

有其父必有其子吗？中国教育代际传递规模与影响因素分析

杜凤莲 石婧 张悦平 张麟*

内容提要 受教育程度是人力资本最重要的构成部分，父母的受教育程度对于子女会有怎样的影响？本文运用2013年中国健康与养老追踪调查数据分析了教育代际传递的规模及其影响因素。研究发现，随着时间的推移，教育代际传递规模先降低后增加；父母对女儿的教育代际弹性高于儿子；农村的教育代际弹性高于城镇，农村的代际流动性较弱；随着时间的推移，父母对亲生子女与非亲生子女的教育代际弹性越来越相近，说明后天教育对人力资本积累很重要。

关键词 受教育水平 教育代际传递弹性 生育与养育

一 引言

中国有句谚语“有其父必有其子”，受教育程度较高的父母，其子女受教育程度一般也较高，其原因可能是由于：首先，高教育程度的父母一般拥有较高收入，可以对其子女提供较为优质的成长和学习环境，以此提高其子女的学习能力和效果，最终使子女也获得较高的教育程度，从而形成两代人受教育程度的正相关性。其次，学历水平较高的父母一般具有较高的智商，可以将其较强的学习能力和天赋遗传给子女，从而让子女拥有更高层次的就业和收入水平。这两种解释对教育代际传递的

* 杜凤莲，内蒙古大学经济管理学院、内蒙古大学中国时间利用调查与研究中心、内蒙古自治区地缘经济数据工程技术研究中心，电子邮箱：dufenglian@126.com；石婧，内蒙古大学经济管理学院，电子邮箱：1844750870@qq.com；张悦平，内蒙古大学经济管理学院，电子邮箱：zhangyp0103@126.com；张麟，内蒙古大学经济管理学院，电子邮箱：652331314@qq.com。作者感谢国家自然科学基金项目“苹果为什么落不远？农民工人力资本与经济融合的代际传递”（项目号：71373111）以及内蒙古自治区“草原英才”项目的资助。

先天和后天因素进行了区分，区分这两种因素对代际传递的影响具有重要的政策意义。如果教育代际传递是由后天因素决定的，政府就应该加强教育资源的投入和均等化分配；如果是由先天因素决定的，政府应该在促进社会公平方面增加低收入人群的收入。

受教育程度可以影响甚至决定人力资本水平，而人力资本的代际传递会影响社会和经济的公平发展。人力资本代际传递会引起社会经济特征的代际传递，不仅会影响经济增长的效率，还会通过就业和收入水平来影响社会公平。赵红霞和高培培(2017)发现提高子代的受教育程度可以增加其收入，从而阻断贫困的代际传递。一方面，教育作为形成人力资本的重要方式，通过代际效应传递给子代并对其人力资本积累产生重要影响；另一方面，受教育程度较低的父母由于能力和收入不足从而无法对子女提供充分、优质的人力投资，导致社会流动性降低、机会不平等以及最终的收入不平等。造成这种现象的深层次原因是教育的“信号作用”(Hendel et al., 2005)。

接受教育是人力资本积累最主要的途径，教育通过代际传递对子代的人力资本积累产生影响。在劳动力市场信息不完全和不对称的情况下，受教育水平是衡量个人能力的重要指标，在很大程度上决定着劳动力的市场表现和收入水平。教育的代际传递通常伴随着收入和职业的代际传递。Restuccia & Urrutia (2004)通过构建人力资本和收入差异的代际传递模型，发现美国父母对子女的收入代际传递规模大约有50%是通过对其子女的教育投资决定，可见教育在人力资本传递过程中发挥了很大作用，不同的受教育水平不仅会导致同代人之间的不平等，还会通过代际传递导致后代之间的不平等(Hendel et al., 2005)。目前，国内外学者关于教育代际传递的研究重点主要在教育代际弹性规模、影响因素和遗传因素等方面。

代际传递规模一般用代际弹性(intergenerational elasticity)来表示，通过计算教育代际弹性，可以估计教育代际流动性，代际传递弹性越高，不同教育阶层人群流动性就越低。Tom et al. (2008)利用世界银行生活水平衡量调查等四项调查数据对全球46个国家的教育流动性进行研究，发现教育代际流动性的区域差别很大，其中拉美国家教育代际弹性最高为0.6，美国和西欧地区其次，北欧国家教育代际传递弹性最低。Doorn et al. (2011)根据2002-2006年欧洲社会调查，对其中28个欧洲国家的76821个样本进行教育代际传递分析，分析表明发展中国家的教育流动性显著低于工业发达国家，在工业发达国家中快速工业化国家的教育代际传递性明显高于工业化发展较缓的国家。Fessler et al. (2012)利用2008年奥地利家庭财富调查数据对2083组家庭进行

了教育代际传递分析,运用马尔科夫方法分析得出奥地利的教育代际弹性高于荷兰、芬兰和瑞典等北欧国家,更接近意大利、斯洛文尼亚等南欧国家;教育代际弹性随时间推移逐渐降低并且父亲的教育程度对子代的教育程度影响高于母亲。Becker & Tomes (1986) 以家庭关心孩子福利效用最大化为目标,把孩子未来收入纳入效用函数,发现家庭收入、人力资本投资、家庭社会资本和消费等因素对孩子的收入有很大影响,代际流动的程度或家庭的兴衰程度取决于效用最大化行为与不同世代的投资和消费机会之间的相互作用。

对于国内情况,自 20 世纪 90 年代以来,接受高水平教育就可能得到较高水平收入,家庭条件较好的家庭就会选择使子女接受高水平教育,从而增加了教育代际弹性(李力行、周广肃,2014)。袁诚和张磊(2009)使用 2002 年城镇居民生活入户调查数据从子女的教育收益率的角度切入,估算了子代的大学收益率并研究了其与父代家庭收入的关系,研究发现低收入家庭子代教育收益率明显低于高收入家庭。父代家庭经济资本对于子代高等教育的获得有显著的正向关系,高收入家庭通过将家庭资本优势转化为教育优势并实现优势的传递(刘志民、高耀,2011)。赵红霞和高永超(2016)发现中国的教育代际传递性很强,母亲的受教育程度对子代受教育程度的影响高于父亲对子代的影响。李忠路和邱泽奇(2016)发现家庭背景的差异对子代的学业成绩有较大影响,家庭背景、教育机会和孩子学习行为等因素解释了学习成绩差异的 34.4%,其中家庭社会经济地位占比 15.5%。同时,家庭社会经济地位的城乡差异也较为显著,对城镇学生成绩的影响普遍高于对农村学生的影响。杨娟等(2015)通过建立四期的世代交叠一般均衡模型得出,不同家庭收入背景下的子代接受的后天教育水平会导致收入的不平等和代际间流动性减弱,增加义务教育阶段公共支出的投入比例可有效缓解收入不平等。罗楚亮和刘晓霞(2018)基于 2013 年城乡住户调查数据指出教育扩张会增加教育流动性,基础教育扩张会使得父母受教育程度较低的孩子受益更多,而高等教育的扩张则会使父母受教育程度较高的孩子受益更多。

理论上,子女对教育的选择取决于教育成本、教育回报率和家庭收入约束。周金燕(2015)在关于教育机会公平的研究中,采用中国健康与营养调查 1991 - 2006 年期间 6 个时间点的调查数据,通过回归及路径分析模型得出:教育对于子代收入的影响趋势更加显著,学校教育作为代际传递的中介,将父代的经济、人力背景和户籍优势传输给子代。具有高学历的父母,其教育回报率和收入一般较高,这预示着高学历父母会更倾向于让孩子接受更多教育。杜凤莲(2014)发现农民工对孩子的人力资本投资水平更低,教育可能会决定个人在家庭中的话语权,家庭中母亲的受教育程度在对

子女的教育投资决策中有显著积极的影响（齐良书，2012）。邸玉娜（2014）采用两层阶层线性模型的方法，利用2011年中国健康与养老追踪调查数据发现，父代工作背景和性质对于其子代的教育收益率会有显著的差异性，大力推行公平性教育、合理优化城乡教育资源配置将会有助于由人口红利到人才红利的顺利过渡。杨宝琰和万明钢（2015）采用分层回归分析对家庭资源与教育分流关系调查进行了分析，发现父亲的受教育程度会直接影响孩子的学习成绩，经济资本会通过父母对孩子的教育期望和支持间接地影响孩子的成绩。但Heineck & Riphahn（2009）在研究德国的教育代际传递时发现，德国在过去的五十年虽然经历了重大的教育改革和公共政策干预，但是父母的受教育程度对子女教育水平的影响并没有下降，更高受教育年限的父母更加注重孩子在教育方面的成功，例如母亲每增加一年受教育年限对儿子的教育程度有明显的影响（Piopiunik，2014）。

在关于教育代际传递的先天和后天因素方面，研究者们主要的研究方向为父母与子女间教育和收入的关系，探究这些关系之间潜在的联系机制。先前的研究尝试将基因因素从这些问题中剥离出来，学者们形成了一个普遍共识：在代际传递关系中，至少有一部分因素是由子女继承父母的遗传基因决定的。但是怎样量化先天因素和后天因素对子女最终受教育程度的影响一直是实证研究的难点。

Plug & Vijverberg（2003）利用WLS（Wisconsin Longitudinal Survey）数据将3230个家庭中的6460名儿童进行了亲生和领养的区分，模拟Becker & Tomes（1986）的人力资本代际流动模型进行估计发现，父母的智商对于儿童的教育程度有重要影响，孩子学习成绩的65%可以归因于遗传效应。Black et al.（2009）根据挪威统计局的行政登记和人口普查数据进行智商分数的代际传递研究，发现父亲在18岁时智商每增加10%，其儿子在18岁时的智商增加3.2%。Pronzato（2012）利用挪威1993-2001年的双胞胎数据，对双胞胎的小样本进行教育代际传递影响的稳健性检验后发现，父亲的受教育程度对子代教育发展具有显著的正效应关系，母亲对子女的教育影响小于父亲的影响但同样显著。Bjorklund et al.（2007）通过研究大量瑞典家庭的代际信息发现，子代的社会经济地位与亲生父母和养父母的社会经济地位有显著的正向关系，即先天和后天因素对子女社会经济地位的代际传递都有重要影响。

国内外学者们对教育是人力资本的重要构成要素已达成了共识，欧美等国关于教育代际传递的研究主要集中在教育代际传递规模、先天后天因素的影响以及对社会公平的影响等领域。中国对教育代际传递问题也有一定程度的研究，但是由于数据限制，对教育代际传递规模、先天和后天因素对代际传递的影响等领域的研究较少。本文力

图在对现有数据研究的基础上,通过大样本对中国教育代际传递总体情况进行研究,区分教育代际传递的性别、城乡差异以及先天和后天因素,分层次、多角度分析目前中国教育代际传递的规模和主要影响因素。

二 模型设定

根据 Mincer (1974)、Becker & Tomes (1979) 的理论,收入与教育水平正相关,追求效用最大化的家庭会把收入在当期消费和孩子教育投资之间进行分配,家庭对孩子的教育投资转化为孩子的人力资本。根据 Solon (2014) 和上述代际传递影响机制,代际教育传递规模通常用代际传递弹性来表示,代际传递弹性越大则代际传递规模越大,意味着父代对子代的影响程度越高,社会流动性越差。结合本文所研究的问题,设计如下计量模型。在不加其他变量的情况下,公式 (1) 可以估计出教育代际弹性规模:

$$\ln edu = \beta_0 + \beta_1 \ln edu_p + \varepsilon \quad (1)$$

其中 $\ln edu$ 和 $\ln edu_p$ 分别表示子代和父代的受教育年限自然对数, β_1 表示弹性值。本文主要研究父代对子代教育代际弹性的规模和影响因素,因此在公式 (1) 的基础上,加入家庭收入、户口、家庭中孩子数量和血缘关系等控制变量,以此来探究在控制一定外部因素情况下,父母受教育程度对子女受教育程度的影响程度,具体公式如下:

$$\begin{aligned} \ln edu_{child} = & \beta_0 + \beta_1 \ln edu_{fa} + \beta_2 \ln edu_{mo} + \beta_3 \ln incfam + \beta_4 sibnum \\ & + \beta_5 gender_{child} + \beta_6 hukou_{fa} + \beta_7 bio + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $\ln edu_{child}$ 表示子代受教育年限自然对数, $\ln edu_{fa}$ 表示父亲受教育年限自然对数, $\ln edu_{mo}$ 表示母亲受教育年限自然对数, $\ln incfam$ 表示家庭收入自然对数, $sibnum$ 表示子代兄弟姐妹数量, $gender_{child}$ 表示子代性别虚拟变量 (男性 = 1), $hukou_{fa}$ 表示父亲户籍虚拟变量 (农村 = 1), bio 表示子代与父代的血缘关系虚拟变量 (父母双方均为亲生 = 0, 父母至少一方为非亲生 = 1)。

三 数据和描述性统计分析

(一) 数据选取和处理

我们采用 2013 年中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement

Longitudinal Study, 以下简称 CHARLS) 数据, 该数据是对中国中老年人进行的一项调查, 具有以下特点: 第一, 覆盖地域范围广, 包括 30 个省级行政单位。第二, 样本量丰富, 此次调查从中随机抽取 150 个区县, 访问了 10827 户家庭中的 18625 人, 在总体上保障样本的代表性。调查受访人年龄都大于 45 岁, 问卷除包括受访者自身信息, 还包括受访者父母和孩子的基本信息, 例如受教育年限、户口、年龄、工作、收入、孩子与父母的血缘关系等。根据本文的研究目的, 我们对数据进行了如下处理: 由于在问卷中会询问受访者父母和子女的信息, 受访者的受教育年限不仅受其父母受教育年限的代际传递影响, 也会对其子女受教育年限产生代际传递影响, 因此我们把受访者既看作父代又看作子代, 依据问卷中的兄弟姐妹信息, 排除受访者不是长子/长女的样本, 最后得到 6589 户家庭的 10257 个个体样本。

由于样本年龄跨度较大 (24 ~ 83 岁), 因此我们按子女出生年代把样本分为 6 个不同的队列 (cohort): 1930 - 1939、1940 - 1949、1950 - 1959、1960 - 1969、1970 - 1979 和 1980 - 1989, 分年代队列分别研究父母对子女的教育代际传递程度。为了便于研究, 对重要变量进行一定的处理。将个人受教育年限分为 6 个受教育水平等级: 文盲 (0 年)、小学及以下 (2 ~ 6 年)、初中毕业 (9 年)、高中毕业 (12 年)、高职高专和大专 (14 ~ 15 年)、大学本科及以上 (16 ~ 22 年)。在户籍信息的选取上, 若个人的户籍状况有过变更, 则选取其最初的户籍状态作为研究标准。在对父母与其子女间教育代际关系进行研究时, 我们选取家庭中长子/长女作为研究对象。将血缘关系类型分为两类: 家庭中父母双方均为亲生、父母双方至少一方为非亲生。

(二) 描述性统计分析

如前文所述, 我们根据子代的出生年代将样本划分为 6 个队列, 基本统计信息如表 1 所示。在受教育方面, 随着出生年代的推移, 所有人的平均受教育年限都在递增, 表明中国在增加国民教育水平上取得了显著的成效。男性的平均受教育年限仍明显大于女性, 在子代中儿子和女儿的受教育差距呈现递减趋势。在 1960 年之前出生的子女教育年限差距大的原因可能是因为重男轻女的思想较为严重, 之后差距缩小可能是因为改革开放后中国居民重男轻女的思想没有过去严重, 同时由于计划生育政策使得家庭中只能养育一个孩子, 在 1980 年出生的子代家里大约只有一个孩子, 无论是男孩还是女孩都将享受全部的教育资源, 故受教育年限差距不断缩小。在户籍方面, 设定户籍制度的虚拟变量, 其中 0 表示城镇, 1 表示农村。从表 1 中看出, 第一阶段和第二阶段户籍虚拟变量均值分别为 0.903 和 0.885, 农村户籍居多; 第三阶段为 0.841, 仍然农村户籍居多, 但与第一阶段相比, 城镇人口所占比例逐代上升, 农村人口所占比例

下降。之后随着子代出生年代的递增，城镇人口比例进一步提升。在家庭收入方面^①，剔除了通货膨胀因素后，平均家庭收入也是随着年代的推移而增长。

表 1 主要变量描述性统计

变量	(1) 1930 - 1939	(2) 1940 - 1949	(3) 1950 - 1959	(4) 1960 - 1969	(5) 1970 - 1979	(6) 1980 - 1989
父亲平均受教育年限	1.217	1.535	2.294	3.865	5.985	7.787
母亲平均受教育年限	0.165	0.267	0.661	1.834	2.965	5.488
男性平均受教育年限	4.327	5.591	6.922	8.672	9.080	10.685
女性平均受教育年限	1.195	3.161	3.985	6.341	8.135	10.579
平均家庭年收入(元)	84.253	421.971	1446.395	2163.393	8624.928	22440.160
兄弟姐妹个数	1.909	2.850	3.531	3.229	1.695	1.092
性别(男性=1)	0.699	0.704	0.633	0.562	0.535	0.513
父亲户口类型(农村=1)	0.903	0.885	0.841	0.817	0.793	0.789
血缘关系(非亲生=1)	0.048	0.031	0.031	0.020	0.050	0.046
样本量	442	1029	2022	2392	1952	2420

资料来源：根据 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

随着时间的推移，子代和父代的受教育年限都在不断增加，为了进一步比较不同受教育水平群体的流动情况，根据前文划分的 6 个受教育水平，构造教育转换矩阵，结果见表 2。

表 2 父母对子女教育转换矩阵

受教育水平(父母)		受教育水平(长子)					
		1	2	3	4	5	6
1	父亲	0.154	0.442	0.271	0.082	0.044	0.008
	母亲	0.106	0.424	0.308	0.088	0.056	0.018
2	父亲	0.032	0.385	0.367	0.103	0.082	0.032
	母亲	0.012	0.259	0.413	0.129	0.132	0.056

^① 由于在调查时询问的是家庭近期的收入，所以本文在对收入数据进行处理时，以 2013 年的价格水平为基期，推算到家中子代在 18 岁时的平均家庭收入。

续表

受教育水平(父母)		父母对家中长子的教育转换矩阵					
		受教育水平(长子)					
		1	2	3	4	5	6
3	父亲	0.005	0.161	0.422	0.114	0.207	0.090
	母亲	0.006	0.101	0.347	0.121	0.277	0.149
4	父亲	0.000	0.103	0.362	0.162	0.212	0.162
	母亲	0.000	0.080	0.264	0.092	0.331	0.233
5	父亲	0.019	0.019	0.169	0.113	0.375	0.306
	母亲	0.000	0.000	0.046	0.091	0.500	0.364
6	父亲	0.000	0.065	0.196	0.130	0.370	0.239
	母亲	0.000	0.071	0.000	0.143	0.143	0.643

受教育水平(父母)		父母对家中长女的教育转换矩阵					
		受教育水平(长女)					
		1	2	3	4	5	6
1	父亲	0.428	0.372	0.146	0.032	0.019	0.004
	母亲	0.301	0.400	0.204	0.045	0.034	0.016
2	父亲	0.119	0.409	0.292	0.070	0.075	0.034
	母亲	0.048	0.323	0.352	0.089	0.131	0.057
3	父亲	0.034	0.228	0.359	0.086	0.191	0.103
	母亲	0.007	0.086	0.361	0.110	0.289	0.147
4	父亲	0.024	0.121	0.328	0.092	0.260	0.175
	母亲	0.019	0.045	0.191	0.064	0.420	0.261
5	父亲	0.036	0.093	0.193	0.100	0.393	0.186
	母亲	0.000	0.020	0.098	0.059	0.353	0.471
6	父亲	0.000	0.048	0.191	0.143	0.238	0.381
	母亲	0.000	0.000	0.000	0.000	0.500	0.500

注：受教育水平1~6分别为文盲、小学、初中、高中、高职高专和大专、本科及以上。

资料来源：根据2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

根据表2可以看出，首先，子代的受教育水平存在流动性，当父代的受教育水平是文盲时，其受教育水平处于小学和初中的比率大于文盲的比率；当父母受教育水平处于中间水平（受教育水平为3~4）时，其受教育水平的向上流动性就相对减弱；当父代的受教育水平处在较高等级时（受教育水平为5~6），子代受教育水平处在较高等级的比率很大，教育的向上流动性就相对增强。这说明父代的受教育水平对子代

的受教育水平存在正向影响。其次，在较高教育水平中，子代与母亲处于同一教育等级的比率要大于与父亲处于同一教育等级的比率。虽然教育存在一定的流动性，但是可以看出，子代与父代处于相同受教育水平的比率还是较大的，说明教育存在着代际传递性。

四 实证结果

通过测量教育代际弹性值可以表示父代受教育程度对子代受教育的影响规模，教育代际弹性值越大，说明父代对子代的影响程度越大。我们先对全样本进行回归，在仅考虑父母受教育年限的情况下估计父母对长子/长女的教育代际弹性值，具体弹性值见表 3。

表 3 父母对长子/长女的教育代际弹性

	总体		农村		城镇	
	长子	长女	长女	长女	长子	长女
父亲	0.258 *** (0.009)	0.481 *** (0.013)	0.240 *** (0.010)	0.467 *** (0.015)	0.187 *** (0.020)	0.251 *** (0.030)
样本量	5944	4313	4955	3507	989	806
母亲	0.249 *** (0.008)	0.467 *** (0.011)	0.233 *** (0.009)	0.461 *** (0.014)	0.162 *** (0.014)	0.261 *** (0.021)
样本量	5944	4313	4955	3507	989	806

注：所有户籍信息均选用父亲的户口信息；在对教育取对数时，为保证样本量不减少，对受教育年限为 0 的样本进行了加 1 处理；括号内为标准误；***、**、* 分别表示的显著性水平是 1%、5%、10%。

资料来源：根据 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

考虑到中国特有的城乡二元结构，本文根据父亲的户籍类型分为城镇户籍和农村户籍，从表 3 可以看出，父代受教育程度与子代受教育程度呈正相关关系，且都在 1% 显著性水平上显著。父亲受教育程度对子代的影响程度大于母亲，划分城乡后也是相似的结果。另外父代对女儿的教育代际弹性（父亲和母亲对女儿的教育代际弹性分别为 0.481 和 0.467）大于对儿子的教育代际弹性（父亲和母亲对儿子的教育代际弹性分别为 0.258 和 0.249）。但通过比较农村和城镇两个子样本的差异可以看到，总体上农村父母对子女的教育代际弹性要明显大于城镇父母对子女的教育代际弹性，这说明在农村受教育程度表现出较强的代际传递性，农村的教育代际流动性要低于城镇的代际流动性。我们会在后面进一步分析城乡差异。

（一）不同出生年代子女（长子/长女）父母对其教育代际的影响

表3的结果只考虑了父代受教育年限对子代受教育年限的影响，而在现实生活中影响子代受教育程度的因素有很多，下面我们进一步控制一些因素来测量父代对子代的教育代际弹性。我们对这6个队列进行组间t检验，来探究不同队列之间子女受教育年限的差异，对6个队列中每两个队列进行t检验，发现每个队列之间都存在显著性差异。如前文所说，受访者的年龄跨度很大，如果单纯进行全样本回归，可能会产生一定的偏误，因此我们根据子代的出生年代划分为6个队列，分别测量教育代际弹性，具体结果如表4所示。

表4 父代对子代（长子/长女）的教育代际影响

	(1) 1930 - 1939	(2) 1940 - 1949	(3) 1950 - 1959	(4) 1960 - 1969	(5) 1970 - 1979	(6) 1980 - 1989
父亲教育对数	0.240 *** (0.056)	0.193 *** (0.031)	0.150 *** (0.021)	0.092 *** (0.016)	0.178 *** (0.019)	0.173 *** (0.017)
母亲教育对数	0.346 *** (0.115)	0.155 *** (0.053)	0.124 *** (0.030)	0.112 *** (0.017)	0.140 *** (0.015)	0.084 *** (0.010)
家庭收入对数	0.030 *** (0.010)	0.017 (0.012)	0.014 *** (0.006)	0.004 (0.003)	0.008 *** (0.003)	0.007 *** (0.002)
兄弟姐妹个数	0.008 (0.020)	0.016 (0.013)	-0.014 (0.009)	-0.012 * (0.007)	-0.024 *** (0.008)	-0.010 (0.007)
性别 (男=1)	0.790 *** (0.075)	0.603 *** (0.055)	0.706 *** (0.038)	0.454 *** (0.028)	0.177 *** (0.024)	0.030 * (0.017)
父亲户口类型 (农村=1)	-0.630 *** (0.140)	-0.461 *** (0.077)	-0.490 *** (0.047)	-0.355 *** (0.029)	-0.268 *** (0.027)	-0.206 *** (0.018)
血缘关系 (非亲生=1)	-0.238 (0.187)	-0.046 (0.149)	-0.145 (0.103)	-0.028 (0.099)	-0.127 ** (0.059)	-0.175 *** (0.044)
样本量	442	1029	2022	2392	1952	2420
调整后的 R ²	0.279	0.182	0.252	0.209	0.248	0.221

注：所有户籍信息均选用父亲的户口信息；在对教育取对数时，为保证样本量不减少，对受教育年限为0的样本进行了加1处理；括号内为标准误；***、**、*分别表示的显著性水平是1%、5%、10%。

资料来源：根据2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

由表4可知，随着出生年代的增加，父亲对子代的教育代际弹性先下降后上升，1930年代的队列中，父亲对子代的教育代际弹性为0.240，而出生于1960年代的队列

中，父亲对子代的教育代际弹性为 0.092，到了出生于 1980 年代的队列中，父亲对子代的教育代际弹性为 0.173，由此可见父亲的受教育年限对子代受教育年限的影响程度先降低后增加。而母亲对子代的教育代际弹性随着时间推移呈现逐渐降低趋势。为了更为直观地反映不同年代队列的教育代际传递弹性，根据图 1 可以看出，在 1960 年代以前，父代对子代的教育代际弹性逐渐降低，并且父母之间的差距也逐渐缩小，可能是由于出生于 1930 年代的人群接受教育的时期，中国还是有明显的社会分层，只有家庭经济状况较好或者社会地位较高的孩子才有机会接受良好的教育，教育代际传递比较强，因此父母受教育年限对子女受教育年限有显著正向影响。而出生在 1940 年代至 1960 年代的人群接受教育的时期，接受教育的机会主要是依靠父母的政治背景，而不再依赖家庭经济情况和教育背景，由此大大降低了教育的代际传递弹性。而出生于 1970 年代和 1980 年代的人群，大多是在改革开放后接受教育，经济的快速发展，教育回报率上升，家庭条件较好的家庭会使子女接受更好的教育，尤其是在教育水平较高的家庭中更为明显，从而导致教育的代际传递影响加强（李力行、周广肃，2014）。

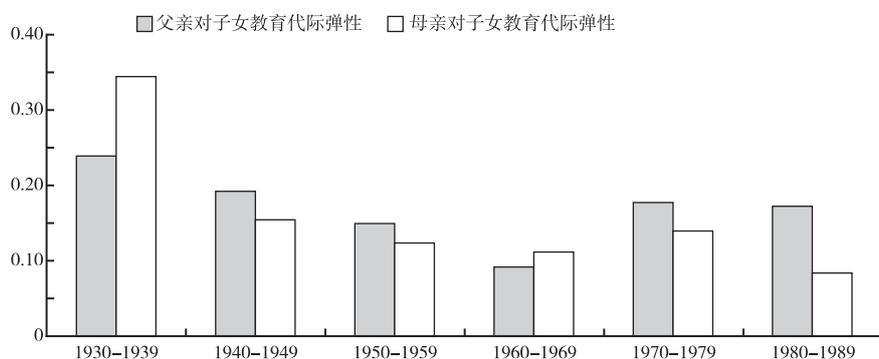


图 1 父代对子代的教育代际传递关系

资料来源：根据 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

家庭收入对子代受教育年限有正向影响，尤其是出生在 1930 年代、1950 年代、1970 年代和 1980 年代的子代，家庭收入对其受教育年限有显著正向影响。而兄弟姐妹个数具有明显的年代特征，在 1930 年代和 1940 年代出生的子代，兄弟姐妹个数与其受教育年限有正向关系但不显著，在 1950 年代和 1980 年代出生的子代，兄弟姐妹个数与其受教育年限具有负向关系但不显著，兄弟姐妹个数对出生于 1960 年代和 1970 年代子代具有显著负向影响。同时子代受教育年限有显著的性别差异，男性

受教育年限普遍高于女性，这一差异在统计意义上显著。在区分农村和城镇户口后，父亲户口类型为农村的子代受教育年限显著低于父亲户口为城镇的子代（系数范围从-0.630至-0.206），虽然城乡差距依旧明显，但是可以看出差距正在不断缩小。为了研究遗传因素对教育代际传递的影响，本文加入了血缘关系虚拟变量，从表4中可以看出，非亲生子代的受教育年限要小于亲生子代的受教育年限，尤其是1970年代和1980年代出生的子代，血缘关系对于其受教育年限有显著性差异。

为了进一步研究父代对子代的教育代际传递影响，接下来我们分性别、城乡、血缘关系分别研究父代对子代的教育代际弹性的规模和影响因素。

（二）不同性别教育代际传递的影响

由表5可知，在6个队列中，除1930年代队列中父亲对儿子的教育代际弹性大于对女儿的教育代际弹性外，其余5个队列父亲对儿子的教育代际弹性均小于对女儿的教育代际弹性，而母亲对女儿的教育代际弹性均大于对儿子的教育代际弹性。具体而言，出生在1930年代的子代，对于男性来讲，父亲对其教育代际弹性为0.285，母亲为0.262；对于女性来讲，父亲对其教育代际弹性为0.142，母亲为0.675；而出生于1960年代的子代，对于男性来讲，父亲对其教育代际弹性为0.040，母亲为0.067；对于女性来讲，父亲对其教育代际弹性为0.134，母亲为0.147，代际弹性相比于1930年代有很大程度的下降；而出生于1980年代的子代，对男性来讲，父亲对其教育代际弹性为0.168，母亲为0.050；对女性来讲，父亲对其教育代际弹性为0.184，母亲为0.120；与1960年代队列相比，父亲对子代的教育代际弹性有所增加，而母亲对子代的教育代际弹性有所下降。

父代对子代的教育代际传递有一定的性别差异，表现出父母对女儿的教育代际弹性大于对儿子的教育代际弹性。同时从表4中可知教育代际传递具有城乡差异，本文主要依据父亲户口来区分农村和城镇，虽然城镇中存在大量农村流动人口，但是其子女的教育机会与城镇户口居民子女的教育机会存在很大差异。

（三）分城乡教育代际传递的影响

由表6可知，农村父母受教育年限对子女的影响程度大于城镇父母对子女的影响程度，说明农村人口教育代际流动性较弱。在6个队列中，父亲对子代的教育代际弹性的城乡差异最小为0.020，最大为0.099；母亲对子女的教育代际弹性的城乡差异最小为0.005，最大为0.334。可见母亲对子代的教育代际影响的城乡差异较大。1970年代和1980年代出生的子代，无论城乡，父亲对其教育代际弹性均大于母亲。

表5 分性别父代对子代(长子/长女)的教育代际影响

	(1) 1930-1939		(2) 1940-1949		(3) 1950-1959		(4) 1960-1969		(5) 1970-1979		(6) 1980-1989	
	长子	长女										
父亲教育对数	0.285*** (0.068)	0.142*** (0.033)	0.191*** (0.036)	0.206*** (0.064)	0.122*** (0.023)	0.207*** (0.041)	0.040*** (0.016)	0.134*** (0.031)	0.160*** (0.022)	0.200*** (0.030)	0.168*** (0.023)	0.184*** (0.024)
母亲教育对数	0.262*** (0.098)	0.675* (0.380)	0.099** (0.050)	0.379*** (0.106)	0.050*** (0.022)	0.222*** (0.055)	0.067*** (0.016)	0.147*** (0.031)	0.124*** (0.018)	0.162*** (0.024)	0.050*** (0.012)	0.120*** (0.016)
家庭收入对数	-0.042*** (0.015)	-0.033*** (0.009)	0.008 (0.015)	0.033 (0.023)	0.008 (0.006)	0.031** (0.012)	0.006* (0.003)	-0.001 (0.007)	0.002 (0.003)	0.014*** (0.004)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.003)
兄弟姐妹个数	0.022 (0.028)	-0.044* (0.026)	0.036** (0.016)	-0.013 (0.025)	0.013 (0.011)	-0.051*** (0.016)	0.007 (0.008)	-0.020 (0.013)	-0.017* (0.010)	-0.032** (0.013)	-0.004 (0.009)	-0.015 (0.010)
父亲户口类型 (农村=1)	-0.645*** (0.162)	-0.629*** (0.133)	-0.287*** (0.090)	-0.758*** (0.143)	-0.280*** (0.046)	-0.722*** (0.095)	-0.213*** (0.032)	-0.522*** (0.049)	-0.186*** (0.033)	-0.342*** (0.042)	-0.183*** (0.023)	-0.229*** (0.028)
血缘关系 (非亲生=1)	0.353 (0.314)	0.100 (0.155)	0.009 (0.201)	-0.066 (0.265)	-0.306** (0.131)	0.113 (0.176)	-0.179 (0.132)	0.148 (0.152)	-0.179** (0.083)	-0.082 (0.081)	-0.173*** (0.064)	-0.173*** (0.059)
样本量	309	133	724	305	1281	741	1346	1046	1044	908	1242	1178
调整后的R ²	0.118	0.211	0.064	0.173	0.064	0.229	0.066	0.158	0.209	0.263	0.205	0.241

注：所有户籍信息均选用父亲的户口信息；在对教育取对数时，为保证样本量不减少，对受教育年限为0的样本进行了加1处理；括号内为标准误；***、**、*分别表示的显著性水平是1%、5%、10%。

资料来源：根据2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

表 6 分城乡父代对子代（长子/长女）的教育代际影响

	(1) 1930 - 1939		(2) 1940 - 1949		(3) 1950 - 1959		(4) 1960 - 1969		(5) 1970 - 1979		(6) 1980 - 1989	
	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇
父亲教育对数	0.251*** (0.061)	0.152 (0.155)	0.205*** (0.035)	0.147** (0.062)	0.166*** (0.023)	0.081* (0.043)	0.094*** (0.018)	0.074** (0.030)	0.186*** (0.021)	0.145*** (0.033)	0.178*** (0.019)	0.143*** (0.029)
母亲教育对数	0.467*** (0.100)	0.133 (0.220)	0.154** (0.061)	0.149* (0.089)	0.124*** (0.039)	0.114** (0.044)	0.117*** (0.021)	0.104*** (0.026)	0.143*** (0.017)	0.136*** (0.026)	0.085*** (0.011)	0.076*** (0.026)
家庭收入对数	0.022*** (0.008)	0.030 (0.019)	0.012 (0.016)	0.029** (0.013)	0.016** (0.007)	0.011 (0.007)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)	0.008** (0.003)	0.009** (0.003)	0.007*** (0.002)	0.008** (0.003)
兄弟姐妹个数	0.006 (0.022)	0.030 (0.050)	0.015 (0.014)	0.041 (0.036)	-0.009 (0.010)	-0.043** (0.021)	-0.012 (0.008)	-0.005 (0.013)	-0.024*** (0.009)	-0.023 (0.016)	-0.009 (0.008)	-0.012 (0.015)
性别(男=1)	0.777*** (0.077)	0.834** (0.318)	0.667*** (0.060)	0.135 (0.142)	0.808*** (0.043)	0.189** (0.079)	0.534*** (0.033)	0.089** (0.041)	0.221*** (0.029)	0.012 (0.036)	0.051*** (0.019)	-0.056* (0.028)
血缘关系 (非亲生=1)	0.216 (0.207)	0.363 (0.508)	-0.022 (0.156)	-0.083 (0.427)	-0.164 (0.119)	0.111 (0.228)	0.043 (0.125)	-0.089 (0.055)	-0.103 (0.074)	-0.218*** (0.083)	-0.153*** (0.051)	-0.257*** (0.085)
样本量	399	43	911	118	1700	322	1955	437	1547	405	1949	471
调整后的 R ²	0.236	0.107	0.156	0.073	0.230	0.077	0.164	0.111	0.159	0.207	0.149	0.163

注：所有户籍信息均选用父亲的户口信息；在对教育取对数时，为保证样本量不减少，对受教育年限为 0 的样本进行了加 1 处理；括号内为标准误；***、**、* 分别表示的显著性水平是 1%、5%、10%。

资料来源：根据 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

(四) 不同血缘关系教育代际传递的影响

Plug & Vijverberg (2003) 将家庭中亲生子女和领养子女进行对照研究, 发现父母大约 55% ~ 60% 的能力通过基因遗传传递给子女, 而遗传因素在教育代际传递中发挥怎样的作用呢? 为了对这一问题进行研究, 我们把样本划分为父母双方均为亲生和父母双方至少一方为非亲生, 另外由于非亲生子代样本量较少, 因此在对数据进行处理时, 分为两个队列 (cohort): 1930 - 1949 和 1950 - 1989。结果见表 7, 表 7 中 (a) 表示父母双方均为亲生的子代, (b) 表示父母双方至少一方为非亲生的子代。

表 7 分血缘关系父代对子代 (长子/长女) 的教育代际影响

	(1) 1930 - 1949		(2) 1950 - 1989	
	(a)	(b)	(a)	(b)
父亲教育对数	0.221 *** (0.028)	0.119 (0.153)	0.186 *** (0.009)	0.121 ** (0.052)
母亲教育对数	0.190 *** (0.049)	0.050 *** (0.019)	0.139 *** (0.008)	0.163 *** (0.038)
家庭收入对数	0.021 * (0.012)	—	0.016 *** (0.001)	0.025 *** (0.008)
兄弟姐妹个数	0.037 *** (0.011)	-0.197 *** (0.065)	-0.036 *** (0.004)	-0.021 (0.018)
性别(男=1)	0.661 *** (0.047)	0.855 *** (0.239)	0.310 *** (0.014)	0.087 (0.069)
父亲户口类型(农村=1)	-0.507 *** (0.070)	-0.160 (0.396)	-0.274 *** (0.015)	-0.254 *** (0.075)
样本量	1418	53	8466	320
调整后的 R ²	0.216	0.178	0.289	0.227

注: (a) 代表父母双方均为亲生, (b) 代表父母至少一方为非亲生; 在对教育取对数时, 为保证样本量不减少, 对受教育年限为 0 的样本进行了加 1 处理; 括号内为标准误; **、* 分别表示的显著性水平是 1%、5%、10%。

资料来源: 根据 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

由表 7 可知, 总体上, 父代对亲生子代的教育代际影响要大于对于非亲生子代的教育代际影响。具体而言, 1930 - 1949 队列中, 父亲对亲生子代的教育代际弹性在 1% 显著性水平上显著为正, 而父亲对非亲生子代的教育代际弹性不显著, 母亲对亲生子代的教育代际弹性大于对非亲生子代的教育代际弹性 (弹性值分别为

0.190 和 0.050)；1950 – 1989 队列中，父亲对亲生子代的教育代际弹性大于对非亲生子代的教育代际弹性，而母亲对于亲生子代的教育代际弹性要小于对非亲生子代的教育代际弹性。另外，随着年代的增加，亲生子代与非亲生子代之间受父代教育代际传递影响的差距正在减少，可能是由于社会经济的发展，家庭条件的改善和教育回报率的提升，导致无论对亲生子代或者非亲生子代，父代都对其有较强的教育代际传递影响。

表 8 加入祖父母受教育水平后父代对子代（长子/长女）的教育代际影响

	(4) 1960 – 1969	(5) 1970 – 1979	(6) 1980 – 1989
父亲教育对数	0.108 *** (0.028)	0.171 *** (0.019)	0.168 *** (0.017)
母亲教育对数	0.161 *** (0.023)	0.128 *** (0.015)	0.083 *** (0.010)
祖父教育对数	0.020 (0.029)	0.037 *** (0.014)	0.022 ** (0.009)
祖母教育对数	0.048 (0.049)	0.039 ** (0.020)	0.008 (0.012)
家庭收入对数	0.003 (0.006)	0.008 *** (0.003)	0.007 *** (0.002)
兄弟姐妹个数	-0.009 (0.010)	-0.022 *** (0.008)	-0.010 (0.007)
性别(男=1)	0.343 *** (0.041)	0.170 *** (0.025)	0.034 ** (0.017)
父亲户口类型(农村=1)	-0.381 *** (0.042)	-0.269 *** (0.027)	-0.203 *** (0.019)
血缘关系(非亲生=1)	-0.046 (0.113)	-0.126 ** (0.060)	-0.173 *** (0.044)
样本量	1044	1916	2365
调整后的 R ²	0.218	0.249	0.221

注：由于数据限制，祖孙三代受教育信息比较完整的样本集中在 1960 年代、1970 年代和 1980 年代队列，因此这里只展示了这三个队列的结果；在对教育取对数时，为保证样本量不减少，对受教育年限为 0 的样本进行了加 1 处理；括号内为标准误；***、**、* 分别表示的显著性水平是 1%、5%、10%。

资料来源：根据 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

（五）祖父母受教育水平对教育代际传递的影响

在这部分，我们把祖父母的受教育年限作为控制变量，探究祖父母的受教育水平怎样影响父代对子代的教育代际传递规模，以及祖父母对子代的教育代际影响。

由表 8 可知，加入祖父母教育信息后，父代对子代的教育代际影响仍然十分显著，尤其是 1960 年代出生的子代，父代对其教育代际弹性有所增加，而 1970 年代和 1980 年代出生的子代，父代对其教育代际弹性有很小的减少，但仍在 1% 水平上显著为正。祖父母的受教育年限对子代的受教育年限有正向影响，1970 年代和 1980 年代出生的子代，祖父对其教育代际弹性在 1% 水平上显著为正，相比祖父，祖母对子代的教育代际弹性较弱。

五 结论与政策建议

本文使用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2013 年的数据，按子代出生年划分不同年代队列（cohort）。研究发现，随着时间的推移，教育代际传递弹性先减小后增加，出现这种现象的原因前文已经说明，这里不作赘述。同时出生在 1930 年代和 1960 年代的子代，父亲受教育年限对其受教育年限的代际传递影响小于母亲受教育年限对其受教育年限的代际传递影响，而出生在其他年代的子代，父亲受教育年限对其受教育年限的代际传递影响大于母亲受教育年限对其受教育年限的代际传递影响。同时，父母之间对子女的教育代际传递差异也是逐渐缩小。为了更深入地研究教育代际传递关系，本文把样本按性别、城乡和血缘关系分别划分进行研究，把样本按性别划分后，父母对女儿的教育代际弹性大于对儿子的教育代际弹性；按城乡划分后发现，农村父母对子女的代际传递弹性大于城镇父母对子女的教育代际弹性，这说明农村的教育流动性较弱；按血缘关系划分后发现，总体上父母对亲生子代和非亲生子代都存在教育代际传递影响。

本文政策含义如下：第一，保证男性和女性接受教育的公平性。由于中国重男轻女的思想，在资源有限的情况下，父母会加大对儿子的教育投资而减少对女儿的教育投资，使得女性很难实现向上流动。所以政府在加强公共教育时，应该使政策向女性倾斜，进一步完善公共教育政策，有针对性地提高女性受教育水平。

第二，缩小城乡教育差距。农村地区普遍平均受教育年限低于城镇地区，并且农村地区的教育代际传递弹性也高于城镇地区，代际流动性较差，很难实现向上流动。

政府应该充分加强农村、偏远地区的教育建设，特别是义务教育方面，由此来增强农村地区的代际流动性。

参考文献：

- 邱玉娜（2014），《代际流动、教育收益与机会平等——基于微观调查数据的研究》，《经济科学》第1期，第65-74页。
- 杜凤莲（2014），《苹果为什么落不远？农民工经济融合代际传递的理论分析》，《劳动经济研究》第5期，第148-160页。
- 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，第11-22页。
- 李忠路、邱泽奇（2016），《家庭背景如何影响儿童学业成就？义务教育阶段家庭社会经济背景影响差异分析》，《社会学研究》第4期，第121-144页。
- 刘志民、高耀（2011），《家庭资本、社会分层与高等教育获得——基于江苏省的经验研究》，《高等教育研究》第12期，第18-27页。
- 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，第121-141页。
- 齐良书（2012），《家庭内部资源配置中的性别差异》，载于张莉琴、杜凤莲、董晓媛主编《社会性别与经济发展：经验研究方法》，北京：中国社会科学出版社，第256-289页。
- 杨宝琰、万明钢（2015），《父亲受教育程度和经济资本如何影响学业成绩：基于中介效应和调节效应的分析》，《北京大学教育评论》第2期，第127-145页。
- 杨娟、赖德胜、邱牧远（2015），《如何通过教育缓解收入不平等？》，《经济研究》第9期，第86-99页。
- 袁诚、张磊（2009），《对低收入家庭子女大学收益的观察》，《经济研究》第5期，第42-51页。
- 赵红霞、高培培（2017），《子代教育对中国农村贫困代际传递的影响——基于CHIP2013的实证分析》，《教育学术月刊》第12期，第26-32页。
- 赵红霞、高永超（2016），《教育公平视角下我国教育代际流动及其影响因素研究》，《教育研究与实验》第1期，第28-32页。

- 周金燕 (2015), 《教育是中国社会的“平等器”吗? ——基于 CHNS 数据的实证分析》,《复旦教育论坛》第2期,第11-17页。
- Becker, Gary Stanley & Nigel Tomes (1986). Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4 (3), 1-39.
- Bjorklund, Ander, Markus Jantti & Gary Solon (2007). Nature and Nurture in the Intergenerational Transmission of Socioeconomic Status: Evidence from Swedish Children and Their Biological and Rearing Parents. *B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7 (2), 1753-1753.
- Black, Elizabeth Sandra, Paul Devereux & Kjell Gunnar Salvanes (2009). Like Father, Like Son? A Note on the Intergenerational Transmission of IQ Scores. *Economics Letters*, 105 (1), 138-140.
- Doorn, Majka van, Ioana Pop & Maarten Wolbers (2011). Intergenerational Transmission of Education across European Countries and Cohorts. *European Societies*, 13 (1), 93-117.
- Fessler, Pirmin, Peter Mooslechner & Martin Schürz (2012). Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Austria. *Empirica*, 39 (1), 65-86.
- Heineck, Guido & Regina Riphahn (2009). Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Germany—The Last Five Decades. *Journal of Economics and Statistics*, 229 (1), 36-60.
- Hendel, Igal, Joel Shapiro & Paul Willen (2005). Educational Opportunity and Income Inequality. *Journal of Public Economics*, 89 (5-6), 841-870.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Piopiunik, Marc (2014). Intergenerational Transmission of Education and Mediating Channels: Evidence from a Compulsory Schooling Reform in Germany. *Scandinavian Journal of Economics*, 116 (3), 878-907.
- Plug, Erik & Wim Vijverberg (2003). Schooling, Family Background and Adoption: Is It Nature or Is It Nurture? *Journal of political Economy*, 111 (3), 611-641.
- Pronzato, Chiara (2012). An Examination of Paternal and Maternal Intergenerational Transmission of Schooling. *Journal of Population Economics*, 25 (2), 591-608.
- Restuccia, Diego & Urrutia Carlos (2004). Intergenerational Persistence of Earnings: the Role of Early and College Education. *The American Economic Review*, 94

(5), 1354 – 1378.

Solon, Gary (2014). Theoretical Models of Inequality Transmission across Multiple Generations. *Research in Social Stratification & Mobility*, 35 (2), 13 – 18.

Tom, Hertz, Jayasundera Tamara & Piraino Patrizio (2008). The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-year Trends. *B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7 (2), 1775 – 1775.

Like Father, Like Son? Scale and Factors of Intergenerational Transmission of Education in China

Du Fenglian^{1,2,3}, Shi Jing¹, Zhang Yueping¹ & Zhang Lin¹

(School of Economics and Management, Inner Mongolia University¹;

Survey and Research Center for Chinese Time Use, Inner Mongolia University²;

Inner Mongolia Engineering and Technology Research Center for Geo-economic Data³)

Abstract: As educational attainment is one of the most important components of human capital, it's appealing to understand how parental education influences schooling years of their children. This paper analyzes the scale of intergenerational education transmission and examines its impacting factors using the 2013 CHARLS (China Health and Retirement Longitudinal Study) data. The conclusions are as follows. First, the elasticity of educational intergenerational transmission decreases first and then increases over time. Second, the elasticity of parental education for daughters is higher than that for sons. Third, the elasticity of educational intergenerational transmission in rural areas is higher than that in urban areas, which means the intergenerational mobility is lower in rural areas. And last, the elasticity of educational intergenerational transmission from parents to biological and to non-biological children is getting much closer, which highlights the importance of nurturing.

Keywords: educational attainment, elasticity of educational intergenerational transmission, nature and nurture

JEL Classification: I24, J13, J24

(责任编辑：周晓光)