

教育扩张、教育机会与中国代际 收入流动的变化趋势

吴学榕¹ 杨奇明² 俞宁³¹

(1. 云南大学, 昆明 650000; 2. 浙江理工大学, 杭州 310000;

3. 浙江省发展规划研究院, 杭州 310000)

【摘要】：基于 CHNS 调查构建跨越 25 年父代与子代匹配的样本数据，探讨 20 世纪末各层次教育扩张对中国代际收入流动变动的影响。结果发现：(1) 教育扩张并未立刻带来代际收入流动性的上升。与未受教育扩张影响的 70 后群体相比，80 后群体代际收入流动性大幅下降。原因是父代收入对子代教育的影响反较教育扩张前大幅上升，且教育回报上升进一步放大其对代际收入流动的不利影响。(2) 父代收入引起的教育机会不均等及代际收入弹性在教育扩张之后都呈先上升后下降的“倒 U”型变化趋势。1981-1985 年出生群体教育机会不均等与代际收入弹性均最高，1986-1991 年出生群体教育机会不均等下降而代际收入流动性显著上升。(3) 教育机会随后的均等化是代际收入流动性最终上升的推动因素。更广泛教育机会均等化和劳动力市场中不公平问题的减少，能进一步发挥教育扩张的公平效应。

【关键词】：代际收入流动 代际收入弹性 教育扩张 教育机会

【中图分类号】: F126.2 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1006-2912(2021)09-0067-10

一、引言

代际之间收入的流动性是判断一个社会是否能保持机会均等和经济社会活力的核心衡量指标之一，也是近十几年来国内收入分配研究领域的热点主题(相关综述参见袁磊，2016)^[1]。经济学关于代际收入流动性问题的研究肇始于 Becker & Tomers (1979) 提出的理论模型，该文讨论了人力资本投资在代际收入传承中所起的关键中介作用^[2]。而教育作为现代社会中父代对子代人力资本投资最主要的渠道，也因为其相对公平性和具有可干预性的特征而被认为是调节代际收入流动性的关键切入点(侯玉娜和易全勇，2013a, 2013b)^{[3][4]}。在相关实证领域，教育在代际收入流动中的作用也始终是国内代际收入流动性机制研究的重要视角(郭丛斌和闵维方，2007; 元寿伟，2016; Yang & Qiu, 2016)^{[5][6][7]}。

侯玉娜和易全勇(2013a)结合了经济学和社会学的各种相关理论，总结出了教育影响代际之间收入关系的两个阶段：其一是通过影响子女教育获得的过程和结果，涉及到教育机会均等；其二是影响教育在劳动力市场当中的回报^[3]。从政策干预的角度来

作者简介：吴学榕(1978-)，男，云南威信人，云南大学博士研究生，研究方向：世界经济、区域经济和劳动经济；杨奇明(通讯作者)(1981-)，男，浙江诸暨人，浙江理工大学经济管理学院讲师，经济学博士，研究方向：劳动经济、农村发展、数字经济与学术大数据治理；

俞宁(1983-)女，浙江桐庐人，浙江省发展规划研究院助理研究员，研究方向：区域经济、农村发展。

基金项目：国家社会科学基金青年项目“我国收入代际流动的趋势、机制与政策分析”(14CJY019)，主持人：杨奇明

说,要通过教育这一中间渠道促进代际收入流动,首先要减弱教育机会的不均等,即弱化父代收入水平较低对子代受教育机会的不利影响,然后再减弱父代经济地位对子代在劳动力市场中获得收入回报的影响。就第一阶段,即实现教育机会的均等化而言,一个很自然的想法是,机会的不均等应该就是总的教育机会供给不足造成的,如果能够通过供给的增加降低接受较高水平教育的门槛,就能解决或者至少大大缓解教育机会不均等的问题。这通常被称为教育扩张(educational expansion,也有被翻译为教育扩展)。当然,现实当中的教育扩张是否足以带来教育机会的均等化,进而推动代际收入流动性的上升?取决于教育扩张对上述两个阶段各自的影响,且是一个需要通过大量实证研究来回答的问题。

自改革开放以来,中国大陆地区最大规模的教育扩张发生在 20 世纪 90 年代后期,特别是 1999 年开始实施的高校扩招政策带来的大规模持续的高校扩招。作为一次非常难得的自然实验(周明海和徐杨云涛,2017),它为研究教育扩张带来的各种社会经济后果提供了机会^[8]。尽管这一时期的教育扩张贯穿了各个教育层次(吴晓刚,2009;杨奇明和林坚,2014)^{[9][10]},但学界大多将注意力集中在 1999 年开始的大规模高校扩招的社会经济效应,并且近年来产生了丰富的研究成果。陈林和万攀兵(2017)总结了此次高等教育扩张对教育发展、社会公平和人口红利三个方面的影响^[11]。就与本文主题最相关的对社会公平的影响而言,该文的总结是,无论是对教育公平还是对收入不均等的影响,已有文献都没能完全达成一致看法。其中,关于教育扩张对收入不平等影响的研究分歧,相当一部分是围绕着赖德胜(1997)^[12]提出的教育扩张与收入分配“倒 U”型关系展开的。赖德胜(1997)认为,由于教育扩张对收入不平等同时存在扩张效应和抑制效应,因此教育扩张与收入不平等之间的关系在经验上可能呈倒“U”型,即教育扩张在初期加剧收入不平等,只有随着教育扩张的进一步推进,过了“顶点”之后才会抑制收入差距^[12]。作为一篇有代表性的研究,孙百才(2005)在总结了相关文献的基础上,认为教育扩张通过影响教育分配和教育收益率进而影响收入不均等^[13]。其实证分析也支持教育扩张与收入不均等存在倒“U”关系。但该文所用 2002 年的截面数据并不足以考察 1999 年开始的高等教育扩张的影响。

与本文更相关的是近期一些研究考察了该次高等教育扩张对代际间教育、社会和收入流动的影响。张建华和万千(2018)利用 CFPS 数据的实证研究发现,高校扩招对教育代际传递的影响具有异质性,只有在教育资源相对丰富的省份,扩招才能促进教育代际流动^[14]。这是否也意味着教育扩张对教育代际流动的影响也具有倒“U”型关系,即只有教育扩张到一定程度,使得教育资源变得整体丰富了才能起促进流动的效果?这还有待更多的研究。Liu 和 Wan(2019)利用 CHIPS 数据,在消除了一些可能偏差之后,发现高校扩招的确一定程度上降低了教育的代际传承,但并未能改善高等教育质量的分配不均等^[15]。杨中超(2016)利用 CGSS 数据实证分析了高等教育扩招对代际社会流动的影响,发现教育扩招并未明显改善教育机会不均等问题,进而也没能减少父代与子代之间社会经济地位的传承关系^[16]。周海明和徐杨云涛(2017)利用 CFPS2010 年的数据直接检验高校扩招对代际收入流动性的影响,结果发现高校扩招反而降低了代际收入流动性,但作者也提醒这一发现的可靠性有待进一步研究^[8]。总之,目前没有太多证据表明该次教育扩张对中国代际流动有明显的全面促进作用,但真正对其作用做确定性的判断还为时尚早,还有待更多的经验研究。

与对收入不平等的影响一样,教育扩张能否带来代际收入流动性的上升,也取决于其是否能带来子代受教育机会的均等化和各层次教育回报率差异的缩小。也就是说,即使有证据表明 20 世纪 90 年代后期的教育扩张显著推动了教育机会的均等化,其是否能够促进代际收入流动,答案也并非显而易见的。正如教育收益率的上升会对收入不均等上升具有正向贡献(孙百才,2005;刘泽云,2009;薛进军和高晓淳,2011)^{[13][17][18]}那样,教育收益率的上升也会放大父代收入通过影响子代受教育水平进而对子代收入产生的影响,从而阻止代际收入流动性的上升。如果教育扩张对教育机会均等化的影响也存在所谓的“倒 U”关系,即教育扩张,特别是高等教育扩张起初有利于优势阶层(杨奇明和林坚,2014)^[10],需要进一步扩张才能真正带来教育机会的均等化,加上高校扩招之后中国高等教育回报率可能仍然是上升的(夏庆杰等,2016;姚先国等,2013)^{[19][20]},叠加的效应可能是一开始教育扩张无法显著推动教育机会的均等化以及代际收入流动。随着进一步教育扩张,机会的进一步增加最终促进教育机会的均等化,同时教育供给的增加最终控制了不同教育阶层之间回报率的差距,则最终收入流动性也趋于上升。因此,教育扩张与代际收入流动之间可能也存在一个“倒 U”型的关系。当然,这还有待实证检验。

本文利用 CHNS1989-2015 年跨越 25 年共计 10 轮微观调查数据,试图通过将样本按照出生年份分为不同同期群的方式,考

察 20 世纪末各层面教育扩张是否通过推动教育机会均等化进而促进了代际收入流动。特别地，为考察教育扩张对代际收入流动性的影响是否存在“倒 U”关系，将样本按照年龄分为四个子样本分别估计代际收入弹性，并且通过观察教育机会分配和教育中介作用的变化，探讨教育扩张与这种趋势之间的内在联系。

本文剩余内容的结构安排如下：第二部分介绍所使用的实证模型、样本数据和变量设定；第三部分通过分两个同期群的方式，初步检验 20 世纪 90 年代末教育扩张是否立刻促进中国代际收入流动；第四部分讨论教育扩张与代际收入弹性变动之间可能存在的“倒 U”关系；第五部分是结论与政策含义。

二、实证模型、样本数据与变量设定

(一) 实证模型

为尽可能利用更多的样本信息，本文在估计父代收入对子代受教育年限的影响，以及父代收入与子代收入弹性的实证分析中包含来自同一家庭的样本。也就是说，许多家庭内部的兄弟姐妹被同时包含在样本当中。然而，当估计家庭因素(在本文中是指父代收入)对个人间教育水平差异和收入水平差异的影响时，需要注意样本中的同胞之间具有相关性，此时样本个体之间独立的经典假定不成立。例如，杨奇明和林坚(2014)的研究表明，家庭因素和社区因素解释了很大一部分个人间受教育年限的差异^[10]。也就是说，家庭内部、社区内部个体受教育年限这一变量具有相关性。关于这一问题，多层模型能很好地予以解决(温福星，2009;Raudenbush & Bryk, 2007)^{[21][22]}。因此，本文采用一些相关领域文献已使用的多层模型(杨奇明和林坚，2014;韩军辉，2009)^{[10][23]}来估计父代收入对子代受教育水平和收入的影响，其中父代对数收入对子代对数收入的影响系数就是本文所定义的代际收入弹性。代际收入弹性越大，就表明代际收入流动性越低。

实证部分中，本文采用三层随机截距模型来估计父代收入对子代受教育水平与个人收入的影响，具体设定如下：

$$y_{fjc} = (\alpha + \zeta_c^{(1)} + \zeta_{fc}^{(2)}) + \beta_{11}x_{1,fjc} + \cdots \beta_{1i}x_{i,fjc} + \beta_{21}x_{1,fjc} + \cdots \beta_{2j}x_{j,fjc} + e_{fjc} \quad (1)$$

(1)式刻画了一个三层模型，模型包含个体层(层-1)、家庭层(层-2)和社区层(层-3)三个层面。公式中， $x_{i,sfc}$ 表示层-1即个人层面的可观测变量，本文实证分析中包含了个人的出生年份(减去 1971)和性别； $x_{j,fc}$ 表示层-2即家庭层面的可观测变量，本文实证部分用的是父代收入。 $\zeta_c^{(1)}$ 是层-2随机截距， $\zeta_{fc}^{(2)}$ 是层-3随机截距。模型同时估计反映固定效应的各层面可观测变量的系数估计值，以及层-1误差项与层-2和层-3随机截距的方差，后者反映的是不可观测的随机效应。本文主要关注的是父代收入对子代个人受教育年限和个人收入的固定效应，其中后者即表示代际收入弹性。将同时采用最大似然估计法(简称 ML)和受限最大似然估计法(REML)来估计上述参数。

(二) 样本数据与变量设定

本文将采用 CHNS(中国健康与营养调查)共 10 轮(1989-2015 年)的跟踪调查数据来构建样本。该调查在 2011 年扩展到了 12 个省市区，但由于本文研究对象和变量的设定(要求同时观察到 10-18 岁时的父代收入和 16-30 岁时的个人收入)，经验部分构建的样本仅涉及到全国 9 个省份，分别是江苏、山东、辽宁、黑龙江、河南、湖北、湖南、广西和贵州。样本同时覆盖了每个调查省份的城市和农村调查点。

基于本文研究目标，实证部分选取样本是 CHNS 调查中出生于 1971-1991 年的样本。截至到 2015 年的调查，本文所考察的样本从年龄上讲，最年轻的已 24 岁(2014 年为 23 岁)，若没有样本磨损或失业的情况，应该有较大概率观察到其收入信息。统计

得到，符合上述年龄限制的样本有 11522 个。为识别父母和早期家庭信息，进一步选取能匹配到亲生父母信息的样本，共得到 8287 个样本，其中截止到 2015 年这一轮的调查，能够识别出最终受教育水平的有 6929 个。当然，能够最终进入到模型估计代际收入弹性的样本，还需要被观察到收入信息。

本文关于父代和子代收入指标的构建，有如下两点设定：(1) 由于关注教育在父代与子代收入关系中的中介作用，使用子代早期求学期间(10-18 岁)的父代收入指标。由于中国的个人借贷市场并不发达，因此父代对子代教育投资会直接受到孩子接受教育时期收入情况的约束。并且与发达经济体不同，中国近几十年来经历了剧烈的经济社会变迁和快速经济发展，以至于父代当前收入绝对水平与子代受教育时期的家庭经济条件存在很大差异，而这种差异并不能只用个人收入在生命周期上的起伏来解释，也就不容易利用建模的方式估计父代的永久收入。因此，本文直接通过 CHNS 长跨度的历史数据直接构建样本对象求学时期的父代收入指标，比用当前父代收入水平要更能准确估计教育在代际收入传承中的作用。(2) 在子代收入方面，我们选取子代青年时期(16-30 岁)的个人收入信息，并且对各年收入数据去趋势化后取均值。由于我们将样本对象的收入获取年龄限定在 16-30 岁，CHNS 调查的首轮和样本中最后一轮调查相差 26 年，理论上收入获取的年份跨度会比较大。在中国这样一个收入高速增长的社会，需要考虑到各年收入的可比性问题。从 1988 年(CHNS1989 年首轮调查收集的是 1988 年的收入信息)到 2014 年，甚至在两轮调查的间隔期间，居民收入都会有快速增长。因此，为使得各年数据在时序上具有可比性，将每年观测到的收入去趋势化(de-trend)。估计代际收入流动应该采用永久性收入，单年收入可能会低估代际收入弹性(Solon, 1992)^[24]，本文最终所用个人收入指标采用的是样本对象在 16-30 周岁 1 期间去趋势化之后收入的年平均值(每个样本均仅匹配 16-30 岁时的个人收入，不同出生年份匹配的数据不同)。

本文用 CHNS 项目管理方构建的面板文件 indinc_10.sas7bdat 中包含的所有样本对象在 1989-2015 年历次调查中报告的各项收入信息来构建子代的个人收入指标。所采用的具体指标是“个人总收入”，为个人所有来源收入(包括经营收入、农业收入、果菜园收入、养殖业收入、非退休工资，退休工资等 7 项)加总后再减去支出得到的净收入。并且，考虑到通胀因素，这里使用的各年收入已被“平减”到 2015 年的价格水平。

个人收入数据去趋势化的具体做法是，先对个人收入取对数，然后对数收入对调查年份(一共 8 个调查年份，因此构建 7 个虚拟变量，以 1988 年收入作为参照组)进行回归，从 CHNS1991-2015 年共有 9 轮调查，每一年都可以得到一个系数估计值。这一系数代表了调查年份的上一年度与 1988 年对数收入的差异。比如 2009 年的系数估计值为 1.53。这就是说，平均而言 2008 年收入比 1988 年高 3.62 倍(计算公式为($e^{1.53}-1$)), 因此若要将 1988 年的收入换算成 2008 年的水平，则要将 1988 年的所有个人收入乘以 4.62。

表 1 分同期群样本分布及同胞配对数量统计

同期群	家庭类型	样本量	家庭数	同胞配对数/家庭	同胞配对数量
70 后群体	1	819	819	0	0
	2	738	369	1	369
	3	279	93	3	279
	4	60	15	6	90
	5	5	1	10	10
	合计	1901	1297 (478)	——	748
80 后群体	1	828	828	0	0

	2	450	225	1	225
	3	120	40	3	120
	4	28	7	6	42
	5	10	2	10	20
	合计	1436	1102 (274)	——	407

最终，在 6929 个样本对象中能够匹配到个人收入信息的样本量为 3337 个，占比 48.16%。根据是否受到教育扩张，尤其是 1999 年高等教育扩张的影响，将样本分为 70 后与 80 后两个群体。表 1 报告了统计结果，70 后群体有 1901 个样本，同胞配对数合计 748 对；80 后群体有 1436 个样本，有 407 个同胞配对。上文已经提及，同胞之间教育水平和收入水平具有相关性，从而独立性假设破坏，但由于我们采用多层模型进行估计，因此不必担心家庭内部子代之间这种相似性给估计结果带来的偏差。

表 2 分同期群的核心变量描述性统计

变量名	同期群	均值	标准差	样本量
因变量：对数个人收入	70 后	9.72	1.21	1901
	80 后	9.80	1.45	1436
自变量：性别	70 后	0.52	0.50	1901
	80 后	0.45	0.50	1436
出生时期	70 后	3.73	2.59	1901
	80 后	13.80	3.34	1436
个人受教育年限	70 后	8.87	2.93	1901
	80 后	10.01	3.22	1436
10-18 岁时对数家庭年收入均值	70 后	7.91	0.62	1901
	80 后	8.26	0.66	1436

在实际估计中，本文将采用 (10-18 岁) 家庭年收入均值而非父亲收入来作为父代收入的代理变量。理由是，中国的经济社会环境与西方社会不同，由于家庭观念较浓，代际传承所依赖的人力资本投资决策，更像是家庭 (核心是父母但不限于父母) 作为一个整体的投资决策行为而非仅仅是父亲的投资决策。在匹配时也尽可能利用多年收入的均值，这有助于缓解代际收入弹性向下的偏误 (Solon, 1992)^[24]。在数据中，这一变量是基于 CHNS 面板数据文件 hhinc_10.sas7bdat 中的 hhincpc_cpi (“平减”到 2015 年价格水平下的家庭年收入) 变量进行测算的。具体做法是：利用不同年龄段的子代 ID 识别到父母所在家庭户码 hhid，然后通过户码 hhid 筛选出子代在 10-18 岁期间的家庭多年收入 (hhincpc_cpi) (每个样本均匹配其 10-18 岁时的家庭收入，不同出生年份匹配的数据不同)，为尽可能平抑家庭收入波动性的影响，若有多轮调查的家庭收入，则取算术平均，最终得到 3337 个有效样本。表 2 分年龄段给出了上述所有自变量和因变量的描述性统计。

三、教育扩张后代际收入流动的变化趋势分析

(一)代际收入流动性的变化趋势

考虑到受到高等教育扩张影响的主要是 80 后群体，我们首先通过比较 70 后群体和 80 后群体的代际收入弹性估计值，考察在 20 世纪 90 年代末教育扩张背景下，代际收入流动性是否上升了。表 3 报告了三层随机截距模型设定下，70 后群体和 80 后群体代际收入弹性的 ML 和 REML 估计值。可以发现，在控制个人特征变量的情况下，70 后群体的代际收入弹性为 0.33，80 后群体的这一估计值则大幅上升到了约 0.50，上升的幅度超过 50%。这说明，此次教育扩张之后，代际间收入的流动性非但没有上升，反而大幅度下降了。

表 3 70 后与 80 后群体代际收入弹性的估计结果

	70 后		80 后	
	ML	REML	ML	REML
固定效应				
个人特征变量	控制	控制	控制	控制
10-18 岁时对数家庭年收入均值	0.3325*** (0.0472)	0.3318*** (0.0473)	0.4975*** (0.0639)	0.4969*** (0.0640)

续表 3

	70 后		80 后	
	ML	REML	ML	REML
随机效应				
层-3 随机截距方差	0.2283	0.2309	0.1901	0.1934
层-2 随机截距方差	0.0819	0.0821	0.3973	0.3987
层-1 残差方差	1.0559	1.0581	1.3668	1.3703

正如我们在引言中所讨论的那样，教育扩张能否推动代际收入流动，首先是其应该能够实质性推动教育机会的均等化，即减少包括父代收入在内的家庭背景因素对子代教育获得的影响，随后是各层次教育水平回报的差异问题，接下来我们从这个角度出发分析教育扩张之后代际收入流动性未能上升的可能原因。我们依次通过考察教育扩张前后父代收入对子代受教育影响的变化和个人教育在代际收入流动中的中介作用来考察上述条件是否成立。

(二)父代收入对子代教育机会分配影响的变化

我们先看当教育扩张时，父代收入对子代受教育水平的影响是否有所减弱，即教育机会是否趋向于均等化。仍然采用三层随机截距模型，估计父代收入对个人受教育年限的影响，表4报告了估计结果。从结果来看，与70后群体相比，80后群体中父代收入对子代受教育年限的影响也大幅度上升，这更加直接地说明，当发生教育扩张时，至少从经济条件的角度来说，教育机会不均等程度反而加剧了。当然，教育扩张能够通过教育机会的均等化立刻促进代际收入流动性的上升就无从谈起。

表4 父代收入对个人受教育水平影响的估计结果

	70 后		80 后	
	ML	REML	ML	REML
固定效应				
个人特征变量	控制	控制	控制	控制
10-18 岁时对数家庭年收入均值	0.5550*** (0.1119)	0.5535*** (0.1120)	0.9065*** (0.1497)	0.9047*** (0.1500)
随机效应				
层-3 随机截距方差	1.8679	1.8857	2.3000	2.3274
层-2 随机截距方差	1.5496	1.5524	1.5375	1.5419
层-1 残差方差	4.5604	4.5696	6.3502	6.3707

(三) 教育与代际收入弹性的变动

我们再通过比较教育在代际收入流动中中介作用在两代之间的变化，来进一步分析教育扩张未能带来代际收入流动上升的原因。具体来说，就是通过比较控制个人受教育年限和不控制个人受教育年限的代际收入弹性，来考察教育对代际收入流动的中介作用在两代群体之间是否发生显著的变动。

表5 70后与80后代际收入弹性的估计结果(控制个人教育之后)

	70 后		80 后	
	ML	REML	ML	REML
固定效应				
个人特征变量	控制	控制	控制	控制
10-18 岁时对数家庭年收入均值	0.3078*** (0.0469)	0.3072*** (0.0470)	0.4347*** (0.0642)	0.4343*** (0.0644)
个人受教育年限	0.0546*** (0.0097)	0.0545*** (0.0097)	0.0610*** (0.0120)	0.0610*** (0.0120)

随机效应				
层-3 随机截距方差	0.1899	0.1924	0.1760	0.1794
层-2 随机截距方差	0.0649	0.0652	0.3386	0.3403
层-1 残差方差	1.0651	1.0677	1.3931	1.3973

在表 5 中报告了控制个人受教育年限之后, 再来看父代收入对子代收入的影响。估计结果表明, 与不控制相比, 控制住个人受教育年限之后, 在两个同期群中, 代际收入弹性的估计值依次下降到 0.31 和 0.43, 即各自下降了 7.5% 和 12.7%。这说明, 父代收入的确通过子代教育影响其收入水平, 且从 70 后群体到 80 后群体, 代际之间收入传承中教育的作用有明显的增强。考虑到两个群体之间经济条件带来的教育机会不均等是上升的, 这会进一步促进代际收入流动性的下降。并且, 从趋势上看, 80 后群体中个人教育对其收入的影响略有增加, 这可能也是 80 后群体中, 教育在代际收入相关性中起到的中介作用明显提高的部分原因。也就是说, 教育在代际收入传承中中介作用的提升, 可能同时源于教育扩张前后, 机会不均等程度逆向加剧和这一时期教育回报的上升。

四、教育扩张与代际收入流动“倒 U”型关系的检验

引言中已经提及, 正如教育扩张对收入不平等的影响可能存在“倒 U”型关系那样, 教育扩张对代际收入流动的影响可能不是立刻其促进作用, 而是也存在一种“倒 U”型关系。其基本的逻辑是, 随着教育扩张的不断推进, 教育机会的分配可能最终会走向均等化, 而教育供给的增加也会遏制不同教育阶层之间回报率拉大的趋势, 到了这一阶段, 教育扩张最终会带来代际收入流动性的上升。

(一) 基本事实

上一节的分析表明, 70 后与 80 后两大群体之间代际收入流动性趋于下降, 但如果 80 后群体内部存在流动性上升 (即代际收入弹性下降) 的趋势, 则不能排除存在“倒 U”变化趋势的可能。为检验中国的教育扩张与代际收入流动之间是否可能存在“倒 U”关系, 我们进一步将所有样本分为四个年龄段, 分别出生于 1971-1975 年、1976-1980 年、1981-1985 年和 1986-1991 年。其中, 受到教育扩张影响的年龄段是出生于 1981-1985 年以及 1986-1991 年的两个群体。

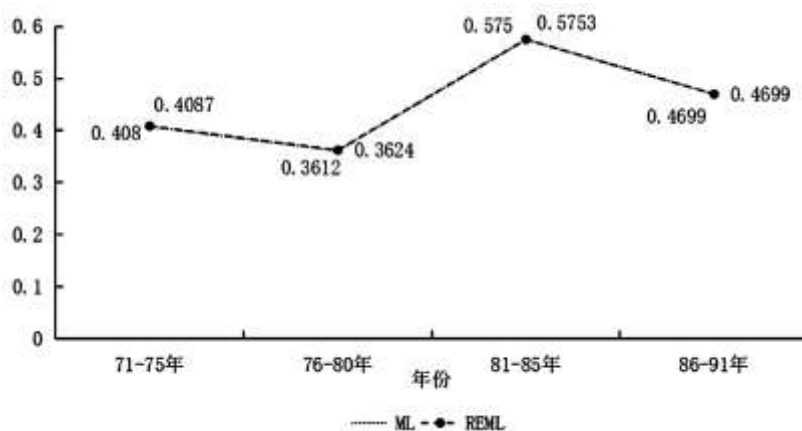


图 1 四个年龄段之间代际收入弹性的变化

以上一节相同的模型设定,图1给出了分四个年龄段(样本量依次为1146,920,635和636个)估计代际收入弹性的ML和REML估计结果。结果可以发现,两种估计方法得到的结果均表明,代际收入弹性最大的是1981-1985年出生的群体,随后的1986-1991年出生的群体,其代际收入弹性大幅度下降,比上一个年龄段下降了18个百分点,代际收入流动性有明显上升的趋势。也就是说,代际收入流动性似乎度过了最低点,在更年轻的群体中出现上升趋势。当然,即便确认了这一基本事实,其与教育扩张之间是否存在联系,即教育扩张是否推动了这一过程,还需要进一步分析。

(二)机制分析

为进一步分析上述变化趋势与教育扩张之间的可能联系,图2首先给出了分四个年龄段之后父代收入影响子代受教育年限系数的变化趋势。可以看到,父代收入对子代受教育水平影响的变化趋势与代际收入弹性的变化趋势一致,父代收入对子代教育影响下降,则代际收入弹性也下降(即代际收入流动性上升);反之,父代收入对子代受教育水平的影响上升,则代际收入流动性下降。这说明了教育在代际之间收入传承中所起的重要作用。与最年轻的1986-1991年出生的群体代际收入流动性上升相呼应的是,这一群体受教育水平受父代收入水平的影响也大幅度下降。

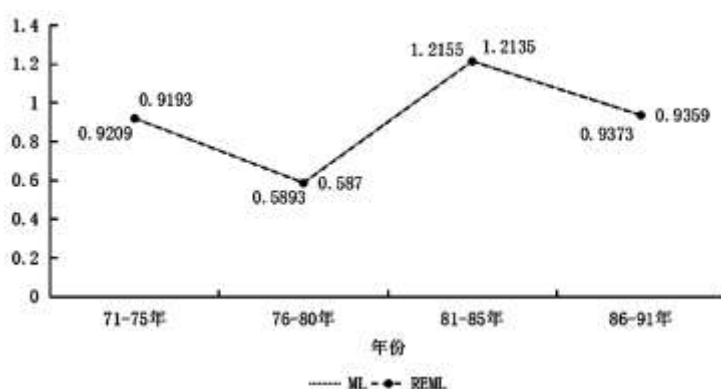


图2 父代收入对个人受教育年限影响系数的变化趋势

图3比较了控制和不控制个人受教育水平时各年龄段代际收入弹性的变化趋势。可以看出,与不控制个人受教育年限相比,控制个人受教育年限之后的代际收入弹性变动趋势没有变化,但是绝对值都有不同程度的下降。四个年龄段的代际收入弹性估计值依次下降的百分比依次为8.8%、10.2%、18.6%和11.3%。这说明,教育在代际之间收入传承中作用最大的是1981-1985年出生的群体。相比之下,作为最年轻的1986-1991年出生群体,教育的中介作用有较为明显的下降,但仍然高于两个70后群体。这说明,在教育扩张的背景下,教育在代际收入传承中的作用并未低于此次教育扩张之前。

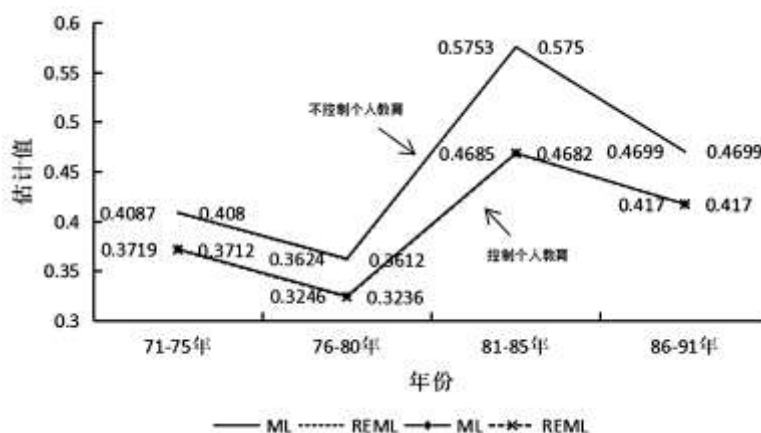


图3 代际收入弹性变化趋势的比较：控制与不控制个人受教育水平

我们再来看代际收入弹性的变化趋势，与不控制个人受教育水平相比，无论是1981-1985年出生群体与1976-1980年出生群体相比代际收入弹性的上升，还是1986-1991年出生群体与1981-1985年出生群体相比代际收入弹性的下降，从趋势上看均变得更加平缓。也就是说，教育可以在一定程度上解释代际收入流动性的变化趋势。以最年轻的两个年龄段之间代际收入弹性的下降趋势为例，上文提到，不控制个人受教育情况时，代际收入弹性下降约18%（从0.575下降到0.47），而在控制子代受教育年限之后，代际收入弹性从约0.468下降到0.417，下降仅为约11%。可见教育这一中间渠道在这两个年龄段群体之间促进了代际收入弹性下降，是推动代际收入流动上升的因素。结合对图2的分析，我们可以认为，在最年轻群体中进一步教育扩张，很可能通过推动教育机会均等化推动了代际收入流动的上升。

五、结论

利用CHNS1989-2015年共10轮微观跟踪调查数据，本文构建了长跨度的父代收入与子代受教育水平和成年后个人收入信息的配对数据。并通过按照出生年份将样本分成70后、80后两个群体，及细分为1971-1975, 1976-1980, 1981-1985, 1986-1991四个同期群的方式，考察了教育扩张前后中国代际收入流动性的变化趋势，以及教育扩张对这种变化趋势产生的影响。

本文实证研究主要得到了如下三个方面的结论：（1）20世纪90年代末的大规模教育扩张并未立刻带来代际收入流动性的上升。与几乎未受到教育扩张影响的70后群体相比，80后群体的代际收入流动性非但没有上升，反而大幅度下降。其背后的原因可能是，父代收入对子代教育的影响反而较教育扩张之前大幅度上升，而教育回报的上升可能进一步放大了上述教育机会不均等上升对代际收入流动的不利影响。（2）将样本分为四个同期群可以发现，父代收入引起的教育机会不均等，以及代际收入弹性在教育扩张之后都呈现出先大幅度上升后显著下降的“倒U”型变化趋势。出生于1981-1985年的群体教育水平受父代收入的影响最高，且代际收入弹性也最高，而最年轻的1986-1991年出生的群体中，父代收入对子代教育的影响明显下降且代际收入流动性也显著上升。（3）教育扩张并未立刻带来教育机会的均等化，导致代际收入流动性先下降，而此后的教育机会的均等化是代际收入流动性最终上升的推动因素。这一点可以从控制住教育这一中间传递途径之后，最年轻的两个年龄段群体之间代际收入流动性上升的幅度明显收窄推测可以得到。

教育公平是现代发展的标志性目标之一，同时教育机会的均等化也是构建一个包括经济、社会、文化等各个方面都更加公平、平等的理想社会的重要途径。本文的实证研究结果表明，持续的教育扩张似乎的确在一定程度上能够促进教育的平等和代际收入流动性的上升。然而，代际收入弹性的绝对水平仍然高于70后群体，代际流动性还有进一步上升的空间。一方面需要更广泛的教育机会均等化，当前扩张的教育机会在中国各个区域之间的分配并不平衡。无论是从效率还是公平的角度出发，不断平衡和优化总量不断增加的教育资源，特别是高等、优质教育资源在区域之间的配置，才能真正充分发挥教育扩张的公平效应，促进教育公平。另一方面也要促进劳动力市场中人力资源的优化配置，特别是减少劳动力市场中就业机会分配和工资报酬获得中的不公平问题。只有上述两个方面将结合，才能真正最终发挥教育扩张推动代际收入流动性上升的作用。

参考文献：

[1]袁磊.我国居民代际收入流动的实现路径——兼文献综述[J].经济问题探索,2016(11):173-181.

[2]Becker G S,Tomes N.An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility[J].The Journal of Political Economy,1979,87(6):1153-1189.

[3]候玉娜,易全勇.教育与代际收入流动关系(上)——基于理论视角的文献述评[J].教育学术月刊,2013(9):3-12.

-
- [4] 侯玉娜, 易全勇. 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[J]. 教育学术月刊, 2013(10): 23-32.
- [5] 郭丛斌, 闵维方. 中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究[J]. 教育研究, 2007(5): 3-14.
- [6] 元寿伟. 中国代际收入传递趋势及教育在传递中的作用[J]. 统计研究, 2016(5): 77-86.
- [7] Yang J, Qiu M Y. The impact of education on income inequality and intergenerational mobility[J]. China Economic Review, 2016(37): 110-125.
- [8] 周明海, 徐杨云涛. 高校扩招与中国代际收入流动[J]. 教育经济评论, 2017, 2(6): 83-97, 114.
- [9] 吴晓刚. 1990-2000 年中国的经济转型、学校扩招和教育不平等[J]. 社会, 2009, 29(5): 88-113.
- [10] 杨奇明, 林坚. 教育扩张是否足以实现教育公平?——兼论 20 世纪末高等教育改革对教育公平的影响[J]. 管理世界, 2014(8): 55-67.
- [11] 陈林, 万攀兵. 中国高等教育扩张的得与失——围绕国内学术界三大争鸣的政策效应评价[J]. 中国人口科学, 2017(1): 115-125.
- [12] 赖德胜. 教育扩张与收入不平等[J]. 经济研究, 1997(10): 46-53.
- [13] 孙百才. 中国教育扩张与收入分配研究[J]. 统计研究, 2005(12): 20-23.
- [14] 张建华, 万千. 高校扩招与教育代际传递[J]. 世界经济, 2018, 41(4): 168-192.
- [15] Liu L, Wan Q. The effect of education expansion on intergenerational transmission of education: Evidence from China[J]. China Economic Review, 2019(57).
- [16] 杨中超. 教育扩招促进了代际流动?[J]. 社会, 2016, 36(6): 180-208.
- [17] 刘泽云. 教育对工资不平等的影响: 结构效应和价格效应[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2009(5): 116-125.
- [18] 薛进军, 高晓淳. 再论教育对收入增长与分配的影响[J]. 中国人口科学, 2011(2): 2-13.
- [19] 夏庆杰等. 中国高校扩招的工资收入分配效应[J]. 社会科学战线, 2016(7): 54-65.
- [20] 姚先国, 方昕, 张海峰. 高校扩招后教育回报率和就业率的变动研究[J]. 中国经济问题, 2013(2): 3-11.
- [21] 温福星. 阶层线性模型的原理与应用[M]. 北京: 中国轻工业出版社, 2009: 6-10.
- [22] Raudenbush S W, Bryk A S. 分层线性模型: 应用与数据分析方法(第二版)[M]. 社会科学文献出版社, 2007.

[23]韩军辉. 中国农村地区代际收入流动的多水平统计模型分析[J]. 统计与信息论坛, 2009(8):17-20, 33.

[24]Solon G. Intergenerational income mobility in the united states[J]. The American Economic Review, 1992, 82(3): 393-408.

注释:

1 由于将青少年时期家庭经济状况定义为 10-18 岁对数家庭年收入均值, 因此理论上与这里个人收入在年龄上有重叠。作者认为, 即使样本对象已进入劳动力市场, 但刚进入时收入往往较低, 家庭经济收入的主要来源应该是父母, 因此作者认为这种重叠不会带来严重偏差。