

教育公平视角下高等教育代际传递效应研究

廖彬,黄斌

(南京大学 教育研究院,南京 210023)

【摘要】 高等教育获得日益成为中国居民的基本诉求,较低的教育代际流动性制约高等教育的普及,且事关教育公平。文章基于人口抽样调查数据,在隔绝天赋遗传和家庭背景等遗漏变量的条件下,实证估计了中国近几十年来高等教育的代际影响大小和变化。结果显示,无论父亲还是母亲,其高等教育获得都会在一定程度上传递给下一代。这一代际影响在不同样本、不同年代和不同教育层级上存在异质性。父代是农村的个体其高等教育代际传递强度大于城市个体,但都随着父辈出生年代推移而逐渐消失。相比于专科教育,更具有“门槛”的本科教育的代际传递强度显著更大,在农村随着父亲出生年代推移甚至有增大的趋势。文章从弱势群体的补偿机制、高校学费标准和优质高等教育供给角度提出政策建议。

【关键词】 高等教育;代际传递;教育公平;教育补偿

【中图分类号】 G647 **【文章编号】** 1003-8418(2025)04-0043-11

【文献标识码】 A **【DOI】** 10.13236/j.cnki.jshe.2025.04.006

【作者简介】 廖彬(1998—),男,安徽六安人,南京大学教育研究院博士生;黄斌(1975—),男,福建三明人,南京大学教育研究院教授、博士生导师。

一、引言

随着我国高等教育普及程度的提高,教育主要矛盾发生转化:一方面人们迫切需要接受高质量的教育,另一方面我国优质教育资源供给紧缺且发展不均衡,教育公平和教育质量问题更加凸显。如图1所示,近十年来,虽然我国高等教育毛入学率不断增加,但毛入学率增长率却在逐年下降。相比专科教育,更“优质”的本科教育毛入学率却一直低于30%。我国城乡高等教育存在较大差距,城镇人口的高等教育获得比例一直保持在20%以上,而农村长期低于5%,且这一差距近年来还有不断扩大的趋势。究其原因,一方面,农村的高等教育资源落后于城镇,获得高等教育学历的农村人口亦大多流向城市^[1];另一方面,农村家庭的经济资本、文化资本往往与其较差的教育代际流动性相关,收入的代际传递亦阻碍农村人口的教育获得,阶层固化现象此起彼伏^[2]。经估算,我国约有74.5%的底层群体的社会地位在代

际延续,仅有3.44%的社会居民实现了向上的阶层跨越^[3]。教育,尤其是高等教育在破除收入代际传递,打破阶层固化,促进社会平等上发挥着重要作用。党的二十大报告亦指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,要全面推进乡村振兴,促进区域协调发展,必然要发挥高等教育的特殊作用。

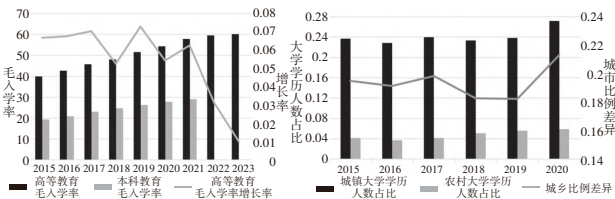


图1 我国高等教育供给与城乡分布差异

注:数据来源于《中国教育统计年鉴》和《中国人口与就业统计年鉴》;高等教育毛入学率=高等教育在学总规模/18~22岁年龄组人口数*100%;本科教育毛入学率=普通本科及研究生在学总规模/18~22岁年龄组人口数*100%;大学学历人数占比=拥有大学学历的人口数/18岁及以上人口数,城乡比例差异=城镇大学学历人数占比-农村大学学历人数占比。

随着我国进入人口发展的新常态,驱动经济

增长的人口红利必须向人才红利转变。习近平总书记提出:“要以人口高质量发展支撑中国式现代化,加快培养拔尖创新人才。”高校是培养高素质人才和实现重大科技突破的策源地,只有更多的青年人才进入大学深造,才能构建支撑现代化建设的教育强国。这不仅要求高等教育规模的增长,也需要兼顾高等教育质量公平。然而,有研究指出我国高等教育规模与发达国家相比仍有一定差距,高等教育高质量发展也还存在较大空间^{[4][5]}。关注高等教育公平、缩小城乡居民间教育代际流动差距,改善底层尤其是农村居民高等教育获得应当是我国未来高等教育规模发展和质量提升的应有之义。如何缩小城镇家庭与农村家庭教育代际流动差距,破除所谓“群体复制”的教育分层关系我国教育公平和高等教育优质发展。这就需要对高等教育的代际传递性进行科学和全面的认识,从而“回应抨击”和“对症下药”。

以往研究过于聚焦于父母教育与子女教育间的传递性,将所有层级教育糅合在一起研究,极少单独研究高等教育在代际的传递效应,其仍然是教育代际流动效应研究的“黑匣子”^[6]。基于父母天赋遗传所致的隔代教育相关性是基因“自然抽彩”的结果,而基于父母教育的家庭干预和偏好所驱使的隔代教育相关性是代际阶层固化的“罪魁祸首”,以往研究对于后者的精确估计仍然是不足的。此外,国家对九年义务教育和高中教育的普及赋予了基础教育较强的义务性,一定程度上削弱了家庭教育和地位继承性。而高等教育是培养高级人才的专门教育,仍然有其门槛,高等教育机会获得更可能受到家庭、社会条件等因素的影响。因此,单独分析高等教育的代际传递性既是必要的,亦是可能的。本文正是基于以上的现实与理论背景,利用国内可获取的人口抽样调查微观数据,在隔绝天赋遗传和家庭背景等遗漏变量的条件下,实证估计我国近几十年来高等教育的代际影响大小和变化,破解高等教育代际传递的“黑箱”,弥补当前研究的不足,并提出实质性的政策建议。

二、文献述评

(一)父代教育背景与子代教育获得

人力资本理论第一次将人的资本引入大众视野,教育作为人力资本积累的基本方式开始成为经济发展的关键因素之一得到广泛关注^[7]。根据教育生产函数,学校与非学校投入是影响教育产出的两大主要因素^{[8][9]},非学校投入又以家庭投入为主体。科尔曼报告亦指出,家庭教育投入是除学校教育投入外对学生成绩有关键影响的因素^[10],学界常关注诸如家庭经济背景、家庭文化背景、家庭结构等如何影响子女教育,父母的教育水平便是其中关键的影响因素之一。

某种程度上说,父母教育水平可归属于家庭文化背景,但不全然。父母教育水平不仅是影响家庭经济背景、家庭文化背景、家庭结构的前定变量,还是组成家庭背景的关键部分。因此,研究父母教育水平与子女教育间的关系具有一定特殊性,既可从代际流动理论出发,又可基于家庭经济学理论,以往研究也大致可照此划分为两条线。以代际流动为视角,父母教育水平对子女教育产生影响主要是遗传效应和偏好效应的双重作用。一方面,基因遗传导致教育水平高的父母的子女也常具有更高的智力水平;另一方面,受过教育越多的父母对于职业的选择、文化观念和教育的偏好会更好,从而其子女更可能有更好的教育。基于代际流动理论的研究通常会发现父母教育水平对子女教育有显著正影响。譬如,Black 等人对教育代际传递的因果估计显示,遗传因素和家庭特征导致了父母教育对子女教育的正向影响^[11];Di Pietro 和 Urwin 研究发现代际教育的相关性很大程度上表现在父母与子女的职业相关性上^[12];Hellerstein 和 Morrill 也得出了同样的结论^[13]。而以家庭经济学为视角,家庭内部的任何决策都要考虑效用最大化,在信贷约束下父母通过选择消费水平、子女的教育投入、未来储蓄来达到决策最优,不同教育水平的父母所满足的效用大小差异决定了其对子女教育投入的差异^[14]。由于效用的决定因素并不一定是教育水平,因而父母教育水平与子女教育可能不会表现出必然的联系。Solon 指出,高教育、高收入的父母可能会通过选择更高的家庭人力资本投资水平从而导致更优的子女教育^[15]。而受预算约束的低收入家庭会在个人消费与子女教育投资间权衡,较高的

教育投资和决策风险会显著降低对子女的教育投资^[16]。也有研究发现父母教育与子女教育没有显著关系或关系很小,这和遗传因素与家庭决策因素所导致的教育投资冲突有一定关系^{[17][18]}。

(二)教育代际相关的测量

过往研究更多关注教育代际传递性究竟有多大,重在测量和估计父母教育与子女教育间的相关系数或弹性大小。如 Behrman 和 Rosenzweig 通过对双胞胎数据的分析发现母亲教育和父亲教育与子女教育间的相关系数分别为 0.33 和 0.47^[19];Hertz 等人通过国际数据测得全球平均教育代际相关性为 0.4^[20];Checchi 等人对意大利数据的估计显示教育代际相关系数在 0.47 到 0.58 之间^[21];国内的测量发现,近十年父代教育与子代教育的代际弹性大小在 0.22 到 0.25 之间^[22]。当然,也有部分研究通过一定的研究方法和设计实现了对父母教育影响子女教育的因果估计。如 Chevalier 使用断点回归设计发现父母双方教育水平对子女教育结果有显著正影响^[23];Black 等人使用工具变量法得出了差不多的结论^[24];Sacerdote 使用随机分配的收养家庭数据隔绝遗传因素的干扰后发现,父母教育水平对被收养子女教育的影响系数为 0.75^[25];Ermisch 和 Pronzato 通过对双胞胎数据的分析发现,父母受教育年限每增加 1 年,子女受教育程度提高 0.1 年^[26]。从相关性到因果估计的转变是教育代际流动研究的重要转折点^[27]。而回溯国内研究可以发现,较为准确地估计父母教育对子女教育因果影响的研究还较为匮乏。个别研究使用固定效应方法对双胞胎数据进行分析发现,我国父母教育对子女教育没有显著影响^[28],而这与以往研究相悖。林莞娟和张戈利用中国学制改革的外生变异研究发现,父母教育年限每增加 1 年,子女教育年限相应地增加 0.36~0.59 年^[29]。

(三)高等教育的代际传递

以往部分研究关注到,父母教育对子女高等教育获得有一定影响,父母受教育水平高低与子女是否获得大学学历显著相关^[30]。父辈受教育水平越高,子代在大学的学业表现更好,大学毕业的可能性越高,获得大学学历的几率越高^{[31][32][33]}。但几乎没有研究点对点地聚焦于父

母高等教育与子女高等教育间的相关性。高等教育处于教育层级的顶端,拥有高等教育学历的人群通常处于社会的中上层,此类教育和此类人群对隔代教育和子辈的影响要大于低层级的基础教育和处于社会底层的低学历人群,因此高等教育的代际影响很有可能高于低层次教育^{[34][35]}。国内仅有的相关研究也初步证实了这一猜想,其发现有大学学历的父母其子女获得大学学历的可能性上升约 44%^[36],高等教育的代际传递性可见一斑。然而,此项研究仍有些许不足,忽视了诸如天赋遗传等相关遗漏变量,极有可能高估了高等教育的代际传递性^{[37][38]}。

鉴于此,本文在汲取已有研究经验的基础上,利用可获取的大型人口微观抽样数据,在隔绝天赋能力等遗漏变量条件下,实证估计我国高等教育在代际间的传递效应,主要达成以下两点贡献:(1)准确估计高等教育代际传递效应的大小和方向;(2)探究我国高等教育代际传递的变化趋势和异质性表现,厘清与高等教育发展间的关系,把握未来政策的“靶点”。

三、研究设计

(一)识别策略

如前所述,本文所要估计的是,区别于基因“自然抽彩”所致的天赋遗传上的相关性,父代高等教育对子代高等教育的因果影响。在这一过程中,存在诸多造成估计有偏的因素,最为重要的是天赋能力的遗传问题。父辈是否获得大学学历是一个内生的变量,它一定程度上取决于父辈的家庭经济文化背景,亦受个人天赋能力影响。而个人天赋能力又会遗传给子女,因此天赋能力是导致父辈和子辈教育获得的混淆变量,如此便存在诸如“父辈高等教育获得 \leftarrow 天赋能力 \rightarrow 子辈高等教育获得”的后门路径(Back-door path)。而天赋能力又难以测量,无法通过相关变量加以完全控制,如果采用普通最小二乘法(OLS)等传统估计方法,会得出有偏误的估计结果,不能反映高等教育代际传递的真实效应。

以往研究常使用准实验的研究方法,隔绝遗漏变量对因果识别的影响。在高等教育的有关估计中,1999 年的高校扩招是最佳的外生政策变

化,学界常用这一政策构造巧妙的准实验设计,来达成因果估计。然而,本文要估计的是父代高等教育对子代高等教育的影响,从父辈上大学算起,按照正常的学制计算,两代人都完成高等教育需要至少长达 24 年的时间。换句话说,要实现传统的准实验估计,我们的数据必须有足够多的“新鲜”子代样本,而现有数据确难满足这一要求。

为了实现高等教育代际传递效应的一致估计,我们借鉴以往研究的做法^{[39][40]},构建家庭固定效应模型(Family Fixed Effect Model,后文简称 FFE),使用“祖父代—父代—子代”三代样本,剔除天赋能力等遗漏变量的干扰。同一家庭的三代人在基因天赋上存在高度相关性,对教育的偏好、干预也存在某种一致性。因此,将三代人拆分为同一家庭的两组“父代—子代”样本,即“祖父代—父代”和“父代—子代”,在控制家庭固定效应的条件下对父代受高等教育对子代受高等教育的影响进行估计,即可获得高等教育代际传递的净效应。本文首先构建以下基准模型:

$$\text{Edu}_{ih} = \alpha + \beta \text{Edu}_{fami h} + \mu X_{ih} + \epsilon_{ih} \quad (1)$$

上式中, Edu_{ih} 表示 h 家庭的子代 i 的教育结果。 $\text{Edu}_{fami h}$ 表示 h 家庭的子代 i 的父代教育结果。 X_{ih} 是控制变量,包括一系列影响子代教育形成的前定变量,如父代的户口、民族,子代的兄弟姐妹个数、性别,省份及出生队列固定效应等。 ϵ_{ih} 是残差项。对模型(1)进行 OLS 估计必然遗漏了天赋遗传等无法观测的变量,导致 ϵ_{ih} 与解释变量相关,从而偏估 β 。

通过在上述模型中加入家庭固定效应 f_h ,有:

$$\text{Edu}_{ih} = \alpha + \beta \text{Edu}_{fami h} + \mu X_{ih} + f_h + \epsilon_{ih} \quad (2)$$

f_h 包含了诸如天赋能力、家庭背景等不随时间变化的因素对父母和子女教育的影响。使用三代样本对上式进行估计,相当于在同一家庭里比较具有相同天赋遗传和家庭背景的不同“父代—子代”样本的高等教育结果。为便于估计,进一步将固定效应模型转化为一般形式,即对等式(2)两边求微分后再差分,便有:

$$\text{Edu}_{ih} - \overline{\text{Edu}_{ih}} = \beta(\text{Edu}_{fami h} - \overline{\text{Edu}_{fami h}}) + \mu(X_{ih} - \overline{X_{ih}}) + (f_h - f_h) + (\epsilon_{ih} - \overline{\epsilon_{ih}}) \quad (3)$$

上式中, $\overline{\text{Edu}_{ih}}$ 、 $\overline{\text{Edu}_{fami h}}$ 表示在三代样本中分

别对 h 家庭的子代和父代取教育均值。如此做,便可以抵消 f_h ,既可以解决天赋能力、家庭背景等遗漏变量的潜在影响,又可以控制无法观测的其他因素对估计结果的影响。通过提前计算出三代样本中子代和父代的教育及相关变量的均值,再代入模型(3)进行隔代样本估计,便可以获得高等教育代际传递效应 β 的一致估计。在具体分析的过程中,我们使用了聚类在父代县域层面的稳健标准误,用以解决可能存在的县域上的相关性。家庭分工的“男主外,女主内”传统模式导致基础教育中母亲的影响通常大于父亲,但高等教育的代际传递可能存在不同。作为对比,本文分别对“父亲—子女”样本和“母亲—子女”样本进行估计。

(二)数据来源与变量定义

本文所用数据来自国家统计局进行的 1% 人口抽样调查微观数据库,该调查采用分层多阶段比例抽样,具有极大的覆盖性和代表性。调查问项涉及个体人口统计学特征、家庭关系、教育信息等,满足了本文对于代际关系和教育获得的识别。由于三代样本的构建较为“苛刻”,本文所用数据包含 2010 年和 2015 年的人口抽样调查,以满足大样本需求。对家庭成员进行识别、匹配,剔除关键变量存在缺失的样本后,最终用于分析的样本共包含 29001 户家庭,涵盖了 33341 个“祖父—父亲—子女”样本和 24263 个“外祖母—母亲—子女”样本。

本文的被解释变量是子代的高等教育结果,解释变量是父代的高等教育结果。由于被解释变量为虚拟变量的线性概率模型存在误差项非正态分布、异方差等缺陷,且在本文的 FFE 模型中一旦进行差分,虚拟变量可能会误导估计结果。鉴于此,参照以往研究的做法^[41],我们定义受高等教育年限变量,其计算方法为:

$$\text{Eduyear}_{\text{higher}} = f(\text{eduear}) = \begin{cases} 0, \text{eduear} < 15 \\ 3, \text{eduear} = 15 \\ 4, \text{eduear} = 16 \\ 7, \text{eduear} > 16 \end{cases} \quad (4)$$

式(4)中 $\text{Eduyear}_{\text{higher}}$ 表示受高等教育年限, eduear 表示受教育年限,当个体教育水平为大

学专科以下, $Eduyear_{higher}$ 取值 0, 当个体教育水平为大学专科、本科和研究生时, $Eduyear_{higher}$ 分别取值 3、4 和 7, 以此变量作为本文 FFE 模型的父代和子代高等教育的结果变量。

本文的控制变量包括一系列影响子代教育形成的前定变量: 父代的户口(虚拟变量, 非农业户口取值 1)、民族(虚拟变量, 汉族取值 1), 子代的兄弟姐妹个数、是否家里第一个孩子(虚拟变量, 是取值 1)、性别(虚拟变量, 女孩取值 1), 父代所在省份的固定效应、子代的出生队列虚拟变量(1970 及以前、1980 和 1990 及以后三个年代)以及子代出生年份固定效应。由于人口调查时填写的是个体现在的户口情况, 我们使用数据中户口迁移的记录对有过迁移经历的父代户口进行纠正, 如此做保证了父代户口是子代教育形成过程中相对前定不变的变量。父代所在省份亦做了上述处理。

表 1 变量均值与隔代相关性

| | 父亲 均值 | 父亲的女儿 均值 | 相关系数 | 父亲 均值 | 父亲的儿子 均值 | 相关系数 |
|---------|----------|-------------|-------|----------|-------------|-------|
| 出生年份 | 1965.790 | 1990.640 | 0.762 | 1965.188 | 1989.987 | 0.783 |
| 出生月份 | 6.703 | 6.855 | 0.014 | 6.704 | 6.819 | 0.023 |
| 户口 | 0.414 | 0.416 | 0.974 | 0.395 | 0.398 | 0.981 |
| 民族 | 0.936 | 0.931 | 0.935 | 0.935 | 0.929 | 0.941 |
| 受教育年限 | 9.031 | 11.574 | 0.333 | 8.928 | 11.209 | 0.338 |
| 受高等教育年限 | 0.086 | 0.829 | 0.225 | 0.084 | 0.658 | 0.226 |
| 兄弟姐妹数量 | - | 2.028 | - | - | 1.734 | - |
| 第一个孩子 | - | 0.776 | - | - | 0.783 | - |
| 样本量 | | 14251 | | | 19090 | |
| | 母亲 均值 | 母亲的女儿 均值 | 相关系数 | 母亲 均值 | 母亲的儿子 均值 | 相关系数 |
| 出生年份 | 1966.124 | 1990.072 | 0.786 | 1965.383 | 1989.270 | 0.813 |
| 出生月份 | 6.590 | 6.861 | 0.009 | 6.629 | 6.795 | 0.012 |
| 户口 | 0.452 | 0.456 | 0.978 | 0.415 | 0.421 | 0.980 |
| 民族 | 0.930 | 0.924 | 0.912 | 0.929 | 0.924 | 0.900 |
| 受教育年限 | 8.394 | 11.664 | 0.369 | 8.117 | 11.222 | 0.361 |
| 受大学教育年限 | 0.096 | 0.881 | 0.246 | 0.083 | 0.672 | 0.238 |
| 兄弟姐妹数量 | - | 1.975 | - | - | 1.716 | - |
| 第一个孩子 | - | 0.767 | - | - | 0.774 | - |
| 样本量 | | 10445 | | | 13818 | |

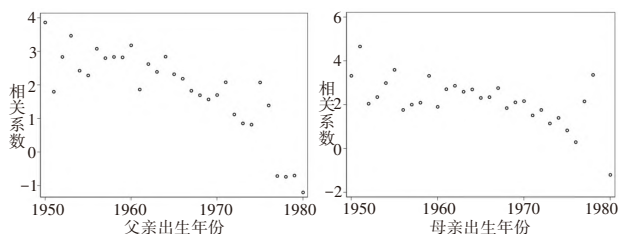


图 2 隔代受高等教育年限相关性的年份变化散点图

表 1 展示了主要变量的分性别描述统计, 初步显示父代和子代教育上的相关性, 父亲、母亲和子女的受高等教育年限相关系数在 0.23—0.25 之间。进一步地, 我们按照父代出生年份逐年(1950—1980)将样本父母与子代受高等教育年限

的相关系数画在图形中。如图 2 所示, 父亲和母亲与子代的高等教育在出生年代 70 年代之前均呈现较高的相关性, 但整体呈现逐渐下降的趋势, 甚至接近 80 年代时部分年份相关系数小于 0。这可能初步显示出高等教育的代际影响在逐渐减弱, 但是否真如此还需要后续结果的验证。

四、实证结果

(一) 隔代高等教育的代际影响大小

我们首先对模型(1)进行 OLS 估计。单独用子代受高等教育年限对父代受高等教育年限进行回归, 结果如表 2 第(1)列和第(4)列所示, 父亲和母亲样本的点估计值分别为 0.603 和 0.642。第(2)、第(3)和第(5)、第(6)列结果显示, 依次往模型中添加控制变量后, 父代受高等教育年限对子代受高等教育年限影响的点估计值逐渐下降, 且都通过了显著性检验, 这说明忽略家庭背景等遗漏变量会高估教育的代际传递效应。假若不考虑天赋能力遗传以及其他遗漏变量所导致的相关性, 平均而言父代受高等教育年限每提高 1 年, 子代受高等教育年限提高 0.443~0.450 年。

表 2 主要回归结果(OLS)

| 被解释变量 | 子代受高等教育年限 | | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 解释变量 | | | | | | |
| 父亲受高等教育年限 | 0.603*** (0.019) | 0.506*** (0.020) | 0.450*** (0.018) | | | |
| 母亲受高等教育年限 | | | | 0.642*** (0.023) | 0.507*** (0.024) | 0.443*** (0.022) |
| 控制变量 | | | | | | |
| 户口 | | | 0.345*** (0.020) | | | 0.393*** (0.023) |
| 民族 | | | 0.073** (0.035) | | | 0.092** (0.039) |
| 子代性别 | | | 0.171*** (0.016) | | | 0.188*** (0.019) |
| 兄弟姐妹数量 | | | -0.123*** (0.011) | | | -0.145*** (0.013) |
| 是否第一个孩子 | | | 0.054*** (0.017) | | | 0.065*** (0.019) |
| 出生队列虚拟变量 | | | | | | |
| 1970 及以前年代出生 | | | -0.319*** (0.054) | | | -0.622*** (0.075) |
| 1980 年代出生 | | | 0.006 (0.037) | | | 0.005 (0.048) |
| 截距 | 0.680*** (0.015) | 1.340*** (0.145) | 1.472*** (0.152) | 0.705*** (0.017) | 0.781*** (0.122) | 1.450*** (0.123) |
| 省份固定效应 | × | √ | √ | × | √ | √ |
| 出生年份固定效应 | × | √ | √ | × | √ | √ |
| 样本量 | 33341 | 33341 | 33341 | 24263 | 24263 | 24263 |
| R ² | 0.051 | 0.135 | 0.159 | 0.059 | 0.146 | 0.175 |

注: 括号内为聚类在父代县域层面的稳健标准误; *, **, *** 分别代表在 0.1、0.05 和 0.01 显著水平上显著。

接着我们对 FFE 模型(3)进行估计。表 3 结果显示, 在剔除天赋能力等其他遗漏变量的影响后, 父代受高等教育年限对子代受高等教育年限

影响的点估计值大幅下降。第(1)列和第(4)列结果表明,当模型中没有控制变量时,父亲和母亲样本的点估计值下降到 0.275 和 0.301;第(2)列和第(5)列结果显示,当控制父代所在省份和子代出生年份固定效应后,父亲和母亲样本的点估计值分别从 0.506 和 0.507 下降到 0.164 和 0.130;第(3)列和第(6)列结果显示,当再添加父代和子代个体特征后,点估计值分别下降到 0.094 和 0.050,所有点估计值都通过了显著性检验。这意味着,平均而言父代受高等教育年限每增加 1 年,子代受高等教育年限增加 0.050~0.094 年。可见,在考虑天赋能力等遗漏变量所导致的偏高估计影响后,高等教育代际传递效应仍然存在。其中父亲对子代的高等教育代际传递要强于母亲,这可能是由于受过高等教育的女性劳动时间更多,参与子女教育互动更少^[42]。

表 3 主要回归结果(FFE)

| 被解释变量 | 子代受高等教育年限 | | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 解释变量 | | | | | | |
| 父亲受高等教育年限 | 0.275*** (0.018) | 0.164*** (0.021) | 0.094*** (0.020) | | | |
| 母亲受高等教育年限 | | | | 0.301*** (0.023) | 0.130*** (0.028) | 0.050** (0.025) |
| 控制变量 | | | | | | |
| 户口 | | | 0.219*** (0.013) | | | 0.254*** (0.015) |
| 民族 | | | 0.045* (0.023) | | | 0.066*** (0.025) |
| 子代性别 | | | 0.107*** (0.010) | | | 0.121*** (0.012) |
| 兄弟姐妹数量 | | | -0.079*** (0.007) | | | -0.093*** (0.009) |
| 是否第一个孩子 | | | 0.031*** (0.011) | | | 0.041*** (0.013) |
| 出生队列虚拟变量 | | | | | | |
| 1970 及以前年代出生 | | | -0.244*** (0.035) | | | -0.439*** (0.049) |
| 1980 年代出生 | | | -0.013 (0.024) | | | -0.019 (0.031) |
| 截距 | 0.450*** (0.010) | 0.814*** (0.087) | 0.940*** (0.092) | 0.467*** (0.011) | 0.460*** (0.078) | 0.916*** (0.079) |
| 省份固定效应 | × | √ | √ | × | √ | √ |
| 出生年份固定效应 | × | √ | √ | × | √ | √ |
| 样本量 | 33341 | 33341 | 33341 | 24263 | 24263 | 24263 |
| R ² | 0.005 | 0.090 | 0.113 | 0.007 | 0.097 | 0.127 |

注:同表 2 注。

(二)隔代高等教育的代际影响差异

接着进一步探讨父代受高等教育年限对子代受高等教育年限的影响是否在不同人群和不同教育阶段存在差异。

首先,按照父代户口将样本分为城市样本和农村样本,分别估计模型(3),结果如表 4 所示。农村样本的点估计值均高于城市,城市父亲受高等教育年限对子女受高等教育年限影响的点估计值为 0.081,农村为 0.083,显著为正。城市母亲受

高等教育年限对子女受高等教育年限影响的点估计值为 0.028,农村为 0.151,非显著。这与以往研究结果相一致^[43],具有高等教育学历的母亲对子女教育的影响相对较为敏感,女性教育与参与劳动时间紧密相关,这可能导致了学历低(基础教育)和学历高(高等教育)的母亲在代际教育影响上存在明显不同。

其次,按照子代性别将样本分为女孩样本和男孩样本,再分别进行估计。结果显示,男孩样本的点估计值均高于女孩,父亲受高等教育年限对男孩和女孩受高等教育年限影响的点估计值分别为 0.110 和 0.072,母亲则分别为 0.015 和 0.075,其中母亲对女孩的影响非显著。

表 4 隔代高等教育传递的异质性

| 被解释变量 | 子代受高等教育年限 | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 城市 | 农村 | 城市 | 农村 |
| 解释变量 | | | | |
| 父亲受高等教育年限 | 0.081*** (0.021) | 0.083* (0.048) | | |
| 母亲受高等教育年限 | | | 0.028 (0.025) | 0.151 (0.110) |
| 截距 | 1.193*** (0.120) | 0.942*** (0.079) | 1.040*** (0.101) | 1.039*** (0.129) |
| 样本量 | 13434 | 19907 | 10466 | 13797 |
| R ² | 0.098 | 0.092 | 0.111 | 0.092 |
| 女孩 | | 男孩 | 女孩 | 男孩 |
| 解释变量 | | | | |
| 父亲受高等教育年限 | 0.072** (0.030) | 0.110*** (0.023) | | |
| 母亲受高等教育年限 | | | 0.015 (0.031) | 0.075** (0.034) |
| 截距 | 1.099*** (0.097) | 0.897*** (0.124) | 1.148*** (0.097) | 0.799*** (0.100) |
| 样本量 | 14251 | 19090 | 10445 | 13818 |
| R ² | 0.118 | 0.108 | 0.141 | 0.114 |
| 子代受本科教育年限 | | | | |
| 解释变量 | | | | |
| 父亲受高等教育年限 | 0.182*** (0.020) | | | |
| 母亲受高等教育年限 | | | 0.147*** (0.026) | |
| 截距 | 0.432*** (0.103) | | 0.454*** (0.076) | |
| 样本量 | 33341 | | 24263 | |
| R ² | 0.062 | | 0.073 | |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ |
| 省份固定效应 | √ | √ | √ | √ |
| 出生年份固定效应 | √ | √ | √ | √ |

注:括号内为聚类在父代县域层面的稳健标准误;*,**,*** 分别代表在 0.1、0.05 和 0.01 显著水平上显著;控制变量同表 2。

最后,为进一步探讨更具“门槛”的本科教育的代际传递效应是否与专科教育不同,我们将受高等教育年限进一步缩小为受本科教育年限,将专科教育及以下的受教育年限定义为 0,然后替换模型(3)中的被解释变量,重新进行回归。结果如表 4 所示,父代受本科教育年限对子代受本科教育年限的影响显著为正,且相比受高等教育年限增大不少。父亲与子女样本的点估计值为 0.182,是之前点估计值(0.094)的 2 倍多。母亲与

子女样本的点估计值为 0.147,是之前点估计值(0.050)的近 3 倍。综上所述,高等教育的代际传递效应在农村、男孩以及高层级教育上更强。

(三)隔代高等教育的代际影响变化

本文的估计样本中包含了近几十年的隔代家庭,虽然在具体估计中控制了子代的出生队列,但相同出生队列的父代可能存在某种相关性,这就导致样本平均的代际效应可能是某类出生队列的父代处理效应“太强”的表现。鉴于此,我们按照父代的出生年份进行划分,将样本父代分为 60 年代之前出生、60—70 年代出生和 70 年代之后出生三组,进一步探讨高等教育代际传递效应是否会随着父代出生年代的推移而消失。

将父代分组后对模型(3)进行回归,再将点估计系数和置信区间绘制到图形中,即可得到图 3 上半所示的变化趋势。随着父代出生年代的推移,高等教育在代际间的传递效应逐渐下降,到 70 年代后点估计值不再显著,父亲和母亲样本的结果相一致,这与文中图 2 初步展示的趋势“不谋而合”。

高等教育代际传递效应的趋势变化在城市和农村是否相同?进一步地,我们在父辈年代分组的基础上再进行城市和农村的划分,同样将点估计系数和置信区间绘制到图形中,结果如图 3 下半所示。城市样本的点估计值在不同年代都比较小,反观农村要大不少,母亲的点估计值在 70 年代之前甚至达到了 0.5 及以上。城市和农村的点估计值变化都呈现下降趋势,到 70 年代后都不再显著。

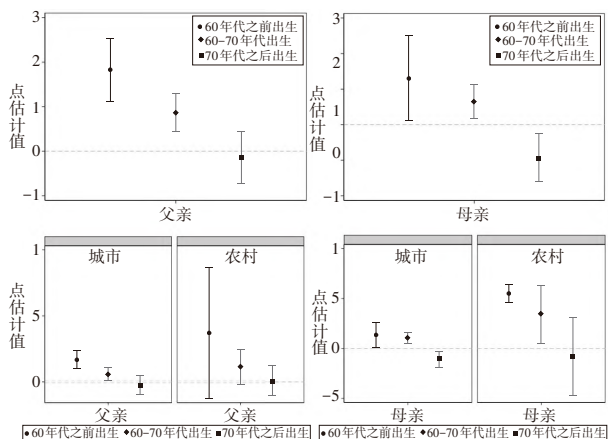


图3 随父代出生年代变化的高等教育代际传递效应图

注:实心点表示父代不同出生年代的高等教育代际传递效应的点估计值,封闭竖线表示该效应的 90%置信区间。

这是否意味着高等教育代际传递效应已然不存在了?根据前文分析,本科教育的代际传递效应远大于专科教育,本科教育近几十年逐渐成为各类家庭精神文明追求的一大目标,但本科教育仍然是具有“筛选”门槛的高层级教育,这就决定了本科教育的代际间影响可能是独特变化的。与前相同,我们将模型的被解释变量替换为子代受本科教育年限,再进行分组回归,得到如图 4 所示的本科教育代际传递效应的变化趋势图。可以发现,随着父辈出生年代的推移,整体而言本科教育的点估计值并没有显著下降,在所有年代都显著为正,甚至母亲样本的点估计值在所有年代基本持平。再看城市和农村样本,父亲对子代受本科教育年限的影响在两个样本的不同年代中均显著为正,甚至在农村样本这一影响在增大,70 年代后出生的父亲对子代的影响显著高于上一年代。农村的母亲样本对子代的影响也要大于城市,但到了 70 年代后农村母亲样本的这一影响非显著。

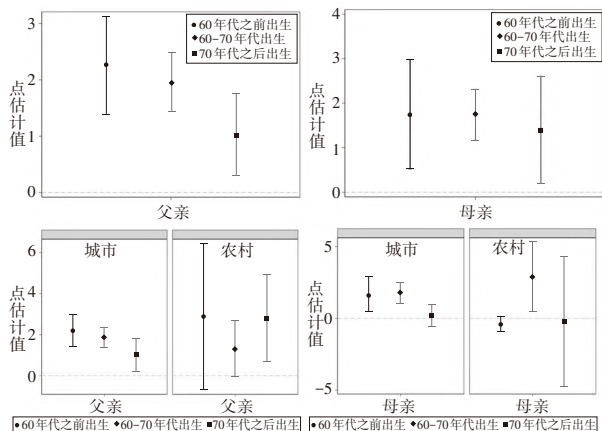


图4 随父代出生年代变化的本科教育代际传递效应图

注:同图 3 注。

探其缘由,这些变化与我国高等教育的发展阶段密切相关。21 世纪初,我国进入高等教育大众化阶段,上大学不再是精英家庭的“特权”,高等教育在代际间的“垄断”被初步打破,高等教育在代际间的传递性开始下降。但农村多数家庭仍然面临资源约束与需求间的矛盾,其代际间的固化仍然存在,高等教育学历人口规模少分布差,这在图 3 中的表现是点估计值高且年代间跳越大。但

随着高等教育进入普及化阶段,规模化很大程度上冲击了阶层间的教育固化,使得高等教育在代际间的传递性陡然消失。但这并不意味着代际间的教育影响不存在了。在人口高质量发展的导向下,以本科教育为代表的优质高等教育仍然是家庭间“逐鹿”的目标。尤其农村地区,上好大学的子代似乎更多来自背景更好的家庭,这在本文中也得到了验证。

(四)稳健性检验

本文的模型人为地将父亲样本和母亲样本分开进行估计,然而家庭作为一个整体环境,父亲对子女教育产生影响的过程中,母亲亦会对子女教育产生影响。换句话说,我们的估计忽略了家庭中另一方父母对子代受高等教育年限的影响,这可能造成模型的错误估计^[44]。为验证结果的稳健性,我们单独估计一个模型(3),并在模型中添加另一位父母的受高等教育年限变量作为控制变量。如表 5 第(1)列所示,父亲受高等教育年限对子代受教育年限影响的点估计值显著为正,与基准回归相比有所上升,母亲受高等教育年限的点估计值与之前基本相同,但非显著。

由于我国的高校扩招政策发生在 1999 年,按照入学年龄和学制计算,这意味着在 1981 年前后出生的子代样本面临着不同的政策冲击影响,本文的估计结果可能由政策效应所驱动。为排除这一可能,我们剔除 1981 年之前出生的子代样本家庭,用剩下的样本重新估计 FFE 模型。结果如表 5 第(2)列所示,父亲和母亲受高等教育年限的点估计值与显著性表现和基准回归结果基本一致。

表 5 不同策略下的结果稳健性

| 被解释变量 | 子代受高等教育年限 | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 父亲受高等教育年限 | 0.273*** (0.043) | 0.092*** (0.020) | | 0.094*** (0.020) | |
| 母亲受高等教育年限 | 0.061 (0.053) | | 0.044* (0.025) | | 0.050** (0.025) |
| 截距 | 1.050*** (0.172) | 0.955*** (0.095) | 0.922*** (0.086) | -24.161*** (4.301) | -31.772*** (4.516) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ |
| 省份固定效应 | √ | √ | √ | √ | √ |
| 出生年份固定效应 | √ | √ | √ | √ | √ |
| 样本量 | 19284 | 32459 | 23390 | 33341 | 24263 |
| R ² | 0.113 | 0.111 | 0.123 | 0.113 | 0.128 |

注:同表 4 注。

根据以往研究的经验证据^{[45][46]},个体教育结果会因为学制和出生月份的原因而呈现系统的季节相关性,这可能导致父代教育与子代教育间

的伪相关。为识别这一潜在问题对本文估计结果的影响,借鉴随机抽样的思路^[47],我们做如下验证:随机赋予子代个体新的出生月份,并将这一出生月份作为控制变量放到模型中进行估计,如此做相当于比较同一出生年份队列、随机出生月份的子代个体之间的教育结果差异。重复此操作 1000 次,假如之前的估计结果会受到季节性变化的显著影响,那么我们的随机结果应当会发生明显的变化。将每次随机抽样的点估计值和显著性检验 F 值绘制在图形中,便可得到图 5 所示的密度分布图。结果显示,父亲样本和母亲样本的所有点估计值大致以之前的结果(父亲为 0.094,母亲为 0.050)为中心呈对称分布,显著性检验 F 值基本保持在 3 以上。我们还进一步在模型(3)中增添子代出生年份、出生月份以及两者的交互项进行回归,估计结果如表 5 第(3)列所示,点估计结果与之前保持一致。这表明,教育结果的季节相关性不会对本文的估计结果造成系统影响。

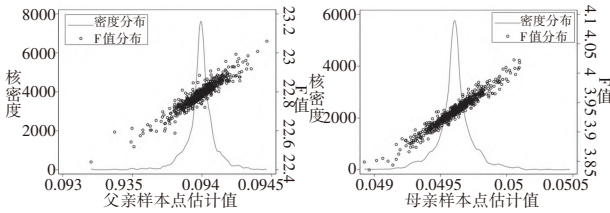


图 5 随机抽样的估计系数与显著性检验 F 值密度分布

五、结论与建议

本文基于人口抽样调查 2010 和 2015 两期数据,在隔绝天赋遗传和家庭背景等遗漏变量的条件下,实证估计了我国近几十年来高等教育的代际影响大小和变化。结果显示,忽视天赋能力和家庭背景导致的隔代教育相关性会高估高等教育在代际间的传递效应。无论父亲还是母亲,其高等教育获得都会在一定程度上传递给下一代。平均而言,父代受高等教育年限每增加 1 年,子代受高等教育年限增加 0.050~0.094 年。这一代际影响在不同样本、不同年代和不同教育层级上存在异质性。父代受高等教育年限对男孩受高等教育年限的影响要大于女孩,父代是农村的个体其高等教育代际传递强度大于城市个体,父辈出生年代为 60 年代之前和 60—70 年代的个体其代际

传递效应仍然显著,但在 70 年代之后出生的父代中这一影响在城市和农村样本均逐渐消失。相比于专科教育,更具有“门槛”的本科教育的代际传递强度显著更大,且随着父辈出生年代的推移并没有下降的趋势,农村父亲的本科教育代际影响甚至在逐渐增强。城乡高等教育代际传递差异事关教育公平和高等教育高质量发展,基于研究发现,本文提出以下几点政策性建议。

第一,加大对经济困难家庭学生的财政资助规模和力度,在教育上给予弱势家庭更多补偿。本文研究结果表明,农村个体的高等教育代际影响更大,本科教育的代际传递强度还在增大,这会导致农村个体高等教育获得在家庭背景上表现出明显的“马太效应”。亦有证据显示,城市学生考取大学的机会比落后地区农村学生大 7 倍,考取“211”大学的机会则大 11 倍^[48],这其中,家庭社会经济地位起到了决定性作用^[49]。农村地区的弱势家庭通常从义务教育阶段开始对子女的教育投资便低于优势家庭,冲刺高等教育门槛的高中教育则进一步拉开了不同家庭的差距。当前我国向共同富裕目标迈出了坚实步伐,相对贫困成为主要的物质矛盾。然而,目前在基础教育阶段针对经济困难家庭学生的资助标准并未及时转变,仍然以建档立卡、特贫特困学生为主要资助对象,资助金额亦限于较前的标准。未来应当结合平均消费水平、地区人口动态变化状况、平均家庭经济状况和风险评估等多种参考条件制定适合各级区域和学校的教育资助规模和标准,精准识别弱势家庭学生,做到“点对点”帮扶。除了给予直接的财政补助外,农村学校可以开设帮助弱势家庭的“绿色班级”,提供“帮扶教师”满足部分学生“补差”的教育需求。

第二,规范高校学费收费标准,制定地区统一的学费规则,遏制部分高校乱收学费的做法。目前部分地区的高校尤其是民办高校的学费标准过高,使得部分学生填报志愿时产生退缩心理,放弃入学。而这些高校又是大部分弱势家庭学生的“聚集地”,使得许多经济困难家庭学生进入学校后忙于“打工”以弥补生活缺口,不利于他们的学业发展甚至导致他们辍学。事实上,高校学费可以根据学生的家庭背景设定浮动制度,对于已认

定的家庭经济困难学生的实际困难程度划分不同的标准。比如按照一般困难、比较困难和特别困难三类,分别给予 10%、20% 和 30% 的学费减免或相应价值的生活补贴,再根据学生的学制(全日制和非全日制两档,非全日制学生待遇减半)进行划分,如此形成“三类两档”的经济困难学生学费制度,减轻弱势家庭学生就读大学的成本。

第三,加快高等教育的高质量发展,适当扩大以本科教育为主的优质教育规模。目前我国高等教育面临优质教育资源供给不足同人民日益增长的优质高等教育需求间的矛盾。从发展阶段来看,随着高等教育普及化的推进,虽提升了整体上大学的机会但未能降低不同阶层间优质高等教育入学机会的不平等,这表现在低收入家庭子女在非重点大学、专科院校、民办本科院校和民办高职高专院校中的入学机会增加,但在重点本科院校和一般公办本科院校中的入学机会减少^[50],这在本文中也得到了验证,这与优质教育资源供给的相对有限密切相关。未来应当综合研判我国人口趋势变化、学龄人口变动、财政收入规模和地方经济发展形势等指标,科学制定优质教育的招生规模,按照一定比例或浮动比例逐渐扩大优质教育规模,满足人民日益增长的优质高等教育需求。普通本科高校尤其要注重关注来自农村、少数民族等弱势家庭学生,完善和贯彻绿色通道、政府资助、助学贷款等制度。

受可获取数据的掣肘,本研究主要聚焦于我国高等教育代际传递效应是否存在的“是什么”问题,对于其为什么存在的更深层次问题则较少涉及。高等教育代际间的影响不同于基础教育,其发生的机制亦极有可能复杂于基础教育,理解其中的缘由对于更好理解和改善高等教育机会公平具有重要意义。目前,涉及这方面的研究比较少,未来值得深入探讨。本文借鉴以往研究经验,隔绝家庭遗传和背景因素对高等教育代际传递效应因果识别的干扰,诸多检验均表明结果的稳健性。但不可避免地仍然存在某些潜在的估计偏误,譬如三代样本中同一家庭不同父母之间的天赋能力和无法观测的家庭背景亦可能随着年代变化存在系统差异。然而本文发现在父辈出生年份 70 年代后的样本,高等教育的代际间传递较弱。倘若

真存在系统差异,本文的估计策略假设这些遗漏变量在所有年代都相同,则很有可能低估了高等教育的代际传递效应。鉴于这些因素难以观测和控制,后续研究应进一步关注,并尝试应用控制效力更强的估计策略。

【参考文献】

- [1]文军,顾楚丹.基础教育资源分配的城乡差异及其社会后果——基于中国教育统计数据的数据分析[J].华东师范大学学报(教育科学版),2017(02):33-42+117.
- [2]杨沫,王岩.中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究[J].管理世界,2020(03):60-76.
- [3]卢盛峰,陈思霞.中国居民代际间地位流动性分析[J].世界经济文汇,2014(03):57-68.
- [4]潘懋元.理论自觉与实践建构:高等教育的历史、现实与未来[M].北京:北京师范大学出版社,2014.
- [5]张男星.中国高等教育发展研究[M].北京:科学出版社,2018.
- [6]张楠.教育代际流动效应的研究进展[J].教育经济评论,2022(05):115-128.
- [7]Schultz T W. Education and economic growth[J]. Teachers College Record, 1961, 62(10): 46-88.
- [8]Cohn E, Geske T G. The Economics of Education (3rd Edition)[M]. Oxford: Pergamon Press, 1990.
- [9]李波,黄斌.破解教育生产“黑箱”:教育生产函数研究的评述与展望[J].华东师范大学学报(教育科学版),2020,38(09):137-161.
- [10]Coleman J S. Equality of educational opportunity[J]. Integrated Education, 1968, 6(05): 19-28.
- [11][17][24]Black S E, Devereux P J, Salvanes K G. Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital[J]. The American Economic Review, 2005, 95(01): 437-449.
- [12]Di Pietro G, Urwin P. Intergenerational mobility and occupational status in Italy [J]. Applied Economics Letters, 2003, 10(12): 793-797.
- [13]Hellerstein J K, Morrill M S. Dads and daughters: The changing impact of fathers on women's occupational choices [J]. Journal of Human Resources, 2012, 46(02): 333-372.
- [14]Becker G S, Kominers S D, Murphy K M, et al. A theory of intergenerational mobility[J]. Journal of Political Economy, 2018, 126(S1): 7-25.
- [15]Solon G. A model of intergenerational mobility variation over time and place[J]. Generational Income Mobility in North America and Europe, 2004: 38-47.
- [16]Anderberg D, Andersson F. Stratification, social networks in the labour market, and intergenerational mobility[J]. The Economic Journal, 2007, 117(520): 782-812.
- [18]Ludeke S G, Gensowski M, Junge S Y, et al. Does parental education influence child educational outcomes? A developmental analysis in a full-population sample and adoptee design[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2021, 120(04): 1074-1090.
- [19]Behrman J R, Rosenzweig M R. Does increasing women's schooling raise the schooling of the next generation? [J]. The American Economic Review, 2002, 92(01): 323-334.
- [20]Hertz T, Jayasundera T, Piraino P, et al. The inheritance of educational inequality: International comparisons and fifty-year trends[J]. The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, 2011, 7(02).
- [21][33]Checchi D, Fiorio C V, Leonardi M. Intergenerational persistence of educational attainment in Italy[J]. Economics Letters, 2013, 118(01): 229-232.
- [22]李修彪,黄乾.中国教育代际流动程度的测算:基于CGSS的实证[J].统计与决策,2020,36(18):46-49.
- [23]Chevalier A. Parental education and child's education: A natural experiment[J]. Available at SSRN 553922, 2004.
- [25][31]Sacerdote B. How large are the effects from changes in family environment? A study of Korean American adoptees [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(01): 119-157.
- [26][42]Ermisch J, Pronzato C. Causal effects of parents' education on children's education[R]. ISER Working Paper Series, 2010.
- [27]Black S E, Devereux P J. Recent developments in intergenerational mobility[J]. Handbook of Labor Economics, 2011, 4: 1487-1541.
- [28]Hu Y, Behrman J R, Zhang J. The causal effects of parents' schooling on children's schooling in urban China[J]. Journal of Comparative Economics, 2021, 49(01): 258-276.
- [29]林莞娟,张戈.教育的代际流动:来自中国学制改革的证据[J].北京师范大学学报(社会科学版),2015(02):118-129.
- [30]Oloo M A. Gender Disparity in Students' Performance in KCSE in Mixed day Secondary Schools in Migori District Kenya[D]. Master of Education Thesis, Maseno University, Maseno, Kenya, 2003.
- [32]Spera C, Wentzel K R, Matto H C. Parental aspirations for their children's educational attainment: Relations to ethnicity, parental education, children's academic performance, and parental perceptions of school climate[J]. Journal of Youth and Adolescence, 2009, 38: 1140-1152.
- [34][43]Pronzato C. An examination of paternal and maternal intergenerational transmission of schooling [J]. Journal of Population Economics, 2012, 25: 591-608.
- [35]李煜.制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)[J].中国社会科学,2006(04):97-109+207.

- [36]魏晓艳. 高等教育代际传递及其影响因素的实证研究——谁是“学二代”? [J]. 中国经济问题, 2017(06): 87—97.
- [37]Holmlund H, Lindahl M, Plug E. The causal effect of parents' schooling on children's schooling: A comparison of estimation methods[J]. Journal of Economic Literature, 2011, 49(03): 615—651.
- [38]黄斌, 李波. 因果推断、科学证据与教育研究——兼论 2021 年诺贝尔经济学奖得主的教育研究[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2022, 40(04): 1—15.
- [39]Allison P D. Fixed effects regression models[M]. SAGE Publications, 2009.
- [40]Dong Y, Luo R, Zhang L, et al. Intergenerational transmission of education: The case of rural China[J]. China Economic Review, 2019, 53: 311—323.
- [41][44]Suhonen T, Karhunen H. The intergenerational effects of parental higher education: Evidence from changes in university accessibility[J]. Journal of Public Economics, 2019, 176: 195—217.
- [45]Angrist J D, Krueger A B. The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples[J]. Journal of The American Statistical Association, 1992, 87(418): 328—336.
- [46]Zhang K. The long-term impact of higher education: Evidence from the Gaokao reinstatement in China[J]. Economics of Education Review, 2023, 97: 102488.
- [47]Gong J, Lu Y, Song H. The effect of teacher gender on students' academic and noncognitive outcomes[J]. Journal of Labor Economics, 2018, 36(3): 743—778.
- [48]Li H, Loyalka P, Rozelle S, et al. Unequal access to college in China: How far have poor, rural students been left behind? [J]. The China Quarterly, 2015, 221: 185—207.
- [49]刘保中. 中国高等教育步入普及化阶段背景下的阶层差异与教育公平[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2021, 21(03): 116—126.
- [50]刘自团, 谭敏, 李丽洁. 不同家庭经济背景子女的高等教育选择差异变化研究[J]. 高校教育管理, 2021, 14(02): 98—113.
- 基金项目: 2024 年度江苏省研究生科研与实践创新计划项目“高等教育获得的代际传递研究”(KYCX24_00999)。

Research on Intergenerational Transmission Effects in Higher Education from the Perspective of Educational Equity

Liao Bin, Huang Bin

Abstract: The acquisition of higher education has increasingly become the basic demand of the residents of our country. However, the popularization of higher education is restricted by the lower intergenerational mobility of education. Based on the data of population sample survey, this paper empirically estimates the magnitude and change of intergenerational influence of higher education in China in recent decades, excluding missing variables such as genetic aptitude and family background. The results show that both fathers and mothers pass their higher education to the next generation to some extent. This intergenerational effect is heterogeneous across samples, generations and levels of education. The intensity of intergenerational transmission of higher education for rural individuals is greater than that of urban individuals, but all of them gradually disappear with the progress of their parents' birth years. Compared with specialized education, the intergenerational transmission intensity of undergraduate education, which has higher "threshold", is significantly greater, and even has a trend of increasing with the progress of their parents' birth years in rural areas. This paper puts forward some policy suggestions from the perspectives of compensation mechanism of the disadvantaged groups, tuition standard of colleges and universities and supply of high-quality higher education.

Key words: higher education; intergenerational transmission; educational equity; education compensation

(责任编辑 杨国兴)