

教育在代际收入流动中的作用

——基于中介效应分析的研究

袁青青, 刘泽云

[摘要] 教育是促进社会代际流动和个人阶层跃升的重要渠道。本文基于1995年、2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查(CHIP)数据,在考虑了收入测量偏误和同住样本选择偏差的基础上,运用中介效应分析方法,研究了教育在我国居民代际收入流动中的作用。研究发现:(1)教育在我国居民代际收入流动中的作用约为13%,低于发达国家的这一数值。(2)教育对代际收入流动的影响存在异质性,对女性代际收入流动的作用远大于男性,对农业户口群体代际收入流动的作用略大于非农业户口群体。(3)在我国1970—1991年出生的群体中,教育对代际收入流动的作用持续减小。同时,教育的作用与代际收入流动性呈正向变动关系,即教育的作用越大,居民代际收入流动性越高。(4)教育发挥着减缓我国居民代际收入流动性下降的作用。(5)基于Heckman两步法的估计表明,不考虑同住样本选择偏差会导致教育作用的高估。研究表明,应提高教育质量及其均等化水平,并积极干预影响代际收入流动的非教育因素,以更好地实现教育促进代际收入流动的作用。

[关键词] 教育; 代际收入流动; 中介效应分析

一、引言

代际流动是指特定地区或群体中父代与子代社会经济地位之间的独立性,用以衡量机会平等程度。代际收入流动是代际流动的重要指标,较低的代际流动性不利于社会稳定和经济发展,也不利于构建人人拥有向上流动机会的社会,阻碍共同富裕目标的实现。因此,研究代际收入流动机制具有重要现

[收稿日期] 2021-11-10

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“中国农村家庭数据库建设及其应用研究”(18ZDA080)。

[作者简介] 袁青青,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱地址: yuanqq@mail.bnu.edu.cn; 刘泽云(通讯作者),北京师范大学经济与工商管理学院/首都教育经济研究基地,电子邮箱地址: zeyun_liu@bnu.edu.cn。

实意义。

从理论上讲,父母禀赋(如基因、文化等特质)的可继承程度和回报、父母对子女人力资本投资倾向和回报、子女运气成分等均是影响代际收入流动性的重要渠道(Becker and Tomes, 1979, 1986)。其中,教育作为人力资本投资的主要形式,是促进代际收入流动的关键自致性因素,也是个人实现阶层跃升的重要途径和社会代际流动性提高的动力来源(Neidhöfer et al., 2018)。同时,鉴于公共教育投入在代际收入流动中的渠道作用(Becker and Tomes, 1986; Solon, 2004),教育公平成为促进机会公平政策的重要选择。但是,对于教育在代际收入流动中能发挥多大作用,还需要经验测算。如果教育在代际收入流动中发挥的作用越大,个人越有机会通过教育实现阶层跃升,进而激发社会活力,促进流动;反之则不利于教育人力资本积累和代际收入流动性提高。

目前,国内学者对教育与代际收入流动的关系给予了一定的关注,但由于数据和方法的局限,已有研究并没有得到一致结论。同时,很少关注教育对代际收入流动作用的异质性问题 and 变化趋势问题。基于此,本文运用1995年、2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据(Chinese Household Income Project, CHIP),在考虑了收入测量偏误和同住样本选择偏差的基础上,运用中介效应分析方法,测算了教育在我国居民代际收入流动中的作用。同时,考察了教育作用的性别和户口异质性,以及教育作用的变化趋势。研究有助于进一步认识教育与代际收入流动的关系,帮助评估教育在创设合理代际收入流动机制中发挥的作用,为促进代际收入流动的公共政策制定提供有益借鉴。

与已有研究相比,本文的贡献在于:第一,运用“收入秩”的方法测算教育在代际收入流动中的作用,以解决研究中存在的计量偏误问题。目前国内研究还没有基于这一方法来考察教育与代际收入流动关系,但国外已有多篇文献运用这一方法进行研究,如Borisov和Pissarides(2020)对俄罗斯、Simard-Duplain和St-Denis(2020)对加拿大以及Harding和Munk(2020)对丹麦的研究等。第二,基于CHIP数据中与户主不同住成年子女的信息,运用Heckman两步法解决了同住样本选择偏差问题。目前国内研究由于数据限制,只有杨娟和张绘(2015)、Fan等(2021)在研究代际收入流动性趋势时运用该方法解决同住样本选择偏差问题,但还没有研究在分析教育与代际收入流动关系时运用这一方法。第三,在纠正计量偏误的基础上,本文考察了教育在代际收入流动中的作用变化,发现不同于已有研究的结论,即教育在我国1970—1991年出生群体代际收入流动中的作用持续减小。

二、文献综述

关于教育与代际收入流动关系的实证研究,候玉娜和易全勇(2013)对较早的文献进行了综述,本文则从测算方法和研究视角两个方面,侧重于综述其近期发展。另外,本文关注的代际收入流动为相对流动指标,许长青和梅国帅(2021)等分析教育与绝对代际收入流动指标的关系的研究不在本文综述范围之内。

(一)教育在代际收入流动中作用的测算方法

测算教育在代际收入流动中作用的方法可分为两类:一是中介效应分析法(mediation analysis),也即Blanden分解方法(Blanden et al., 2007)^①;二是方差分解法(variance decomposition),包括Bowles和Ginti分解方法(Bowles & Gintis, 2002)以及Borisov和Pissarides分解方法(Borisov & Pissarides, 2020)等。中介效应分析法多用于考察影响代际收入流动的单个中介因素(如教育),方差分解法则常用于对多种不同中介因素(如教育、职业、社会资本等)的作用进行分解。

由于本文仅关注教育在代际收入流动中的作用,因此使用了中介效应分析的方法,并且在文献回顾中重点关注使用这一类方法的研究。在使用中介效应分析法研究教育与代际收入流动关系的国内研究中,主要存在两方面的问题。一是在估计个人教育回报时,没有控制个人能力和家庭背景等不可观测因素的影响(徐俊武和张月, 2015; 亓寿伟, 2016),这可能会导致教育回报及教育作用的高估(Mendolia and Siminski, 2017)。对此,通常采取的办法是控制父母收入变量,代理不可观测因素的影响(杨新铭和邓曲恒, 2017),或者通过控制能力变量进行研究(Blanden et al., 2007; Richey and Rosburg, 2017)。考虑到本文所用数据没有能力变量,所以通过控制父母收入来解决这一问题。二是由于教育与代际收入流动关系的研究也属于代际收入流动机制研究内容,因此一些研究者关注教育和其他中介因素(如职业、健康、财富等)在代际收入流动中的相对作用大小,但已有研究在具体应用中并没有处理各因素之间的相关性,即在分析教育回报的方程中同时控制了职业、健康等变量(陈杰等, 2016; 杨新铭和邓曲恒, 2017),进而导致教育

^① 有研究使用Eriksson分解法(也称为“条件收入弹性”法)进行研究(陈琳和袁志刚, 2012b; 卓玛草和孔祥利, 2016),但这类方法在本质上与中介效应分析相似(Mendolia and Siminski, 2017),因此本文将其归为一类。

回报和教育作用的低估。对于这一问题, Simard-Duplain 和 St-Denis(2020)在分析加拿大的教育和工作特征对代际收入流动影响时, 采用逐步回归方法将各中介因素的净效应分离出来, 最后得出教育在代际收入流动中的作用。由于本文仅关注教育的影响, 因此只将代际收入传递系数分解为通过教育因素的影响和非教育因素的影响。

在使用方差分解方法分析教育与代际收入流动关系的国内研究中, 多运用 Bowles 和 Gintis(2002)提出的分解方法, 将代际收入传递系数分解为教育的作用、其他可观测因素的作用和不可观测因素的作用。如孙三百等(2012)将代际收入传递系数分解为个人教育、健康、文化资本和社会关系四项, 汪燕敏和金静(2013)、陈杰等(2016)也运用此方法分别考察了教育和健康、职业的相对作用。另外, 与此方法类似, Borisov 和 Pissarides(2020)在分析俄罗斯的数据时, 考察了教育、地区、种族和性别的不同作用。如前所述, 由于本文仅关注教育的作用, 因此没有采用方差分解的方法。

在运用以上方法测算教育在代际收入流动中的作用时, 国内研究还存在两个突出问题。其一, 对收入测量偏误的重视不足。一方面, 为确保足够的样本量, 选择了年龄较小的子女(如 16 岁或 18 岁), 导致年轻样本不具代表性, 造成教育作用的低估。^① 另一方面, 父母年龄限定过大(如包含 65 岁或 70 岁的样本), 忽略了父母退休家庭可能存在的系统偏误, 造成教育作用的估计偏差。本文对这一问题的处理办法是: 在年龄选择上更加合理, 同时采用“收入秩”的方法进行研究, 以缓解计量偏误(Nybohm and Stuhler, 2017)。其二, 忽视了同住样本选择偏差问题, 即由于国内研究多使用家庭调查数据, 对同一个家庭的考察只有同住子女, 而忽略了缺失不同住子女样本可能导致的估计偏差。对于这一问题, 本文使用 Heckman 两步法予以解决。

(二)教育在代际收入流动中作用的研究视角

首先, 从研究对象上看, 相关研究可分为两类。一是全国层面的研究(孙三百等, 2012; 周金燕, 2015; 唐可月, 2019), 分析对象为全体居民, 多使用中国营养与健康调查(CHNS)数据和中国家庭追踪调查(CFPS)数据。二是分住户类型的研究, 包括对城镇居民的研究(陈琳和袁志刚, 2012a, 2012b; 徐俊武和张月, 2015; 亓寿伟, 2016; 杨新铭和邓曲恒, 2017)、对农村居民的研究(陈琳和袁志刚, 2012a, 2012b; 陈杰等, 2016; 亓寿伟, 2016; 赵红

^① 年轻样本忽略了接受更高教育的群体, 而且刚进入劳动力市场的年轻样本的收入不能很好代表其持久收入。

霞和高培培, 2017)和对流动人口的研究(卓玛草和孔祥利, 2016)。上述研究发现, 教育在我国居民代际收入流动中的作用多从6%到50%不等。但是, 分住户类型的研究可能存在样本选择偏差问题。以针对农村样本的研究为例, 现有数据忽略了从农村迁移到城镇的家庭, 从而可能导致对教育作用的低估。因此, 本文关注全国层面的研究, 并且根据个人出生时的户口类型考察城乡异质性。

其次, 从研究内容看, 当前研究较多关注教育在代际收入流动中的作用大小, 而较少关注教育在代际收入流动中作用的变化趋势。基于数据调查年份, 陈琳和袁志刚(2012a)运用CHIP1988—2002数据和CGSS2005数据以及周金燕(2015)运用CHNS1991—2006数据的研究均发现教育在代际收入流动中的作用在增大; 亓寿伟(2016)则基于出生队列, 使用CHNS1989—2009数据发现教育在代际收入流动中的作用也在增大。但以上研究在方法和数据处理方面还有值得商榷之处。因此, 本文还分析了教育在代际收入流动中作用的变化趋势, 并且为便于比较, 与Blanden等(2007)、Richey和Rosburg(2017)以及Harding和Munk(2020)对英国、美国和丹麦的趋势研究一样, 选择从出生队列的视角进行分析。

再次, 相关研究不仅考察了教育在代际收入流动中的作用及其随时间的变化趋势, 还考察了在一定时期内代际收入流动性的变化中教育所起的作用。如Blanden等(2007)对英国1958年至1970年出生队列代际收入流动性下降的原因分析表明, 教育不平等因素(即父母收入与个人考试成绩、接受高等教育之间关系的加强)在其中发挥了60%的作用。而Harding和Munk(2020)对丹麦的研究发现, 虽然教育是代际收入流动机制中的重要驱动因素, 但在解释出生队列代际收入流动性变化中的作用不大。因此, 本文进一步分析了教育对代际收入流动性变化的影响。

最后需要指出的是, 从代际收入流动性中分解教育的作用本质上是统计分析, 而不是因果性分解(Gregg et al., 2017; Rothstein, 2019)。但是, 这一研究直观刻画了教育这一影响代际收入流动的重要机制, 对促进代际收入流动相关的公共政策制定具有直接参考价值(陈琳和袁志刚, 2012b)。

三、数据、变量与方法

(一)数据说明

本文使用的数据来自1995年、2002年、2013年和2018年中国家庭收入

调查(CHIP)。^①采用这一数据的原因是：第一，CHIP数据包含个人教育、收入、家庭关系等基本信息，尤其是收入数据全面，准确度高，具有全国代表性。第二，CHIP数据的上述调查年份有家庭成员从事家庭经营的具体时间，可以分摊家庭共同收入，而CHIP1988和CHIP2007数据没有相关信息。第三，相关研究中常使用CFPS数据和CHNS数据，而CHIP数据的优势在于：与CFPS数据相比，CHIP数据的调查年份跨度更长，能获得更早年份出生的样本；与CHNS数据相比，CHIP数据能获得不同住成年子女的基本信息，有助于考察同住样本选择偏差问题。

本文的样本选择如下：首先，匹配同一住户父母与子女的个人信息，获得户主子女和户主夫妇分别作为子代的样本。其次，删除子女年龄小于27岁和大于35岁的样本，以及父母年龄大于60岁，与子女年龄差小于16岁的样本。限定子女年龄的原因是：一方面，对于完成本科教育的个人，多数进入劳动力市场的时间超过5年，使其与较早进入劳动力市场的同龄群体的收入具有可比性；另一方面，因为较小的年龄区间限定使收入排序比较更加合理，而且超过35岁的样本较少。^②最后，剔除子女和父母均没有收入、教育等关键信息的样本，以及子女和父母均在上学、已退休或处于失业/待业等其他不工作情况的样本。最终获得有效观测值2854个。

(二)变量描述

首先，在本文中，收入指个人工资性收入和经营净收入总和，即不包括财产性收入和转移性收入。其中，经营净收入包括农业经营净收入和非农经营净收入，处理办法同汪小芹和邵宜航(2021)，具体根据家庭成员在家庭经营中的劳动时间占比进行分摊。为剔除通货膨胀的影响，根据各省CPI数据将1995年、2002年和2013年的个人收入平减至2018年。在回归分析中，本文运用的收入变量为“收入秩”，即收入百分位排序；父代收入运用父母平均收入指标，原因是父亲和母亲在家庭中的分工不同，需要综合考虑。其次，本文使用的教育变量为个人受正规教育的年数。最后，分析中用到的变量还有年龄、性别、户口类型、住户类型、地区、婚姻状况和兄弟姐妹数量。其中，户口类型均为个人出生时的户口，即发生过户口转换的个人还原为转换前的状态。

^① CHIP数据详细介绍见CHIP网站<http://112.124.46.92/chip/index.asp>。

^② Chetty等(2020)在研究大学之间的隔离对美国居民代际收入流动的影响时，选择了1980—1982年出生群体，个人在32—34岁获得的收入。而我国居民平均受教育程度较美国低，所以选择的最低年龄较小。

表 1 为本文所用变量的描述统计结果。样本平均年收入为 15439 元，平均年龄为 29 岁，平均受教育年限为 9.7 年；父母平均年收入为 13343 元，平均年龄为 54 岁，平均受教育年限为 6.3 年。

表 1 变量的描述统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
年收入(元)	15439	23296	2	374000	2854
年龄(岁)	29.34	2.16	27	35	2854
教育年限(年)	9.73	3.23	0	20	2854
父母年收入(元)	13343	17004	8.75	216000	2854
父母年龄(岁)	53.88	2.98	43	60	2854
父母教育年限(年)	6.29	2.81	0	17	2854
男性	0.80	0.40	0	1	2854
非农户口	0.09	0.28	0	1	2479
城镇住户	0.20	0.40	0	1	2854
东部地区	0.37	0.48	0	1	2854
兄弟姐妹数量	2.02	0.90	1	7	1659
已婚	0.76	0.43	0	1	1195

注：城镇住户比例较低的原因是：一方面，城镇住户平均子女数量小于农村住户；另一方面，城镇住户子女与父母同住比例也小于农村住户。本文在实证分析中通过 Heckman 两步法来纠正这一样本偏差。

表 2 给出了父母收入地位、子女教育年限与子女收入地位三者之间的关系。有三个特点：第一，父母收入地位越高，子女平均教育年限越高，其中父母收入处于最高阶层的子女比最低阶层子女的平均教育年限高 3.9 年。第二，父母收入地位越高，子女收入地位也越高，其中父母收入处于最高阶层的子女比最低阶层子女的平均收入百分位排序高 39 个百分点。第三，子女教育年限越高，个人收入地位也越高。

表 2 父母收入地位、子女教育年限与子女收入地位

父母收入五分位排序	子女教育年限	子女收入百分位排序	观测值
1	8.1	33.5	571
2	8.5	40.1	571
3	9.7	47.7	571
4	10.4	58.7	571
5	12.0	72.5	570

注：收入百分位排序在本文也称为“收入秩”，同收入五分位排序一样，均表示收入地位，数值越大说明收入越高。

(三) 研究方法

中介效应分析方法是研究教育与代际收入流动关系运用最多的方法,通过计算教育解释的收入流动性在代际收入总流动性中所占的比例来衡量教育对代际收入流动的贡献。具体步骤如下:

首先,估计父母收入对子女教育的影响:

$$S_{ci} = \gamma_0 + \gamma_1 Y_{pi} + u_i \quad (1)$$

其中, S_{ci} 为子女教育; Y_{pi} 为父母收入; γ_1 表示父母对子女教育的投资系数; u_i 为随机误差项。

其次,估计代际收入传递系数:

$$Y_{ci} = \beta_0 + \beta_1 Y_{pi} + \epsilon_i \quad (2)$$

其中, Y_{ci} 为子女收入; β_1 为代际收入传递系数(介于 0—1 之间), $1-\beta_1$ 则反映了代际收入流动性; ϵ_i 为随机误差项。

最后,在控制父母收入变量时,估计子女教育对其收入的影响:

$$Y_{ci} = \delta_0 + \delta_1 Y_{pi} + \delta_2 S_{ci} + \epsilon_i \quad (3)$$

其中, δ_1 表示父母收入对子女收入的直接影响,如父母的能力遗传、社会关系等不可观测因素对子女收入的影响(杨新铭和邓曲恒, 2017; Rothstein, 2019); δ_2 表示子女的教育回报; ϵ_i 为随机误差项。

关于教育作用的计算,可以将(1)式代入(3)式中:

$$Y_{ci} = (\delta_0 + \gamma_0 \delta_2) + Y_{pi} (\gamma_1 \delta_2 + \delta_1) + (u_i \delta_2 + \epsilon_i) \quad (4)$$

因此,代际收入传递系数的估计值 $\beta_1 = \gamma_1 \delta_2 + \delta_1$ 。其中,中介变量教育对代际收入流动机制的作用大小为 $\gamma_1 \delta_2 / \beta_1$,而 δ_1 / β_1 表示父母收入对子女收入的直接影响。可见,教育在代际收入流动中的作用是一个相对量,其数值变化取决于 γ_1 、 δ_2 和 β_1 的相对变化。

上述(1)式也可以称为家庭教育投资方程,(3)式也称为教育回报方程;父母和子女的收入均以各自队列的收入百分位排序表示,简称“收入秩”。^①同时,考虑到同住样本选择偏差问题,方程(1)至(3)式均使用 Heckman 两步法进行估计。Heckman 两步法估计的选择方程设定如下:

$$P_i = \pi_0 + \pi_1 Z_i + \pi_2 C_i + v_i \quad (5)$$

其中, P_i 表示是否为户主的同住子女样本的虚拟变量, Z_i 为子代的兄弟姐妹数量(仅 CHIP2013 和 CHIP2018 数据含此信息)或婚姻状况的变量(仅 CHIP1995、CHIP2002 和 CHIP2007 数据含此信息),作为排他性约束变量。

^① Chetty 等(2014)在研究子女大学入学率与父母收入关系时,也以“收入秩”(收入百分位排序)衡量收入,并发现两者显著的线性关系。

C_i 为控制变量, 包括子女性别、教育年限、子女和父母的年龄及年龄平方项、城乡住户类型、地区虚拟变量。

四、教育在代际收入流动中的作用

(一) 基准回归结果

表3第(1)至(3)列分别是基于方程(1)至(3)式的估计结果。同时, 为了和已有研究比较, 表3第(4)列也给出了方程(3)在不控制父母收入时的估计结果。

首先, 从第(1)至(3)列来看, 父母“收入秩”对子女教育的影响为0.041, 即父母收入排序每提高1个百分位, 子女教育增加0.04年, 意味着收入处于最高层家庭子女比最低层家庭子女的受教育年限平均高4年; 父母“收入秩”对子女“收入秩”的影响, 也即代际收入传递系数为0.486, 表明父母收入排序每提高1个百分位, 子女收入排序提高约0.5个百分位, 意味着收入最高层家庭子女比最低层家庭子女的收入分布平均高49个百分位; 控制父母“收入秩”时, 子女教育对其“收入秩”的影响, 也即教育回报为1.554, 表明子女教育每提高1年, 其收入排序提高1.554个百分位。据此可以计算得到教育在代际收入流动中的作用为13.1% ($0.041 \times 1.554 / 0.486 = 13.1\%$), 这一数值表明非教育因素在我国居民代际收入流动中发挥了更大作用, 具体包括基因、偏好、环境等因素。^①

其次, 同国内研究相比, 本文计算的结果介于已有研究之间(孙三百等, 2012; 汪燕敏和金静, 2013; 唐可月, 2019)。首先, 造成估计数值较高的一个重要原因是: 已有研究采用第(4)列的方程形式估计教育回报, 导致教育作用的高估。以本文为例, 如果使用表3第(4)列估计的教育回报数值, 最终计算的教育作用将为26% ($0.041 \times 3.083 / 0.486 = 26\%$), 远高于前者。其次, 导致估计数值较低的一个原因可能是: 样本年龄过小, 导致估计的教育回报和计算的教育作用偏低。在稳健性检验部分, 本文限定子女年龄为23—35岁, 估计的结果验证了这一猜想。

^① 另外, 运用Eriksson分解法, 依据表3第(2)和(3)列可以计算得出教育在代际收入流动中的作用也为13% [$(0.486 - 0.423) / 0.486 = 13\%$]。可见, 两种方法的计算结果几乎没有差异。

表3 教育与代际收入流动的关系：基准回归结果

自变量	因变量	子女教育		子女“收入秩”	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
父母“收入秩”	0.041*** (0.002)	0.486*** (0.017)	0.423*** (0.019)		
子女教育			1.554*** (0.179)	3.083*** (0.173)	
逆米尔斯比率	3.023*** (0.183)	1.826 (1.487)	-2.872* (1.503)	0.199 (1.639)	
常数项	6.000*** (0.121)	24.943*** (1.035)	15.620*** (1.416)	20.391*** (1.617)	
观测值	2854	2854	2854	2854	
R ²	0.273	0.241	0.263	0.119	

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ；括号内为稳健标准误；样本年龄 27—35 岁。

最后，同国际研究相比，我国教育在居民代际收入流动中的作用远低于发达国家（见表 4）。具体来看，教育在瑞典、加拿大、韩国等国代际收入流动中的作用均在 50% 左右，并且这些国家代际收入流动性也高（Gregg et al., 2017; Simard-Duplain and St-Denis, 2020; Kim, 2021）。另外，即使在代际收入流动性相对较低的英国和美国，教育在代际收入流动中的作用也在 35%—46% 之间（Restuccia and Urrutia, 2004; Gregg et al., 2017）。跨国比较还表明，教育在代际收入流动中的作用越大，代际收入流动性往往也越高。因此，有必要采取措施提高教育在我国居民代际收入流动中的作用。而关于我国教育在代际收入流动中的作用低于发达国家的原因，本文认为可能有以下三个方面：一是我国教育的分层程度和不均等水平更高，导致教育数量可解释的代际收入流动性较低；二是我国公共教育投入水平较低，导致教育机会不平等程度更高，因此教育在代际收入流动中的作用较小；三是在个人收入决定因素中，教育所起的作用相对发达国家要低，因此在代际收入流动中的相对作用也比较小。

表4 教育与代际收入流动的关系：国际比较

作者(年份)	方法	国家/数据	样本	教育的作用
Blanden et al. (2007)	中介分析	英国 BCS	男	46%
Gregg et al. (2017)	中介分析	英国 BCS	男	35%
Gregg et al. (2017)	中介分析	瑞典	男	57%
Gregg et al. (2017)	中介分析	美国 NLSY	男	43%

续表

作者(年份)	方法	国家/数据	样本	教育的作用
Borisov and Pissarides(2020)	方差分解	俄罗斯 RLMS	男女	20.9%
Simard-Duplain and St-Denis(2020)	方差分解	加拿大 LISA	男女	34%—46%
			男	34%—43%
			女	32%—63%
Kim(2021)	中介分析	韩国 KLIPS	男	40.9%—45.1%
			女	30.8%—42.9%

注：Gregg 等(2017)研究中代际收入传递系数的上下界分别基于对数收入和“收入秩”计算；Kim(2021)研究中教育作用和代际收入传递系数范围分别基于个人工资、收入和家庭收入计算。

(二) 稳健性检验

本文的稳健性检验从以下三个方面展开：一是替换估计方法和收入指标；二是调整控制变量；三是调整样本范围。表 5 是基于中介效应分析方法进行稳健性检验的结果。其中，第(1)至(3)列为分别基于方程(1)至(3)式的估计结果，第(4)列为教育的作用，第(5)列为回归观测值。

1. 替换估计方法和收入指标

首先，本文运用 OLS 方法估计方程(1)至(3)式，即不考虑同住样本选择偏差问题，测算教育在代际收入流动中的作用。可以发现，教育投资系数和代际收入传递系数略大于基准回归结果，而教育回报略小于基准回归结果，最终计算的教育作用与基准回归结果相近。总的来看，同住样本选择偏差在这里并没有产生较大的影响。其次，本文采用子女和父母的对数收入指标来替换“收入秩”变量，发现教育的作用为 12.4%，与基准回归结果也比较相近。

2. 调整控制变量

考虑到已有研究在测算代际收入流动性时通过控制子女和父母的年龄及其平方项来缓解生命周期偏误，因此，本文进一步估计方程(1)至(3)式时，控制了以上年龄变量，得到教育在代际收入流动中的作用为 13.9%，与基准回归结果相近，表明是否控制年龄对本文的结论影响不大。同时，考虑到本文即使将不同调查年份的收入数据用 CPI 进行调整，仍然可能面临收入排序的可比性问题，即不同调查年份存在的系统差异问题。因此，本文在估计方程(1)至(3)式时加入了数据调查年份变量，研究发现教育的作用与基准回归结果也相近。

3. 调整样本范围

对于样本范围的调整，一方面，本文选择了与基准估计相近的年龄区间，

即 26—35 岁和 28—35 岁，考察发现结论是稳健的。但如果选择年龄过小，如 23—35 岁，则会出现相对较大的偏差，这进一步证实将年龄调整到合理区间的必要性。另一方面，本文调整了多子女家庭样本的处理办法，包括将多个子女的排名取均值和保留一个年长子女的样本，发现与基准回归结果相差较小，总体上验证了基准回归结论的稳健性。

表 5 教育与代际收入流动的关系：稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	γ_1	β_1	δ_2	教育的作用	观测值
A. 替换估计方法和指标					
1. OLS 估计	0.049*** (0.002)	0.491*** (0.016)	1.456*** (0.172)	0.071 [14.5%]	2854
2. 对数收入	0.874*** (0.054)	0.540*** (0.029)	0.077*** (0.011)	0.067 [12.4%]	2854
B. 增加控制变量					
3. 子女和父母的年龄及平方项	0.039*** (0.002)	0.495*** (0.017)	1.769*** (0.183)	0.069 [13.9%]	2854
4. 数据调查年份	0.036*** (0.003)	0.432*** (0.022)	1.527*** (0.180)	0.055 [12.7%]	2854
C. 调整样本范围					
5. 子女 28—35 岁	0.037*** (0.002)	0.482*** (0.019)	1.600*** (0.214)	0.059 [12.2%]	2151
6. 子女 26—35 岁	0.045*** (0.002)	0.500*** (0.015)	1.438*** (0.152)	0.065 [13.0%]	3734
7. 子女 23—35 岁	0.055*** (0.001)	0.528*** (0.010)	0.978*** (0.107)	0.054 [10.2%]	7638
8. 多子女取均值	0.040*** (0.002)	0.494*** (0.018)	1.432*** (0.187)	0.057 [11.5%]	2577
9. 保留年长子女	0.040*** (0.002)	0.492*** (0.018)	1.461*** (0.188)	0.058 [11.8%]	2577

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；圆括号内为稳健性标准误，方括号内为教育的作用；除 OLS 估计外，其他均使用 Heckman 两步法估计；样本年龄为 27—35 岁； γ_1 、 β_1 和 δ_2 分别表示父母对子女教育投资的系数、代际收入传递系数和教育回报系数；教育的解释力为 $\gamma_1 \times \delta_2$ ，教育的作用为 $\gamma_1 \times \frac{\delta_2}{\beta_1} * 100\%$ 。

(三) 异质性分析

以下从性别和户口两个视角探讨教育在代际收入流动中作用的异质性，研究方法同基准回归。

1. 性别差异

表 6 的 A 部分为分性别的教育与代际收入流动关系的估计结果。其中，男性与女性在家庭教育投资系数和教育回报中均有较大差异，即女性教育获得与父母收入的关系更紧密，同时教育回报更高；而代际收入传递系数，也即代际收入流动性的性别差异相对较小。进一步计算可知，教育在女性代际收入流动中的作用为 18.6%，远高于男性的这一数值(7.7%)。本文的发现与 Richey 和 Rosburg(2017)对美国的研究发现相似，同时，也与 Mendolia 和 Siminski(2017)对澳大利亚的研究发现相近，即教育的中介作用对于女性更大，表明女性可以更多地依靠教育实现代际收入流动。

2. 户口差异

表 6 的 B 部分为分户口的教育与代际收入流动关系的估计结果。其中，农业户口与非农户口群体在家庭教育投资系数上有较大差异，即农业户口群体的教育获得与父母收入的关系更紧密；而代际收入流动性和教育回报的户口差异并不明显。进一步计算可知，教育在农业户口群体代际收入流动中的作用为 10%，略高于非农户口群体的这一数值(7%)。可见，对于相对弱势的群体，教育在代际收入流动中发挥了相对更大的作用。但不同于本文的发现，元寿伟(2016)对城乡住户的比较认为，教育对于城镇居民代际收入流动的作用总体上略高于农村。

需要说明的是，虽然在总样本的估计中，运用 Heckman 两步法和 OLS 估计方法测算发现教育在代际收入流动中的作用没有明显差异，但运用 OLS 方法，针对女性、男性、农业户口和非农户口等子样本的估计结果表明，教育在代际收入流动中的作用分别为 23%、12.4%、11.1%和 10.1%，与表 6 基于 Heckman 两步法的估计结果存在较大差异。因此，在研究教育与代际收入流动性关系时有必要考虑同住样本选择偏差问题。

表 6 教育与代际收入流动的关系：异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	γ_1	β_1	δ_2	教育的作用	观测值
A. 性别差异					
1. 女性	0.056***	0.505***	1.679***	0.094	581
	(0.004)	(0.036)	(0.360)	[18.6%]	

续表					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	γ_1	β_1	δ_2	教育的作用	观测值
2. 男性	0.030*** (0.002)	0.450*** (0.020)	1.152*** (0.215)	0.035 [7.7%]	2273
B. 户口差异					
3. 农业户口	0.034*** (0.002)	0.446*** (0.019)	1.312*** (0.207)	0.045 [10.0%]	2597
4. 非农户口	0.022*** (0.006)	0.502*** (0.058)	1.592*** (0.599)	0.035 [7.0%]	257

注：同表5。

(四)教育在代际收入流动中作用的变化趋势

教育扩张和教育投入的变化，以及其他非教育因素的变化均可能影响教育在代际收入流动中的作用。自1977年我国恢复高考以来，教育事业取得蓬勃发展，人口的平均受教育水平和受教育规模快速提高，对促进代际收入流动性起到积极作用。但在教育普及化的进程中，一些不利于代际收入流动的因素持续增加，如教育资源的不均等、教育的分层等，使教育在代际收入流动中的作用可能下降。因此，本文进一步探讨我国教育在代际收入流动中作用的变化趋势。

基于不同的出生队列，图1展示了代际收入传递系数和教育作用的变化趋势。其中，左图是以5年为时间窗口进行滚动回归测算的结果，即依次以1970—1974年、1971—1975年……1987—1991年为队列进行的测算；右图是以10年为时间窗口进行滚动回归测算的结果，即以1970—1979年、1971—1980年……1982—1991年(1983年之后平均年数依次减少1)为队列进行的测算。从图中来看，无论以5年还是10年为时间窗口，我国居民代际收入传递系数总体呈上升趋势，即代际收入流动性呈下降趋势，且教育在代际收入流动中的作用也呈下降趋势。可见，教育的作用与代际收入流动性呈现正向变动关系。实际上，在国家层面的比较也表明，在代际收入流动性较高的国家，往往教育在代际收入流动中发挥的作用也比较高，这意味着提高教育在代际收入流动中的相对作用有助于代际收入流动性的提高。同时，教育发挥的作用更大也意味着促进代际收入流动有更多可操作的公共政策空间。与本文的发现不同，亓寿伟(2016)对我国20世纪50年代至80年代出生的城镇和农村居民的研究均表明，教育在代际收入流动中的作用有所增加。

关于教育在我国居民代际收入流动中的作用下降原因, 本文认为可能有以下三个方面: 首先, 精英化的教育模式促使教育起到分流作用, 导致教育类型的获得与父母收入的关系更加紧密, 加剧学生分层。其次, 义务教育的强制性和普惠性在制度上确保教育数量的增加, 但教育质量的不均等导致教育内部的分化。同时, 在高等教育方面, 也可能出现校际差距的扩大。最后, 在财产性收入比重上升的过程中, 教育在收入决定因素中的相对重要性可能下降。但具体原因的探讨, 还有待后续研究。

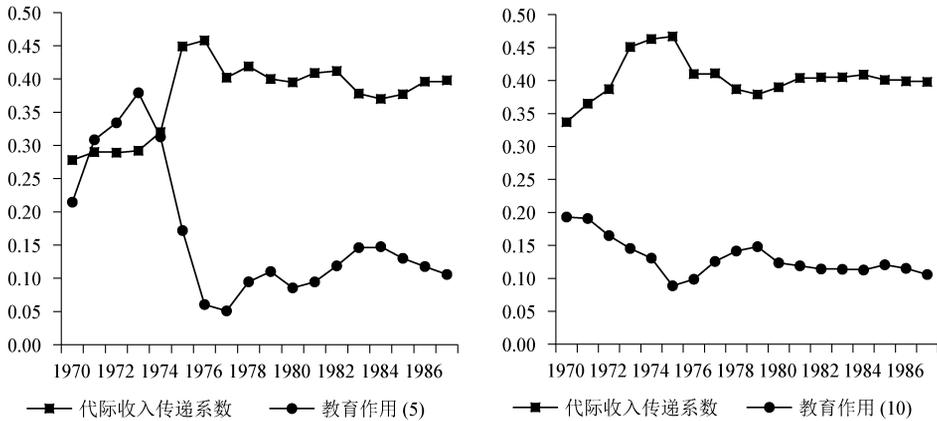


图 1 代际收入流动性与教育作用的变化趋势

注: 左图以 5 年为时间窗口, 横坐标“1970”表示样本出生年份为 1970—1974 年……“1987”表示样本出生年份为 1987—1991 年。右图以 10 年为时间窗口, 横坐标“1970”表示样本出生年份为 1970—1979 年……“1982”表示样本出生年份为 1982—1991 年、“1983”表示样本出生年份为 1983—1991 年……“1987”表示样本出生年份为 1987—1991 年(1983 年之后窗口期依次减少 1 年)。

五、教育对代际收入流动性变化的影响

考察在一定时期内代际收入流动性的变化中教育所起的作用, 是相关研究的一项重要内容(Blanden et al., 2007; Harding & Munk, 2020)。考虑到在我国, 1980 年及之后出生的群体受到 1986 年颁布的义务教育法和 1999 年开始的高校扩招政策的影响, 因此本文以 1980 年为分界点, 将样本分为“70 后”(出生于 1970—1979 年)和“80 后”(出生于 1980—1989 年)两个群体, 分析了教育在代际收入流动性变化中的作用(见表 7)。

表 7 显示, 教育在我国 1970—1979 年出生群体代际收入流动中的作用较

大，为 19.3%，但对 1980—1989 年出生群体代际收入流动的作用相对较小，为 12.3%。因此，教育在代际收入流动中的作用呈下降趋势。但是，从代际收入流动性的变化来看，代际收入传递系数 β_1 从 1970—1979 年出生队列的 0.337 提高到 1980—1989 年出生队列的 0.390，即代际收入传递系数提高了 0.053 ($0.390 - 0.337 = 0.053$)，而教育对于代际收入传递的解释力下降了 0.017 ($0.048 - 0.065 = -0.017$)，进一步计算得出教育对于出生队列间代际收入流动性变化的贡献为 32.1% ($-0.017/0.053 = -32.1\%$)。由于个人教育水平与父母收入的关系在这一过程中变弱 (γ_1 由 0.030 减小为 0.024)，以及教育回报也在小幅下降 (δ_2 由 2.168 减小为 2.006)，因此教育在这一过程中起到了减缓代际收入流动性下降的作用。

表 7 教育对代际收入流动性变化的影响

	(1) γ_1	(2) β_1	(3) δ_2	(4) 教育的作用	(5) 观测值
1. 1970—1979 年出生队列	0.030*** (0.003)	0.337*** (0.035)	2.168*** (0.372)	0.065 [19.3%]	794
R ²	0.129	0.115	0.151		
2. 1980—1989 年出生队列	0.024*** (0.003)	0.390*** (0.027)	2.006*** (0.292)	0.048 [12.3%]	1247
R ²	0.252	0.162	0.196		
差值：队列 2—队列 1	-0.006	0.053	-0.162	-0.017 {-32.1%}	

注：同表 5。大括号内为教育对于出生队列间代际收入流动性变化的贡献。

六、结语与启示

教育是家庭维系代际优势和个人实现阶层跃升的重要途径。本文基于 1995 年、2002 年、2013 年和 2018 年中国家庭收入调查(CHIP)数据，在考虑了收入测量偏误和同住样本选择偏差的基础上，运用中介效应分析方法，研究了教育在我国居民代际收入流动中的作用。研究发现：(1)教育在我国居民代际收入流动中的作用约为 13%，低于发达国家的这一数值。(2)教育对代际收入流动的影响存在异质性，对女性代际收入流动的作用远大于男性，对农业户口群体代际收入流动的作用略大于非农户口群体。(3)在我国 1970—1991 年出生的群体中，教育对代际收入流动的作用持续减小。同时，教育的

作用与代际收入流动性呈正向变动关系,即教育的作用越大,居民代际收入流动性越高。(4)教育发挥着减缓我国居民代际收入流动性下降的作用。(5)基于 Heckman 两步法的估计表明,不考虑同住样本选择偏差会导致教育作用的高估。

本文的研究结论表明,与发达国家相比,我国居民通过教育实现阶层跃升的难度总体较高。因此,应该提高教育在代际收入流动中的作用,拓宽个人向上流动的通道。一方面,应通过提高教育质量及其均等化水平,减少教育内部分层和不平等,增加个人通过自身努力实现阶层跃升的机会;另一方面,应积极干预非教育因素的影响渠道,调整再分配政策,间接促进教育作用的提升。同时,要关注女性和农业户口群体的教育获得机会,积极发挥教育促进这类群体代际收入流动性的作用。在研究方法方面,本文揭示了估计教育与代际收入流动关系时,纠正同住样本选择偏差的必要性,这对于未来开展相关研究是一个有益的启示。

[参考文献]

- 陈杰、苏群、周宁,2016:《农村居民代际收入流动性及传递机制分析》,《中国农村经济》第3期。
- 陈琳、袁志刚,2012a:《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。
- 陈琳、袁志刚,2012b:《授之以鱼不如授之以渔?——财富资本、社会资本、人力资本与中国代际收入流动》,《复旦学报(社会科学版)》第4期。
- 候玉娜、易全勇,2013:《教育与代际收入流动关系(下)——基于研究方法 with 经验发现的文献述评》,《教育学术月刊》第10期。
- 亓寿伟,2016:《中国代际收入传递趋势及教育在传递中的作用》,《统计研究》第5期。
- 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。
- 唐可月,2019:《教育在代际流动机制中的作用分析——基于中国家庭跟踪调查数据(CFPS)的分析》,《辽宁大学学报(哲学社会科学版)》第6期。
- 汪小芹、邵宜航,2021:《我们是否比父辈过得更好:中国代际收入向上流动研究》,《世界经济》第3期。
- 汪燕敏、金静,2013:《我国教育对代际收入流动的影响——基于代际数据的观察》,《管理现代化》第3期。
- 许长青、梅国帅,2021:《我国代际收入流动状况及教育在其中的作用——基于 CHNS 1989—2015 年数据的实证分析》,《教育经济评论》第4期。

- 徐俊武、张月, 2015:《子代受教育程度是如何影响代际收入流动性的?——基于中国家庭收入调查的经验分析》,《上海经济研究》第10期。
- 杨娟、张绘, 2015:《中国城镇居民代际收入流动性的变化趋势》,《财政研究》第7期。
- 杨新铭、邓曲恒, 2017:《中国城镇居民收入代际传递机制——基于2008年天津微观调查数据的实证分析》,《南开经济研究》第1期。
- 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。
- 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。
- 卓玛草、孔祥利, 2016:《农民工代际收入流动性与传递路径贡献率分解研究》,《经济评论》第6期。
- Becker, G. S. and N. Tomes, 1979, “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”, *Journal of Political Economy*, 87(6): 1153–1189.
- Becker, G. S. and N. Tomes, 1986, “Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 2): S1–S39.
- Blanden, J., P. Gregg and L. Macmillan, 2007, “Accounting for Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills, Ability and Education”, *The Economic Journal*, 117(519): C43–C60.
- Borisov, G. V. and C. A. Pissarides, 2020, “Intergenerational Earnings Mobility in Post-Soviet Russia”, *Economica*, 87(345): 1–27.
- Bowles, S. and H. Gintis, 2002, “The Inheritance of Inequality”, *Journal of Economic Perspectives*, 16(3): 3–30.
- Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, E. Saez and N. Turner, 2014, “Is the United States Still a Land of Opportunity? Recent Trends in Intergenerational Mobility”, *American Economic Review*, 104(5): 141–147.
- Chetty, R., J. N. Friedman, E. Saez, N. Turner and D. Yagan, 2020, “Income Segregation and Intergenerational Mobility across Colleges in the United States”, *Quarterly Journal of Economics*, 135(3): 1567–1633.
- Eriksson, T., B. Bratsberg and O. Raaum, 2005, “Earnings Persistence across Generations: Transmission through Health?”, Working Paper 35, Department of Economics, Oslo University.
- Fan, Y., J. Yi and J. Zhang, 2021, “Rising Intergenerational Income Persistence in China”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(1): 202–230.
- Gregg, P., J. O. Jonsson, L. Macmillan and C. Mood, 2017, “The Role of Education for Intergenerational Income Mobility: A Comparison of the United States, Great Britain, and

- Sweden”, *Social Forces*, 96(1): 121—152.
- Harding, D. J. and M. D. Munk, 2020, “The Decline of Intergenerational Income Mobility in Denmark: Returns to Education, Demographic Change, and Labor Market Experience”, *Social Forces*, 98(4): 1436—1464.
- Kim, H. , 2021, “Intergenerational Mobility and the Role of Education in Korea”, in Neumark, D. , Y. Kim and S. Lee (eds.), *Human Capital Policy: Reducing Inequality, Boosting Mobility and Productivity*, Massachusetts: Edward Elgar Publishing.
- Mendolia, S. and P. Siminski, 2017, “Is Education the Mechanism through Which Family Background Affects Economic Outcomes? A Generalised Approach to Mediation Analysis”, *Economics of Education Review*, 59: 1—12.
- Neidhöfer, G. , J. Serrano and L. Gasparini, 2018, “Educational Inequality and Intergenerational Mobility in Latin America: A New Database”, *Journal of Development Economics*, 134: 329—349.
- Nyblom, M. and J. Stuhler, 2017, “Biases in Standard Measures of Intergenerational Income Dependence”, *Journal of Human Resources*, 52(3): 800—825.
- Restuccia, D. and C. Urrutia, 2004, “Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education”, *American Economic Review*, 94(5): 1354—1378.
- Richey, J. and A. Rosburg, 2017, “Changing Roles of Ability and Education in US Intergenerational Mobility”, *Economic Inquiry*, 55(1): 187—201.
- Rothstein, J. , 2019, “Inequality of Educational Opportunity? Schools as Mediators of the Intergenerational Transmission of Income”, *Journal of Labor Economics*, 37(S1): S85—S123.
- Simard-Duplain, G. and X. St-Denis, 2020, “Exploration of the Role of Education in Intergenerational Income Mobility in Canada: Evidence from the Longitudinal and International Study of Adults”, *Canadian Public Policy*, 46(3): 369—396.
- Solon, G. , 2004, “A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place”, in M. Corak (ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge: Cambridge University Press.

The Role of Education in Intergenerational Income Mobility in China: Based on Mediation Analysis

YUAN Qing-qing, LIU Ze-yun

(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: Education is an important channel to promote social intergenerational mobility

and individual class. Based on the CHIP data of 1995, 2002, 2013 and 2018, and the correction of the measurement errors of income and the selection bias of co-residency, the paper uses the mediation analysis to study the role of education in intergenerational income mobility in China. The results show that: (1) the role of education in intergenerational income mobility is about 13%, which is lower than that in developed countries. (2) There is heterogeneity in the role of education in intergenerational income mobility. The role of education in intergenerational income mobility of women is much greater than that of men, and the agricultural *Hukou* is slightly greater than that of the non-agricultural *Hukou*. (3) Among the cohorts born in 1970–1991, the role of education in intergenerational income mobility remains decreasing. Meanwhile, there is a positive relationship between the role of education and intergenerational income mobility, that is, the greater the role of education, the higher the intergenerational income mobility. (4) Education plays a role in slowing down the decline of intergenerational income mobility in China. (5) Based on Heckman model, it is shown that the selection bias of co-residency will lead to the overestimation of the role of education. This research shows that we should improve the quality of education and its equalization level, and take active intervention in the non-educational factors, so as to promote the role of education in intergenerational income mobility.

Key words: education; intergenerational income mobility; mediation analysis

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 胡咏梅)