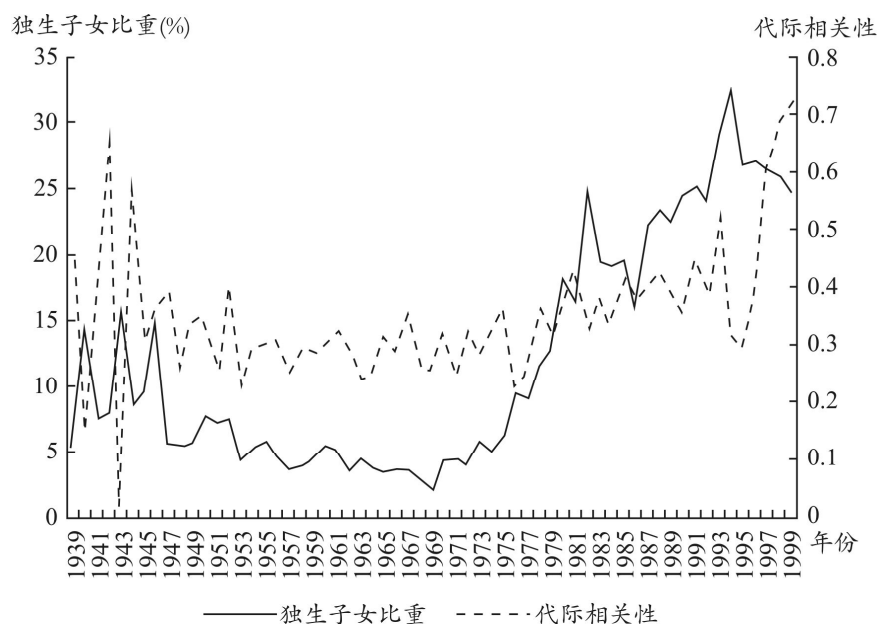
*康传坤,山东财经大学经济研究中心,邮政编码:250014;文强(通讯作者),厦门大学王亚南经济研究院,邮政编码:361005,电子邮箱:durianwen@xmu.edu.cn。

本文得到教育部人文社会科学研究青年基金项目“基本养老保险制度对生育意愿的影响:理论机制与实证检验”(项目编号:17YJC840019)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

①见《史记·平津侯主父列传》,第2263页,上海古籍出版社,2016。

②见《史记·汉兴以来诸侯王年表》,第569页,上海古籍出版社,2016。

身份将显著增强父辈社会经济地位对子代社会经济地位的正向影响,说明独生子女可能降低代际流动性。分子样本回归显示,上述结论普遍成立。



资料来源:根据中国劳动力动态调查(CLDS)计算所得。

图1 独生子女与代际传递

社会经济地位获得依赖于人力资本(Black and Devereux, 2011)、社会资本(Putnam et al., 1993)以及努力程度(Bowles et al., 2001),独生子女是否通过上述因素影响到代际传递呢?研究发现,父辈社会经济地位将显著提高子代的人力资本和社会资本,也会提高努力程度,但是子代的独生子女身份并未强化父辈社会经济地位对子代努力程度的影响,而是进一步提升了对人力资本和社会资本的正向作用。由此可见,没有兄弟姐妹分享父辈资源,独生子女可能积累更高的人力资本和社会资本,最终降低代际流动性。

本文研究意义体现如下:第一,有助于思考如何提高代际流动性。代际传递性越强意味着机会不平等程度越高,这会影响社会经济平稳运行。跨国比较发现,中国代际流动性相对较低,增加公共教育支出(李力行、周广肃, 2015)、实施教育改革(罗楚亮、刘晓霞, 2018)以及市场化改革(阳义南, 2018)都有利于提高代际流动性。本文则发现,大量出现的独生子女可能是代际流动性较弱的重要原因,这揭示鼓励生育可以提高代际流动性。

第二,丰富了对独生子女的社会经济影响的理解。对独生子女过分重视,导致家庭消费模式发生“子女偏重”倾向,而以子女为中心的生活方式会影响到子女特征的培养(边燕杰, 1986)。研究发现,对独生子女的溺爱,不仅危及到子女身心健康(Cameron et al., 2013),还会降低该群体成为企业家的概率(孙文凯等, 2016)。当然,独生子女意味着兄弟姐妹数量更少,有利于提高教育和健康水平(Qin et al., 2017)。本文则发现,独生子女从父辈传递下来的人力资本和社会资本更多,这会降低代际流动性。

第三,有利于更为全面地认识调整人口政策的重要性。独生子女数量增加与计划生育政策有关(Qin et al., 2017),该政策深刻改变居民决策行为(Zhang, 2017),影响社会经济运行:计划生育降低了总和生育率、提高了人力资本积累,这有助于经济增长(Li and Zhang, 2007),但其所导致的人口老龄化将制约劳动供给(Wang et al., 2017),从而抑制经济增长。为促进人口均衡发展,自2016年1月起全面二孩政策开始实施。放开二胎政策可能有助于

优化人口结构(Wang et al., 2017), 本文研究则从侧面反映全面二孩政策对社会的积极影响可能不局限于优化人口结构, 对提高社会代际流动性也具有积极作用。

二、文献与理论假说

(一) 代际传递性及其机制

“代际传递”是子代与父辈社会经济产出的相关性。代际传递性越强, 意味着父辈的社会经济地位越高, 子代的社会经济地位也越高, 这样的社会更加封闭, 机会不平等程度更高、代际流动性更低。近年来, 大量研究从职业和收入角度测算中国的代际流动性(王学龙、袁易明, 2015; 周兴、张鹏, 2015), 亦有研究从社会经济地位角度进行研究(阳义南、连玉君, 2015), 发现中国的代际流动性相对较低。

为提高代际流动性, 理解代际传递的机制十分重要。收入和职业都是社会经济地位的一个维度(阳义南、连玉君, 2015), 如果将社会经济地位视为“产出”, 生产社会经济地位则需要人力资本、社会资本与努力程度等“投入”。父辈要提高子代社会经济地位, 需要帮助子代积累更多的人力资本和社会资本, 并培养其努力程度。现有研究发现, 父辈的教育水平越高, 子代的教育水平也会越高(罗楚亮、刘晓霞, 2018), 父辈的主观态度会传递给子代(Black and Devereux, 2011), 并且父辈的社会资本会影响到子女的教育机会和教育水平(刘精明, 2014)。这说明代际传递有多重路径, 例如父辈教育到子代教育、父辈努力到子代努力、父辈社会资本到子代教育等。如果社会经济地位由人力资本、社会资本与个人努力程度 3 种投入决定, 父辈的社会经济地位传递到子代则可能有 9 种路径^①。不分解父辈的社会经济地位, 代际传递机制可简化为父辈社会经济地位对子代人力资本、社会资本以及努力程度的影响。

(二) 子女数量对代际传递的影响

经典理论表明, 父辈存在对子代的“数量-质量”权衡(Becker and Lewis, 1973), 即子女数量越多其质量越低, 而质量主要以受教育程度衡量。在该理论框架内, 子代的社会资本和努力程度也可视为其质量的衡量指标。既然父辈社会经济地位可以通过影响子代的人力资本、社会资本以及个人努力程度进而影响到代际传递, 而父辈对子女的培养又存在“数量-质量”权衡, 那么子女数量有可能影响社会经济地位的代际传递。在家庭资源约束下, 子女数量越多, 父辈投资于子女质量的资源越少(Becker and Tomes, 1986), 从而可能提高社会经济地位的代际流动性, 反之则可能降低代际流动性。当然, 子女数量越多也可能带来规模效应(Qian, 2009), 或者降低父母参加工作的概率以更多地陪伴子女, 从而有利于提高子女质量。

基于“数量-质量”权衡理论, 有学者关注子女数量对代际流动性的影响。基于瑞典数据, Lindahl(2008)考察子女数量对代际收入流动性的影响, 发现子女数量增加提高了代际收入流动性。Feng(2018)利用 CFPS2010-2014 年数据, 考察中国计生政策导致的子女数量减少对代际收入流动性的影响, 发现子女数量对代际收入流动性有正向但不显著的影响。不过, 上述文献都没有分析子女数量影响代际流动性的机制。

在中文文献中, 刘小鸽(2016)基于 CFPS2010 年数据, 发现子女数量将显著提高父辈收入对子代收入的影响, 揭示计划生育政策可能有助于提高代际流动性; 刘小鸽和魏建(2016)

^①如果社会经济地位由 N 种投入决定, 那么代际传递路径则有 N 的平方种可能性。

基于相同数据,发现计划生育政策导致兄弟姐妹减少,这一方面提高了子女的受教育程度,但另一方面减少了子代的以兄弟姐妹数量衡量的社会资本,最终计划生育政策并未影响到子代收入,这说明计划生育政策对收入代际流动性没有显著影响;基于上述数据,刘小鸽和司海平(2017)发现计划生育政策导致兄弟姐妹减少,这使得子女受教育程度高于父辈的概率显著提高,说明计划生育政策有助于提高教育的代际流动性。显然,上述研究就子女数量能否提高代际流动性并未得到一致结论。另外,他们更加侧重于计划生育政策对子代兄弟姐妹间的横向比较的影响,对该政策如何影响父辈与子代间代际传递的纵向机制的探讨有待深入。考虑到计划生育政策对代际流动机制的纵向影响后,子女数量减少也可能会弱化代际流动性。在独生子女政策导致家庭孩子数量普遍减少的情况下,那些社会经济地位较高的家庭由于拥有更为丰富的人力资本和社会资本等资源,他们对子女的相对投入也会更多,从而通过代际传递机制使其子女的社会经济地位更高。由此可见,独生子女是否影响代际传递、其机制如何,仍需深入研究。

综上所述,理论上独生子女可能影响代际流动性,但现有研究并未得出一致结论,而且理论机制有待进一步探究。以现有研究为基础,本文考察独生子女对代际传递的影响,并从人力资本、社会资本以及个人努力程度三个方面探讨可能的机制。

三、数据

(一) 数据来源

本文使用的数据来源于中国劳动力动态调查(CLDS)。CLDS是以劳动力为主题的全国性跟踪调查,于2012年完成基线调查,并于2014年和2016年完成追踪调查。2014年调查收集了子代和父辈社会经济地位以及子代是否为独生子女等信息,是分析独生子女对代际传递影响的理想数据。该数据覆盖全国209个区县的14 214个家庭,共计收集了23 594名受访者的信息。本文的关键变量是“社会经济地位”,涉及到受访者对当前自身社会经济地位的评价以及对自己未成年时家庭社会经济地位的回忆,其中22岁以下人口有不少尚未完成学业,而老年人口可能存在记忆偏差,因此分析样本限定在22-65岁之间^①,最终有20 546个观测值。

(二) 关键变量构建

社会经济地位。CLDS询问了受访者“您认为自己目前在哪个等级上?”以及“您认为在您14岁时,您的家庭处在哪个等级上?”,可选项为1-10,其中10分代表社会阶层顶层,1分代表底层。我们将目前的等级定义为“子代”社会经济地位,将14岁时家庭的等级定义为“父辈”社会经济地位,与阳义南和连玉君(2015)的定义相同。

独生子女。CLDS询问了受访者“您有几位兄弟姐妹?”,当受访者为独生子女时记为0,否则根据实际数量记录。我们根据兄弟姐妹数量构建0-1变量,取值为1表示受访者为独生子女,取值为0表示有兄弟姐妹。

(三) 数据事实

表1呈现主要变量的描述统计。在样本中,子代社会经济地位均值为4.5,父辈社会经济地位均值为3.4。由于社会经济地位的主观评价为1-10分,当主观评价与实际分布一致

^①感谢审稿专家建议排除尚未完成教育样本以及老年人样本。

时,社会经济地位均值应在 5 左右,而样本中子代和父辈社会经济地位均值都小于 5,说明受访者倾向于低估自身和家庭社会经济地位,与陈云松和范晓光(2016)发现的社会阶层“低位认同”相一致。另外,样本中有 8.7% 为独生子女,平均年龄为 45.2 岁,52.9% 为女性,11.2% 为少数民族,59.9% 居住在农村地区。

表 1 描述统计

变量	(1) 观测值	(2) 均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 最大值
子代社会经济地位	20 453	4.518	1.671	1	10
父辈社会经济地位	19 732	3.392	1.858	1	10
独生子女	20 524	0.087	0.281	0	1
年龄(调查年份-出生年份)	20 546	45.19	11.82	22	65
性别(女性=1;男性=0)	20 546	0.529	0.499	0	1
民族(少数民族=1;汉族=0)	20 546	0.112	0.315	0	1
城乡(农村地区=1;城镇地区=0)	20 546	0.599	0.490	0	1

独生子女数量增加,可能影响到代际传递。图 1 呈现各出生队列独生子女比重与代际相关性的变动趋势。代际相关性根据子代与父辈社会经济地位计算所得,显示出先下降后上升的 U 形趋势,与王学龙和袁易明(2015)发现的趋势相同。从图 1 可以看出,自 1970 年代起,新出生人口中独生子女比重不断提高。尽管 1980 年代起开始严格执行计划生育政策,但是自 1970 年代初计划生育政策就已经开始制定实施,并且出生率开始显著下降(Zhang, 2017),这说明从 1970 年代起独生子女比重不断上升具有合理性。与此同时,社会经济地位的代际传递性自 1970 年代起呈现上升趋势,与独生子女比重变动趋势一致,说明独生子女可能降低代际流动性。

四、独生子女与代际传递

(一) 基本分析

为考察独生子女对社会经济地位代际传递的影响,借鉴李力行和周广肃(2015)的研究,实证模型设定为:

$$class_{ij}^c = \alpha \times class_{ij}^f + \beta \times oc_{ij} + \gamma \times class_{ij}^f \times oc_{ij} + X_{ij}\delta + \sum \pi_j + e_{ij} \quad (1)$$

(1) 式中: $class_{ij}^c$ 是第 j 个地区第 i 个子代的社会经济地位。 $class^f$ 是父辈社会经济地位, α 衡量社会经济地位的代际传递,该值越大表示代际相关性越强(Black and Devereux, 2011)。 oc 表示子代的身份,取值为 1 表示为独生子女,否则取值为 0, β 衡量独生子女身份对自身社会经济地位的影响。 γ 衡量独生子女身份对代际传递的“调节作用”,当 γ 显著为正(负)时,表示独生子女会增强(降低)代际传递,当 γ 不显著时,说明不具有调节作用。 X 是子代个人特征,基于数据可得性以及借鉴阳义南和连玉君(2015)的研究,控制年龄、年龄平方、性别、民族状况以及城乡等因素。另外,地区社会经济环境也可能影响到代际传递,例如市场化程度(阳义南, 2018)。我们难以找到并准确度量所有宏观环境,所以控制地区虚拟变量的影响, π_j 是第 j 个省份的虚拟变量^①,它可以捕捉该省所有宏观环境的影响,其不足之处是不能区

①在初稿中控制的是区县虚拟变量。为了降低 Ordered Probit 模型平行线检验的运算量,将区县虚拟变量变为省份虚拟变量,但是实证结论不变。

分是哪一类因素在发挥作用。 e 是不可观测的个体异质性。在统计推断时,对标准误在省份层面进行聚类调整。因变量是有序变量(ordinal variable),所以使用 Ordered Probit(OP)模型进行参数估计。

表 2 报告独生子女对代际传递的影响。如第(1)列所示,当父辈社会经济地位提高 1 个等级,子代的社会经济地位将显著提高 0.196 个等级,介于阳义南和连玉君(2015)与阳义南(2018)的估计值之间。独生子女的社会经济地位显著低于非独生子女 0.2 个单位,说明独生子女的社会经济地位更低。现有研究发现,独生子女更加悲观(Cameron et al.,2013),并且参与创业的概率更低(孙文凯等,2016),而社会经济地位与上述因素相关(陈云松、范晓光,2016),这说明独生子女的社会经济地位更低具有合理性。父辈社会经济地位与独生子女的交互项对子代社会经济地位具有显著正向影响,说明独生子女会显著增强社会经济地位的代际相关性,与前文的数据事实相一致。OP 模型“平行线假定”检验 P 值为 0.191,表示在 10%的显著水平上不能拒绝“没有违背平行线假定”的原假设,该模型适用于本文分析。为了减少遗漏变量对实证结论的干扰,在第(2)列控制个人特征的影响,并在第(3)列控制地区虚拟变量的影响,发现子代社会经济地位与父辈相关,独生子女的社会经济地位更低,并且独生子女可以强化代际传递,与前文发现相一致。上述三个模型的系数基本没有变化,说明遗漏变量问题对研究结论的干扰较小^①。如果独生子女显著增强代际传递,那么全面二孩政策可能有助于提升代际流动性。

表 2 独生子女与代际传递

变量	因变量:子代社会经济地位(class ^c)		
	(1)	(2)	(3)
class ^f	0.196 *** (0.011)	0.191 *** (0.010)	0.190 *** (0.010)
oc	-0.200 *** (0.066)	-0.205 *** (0.069)	-0.177 *** (0.068)
class ^f ×oc	0.077 *** (0.014)	0.077 *** (0.014)	0.076 *** (0.014)
观测值	19 697	19 697	19 697
伪 R ²	0.035	0.040	0.041
控制变量	No	Yes	Yes
省份虚拟变量	No	No	Yes
平行线假定检验 P 值	0.191	0.443	0.924

注:(1)括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误;(2)控制变量包括年龄、年龄平方、性别、民族状况、城乡地区;(3)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。

(二) 异质性分析

独生子女将降低代际流动性的结论是由特定群体驱动还是在不同群体中普遍成立呢?我们进行异质性分析(见表 3):首先,分年龄。考察在中老年群体(45 岁以上)、中青年群体(45 岁及以下)中独生子女与代际流动性之间的关系是否存在差异,这基于两方面考虑:一是如图 1 所示,自 1970 年代起独生子女比重迅速提高,二是不同出生队列的代际流动性有所不同(王学龙、袁易明,2015)。不同年龄群体在独生子女身份以及代际传递性之间的差异,可能导致独生子女对代际流动性的影响有所不同。

其次,分性别。这基于两方面考虑:第一,独生子女政策实践差异。计划生育政策执行

^①本文也使用 Oster(2017)发展的系数稳定性检验方法考察遗漏变量问题对研究结论的干扰,发现研究结论具有稳健性。

过程中,部分农村地区如果第一胎生育的是女儿,则允许生育第二个孩子,即“1.5 孩”政策,说明女孩更有可能不是独生子女;第二,代际传递的性别差异。现有研究发现,父辈与儿子间的代际传递高于父辈与女儿间的代际传递(Black and Devereux,2011),即代际流动性存在性别差异。不同性别群体在独生子女身份以及代际流动性之间都存在差异,这可能导致二者的关系有所不同。

再次,分城乡。分城镇与农村样本考察独生子女对代际传递的影响,一方面是由于城乡间计划生育政策强度存在差异,另一方面则因城乡间的代际传递性有所不同(周兴、张鹏,2015)。独生子女身份与代际流动性在城乡间的差异,可能影响到二者之间的关系。

在各子样本中,如表 3 所示,父辈社会经济地位显著提高了子代的社会经济地位,独生子女社会经济地位低于非独生子女,并且独生子女会显著提高代际传递性,即独生子女对代际传递的显著正向影响在不同群体中普遍成立。

表 3 独生子女与代际传递(分样本)

变量	分年龄		分性别		分城乡	
	(1) 45 岁及以下	(2) 45 岁以上	(3) 男性	(4) 女性	(5) 城镇	(6) 农村
$class^f$	0.206*** (0.012)	0.178*** (0.010)	0.192*** (0.011)	0.188*** (0.011)	0.197*** (0.016)	0.184*** (0.010)
oc	-0.211** (0.103)	-0.096 (0.102)	-0.214*** (0.083)	-0.075 (0.092)	-0.171* (0.094)	-0.125 (0.106)
$class^f \times oc$	0.082*** (0.021)	0.051*** (0.018)	0.076*** (0.018)	0.066*** (0.022)	0.072*** (0.018)	0.048* (0.025)
观测值	9 356	10 341	9 232	10 465	7 998	11 699

注:(1)括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误;(2)所有回归中均控制了地区虚拟变量以及个人特征,其中个人特征与表 2 相同;(3)*** 表示 $p<0.01$,** 表示 $p<0.05$,* 表示 $p<0.1$ 。

五、可能的机制

(一)人力资本

人力资本是代际传递的重要机制(Black and Devereux,2011),而人力资本包括教育与健康(李成友等,2018),因此本小节考察独生子女身份能否调节父辈社会经济地位对子代教育与健康的影响。CLDS 收集了受访者的受教育年限。如表 4 第(1)列所示,父辈社会经济地位将显著提高子代的受教育年限,在信贷约束降低人力资本积累(Becker and Tomes,1986)的情况下,上述发现具有合理性。相比于非独生子女,独生子女的受教育年限显著高 0.45 年,这可能是由于家庭在人力资本投资时存在“数量-质量”权衡,家庭子女数量降低可能提高子女受教育程度,与已有研究(Qin et al.,2017)相一致。特别地,父辈社会经济地位与独生子女身份的交互项对子代受教育年限有显著影响,这说明独生子女强化了家庭背景对子代人力资本积累的作用,因此独生子女可能通过教育渠道影响代际传递。

借鉴文献做法,使用身高、身体质量指数(BMI)以及自评健康衡量人们的健康状况。CLDS 收集了受访者的身高和体重信息,据此可衡量身高并计算 BMI。与此同时,CLDS 还询问了受访者“您认为自己现在的健康状况如何?”,可选项为“非常不健康”、“比较不健康”、“一般”、“健康”以及“非常健康”,我们将 5 个选项分别赋值为 1-5,取值越大表示健康状况越良好。如表 4 第(2)至第(4)列所示,父辈社会经济地位对各类健康指标具有显著正向影

响。由于健康状况需要投资,而更好的家庭条件更有利于投资,所以上述发现具有合理性。独生子女身份对身高、BMI 以及自评健康的影响并不显著。最后,独生子女身份并没有对父辈社会经济地位对子代健康状况的影响产生调节作用,因此独生子女可能不通过健康渠道影响代际传递。

表 4 独生子女、家庭社会经济地位与人力资本

变量	(1) 受教育年限	(2) 身高	(3) BMI	(4) 自评健康
$class^f$	0.246 *** (0.021)	0.203 *** (0.028)	0.034 * (0.018)	0.054 *** (0.007)
oc	0.450 * (0.233)	0.380 (0.491)	-0.085 (0.340)	0.021 (0.076)
$class^f \times oc$	0.114 ** (0.044)	0.127 (0.097)	-0.004 (0.061)	0.001 (0.018)
观测值	19 663	19 702	19 674	19 715

注:(1)括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误;(2)控制变量与表 3 相同;(3)受教育年限、身高以及 BMI 使用 OLS 进行参数估计,自评健康使用 OP 进行参数估计;(4)***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。

(二) 社会资本

社会资本带来社会经济地位,因而我们考察独生子女是否影响到父辈对子代社会资本积累的作用。文献一般使用两种指标衡量社会资本:(1)组织身份。参与的组织越多,则社会资本越多。中国有两个组织身份存在重要价值,一是户籍,其中城镇户口具有更高的收益(姚先国、赖普清,2004);二是政治身份,其中党员身份会带来收益(Li et al., 2007)。CLDS 收集了受访者的户籍与政治身份信息,据此可衡量出生时是否为城镇户口、当前是否为城镇户口以及是否为党员,三个指标取值为 1 表示有该类身份,否则取值为 0。(2)社会网络。关系网络越多,则社会资本量越大。CLDS 询问了受访者“在本地,您有多少关系密切,可以得到他们支持和帮助的朋友/熟人?”,并且进一步区分了“在本地这些关系密切的人中,您可以向他/她诉说心事的有几个?”、“在本地这些关系密切的人中,您可以同他/她讨论重要问题的有几个?”以及“在本地这些关系密切的人中,您可以向他/她借钱(5 000 元为标准)的有几个?”。根据报告的数量,使用三种朋友数量衡量社会资本,取值越大表示社会资本越多。

首先看对户籍身份的影响。如表 5 第(1)列和第(2)列所示,父辈社会经济地位将显著提高子代拥有城镇户口的概率。在城乡二元结构中城镇居民的社会经济条件更好,并且在城镇户口可以购买的背景下,该发现相对合理。独生子女拥有城镇户口的概率显著高于非独生子女。在城镇地区计划生育政策执行更为严格的背景下,该发现具有一定的合理性。特别地,独生子女会强化父辈社会经济地位对子代获得城镇户口的影响,这可能是由于城镇户口本身存在溢价,而父母对独生子女更为偏爱(Cameron et al., 2013),所以父辈更有可能帮助子女获得城镇户口^①。

然后考察对党员身份的影响。如表 5 第(3)列所示,父辈社会经济地位将显著提高子代成为党员的概率,独生子女身份对成为党员没有显著影响,并且独生子女身份并未强化父辈

^①城镇户口与党员身份是二元选择变量,我们也使用 Logit 与 Probit 模型进行参数估计,实证结论不变。

社会经济地位对子代成为党员的影响,这说明独生子女可能并未通过政治身份渠道影响代际传递。

最后考察对社会网络的影响^①。如表5第(4)至第(5)列所示,父辈社会经济地位将显著提高子代拥有可以诉说心事和讨论问题的朋友数量,这可能是源于家庭条件可以支持其交往更多的朋友。独生子女拥有的朋友更少,这可能是由于独生子女更加不信任他人(Cameron et al., 2013)。独生子女可以增加父辈社会经济地位对自己交往朋友的影响,这可能是由于家庭地位在一定程度上弥补了独生子女性格上的不足。特别地,如第(6)列所示,独生子女身份并未影响到父辈社会经济地位对交往到可以借钱的朋友的数量,这可能是由于家庭条件更好的子代需要向朋友借钱的可能性更低。

由此可见,独生子女身份增强了父辈社会经济地位对子女积累社会资本的影响,最终可能导致代际传递性的提高。

表5 独生子女、家庭社会经济地位与社会资本

变量	(1) 出生城镇 户口	(2) 当前城镇 户口	(3) 党员身份	(4) 诉说心事 朋友数量	(5) 讨论问题 朋友数量	(6) 可以借钱 朋友数量
$class^f$	0.022 *** (0.003)	0.020 *** (0.003)	0.007 *** (0.001)	0.027 *** (0.009)	0.035 *** (0.009)	0.038 *** (0.009)
oc	0.087 *** (0.030)	0.073 ** (0.028)	-0.011 (0.025)	-0.080 (0.080)	-0.126 (0.089)	-0.078 (0.079)
$class^f \times oc$	0.028 *** (0.007)	0.016 *** (0.005)	0.007 (0.005)	0.030 * (0.015)	0.033 * (0.018)	0.021 (0.016)
观测值	19 706	19 705	19 715	19 610	19 602	19 504

注:(1)括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误;(2)控制变量与表3相同;(3)出生城镇户口、当前城镇户口以及党员身份使用 OLS 进行参数估计,朋友数量使用 Poisson 回归进行参数估计;(4)***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。

(三) 努力程度

收入水平是主观阶层的重要决定因素(陈云松、范晓光,2016),个人努力程度会影响到收入水平(Bowles et al., 2001),而态度又具有代际传递性(Black and Devereux, 2011),那么独生子女是否会影响到父辈社会经济地位对子代努力程度的影响呢? CLDS 从3个方面收集了受访者14岁时的努力情况:第一,“就算身体有点不舒服,或者有其他理由可以留在家,我仍然会尽量去上学”;第二,“就算是我不喜欢的功课,我也会尽全力去做”;第三,“就算功课需要花好长时间才能做完,我仍然会不断地尽力去做”。3个问题的可选项都为“非常不同意”、“不同意”、“同意”以及“非常同意”4个类别,我们将其分别赋值为1-4,取值越大表示14岁时努力程度越高。与此同时,CLDS也收集了受访者当前的努力情况,分为“就算身体有点不舒服,或者有其他理由可以休息,我也会努力完成每日应该做的事(包括所有工作、学业及日常生活事务)”、“就算是我不喜欢的事,我也会尽全力去做(包括所有工作、学业及日常生活事务)”以及“就算一件事需要花好长时间才能有结果,我仍然会不断地尽力去做”3个方面,其可选项与14岁时努力程度的可选项相同,我们采用相同方法进行赋值。

^①感谢审稿专家建议在考察朋友数量时使用计数模型。

表6考察父辈社会经济地位对子代个人努力程度的影响,以及独生子女是否影响到社会经济地位的作用。对于大部分指标衡量的14岁以及当前的个人努力程度,父辈社会经济地位都会显著提高子代努力程度,这说明当前中国的“纨绔子弟”现象并不突出,反倒是家庭条件更好的子女更加努力。对于6个努力程度衡量指标,尽管独生子女身份会降低自身的努力程度,但是基本上在10%的水平上都不显著,这说明独生子女的努力程度与非独生子女并没有显著差异。孙文凯等(2016)发现独生子女对于努力工作的重要性的评价与非独生子女并无显著差异,本文的发现与之相一致。最后,我们发现独生子女并未强化或者减弱父辈社会经济地位对子代14岁以及当前努力程度的影响,这说明独生子女身份并未通过子代努力程度渠道影响到代际传递。

表6 独生子女、家庭社会经济地位与努力程度

变量	14岁时			当前		
	(1) 身体不舒服 也会尽量 上学	(2) 不喜欢的功课 也会尽量 去做	(3) 功课时间很长 也会尽量 去做	(4) 身体不舒服 也会尽量 工作	(5) 不喜欢的事 也会尽量 去做	(6) 事情时间很长 也会尽量 去做
$class^f$	0.011* (0.006)	0.024*** (0.007)	0.019** (0.009)	0.004 (0.007)	0.010* (0.005)	0.010 (0.007)
oc	-0.003 (0.069)	-0.026 (0.078)	0.058 (0.116)	-0.171** (0.084)	-0.067 (0.075)	-0.140** (0.065)
$class^f \times oc$	0.000 (0.016)	0.006 (0.018)	-0.022 (0.026)	0.008 (0.022)	0.018 (0.019)	0.024 (0.016)
观测值	16 518	16 535	16 530	19 697	19 697	19 697

注:(1)括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误;(2)控制变量与表3相同;(3)所有回归均使用OP进行参数估计;(4)***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。

(四) 机制变量的中介效应检验

前文发现独生子女身份会增强社会经济地位的代际传递,可能的解释是独生子女身份强化了父辈社会经济地位对子代受教育程度等人力资本以及户籍等社会资本的影响。上述假说成立的前提条件是,机制变量对子代的社会经济地位具有显著正向影响,并且在加入机制变量后,独生子女身份与父辈社会经济地位交互项对子代社会经济地位的影响会减弱^①。作为验证,我们首先考察机制变量对子代社会经济地位的影响。如表7的A部分所示,子代的受教育年限、出生城镇户口、当前城镇户口、诉说心事的朋友数量以及讨论问题的朋友数量都对子代社会经济地位具有显著正向影响,与前文机制讨论时引用的文献结论相一致。由此可见,独生子女身份可能通过影响父辈社会经济地位对子代人力资本与社会资本积累的方式,最终降低代际流动性。

与此同时,我们考察加入机制变量后独生子女对代际流动的影响是否变化。当加入机制变量后,如果上述影响有所降低,这说明中介效应成立。在前文分析中,我们发现独生子女与父辈社会经济地位交互项对子代社会经济地位影响的系数为0.076(见表2第(3)列),在分别加入机制变量以后,如表7的B部分所示,所有系数在0.072~0.074之间,都低于0.076。由此可见,独生子女身份影响到机制变量,而加入机制变量后独生子女对代际流动性的影响有所减弱,这说明中介效应成立。

①感谢审稿专家建议补充该小节使得文章更加完整。

表 7 人力资本、社会资本与子代社会经济地位(中介效应检验)

变量	因变量:子代社会经济地位				
	(1) 受教育年限	(2) 出生城镇户口	(3) 当前城镇户口	(4) 诉说心事朋友数量	(5) 讨论问题朋友数量
A 部分:中介变量对子代社会经济地位的影响					
中介变量	0.028 *** (0.003)	0.066 * (0.040)	0.158 *** (0.058)	0.019 *** (0.002)	0.021 *** (0.003)
B 部分:中介变量、独生子女与代际传递					
$class^f$	0.184 *** (0.009)	0.189 *** (0.009)	0.188 *** (0.009)	0.189 *** (0.010)	0.189 *** (0.010)
oc	-0.185 *** (0.068)	-0.181 *** (0.066)	-0.186 *** (0.067)	-0.171 ** (0.066)	-0.167 ** (0.067)
$class^f \times oc$	0.072 *** (0.014)	0.074 *** (0.014)	0.073 *** (0.014)	0.074 *** (0.013)	0.073 *** (0.014)
中介变量	0.028 *** (0.003)	0.061 (0.039)	0.156 *** (0.058)	0.019 *** (0.002)	0.020 *** (0.003)
观测值	19 645	19 688	19 687	19 610	19 602

注:(1)括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误;(2)控制变量与表 3 相同;(3)所有回归均使用 OP 进行参数估计;(4)*** 表示 $p<0.01$, ** 表示 $p<0.05$, * 表示 $p<0.1$ 。

六、总结

当前我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要与不平衡不充分的发展之间的矛盾。代际流动性降低、阶层固化是发展不平衡不充分的重要表现,并严重侵蚀着社会的公平正义,成为制约满足人民日益增长的美好生活需要的重要因素。如何打破阶层藩篱,提高代际流动性?不考虑封建政治因素,西汉时期“推恩令”制度的逻辑给我们带来了重要启示。汉武帝实施的“推恩令”改变了“嫡长子继承制”下只有嫡长子才能继承封地的局面,在新政下各庶子也能参与到诸侯王封地的继承当中,这显著削弱了地方诸侯势力的代际传承。抽象来看,嫡长子继承制与“计划生育”政策有相似之处,在此制度之下,诸侯王即使生育再多子女,在代际传承方面也相当于只生育了一个子女,与之不同的是,在“推恩令”政策实施后,诸侯王的庶子也能参与代际传承当中。“推恩令”的政策实践,似乎也提示独生子女可能会降低代际流动性。若如此,生育政策的放松,是否会通过增加人口数量在一定程度上打破阶层固化,提高代际流动性?或者反过来看,当前代际流动性的降低和阶层固化是否与始于 1980 年代初期的独生子女政策有关?对这一问题的回答不仅关系到公平和效率的权衡抉择,还关系到生育政策的评价问题,因而意义重大。

本文首先测算了自 1939 年以来各出生队列人群社会经济地位的代际相关性,发现其呈现先下降后上升的 U 形变动趋势,即近年来社会经济地位的代际流动性呈现下降趋势。与此同时,我们注意到各出生队列的独生子女比重的变动趋势与之相一致,也呈现 U 形变动趋势,这说明二者存在某种关联。在此基础上,基于中国劳动力动态调查 2014 年数据,本文对上述猜想进行了实证检验。研究发现,子代与父辈的社会经济地位存在较强的正相关性,而子代的独生子女身份将显著强化这种代际传递性,并且上述关系在不同群体中普遍存在。由此可见,独生子女可能加强代际传递性、抑制代际流动性,这说明严格实施计划生育政策,可能导致代际流动性下降。

为何独生子女会制约代际流动呢?从理论上讲,子代社会经济地位的获得,依赖于其人

力资本、社会资本以及个人努力程度,当独生子女身份影响到父辈社会经济地位对上述三个要素的作用时,则可能影响到代际传递。换言之,独生子女可能通过影响子代人力资本、社会资本以及努力程度的渠道最终影响到代际流动性。机制识别结果显示,独生子女身份并未对父辈社会经济地位对子代努力程度的影响产生调节作用,但是显著增强了对子代受教育年限等人力资本,以及组织身份与社会网络等社会资本的正向影响。由此可见,独生子女可能使得子代从父辈那里传递了更多的社会资本并积累了更多的人力资本,而人力资本与社会资本是个人社会经济地位的重要决定因素,因此独生子女降低了代际流动性。

本文的研究结果,揭示了独生子女是代际传递性较高的重要因素,这说明计划生育政策,特别是严格的独生子女政策确实与我国近年来代际流动性的较低有关。这一发现,具有重要的政策含义。要提高中国的代际流动性,至少有两类政策选择:一方面,在没有政策干预子代人力资本和社会资本积累的背景下,放松生育限制可能有助于提高代际流动性。为了积极应对人口问题对中国社会经济运行的挑战,自2016年起政府开始实施“全面二孩”政策,基于本文的研究结论,生育限制的放松,可能具有提高代际流动性的正外部性,这在某种程度上说明了当前实施的“全面二孩”政策,具有巨大的潜在社会价值;另一方面,在保持生育政策不变的情况下,如果要提高社会的代际流动性,增强教育机会的公平性、降低社会资本在社会经济地位获得中的决定性作用可能具有积极意义。

当然,我们也应清醒的认识到,提高代际流动性并非简单的采取某项改革措施就可以在短期内一蹴而就。打破阶层固化提高代际流动性是一项长期的、复杂的系统工程,需要在效率与公平之间进行充分的权衡选择。统筹考虑生育政策、教育政策以及其他各种社会经济政策,可能更有助于构建一个机会更加平等的社会。

参考文献:

1. 边燕杰, 1986:《试析我国独生子女家庭生活方式的基本特征》,《中国社会科学》第1期。
2. 陈云松、范晓光, 2016:《阶层自我定位、收入不平等和主观流动感知(2003-2013)》,《中国社会科学》第12期。
3. 李成友、孙涛、焦勇, 2018:《要素禀赋、工资差距与人力资本形成》,《经济研究》第10期。
4. 李力行、周广肃, 2015:《家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性》,《经济学(季刊)》第14卷第1期。
5. 刘精明, 2014:《能力与出身:高等教育入学机会分配的机制分析》,《中国社会科学》第8期。
6. 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。
7. 刘小鸽、司海平, 2017:《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》,《经济评论》第5期。
8. 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。
9. 罗楚亮、刘晓霞, 2018:《教育扩张与教育的代际流动性》,《中国社会科学》第2期。
10. 孙文凯、孙昂、王乙杰, 2016:《计划生育损害中国的企业家精神吗?》,《经济学报》第2期。
11. 王学龙、袁易明, 2015:《中国社会代际流动性之变迁:趋势与原因》,《经济研究》第9期。
12. 阳义南, 2018:《市场化进程对中国代际流动的贡献》,《财经研究》第1期。
13. 阳义南、连玉君, 2015:《中国社会代际流动性的动态解析——CGSS与CLDS混合横截面数据的经验证据》,《管理世界》第4期。
14. 姚先国、赖普清, 2004:《中国劳资关系的城乡户籍差异》,《经济研究》第7期。
15. 周兴、张鹏, 2015:《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14卷第1期。
16. Becker, G., and H. Lewis. 1973. "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy* 81(2): S279-S288.
17. Becker, G., and N. Tomes. 1986. "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor*

- Economics* 4(3): S1-S39.
- 18.Black, S., and P.Devereux.2011.“Recent Developments in Intergenerational Mobility.” In *Handbook of Labor Economics*.Edited by D.Card and O.Ashenfelter, 1487-541.Elsevier.
- 19.Bowles, S., H.Gintis, and M.Osborne.2001.“The Determinants of Earnings: A Behavioral Approach.” *Journal of Economic Literature* 39(4): 1137-1176.
- 20.Cameron, L., N.Erkai, L.Gangadharan, and X.Meng.2013.“Little Emperors: Behavioral Impacts of China’s One-Child Policy.” *Science* 339(6122): 953-957.
- 21.Feng, J.2018.“Family Size and Intergenerational Income Mobility: Evidence from China’s One-Child Policy.” uO Research Paper, <https://ruor.uottawa.ca/handle/10393/37639>.
- 22.Li, H., W.Pak, J.Zhang, and N.Ma.2007.“Economic Returns to Communist Party Membership: Evidence from Urban Chinese Twins.” *Economic Journal* 117(523): 1504-1520.
- 23.Li, H., and J.Zhang.2007.“Do High Birth Rates Hamper Economic Growth?” *Review of Economics and Statistics* 89(1): 110-117.
- 24.Lindahl,L.2008.“Do Birth Order and Family Size Matter for Intergenerational Income Mobility? Evidence from Sweden.” *Applied Economics* 40(17): 2239-2257.
- 25.Oster, E.2017.“Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence.” *Journal of Business and Economic Statistics*, Forthcoming.
- 26.Putnam, R., R.Leonardi, and R.Nanetti.1993.*Making Democracy Working: Civic Tradition and Modern Italy*. Princeton N.J.: Princeton University Press.
- 27.Qian,N.2009.“Quantity-Quality and the One Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China.” NBER Working Paper 14973.
- 28.Qin, X., C.Zhuang, and R.Yang. 2017.“Does the One-Child Policy Improve Children’s Human Capital in Urban China? A Regression Discontinuity Design.” *Journal of Comparative Economics* 45(2): 287-303.
- 29.Wang, F., L. Zhao, and Z. Zhao. 2017. “China’s Family Planning Policies and Their Labor Market Consequences.” *Journal of Population Economics* 30(1): 31-68.
- 30.Zhang, J.2017.“The Evolution of China’s One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes.” *Journal of Economic Perspectives* 31(1): 141-160.

The Only Child and Intergenerational Transmission of Socioeconomic Status

Kang Chuankun¹ and Wen Qiang²

(1: Shandong University of Finance and Economics; 2: Xiamen University)

Abstract: Based on the China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) 2014 database, this paper explores the impact of the only child identity on intergenerational transmission of socioeconomic status. We find that the socioeconomic status of elder generations has a positive impact on that of their offspring; the only child identity will significantly enhance this impact. This impact is widespread among different groups (e.g., age, gender and residence), which indicates that the only child will reduce intergenerational social mobility. Further analyses show that the identity of the only child doesn’t strengthen the impact of socioeconomic status of elder generations on their offspring’s effort. However, it significantly improves the positive impact on human capital as well as social capital of their offspring. These findings indicate that elder generations may help their only child to accumulate human capital and social capital and eventually reduce intergenerational mobility. These findings can not only shed light upon the underlying mechanism of intergenerational mobility, but also help us understand the potential social benefit of universal two-child policy.

Keywords: The Only Child, Intergenerational Mobility, Human Capital, Social Capital, Degree of Effort

JEL Classification: J13; J62

(责任编辑:惠利、陈永清)