

高校扩招与中国代际收入流动

周明海，徐杨云涛

[摘要] 基于现有经济学和社会学理论，本研究从理论上探讨高校扩招通过家庭教育投资决策、学校教育积累过程以及劳动力市场教育回报三条传递路径对代际收入流动的作用机理。研究发现，理论上很难判断高校扩招是否能够增加代际收入流动性，降低机会不平等。利用中国家庭追踪调查数据，本研究将高校扩招作为自然实验，通过构建双重差分计量模型，实证考察高校扩招的代际收入传递效应。研究发现，高校扩招的综合收入弹性效应为正，这意味着高校扩招使收入流动性降低，增加了代际收入流动的不平等。研究还发现，高校扩招对代际收入流动的阻碍作用主要通过女性子代实现。我们认为高收入和高社会阶层家庭更有能力俘获高校扩招带来的好处，尽管低收入家庭因经济约束下降和高校扩招机会上升更愿意为子代提供高等教育的机会，但其子代(尤其是女性)由于面临劳动力市场的更强竞争，出现收入和收入流动双下降的情况。

[关键词] 代际收入流动；高校扩招；机会不平等；双重差分

一、引言

全球金融危机以后，收入不平等问题成为社会各界争相讨论的热门话题(皮凯蒂，2014)。经济学界从过去较多关注结果不平等问题越来越多地转向讨论机会不平等问题(Fan等，2015；Chetty等，2017)。代际收入流动，即父代与子代间的收入相关性，成为经济学者讨论机会不平等的重要度量指标。改革开放以来，随着中国经济社会的不断发展，代际收入流动性下降问题受

[基金项目] 浙江省哲学社会科学重点研究基地课题“中国的代际流动性及其机理研究”(批准号：14JDLB01Z)。

[作者简介] 周明海，宁波诺丁汉大学经济学院，电子邮箱地址：Minghai.Zhou@nottingham.edu.cn；徐杨云涛，塔夫茨大学经济学院，电子邮箱地址：Yangyuntao.Xu@tufts.edu。

[致谢] 本文在中共浙江省委党校举办的“中国社会结构变迁及其影响”研讨会报告过，作者感谢李煜、李连江、朱斌、王甫勤老师的宝贵意见。

到日益关注,具体表现为越来越普遍的“寒门难出贵子”现象。是何种原因导致近年来中国代际收入流动性的下降?是否有办法改变甚至打破个人成功和家庭背景间愈发紧密的联系?这些问题值得我们进一步研究和思考,也是本文的研究问题。

教育,尤其是高等教育,通常被认为是实现个人成功并跨越家庭背景约束的重要手段。最著名的案例莫过于中国 1977 年恢复高考的事件。这一事件不仅使广大青年摆脱了家庭背景的束缚,也为青年学子提供了广泛的向上流动机会。1999 年,中国实施了大规模的高校扩招计划,这是恢复高考后最具深远影响的有关高等教育的政策。此后,高校录取人数快速增长,截至 2016 年,中国高校录取总人数为 738 万,是 1998 年扩招前的 6.8 倍。从政策意图看,高校扩招为广大青年提供了更多接受高等教育的机会,意在增加更多的社会流动性。然而,从现实角度看,高校扩招似乎并未起到降低机会不平等和提高代际流动性的效果。因此,本研究将 1999 年推行的高校扩招事件作为自然实验,考察高校扩招与代际收入流动之间的关系。这不仅有助于理解上述政策意图和现实情况的差异,更有助于深入考察高等教育对代际收入流动的影响及变化。

从现有研究文献看,有关中国代际收入流动性的研究始于 2000 年代中期(王海港,2005;姚先国和赵丽秋,2006),许多研究关注我国代际收入弹性的大小及其变化趋势(陈琳和袁志刚,2012;王美今和李仲达,2012;何石军和黄桂田,2013;陈琳,2015)。对于代际收入弹性大小,研究表明,我国代际收入弹性大致在 0.3 至 0.8 之间,比欧美发达国家更高(Black and Devereux,2011),意味着我国代际收入传递较强,流动性较差。对于代际收入弹性的变化趋势,研究表明,我国代际收入弹性在 1990 年代中期和 2000 年代中期随时间上升(王海港,2005;Gong 等,2012;Deng 等,2013;周兴和张鹏,2013;陈琳,2015),而在 2010 年代早期有所下降(周兴和张鹏,2013;阳义南和连玉君,2015)。然而,研究结果并未达成一致,何石军和黄桂田(2013)的结论与上述研究恰好相反,代际收入流动弹性呈先下降后上升的趋势。这种不一致可能与估算方法和微观数据的差异有关。

现有研究也同时关注我国代际收入流动性的决定因素,如社会资本、财富资本和人力资本等(陈琳和袁志刚,2012;陈琳,2014)。在人力资本因素中,教育被认为是促进代际流动和保障机会公平的重要机制。许多研究支持教育的普及和扩展对我国代际收入流动的正面提升作用(郭丛斌和闵维方,2007;2009),部分研究认为高等教育的扩展使家庭背景的作用不断减弱,有助于促进代际流动(周兴和张鹏,2013,2014;亓寿伟,2016)。然而,也有

研究对教育的正面作用持有异议,陈琳(2015)则认为应进一步区分不同层次的教育对中国代际收入流动性的影响。她认为初等教育中的幼托和初中对代际收入流动起促进作用,高等教育对代际收入流动起阻碍作用,而小学和高中的作用则不明确。

然而,国内鲜有文献直接关注高校扩招这一政策事件对代际收入流动的直接影响。仅有的理论研究是杨娟等(2015)通过构建世代交叠模型,发现高校扩招对代际收入流动的影响是暂时性和不明确的。因此,从理论框架上,本研究将梳理代际收入流动性的教育传导机制,在此基础上,讨论高校扩招通过家庭教育投资决策、学校教育积累过程以及劳动力市场教育回报三条传递路径对代际收入流动的作用机理。目前,一些国外文献开始关注到教育改革和政府教育投资的变化对代际收入流动的影响(Mayer 和 Lopoo, 2008; Pekkarinen 等, 2009)。这些研究将教育政策的变化作为自然实验,利用双重差分法分析政策改变前后的实验组和对照组的变化,从而分离其他影响因素的干扰,考察教育政策变化对代际收入流动的影响。因此,从实证方法上,本研究将高校扩招作为自然实验,通过构建双重差分模型,讨论高校扩招对大学生收入及其代际收入流动性的影响。

二、理论框架

候玉娜和易全勇(2013a; 2013b)将教育作为渠道,概括了父代与子代间收入传递的三条路径,即家庭的教育投资决策、学校的教育积累过程以及劳动力市场的教育回报。我们将利用这个分析框架考察高校扩招如何通过三条途径影响父代与子代间的收入传递。

(一)高校扩招与家庭教育投资决策

从经济学的角度看,家庭教育投资决策依赖父代是否面临信贷约束。当低收入家庭面临严峻的信贷约束时,会出现对子代教育投资不足的现象,从而使得代际收入弹性升高,流动性降低(Becker 和 Toms, 1979, 1986)。公共教育能够缓解低收入家庭对子代人力资本投资时所面临的信贷约束,通过缩小不同家庭子代的人力资本差异而促进代际流动。例如,在中国,1986年实施的义务教育改革,其目的在于改善和解决低收入家庭的信贷约束,扩大中等教育机会,改善代际收入流动性。然而,1999年实施的高校扩招改革并未在解决低收入家庭信贷约束的情况下扩大高等教育的机会,因而并不一定能够改善代际收入流动性。

从社会学的角度看,信贷和经济约束并非阻碍家庭教育投资决策的唯一

重要因素,家庭教育投资决策同样受到如社会阶层分化等社会因素的影响,从而变得更加复杂。并非只有低社会阶层才具有风险规避性,各个社会阶层都会首先避免向下流动,从而保持与父代相似的社会地位,其次才会考虑向上流动(Boudon, 1974; Breen 和 Goldthorpe, 1997; Goldthorpe, 2000)。换句话说,不同阶层在做出同样的教育决策时面临不同的成本和收益函数。以高校扩招为例,高社会阶层更可能利用高等教育规模增加带来的好处,而低社会阶层在做出向上流动的教育选择时成功的可能性和收益更低,从而导致低社会阶层缺少教育投资的动机。这就隐含着高校扩招可能降低代际收入流动性的结论。

(二)高校扩招与学校的教育积累过程

经济学的人力资本理论认为通过正规的学校教育,可以帮助人们有效地积累知识和学习技能,从而提升人的生产能力并形成高水平人力资本,最终以未来在劳动力市场中高额回报的现金流折现的方式加以充分体现(Mincer, 1974; Becker, 1975)。进一步,以精英主义及绩效原则为基础的学校组织和筛选制度是代际收入流动的重要影响因素,该教育制度保证了代际收入关系传递的公平性。就高校扩招而言,高等教育获得的可能性增加仅是提高人力资本水平的第一步,高等教育获得的公平性才对代际收入传递关系具有重要影响。例如,高校扩招对象若是更加偏向城镇居民,反而会进一步拉大我国城乡教育不平等,从而降低代际收入流动。

社会学的研究者认为教育具有明显的“自我实现”和阶层再生产特征。教育制度通过表面公正客观的考试制度掩盖了学校与经济生活的对应关系。教育只是将不平等关系的再生产“合理化”,因而学校教育反而可能阻碍代际流动(Bowles 和 Gintis, 1976)。就高校扩招而言,哪怕高等教育入学机会均等,高等教育的过程不均等同样会使学生面临迥异的教育资源,从而扩大代际收入不平等。例如高校扩招只是将低质量的高等教育资源开放给低收入和社会阶层家庭,而低质量的高等教育又因大幅扩招而进一步稀释其质量,这会加剧高校教育资源的不平等,从而降低代际流入流动。

(三)高校扩招与劳动力市场的教育回报

从经济学的角度看,劳动力市场中教育回报的竞争性理论有上面提到的人力资本理论和市场信号理论。后者认为教育通过学历证书向劳动力市场发送信号,易于雇主进行有效甄别,从而对于收入获得及收入不平等产生影响(Spence, 1973)。社会学家进一步提出教育信号失灵理论,该理论认为教育供给与需求的失衡将引起劳动力市场雇佣标准的转变,导致教育信号作用失

灵,进而影响教育的市场回报率(Jackson等,2005)。当教育信号失灵时,雇主会寻找其他替代信号,比如家庭背景,这就使教育对代际流动的促进作用大打折扣,甚至消失。对高校扩招而言,扩招增加了高技能的劳动力的供给,如果这种高等教育供给的增加与需求相匹配,则高等教育回报不应有变化。但当高等教育扩张到一定程度,学生的教育供给超出了市场对教育的需求,这种结构化失衡将导致教育水平或学历证书的价值在劳动力雇佣决策过程中贬值,出现教育信号失灵的情况。因此,代际收入流动的研究应当考虑劳动力市场供给和需求特征,从劳动力动态供求平衡是否实现的角度分析教育的市场回报问题。

总之,基于现有经济学和社会学理论,从代际收入传递的三条理论途径上,我们很难判断高校扩招是否能够增加代际收入流动性,降低机会不平等。因此,我们认为需要从实证的角度进一步考察高校扩招的代际收入传递效应。

三、实证模型和数据说明

(一)实证思路和计量模型

1. 高校扩招与大学生收入

将1999年的高校扩招作为自然实验,考察其影响的研究主要关注高校扩招对大学生收入的影响(姚先国等,2014;张卓和徐峻,2015)。尽管本研究考察高校扩招对代际收入弹性的影响,其与上述研究的实证思路和方法具有相似性。根据是否受高校扩招影响,可以将人群分为实验组和控制组。一方面,由于高校扩招改革始于1999年9月,因此可以从时间维度将人群划分为1980年9月前出生的群体(未受扩招影响的出生控制组)和1980年9月后出生的群体(受扩招影响的出生实验组)。另一方面,由于高校扩招针对大专及以上人群,因此可以从教育维度将人群划分为无论扩招与否都能上大学的群体(教育控制组)和因扩招而上大学的群体(教育实验组)。

进行上述分组后,我们可以考察高校扩招带来的收入效应。举例来说,假设有学生甲,无论扩招与否都能上大学。然而,在扩招后,由于更多的人能够上大学,因此大学生的供给增加了,从而使学生甲上大学的教育回报在扩招后下降了。这意味着,对学生甲来说,高校扩招的收入效应是负的。同时,假设另有学生乙,受益于扩招而上大学。在扩招后,一方面学生乙享受由高中到大学教育升水效应^①,另一方面其也面临大学生供给和竞争加剧的负向

^① 升水效应是指由于高考扩招使得原本不可能考上大学的学生上了大学。

效应。因此,对学生乙来说,高校扩招的收入效应并不确定,其取决于教育升水效应和竞争效应的共同作用。综合学生甲和乙的情况,高校扩招的收入效应仍然难以确定,视哪类学生占主导而定。利用双重差分法,现有研究支持高校扩招带来的综合收入效应为负,扩招使大学生收入下降13%至16%(姚先国等,2014;张卓和徐峻,2015)。

2. 高校扩招与代际收入流动

为了进一步考察高校扩招对代际收入流动的影响,我们需要进一步分析学生甲乙的家庭背景。假设学生甲来自于高收入家庭而学生乙来自于低收入家庭,表面上看高校扩招使低收入家庭拥有更多接受高等教育的机会,从而有助于低收入家庭的子代利用高等教育缩小与高收入家庭子代的人力资本差异而促进代际流动。然而,如前所述,高校扩招若是存在质量偏向,低质量高校吸纳了大部分低收入家庭的扩招生源,这些高校面临严重的质量稀释效应,因而,低收入家庭仍然难以从高校扩招中获益,甚至可能与高收入家庭差距进一步拉大,从而使代际收入流动下降。因此,我们仍然很难判断高校扩招对代际收入流动的影响,需要从进一步的实证分析中获得答案。

根据以上实证思路,我们首先构建代际收入相关性的最基本方程,其将子代的收入与父代的收入联系起来。由于文献通常将父代和子代收入进行对数处理,因而常用的数学表达式如式(1)所示:

$$\ln(y_{ijt}^{child}) = \alpha + \beta_{jt} \ln(y_i^{Father}) + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中 y 表示子代或父代收入,分别取对数后即为代际收入弹性的估计方程(1)。这里, i 表示个体, j 表示教育水平, t 表示时间。其中,系数 β_{jt} 表示代际收入弹性。为了考察高校扩招对代际收入弹性的影响,参照 Pekkarinen 等(2009)的研究,假设回归系数 β_{jt} 会随不同年龄群体、不同教育水平而发生变化,具体参见式(2)。

$$\beta_{jt} = \beta_0 + \beta_1 cohort_t + \beta_2 edu_j + \beta_3 cohort_t * edu_j \quad (2)$$

其中, $cohort_t$ 为是否受到高校扩招影响的出生组的虚拟变量。 edu_j 为是否受高等教育的教育组的虚拟变量,衡量教育水平差异。通过两个变量的交互作用,我们可以利用双重差分的方法考察高校扩招的代际收入弹性效应 β_3 。将(2)式代入(1)式,并考虑高校扩招的收入效应(系数 γ)和影响子代收入的其他因素 X (工作经验及其平方项),公式(3)即为最终的回归模型。

$$\begin{aligned} \ln(y_{ijt}^{child}) = & \alpha + \beta_0 * \ln(y_i^{Father}) + \beta_1 cohort_t * \ln(y_i^{Father}) + \beta_2 edu_j * \ln(y_i^{Father}) \\ & + \beta_3 cohort_t * edu_j * \ln(y_i^{Father}) + \gamma_1 cohort_t + \gamma_2 edu_j + \gamma_3 edu_j \\ & * cohort_t + \delta X_i + u_{ijt} \end{aligned} \quad (3)$$

首先来看高校扩招的收入效应, γ_3 为高校扩招的综合收入效应,根据现有文

献(姚先国等, 2014; 张卓和徐峻, 2015), 预期为负; γ_1 为出生组的收入效应, 预期为正, 即 1980 年 9 月后的出生组收入要比此前的出生组更高; γ_2 为高等教育的收入效应, 预期为正, 即大学教育相比高中教育回报更高。

其次来看高校扩招的收入弹性效应, β_1 为出生组的代际收入弹性效应。由于高校扩招带给 1980 年 9 月后的出生组更多受高等教育的机会, 且其处于新一轮的对外开放时期, 则高校扩招可能改善收入流动, 使弹性降低, 因而预期符号为负。 β_2 为高等教育的代际收入弹性效应, 通常认为高等教育本身能够改善代际收入流动, 使弹性降低, 因而预期符号为负。

β_3 为高校扩招对收入弹性的综合效应。我们认为高收入和高社会阶层家庭更有能力俘获高校扩招带来的好处, 尽管低收入家庭因经济约束下降和高校扩招机会上升更愿意为子代提供高等教育的机会, 但其子代由于面临劳动力市场的更强竞争, 使收入弹性升高, 预期符号为正。

(二) 数据说明和处理

本文采用 2010 年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, 简称 CFPS2010)数据。该数据由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施调查获得, 其重点关注中国居民的经济与非经济福利, 包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题, 是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。CFPS 在 2010 年实施基线调查, 样本覆盖 25 个省、市和自治区, 覆盖了中国 95% 的人口, 具有全国代表性。CFPS2010 总样本规模为 14960 户, 调查对象包含样本住户中的所有家庭成员。对于每一位核心家庭成员, CFPS 在家庭问卷中不仅询问个人基本信息, 还可以对应其直系亲属(父母、子女、配偶)的家庭关系状况以及每位直系亲属的其它基本信息, 为父子两代收入及其它社会经济学特征信息配对提供了方便。

通常住户调查的数据结构只能支持家庭和个人单位的数据信息。我们研究的主题为代际收入流动, 这需要对住户调查数据进行重构, 其中核心的任务是将父代和子代信息进行配对。因此, 数据获取和处理过程分两步走。首先, 在全体样本中分别获取父代和子代的个人信息, 如年龄、性别、教育程度、工作经验等。其中, 尤为重要的是个人总收入信息, 包括工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入以及其他收入(包括接受的各种赠予折合人民币、借贷性收入等), 父代和子代均取对数值。其次, 利用 CFPS2010 中的家庭关系亲属表(T 表)数据库, 将父代和子代的信息进行配对。

在此基础上, 我们进一步根据公式(3)构造所需变量。首先, 生成子代出生组虚拟变量 $cohort_i$, 由于高校扩招始于 1999 年 9 月, 因此受到高校扩招影响的年龄组设为 1, 即取 1980 年 9 月以后出生的群体, 不受高校扩招影响的

年龄组设为 0, 即取 1980 年 9 月以前出生的群体。其次, 生成子代教育分类虚拟变量, 大专及本科学历设为 1, 高中学历设为 0。不考虑高中以下的样本, 主要是为了避免义务教育改革的影响。最后, 根据公式(3)生成各交互变量。这样我们就可以考察高校扩招对子代的收入效应以及对父代与子代之间的收入传递效应。

四、回归结果及分析

我们对配对成功的样本做两方面的限定。一方面须满足父代和子代双方都有收入信息, 另一方面将子代年龄限定在 40 岁以下, 从而保证父代和子代均处于正常的职业生涯期。我们首先按公式(1)仅考察父代与子代间的代际收入传递关系, 结果如表 1 第(1)列所示。可以看到, 父代与子代间的收入呈较强的正相关关系, 父代收入上升 1% 将导致子代收入上升 0.35%。同时, 子代工作经验对其收入的影响符合经典的收入决定方程, 经验与收入呈倒 U 型关系。

接下来, 我们按公式(3)考察高校扩招的效应, 其具体回归结果如表 1 第(2)列所示。由于我们仅考察高中毕业和大学毕业的人群差别, 更好地反映高校扩招的边际效应, 并尽可能避免义务教育改革的影响。同时, 我们将样本子代年龄限定在 22 岁以上, 因而表 1 第(2)列的样本比第(1)列少一半以上。然而, 比较第 1 和第 2 列中的收入弹性系数, 其并未发生明显变化, 表明其它影响因素并没有对基本的代际收入弹性关系造成实质影响。

我们再看高校扩招的收入效应。首先, 与预期一致, 出生组的收入效应为正, 表明 1980 年 9 月后出生的人群收入要比此前出生人群更高。其次, 与预期相符, 高等教育的收入效应也为正, 表明大学教育的回报相比高中教育更高。再次, 与现有文献结果一致, 高校扩招的综合收入效应为负, 这可能是高校扩招引起的竞争效应大于教育升水效应的结果。

最后, 我们考察高校扩招的收入弹性效应。首先, 与预期一致, 出生组的收入弹性效应为负, 表明高校扩招改善 1980 年后出生人群的收入流动, 使代际收入弹性降低。其次, 与预期相符, 高等教育的收入弹性效应也为负, 意味着高等教育本身能够改善大学生的收入流动, 使代际收入弹性降低。再次, 与预期相符, 高校扩招的综合收入弹性效应为正, 这意味着高校扩招使收入流动性降低, 增加了代际收入流动的不平等, 这与杨娟等(2015)的数值模拟结果有出入, 而与陈琳(2015)的研究结果较为一致。我们认为高收入和高社会阶层家庭更有能力俘获高校扩招带来的好处, 尽管低收入家庭因经济

约束下降和高校扩招机会上升更愿意为子代提供高等教育的机会,但其子代由于面临劳动力市场的更强竞争,从而降低代际收入流动,使代际收入弹性升高。

为了考察结果的稳健性,我们进一步放宽子代的年龄上限,将其设为 42 岁和 45 岁,结果如表 1 中第(3)和第(4)列所示。我们发现,后两列的系数符合和显著性大小均未出现明显变化,表明回归结果具有较强的稳健性。

表 1 高校扩招与代际收入弹性(父亲收入)

Variable	(1)OLS $\ln y^{Child}$	(2) $cage \leq 40$ $\ln y^{Child}$	(3) $cage \leq 42$ $\ln y^{Child}$	(4) $cage \leq 45$ $\ln y^{Child}$
$\ln y^{Father}$	0.350 ^{***} (0.023)	0.339 ^{***} (0.089)	0.356 ^{***} (0.087)	0.361 ^{***} (0.086)
exp	0.105 ^{***} (0.014)	0.259 ^{***} (0.032)	0.244 ^{***} (0.029)	0.239 ^{***} (0.027)
$exp2$	-0.003 ^{***} (0.001)	-0.010 ^{***} (0.002)	-0.009 ^{***} (0.001)	-0.008 ^{***} (0.001)
$cohort * \ln y^{Father}$		-0.237 [*] (0.132)	-0.252 [*] (0.130)	-0.257 ^{**} (0.130)
$edu * \ln y^{Father}$		-0.276 ^{**} (0.129)	-0.274 ^{**} (0.125)	-0.276 ^{**} (0.124)
$cohort * edu * \ln y^{Father}$		0.311 [*] (0.177)	0.304 [*] (0.174)	0.307 [*] (0.173)
$cohort$		2.483 ^{**} (1.246)	2.669 ^{**} (1.226)	2.739 ^{**} (1.217)
edu		3.380 ^{***} (1.211)	3.326 ^{***} (1.163)	3.361 ^{***} (1.155)
$cohort * edu$		-3.079 [*] (1.671)	-3.004 [*] (1.633)	-3.044 [*] (1.626)
$_cons$	5.205 ^{***} (0.236)	4.713 ^{***} (0.855)	4.562 ^{***} (0.838)	4.518 ^{***} (0.828)
N	2164	706	717	721
$adj. R^2$	0.109	0.180	0.175	0.177

注: *、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。括号内为标准差。

为了进一步考察结果的稳健性,我们首先将父亲的收入替换为母亲的收

入。表 2 第(1)列表明母亲和子代收入相关性要比父亲和子代收入相关性小,这与中国社会的现实相符。表 2 第(2)列表明高校扩招的收入效应和收入弹性效应基本与表 1 第(2)列情况相似,符合理论预期,但高校扩招的收入弹性综合效应并不显著,这表明高校扩招的传递效应主要通过父亲而非母亲。其次,我们将父亲的收入替换为家庭总收入^①进行考察。同时,考虑家庭规模的影响,我们进一步将父亲的收入替换为家庭平均收入。表 2 第(3)和第(4)列表明家庭总收入和平均收入与子代收入的整体相关性更高。然而,高校扩招的收入综合效应与收入弹性的综合效应均不显著,这主要是因为家庭收入中包含母亲的收入导致的。

表 2 高校扩招与代际收入弹性(母亲和家庭收入)

Variable	(1)mother $\ln y^{Child}$	(2)mother $\ln y^{Child}$	(3)total $\ln y^{Child}$	(4)average $\ln y^{Child}$
$\ln y^{Parent}$	0.318 *** (0.022)	0.262 *** (0.055)	0.414 *** (0.089)	0.446 *** (0.088)
exp	0.138 ** (0.019)	0.328 *** (0.040)	0.280 ** (0.032)	0.273 *** (0.031)
$exp2$	-0.004 *** (0.001)	-0.014 *** (0.002)	-0.010 *** (0.002)	-0.010 *** (0.002)
$cohort * \ln y^{Parent}$		-0.165 * (0.096)	-0.266 ** (0.128)	-0.331 *** (0.128)
$edu * \ln y^{Parent}$		-0.106 (0.085)	-0.189 (0.123)	-0.214 * (0.120)
$cohort * edu * \ln y^{Parent}$		0.121 (0.128)	0.132 (0.169)	0.238 (0.167)
$cohort$		1.589 * (0.836)	2.852 ** (1.242)	3.305 *** (1.187)

① CFPS 2010 对农村家庭和城市家庭采用相同的问卷来测量每户家庭 2009 年的年收入。年收入的测量可概括为四部分:工资性收入、家庭经营收入、财产收入(包括地租、房租收入等)和转移性收入(包括离/退休金、社会保障金、低保等)。与国家统计局发布的数据相比,CFPS 2010 调查得到的农村人均工资性收入较高,但以农业收入为主的人均家庭经营收入偏低。为了弥补 CFPS2010 调查中没有收集农村家庭自家消费农产品的价值所造成的损失,调查组在已有数据和信息的基础上,调整农村家庭农业生产收入的计算方式,并据此调整农村家庭的人均收入。调整后的农村家庭收入与城镇家庭收入数据更加一致可比。

续表

Variable	(1)mother $\ln y^{Child}$	(2)mother $\ln y^{Child}$	(3)total $\ln y^{Child}$	(4)average $\ln y^{Child}$
<i>edu</i>		1.540 ^{**} (0.727)	2.543 ^{**} (1.190)	2.666 ^{**} (1.104)
<i>cohort * edu</i>		-1.072 (1.114)	-1.319 (1.635)	-2.233 (1.543)
<i>_cons</i>	5.611 ^{***} (0.220)	5.605 ^{***} (0.493)	3.808 ^{***} (0.884)	3.731 ^{***} (0.825)
<i>N</i>	1343	464	702	747
<i>adj. R²</i>	0.152	0.233	0.207	0.210

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平下显著。

将子代进一步分为男性和女性，我们可以考察高校扩招对代际收入弹性的性别差异。首先，从表3的第(1)和第(3)列中，我们发现男性子代与父代之间的收入相关性比女性低，但工作经验的作用男性更高，这与预期存在一定出入。同时，从表3的第(2)和第(4)列中，我们发现高校扩招的收入效应和代际收入弹性效应主要集中在父女间，而非父子间，这也与预期不符。一种可能的解释与中国传统的重男轻女文化有关。高校扩招前，家庭教育投资决策的信贷约束主要在女性子代而非男性子代上。低收入和低社会阶层家庭更愿意让男性子代接受教育而非女性，这在农村地区更为普遍。因此，只要男性子代有能力并愿意接受高等教育，无论家庭属于何种类型，父母的教育投资意愿均很强，导致对男性的教育获得约束较小。这解释了高校扩招对于男性子代影响较小的结果，即表3第(2)列中的结果。相反，在高校扩招前，低收入和低社会阶层家庭更愿意将接受高等教育的机会给予男性子代，对于女性子代则更鼓励其较早工作。高校扩招后，由于中国经济处于快速开放和发展阶段，低收入家庭的经济约束快速下降，因此低收入家庭也开始愿意为女性子代提供更多的接受高等教育的机会。这解释了高校扩招对女性子代影响较大的结果，即表3第(4)列中的结果。然而，女性接受高等教育的结果可能导致女性在劳动力市场中面临更大竞争，这种竞争效应足够大，甚至可以抵消女性接受高等教育带来的升水效应，从而表现为女性收入的综合效应为负，收入弹性的综合效应为正的情况。总之，从表3分性别的回归结果看，高校扩招对代际收入流动的阻碍作用主要通过女性子代实现的。

表 3 高校扩招与代际收入弹性(子代性别差异)

Variable	(1)Male $\ln y^{Child}$	(2)Male $\ln y^{Child}$	(3)Female $\ln y^{Child}$	(4)Female $\ln y^{Child}$
$\ln y^{Father}$	0.256*** (0.024)	0.244** (0.098)	0.624*** (0.055)	0.853*** (0.211)
exp	0.111*** (0.016)	0.281*** (0.040)	0.0609* (0.036)	0.205*** (0.057)
exp2	-0.003*** (0.001)	-0.010*** (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.009*** (0.003)
cohort * $\ln y^{Father}$		-0.194 (0.144)		-0.530* (0.310)
edu * $\ln y^{Father}$		-0.153 (0.140)		-0.940*** (0.316)
cohort * edu * $\ln y^{Father}$		0.228 (0.198)		0.774* (0.406)
cohort		1.954 (1.344)		5.835* (2.989)
edu		2.020 (1.301)		10.41*** (3.030)
cohort * edu		-2.052 (1.852)		-8.397** (3.889)
_cons	6.127*** (0.248)	5.558*** (0.935)	2.701*** (0.546)	-0.333 (2.045)
N	1565	447	599	259
adj. R^2	0.089	0.169	0.176	0.261

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平下显著。

五、结论与展望

从理论框架上,本研究梳理了代际收入流动性的教育传导机制,并在此基础上,探讨了高校扩招对家庭教育投资决策、学校教育积累过程以及劳动力市场教育回报三条传递路径的作用机理。基于现有经济学和社会学理论,从代际收入传递的三条理论途径上,我们很难判断高校扩招是否能够增加代

际收入流动性,降低机会不平等。因此,我们认为需要从实证的角度进一步考察高校扩招的代际收入传递效应。

从实证方法上,本研究将高校扩招作为自然实验并根据前人研究构建了双重差分模型,讨论了高校扩招对大学生收入及其代际收入流动性的影响。就高校扩招的收入效应而言,我们的结果与先前的研究一致,高校扩招的综合收入效应为负,这可能与高校扩招引起的竞争效应大于教育升水效应的结果。就高校扩招的收入弹性效应而言,我们发现高校扩招的综合收入弹性效应为正,这意味着高校扩招使收入流动性降低,增加了代际收入流动的不平等。进一步检验通过放宽年龄以及将父亲收入替换为母亲和家庭收入,均没有实质改变上述发现,表明结果具有较强的稳健性。我们认为高收入和高社会阶层家庭更有能力俘获高校扩招带来的好处,尽管低收入家庭因经济约束下降和高校扩招机会上升更愿意为子代提供高等教育的机会,但其子代由于面临劳动力市场的更强竞争,从而降低代际收入流动,使代际收入弹性升高。

将子代进一步分为男性和女性,我们考察了高校扩招对代际收入弹性的性别差异。我们发现高校扩招的收入效应和代际收入弹性效应主要集中在父女间,而非父子间。这意味着高校扩招对代际收入流动的阻碍作用主要通过女性子代实现的。我们认为这可能与中国的重男轻女文化以及高校扩招伴随的经济发展有关。低收入家庭因经济约束下降和高校扩招机会加大更愿意为女性子代提供高等教育的机会,然而女性可能因面临更强的劳动力市场竞争,从而出现收入和收入流动双下降的情况。

总之,本文以中国1999年的高校扩招作为切入点,尝试性地探讨了教育对收入机会不平等的影响,获得了一些有意思的发现,有助于我们更为全面地评估高校扩招政策。然而,对于这些发现是否可靠,有待进一步的研究加以证实或证伪。这里,我们必须警醒地意识到本研究可能存在的一些问题和不足。首先,研究代际收入流动问题需要将子代和父代信息加以配对。受制于配对的条件,配对后的样本通常远小于调查的总体样本,这就带来了配对后的样本和全体样本的一致性问题。其次,代际收入流动估算本身具有较大的约束。在估算中,如何限定和选取父代和子代年龄,如何处理父代与子代的“同住偏误”,以及如何考虑单年收入的“暂时性偏误”问题,都可能导致研究结论存在一定偏差。再次,目前我们用高中组作为教育维度的对照组。然而,高校扩招前后的高中组其实发生了变化。高校扩招前的高中组存在可能因高校扩招政策能上大学的部分人群,而这一人群在高校扩招后已经属于大学组,这就使对照组存在前后不一致的问题。尽管上述潜在的问题可能制约本研究结论的可靠性和一般性,但正是这些潜在问题为我们下一步研究指明了方向。

[参考文献]

- 陈琳、袁志刚, 2012:《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, 2014:《中国代际流动性: 基于食品消费与收入视角的研究》,《南方经济》第 3 期。
- 陈琳, 2015:《促进代际收入流动: 我们需要怎样的公共教育——基于 CHNS 和 CFPS 数据的实证分析》,《中南财经政法大学学报》第 3 期。
- 郭丛斌、闵维方, 2007:《中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究》,《教育研究》第 5 期。
- 郭丛斌、闵维方, 2009:《教育: 创设合理的代际流动机制——结构方程模型在教育与代际流动关系研究中的应用》,《教育研究》第 10 期。
- 何石军、黄桂田, 2013:《中国社会的代际收入流动性趋势: 2000~2009》,《金融研究》第 2 期。
- 候玉娜、易全勇, 2013a:《教育与代际收入流动关系(上)——基于理论视角的文献述评》,《教育学术月刊》第 9 期。
- 候玉娜、易全勇, 2013b:《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。
- 托马斯·皮凯蒂, 2014:《21 世纪资本论》, 北京: 中信出版社。
- 王海港, 2005:《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》第 2 期。
- 王美今、李仲达, 2012:《中国居民收入代际流动性测度》,《中山大学学报》第 1 期。
- 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。
- 阳义南、连玉君, 2015:《中国社会代际流动性的动态解析——CGSS 与 CLDS 混合横截面数据的经验证据》,《管理世界》第 4 期。
- 姚先国、赵丽秋, 2006:《中国代际收入流动与传递路径研究: 1989—2000》, 浙江大学经济学院工作论文。
- 姚先国、方昕、钱雪亚, 2014:《高校扩招对大学毕业生工资的干预效应》,《人口与经济》第 1 期。
- 张卓、徐峻, 2015:《高校扩招如何影响大学毕业生收入——基于 CHIPS 微观数据的实证分析》,《南方人口》第 5 期。
- 周兴、张鹏, 2013:《代际间的收入流动及其对居民收入差距的影响》,《中国人口科学》第 5 期。
- 周兴、张鹏, 2014:《代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- Becker, G. S., 1975, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, University of Chicago Press.
- Becker, G. S., and Tomes, N., 1979, “An Equilibrium Theory of the Distribution of

- Income and Intergenerational Mobility”, *The Journal of Political Economy*, 87(6): 1153—1189.
- Becker G S. and Tomes N. , 1986, “Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, 4(3): S1—S39.
- Black, Sandra E. and Paul J. Devereux, 2011, “Recent Development in Intergenerational Mobility”, in D. Card and O. Ashenfelter eds. , *Handbook of Labor Economics* 4B, Chapter 16, Elsevier.
- Boudon R. , 1974, *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*, John Wiley and Sons.
- Bowles, S. , and Gintis, H. , 1976, *Schooling in Capitalist America: Educational Reform and the Contradictions of American Life*, New York: Basic Books.
- Breen, R. , and Goldthorpe, J. H. , 1997, “Explaining Educational Differentials towards a Formal Rational Action Theory”, *Rationality and Society*, 9(3): 275—305.
- Chetty, R. , Grusky, D. , Hell, M. , Hendren, N. , Manduca, R. , and Narang, J. , 2017, “The Fading American Dream: Trends in Absolute Income Mobility since 1940”, *Science*, 356(6336): 398—406.
- Deng, Q. , Gustafsson, B. , and Li, S. , 2013, “Intergenerational Income Persistence in Urban China”, *Review of Income and Wealth*, 59(3): 416—436.
- Fan Y, Yi J, and Zhang J. , 2015, The Great Gatsby Curve in China: Cross-Sectional Inequality and Intergenerational Mobility, Working Paper, CUHK, Hong Kong.
- Goldthorpe, J. H. , 2000, *On Sociology: Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory*, Oxford University Press.
- Gong, H. , Leigh, A. , & Meng, X. , 2012, “Intergenerational Income Mobility in Urban China”, *Review of Income and Wealth*, 58(3): 481—503.
- Jackson, M. , Goldthorpe, J. H. , and Mills, C. , 2005, “Education, Employers and Class Mobility”, *Research in Social Stratification and Mobility*, 23: 3—33
- Mayer S E, and Lopoo L M. , 2008, “Government Spending and Intergenerational Mobility”, *Journal of Public Economics*, 92(1): 139—158.
- Mincer, J. A. , 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia University Press.
- Pekkarinen T, Uusitalo R, and Kerr S. , 2009, “School Tracking and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School Reform”, *Journal of Public Economics*, 93(7): 965—973.
- Spence, M. , 1973, “Job Market Signaling”, *Quarterly Journal of Economics*, 87(3): 355—374.