

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

许长青，梅国帅

[摘要] 高等教育普及化背景下的大学生就业难等现象，使得人们对教育尤其是高等教育的社会流动功能再度审视，教育尤其是高等教育对于社会流动的促进作用受到广泛质疑，教育在代际收入流动中的作用问题逐渐成为教育领域研究的重点。文章利用 2018 年公布的中国健康与营养调查(CHNS)1989~2015 年的十轮调查数据，采用指标法和回归法双重测度中国代际收入流动性及教育在其中的作用；运用 logit 模型探讨教育在社会流动与收入代际效应中的作用机理。研究发现：第一，我国社会收入代际效应明显，代际收入总流动率普遍低于 0.6，流动水平偏低；代际收入流动距离指数维持在 1.000 左右，代际流动距离相对较小；代际收入向上和向下流动指数普遍低于 1.000，流动水平较低；第二，教育有效促进了代际收入流动。伴随个人受教育程度提高，流动距离和流动水平随之提高；第三，教育程度、收入水平与阶层流动之间存在内在正向关联机制，教育对促进个人进入高收入阶层具有显著推动作用。充分发挥教育促进社会流动的作用，需要持续推动教育公平发展、落实教育新发展理念、推进教育公共治理，全面强化就业优先政策。

[关键词] 教育水平；社会流动；代际收入效应

一、研究问题

“十四五”时期我国进入新发展阶段。在新发展阶段，社会、政治、经济、

[收稿日期] 2021-05-20

[基金项目] 2018 年国家社会科学基金项目“社会转型、矛盾转化与中国教育平等发展”(18BSH039)。

[作者简介] 许长青，中山大学粤港澳发展研究院、中国公共管理研究中心，电子邮箱地址：xuchq@mail.sysu.edu.cn；梅国帅(通讯作者)，华东师范大学高等教育研究所，电子邮箱地址：891633477@qq.com。

文化、教育等方面将面临一场深刻变革，我国将全面推动经济高质量增长，全面推进国家治理体系和治理能力现代化，完整、准确、全面贯彻新发展理念，构建新发展格局，开启实现中华民族伟大复兴中国梦的新征程。在民生方面，将更加健全基本公共服务体系，不断回应人民群众的诉求和期盼，切实解决发展不平衡不充分问题，促进人的全面发展和社会的全面进步。新发展阶段我国经济社会发展既面临机遇，又有挑战。在机遇方面，近年来我国城乡居民收入增速超过经济增速，中等收入群体持续扩大；创新能力显著增强，经济发展拥有巨大的潜力与韧性。但伴随着经济增长，城乡区域发展和收入分配差距依然巨大，发展不平衡、不充分现象凸显，诸多社会问题日渐显露。作为基本民生工程之一的教育存在的一个突出问题就是社会各阶层对教育资源占有的不平等，教育代际传递明显，中国教育公平、优质、均衡发展远未实现。社会优势阶层利用其资源优势，增加对子女的教育投资，使其在教育和就业领域获得更多优势，更容易获得教育和职业成功。诚然，社会优势阶层投资教育获得更多的教育收益无可厚非，但“社会阶层固化”等问题的出现将严重影响弱势阶层的教育投资意愿，削弱整个社会的教育平等发展。教育是集聚人力资本的重要途径，是社会底层实现阶层跃升的必要路径，是推动经济增长的关键因素，因而新时期对教育与社会流动问题的研究具有重要的理论与实践意义。教育能否促进社会阶层流动？教育在推动社会阶层流动中发挥怎样的作用？如何在新发展阶段建立更加健全、公正、合理的公共教育政策体系以提高整个社会的教育投资意愿？这些是本研究所要解决的问题。

二、相关研究

社会流动性作为资源占有不平等背景下的社会属性是社会阶层构成和调整过程中的动力因子，是人们在社会结构中的位置变化现象，是个体、群体或代际从一个阶级、阶层向另一个阶级、阶层的转变过程，反映出社会结构的动态重组过程。社会流动是一个再社会化过程，个体差异会导致阶层流动时文化适应呈现不对称特征。世界各国普遍存在社会资源分配不均问题，使得社会成员并非生而平等。出生于社会地位较高家庭中的子女拥有更多的社会资源，而出生于社会地位较低家庭中的子女拥有较少的社会资源。这种社会资源分配不均将导致代际之间的社会流动性直线下降，即代际间收入、教育、职业等因素存在相关性，子代收入、教育、职业在较大程度上依赖于父代收入、教育和职业。

在社会学视域中,代际流动的研究可以分为两派:一派关注两代人的职业地位及声望关系;另一派关注社会阶层地位在两代人之间的传递关系。从教育与职业关系视角分析社会流动具有比较优势:第一,职业流动更具有稳定性并将对收入产生持久影响,而不仅仅是关注收入的短期变化;第二,职业类型是个体社会经济地位的一个替代变量,因为它涵盖工资、教育水平及能力等要素;第三,个人代际职业数据比代际收入数据更具有可靠性和稳定性。现代社会中职业地位最为重要,它是人们社会地位的主要载体。职业的获得应该通过市场竞争,使有能力的人获得相应的职位。Ermisch 和 Francesconi(2002)运用英国劳动力数据的研究发现,随着父辈社会地位的提升,代际流动弹性下降。Hellerstein 和 Morrill(2011)研究了美国从父辈到子辈的代际流动性,发现子女与父母从事同一职业的可能性在 20 世纪增加。Long 和 Ferrie(2013)研究了英国和美国从 1850 年代开始的代际职业流动性的差异。研究发现,1850 年及之后十年中,美国职业流动性比英国职业流动性要更高。Kwiek(2015)对欧洲教育扩张情况下教育、职业在代际之间的流动状况的研究发现,白领职业在代际之间的传承度很高,约为 50%~70%。Black 和 Devereux(2010)详细阐述了父母社会经济地位对孩子产生的影响,如认知技能、健康水平、教育获得和未来收入。Krueger(2004)认为财政约束极大地阻碍了贫困家庭子女的教育成就。郭丛斌和丁小浩(2004)的研究发现中国城镇职业流动性不强,存在明显的职业代际传递,不同职业都有明显的子承父业的特征,但受过高等教育的子女的择业情况受其父母职业的影响相对较小。朱新卓(2014)从文化角度出发,分析了教师阶层的文化倾向。认为教师文化趋向于学校所代表的自由奢侈品位文化,较为排斥和抵触劳工文化和底层文化习性,这在很大程度上影响了社会各阶层子女学业成就的获得,进而导致阶层再生产的出现。王宝玺(2010)从社会关系的角度阐述了社会流动是社会成员在社会关系网络中所处位置的改变的观点,其本质是社会关系的变更。吴晓刚(2007)分析了城乡间制度分割对中国家庭代际职业流动的影响,研究发现中国城乡分割的户籍制度使得农村家庭有很高的代际职业继承性,但那些克服结构性门槛实现向上流动的农村家庭又使城市职业流动表现出“开放性”。

在经济学视域中,收入通常被视为连续变量,因此主要通过计算父代与子代收入的相关系数或回归系数来衡量代际流动性。Becker 和 Tomes(1979)的人力资本理论指出,研究收入分配不仅包括同代中不同家庭的收入不平等,而且要关注代际间的动态收入不平等,即代际收入流动。他们指出父辈的生产决策目标是家庭效用最大化,而效用的大小取决于父辈的消费、子代的数

量和质量,而子代质量一般用收入指标来衡量。为实现家庭效用最大化,父辈会对子辈进行人力资本与非人力资本投资来增加子代收入。家庭先赋因素与人力资本自致因素对社会流动的影响还受到工业化、社会制度等宏观因素的调节。Solon(1992)利用美国PSID有关代际收入的数据,通过建立父母收入与子代收入的回归模型分析在控制了年龄等因素后,父代收入对子代收入的影响。Bjorklund和Salvanes(2010)详细观察了父母教育水平与子女教育水平之间的因果关系,观察中排除了一些与遗传相关的不可观察因素,但研究并没有证明代际间经济地位具有正相关关系,尽管孩子的行为在很大程度上由基因决定。郭丛斌和闵维方(2006)利用中国城镇居民教育与就业情况调查2004年数据分析中国社会代际收入流动性,研究发现中国城镇居民收入在代际间存在较为明显的传递效应,多数子女依然滞留在与父亲相同的收入组群,同时教育作为一种重要的代际流动机制,有利于促进弱势群体子女实现经济社会地位的跃升,具有较强的促进代际流动的功能。王美今和李仲达(2012)基于CHNS数据测量了中国居民收入的代际流动系数,估计值为0.830,认为中国社会代际间收入流动水平很低,代际间收入传递明显,教育在其中更多地发挥社会阶层再生产作用。阳义南等(2015)选取CGSS和CLDS混合横截面数据,证明近年来我国的社会流动性处于上升状态,并列出了影响代际社会地位的因素主要有教育、政治面貌、体制内就业及创业。杨沫等(2020)的研究表明,父亲的非教育因素在代际收入中起主导作用但2004年以后该作用不断减弱。工业主义认为,随着工业化与技术发展,通过城市化、产业与职业结构升级、生育率下降、大众教育体系、工业劳动分工等途径会逐渐打破传统的依据等级、种族、家庭地位等先赋因素的社会分配机制。社会分层结构将日益开放,社会流动性将不断增长,人力资本自致因素将对个人社会地位越来越起决定作用。制度主义视角下,家庭传承或人力资本对社会流动的影响离不开社会制度,我国社会从刚性体制转向弹性体制必须保持充分的流动性(厉以宁,2003)。

综上,既有研究推进了学界对教育与社会流动问题的理解,推动了教育平等发展与社会合理流动。但至少还可以在两方面进行拓展:一是研究视角的拓展。先行研究更多的是立足经济学视角,缺乏对教育作用的深入研究;二是样本数据及研究方法的拓展。先行研究中规范性文献较多,具有跨年数据支撑的研究比较缺乏。本研究将采用CHNS截止到2018年的最新数据,拓展样本数量,采用指标法及回归法双重测度1989~2015年间中国代际收入传递的动态变化及教育作用趋势,旨在对中国教育与社会流动关系问题进行新的认知和理解,为政府部门政策制定提供参考证据。

三、研究方法与数据来源

研究采用指标法和回归法,引入代际流入性指数、继承性指数、流动方向指数及流动距离指数等指标,结合代际收入弹性方程及Logit回归模型对教育与社会流动关系问题进行深入研究。

(一) 指标法

郭丛斌和丁小浩(2004)、周兴和张鹏(2014)、纪珽和梁琳(2020)均采用了Blau和Duncan(1967)的研究方法,用代际职业流动性指数、继承性指数以及流动距离和流动方向等指标来描述代际职业特征,本研究将以指标法为基础将其引入到代际收入流动的研究中。代际效应表现为前后两代人中前一代人对后一代人所产生的影响,可以用代际收入转换矩阵表示(式1)。转换矩阵产生于一阶马尔科夫过程随机性的研究,社会学学者将此方法运用到职业/收入流动性的测算中以全方位地体现同一个体在不同时期收入水平的变动。同时转换矩阵可以用来表示代际收入流动,定量反映父辈和子辈收入阶层的动态变化。转换矩阵每个元素的取值为0和1之间且每行或每列元素之和等于1。代际流动矩阵中每个元素 P_{ij} 表示处于第*i*个收入分层的父辈,其子辈处于同辈人中第*j*个收入分层的概率。如 p_{12} 表示父辈收入处于第一阶层,而子辈收入处于同辈人中的第二阶层的概率。对角线上的元素表示代际收入继承性/流动性,元素值越大,流动性越小,其他元素表示向上或向下的流动性。*n*表示收入按照由低到高分层中所处的层数,可根据具体的研究需要设定,一般取值为5、10等。转换矩阵具体如下:

$$A = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1n} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2n} \\ & \vdots & \vdots & \vdots \\ P_{n1} & P_{n2} & \cdots & P_{nm} \end{bmatrix} \quad (\text{式 1})$$

1. 代际收入总流动率。代际流动总程度用代际收入总流动率来衡量。总流动率反映了代际循环占有所有流动的比例,包括代际循环和代际继承。收入流动可分为结构性流动和交换流动。前者主要衡量因经济增长和产业结构变化所引致的代际流动,反映了家庭成员受职业或行业结构变迁和整个社会所提供的新职业岗位影响所带来的收入代际流动情况;后者主要反映整个社会系统的开放程度。假设有*n*个收入群组类型并基于此建立一个反映代际收入群组的流动情况的矩阵:

$$A_{ij} = (a_{ij})n \times n \quad (\text{式 2})$$

则代际收入总流动率估算的计量模型为:

$$M = \frac{n - \sum_{i=1}^n a_{ii}}{n} \quad (\text{式 } 3)$$

式3中 M 为总流动率, n 表示收入群组, a_{ii} 表示父母收入类型为 i , 子女收入类型为 i 的频数。 M 值越大, 说明整个社会的代际收入流动性越大, 社会阶层间流动越畅通, 社会就越富有活力。

2. 收入代际流动性指数和继承性指数。代际收入流动性指数和继承性指数可以较好地反映不同收入群体代际收入流动的可能性。继承性指数测度的是代际收入的继承性水平, 流动性指数测度的是代际收入的流动性水平。代际收入的继承性指数越大, 收入继承在代际之间就越稳定, 其代际之间的流动性就越小; 反之, 流动性指数越大, 代际收入流动性越强。收入代际流动性指数和继承性指数计量表达如式4所示:

$$m_{ij} = a_{ij} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij}}{\sum_{i=1}^n a_{ij} \sum_{j=1}^n a_{ij}} \quad (\text{式 } 4)$$

其中 a_{ij} 表示父辈收入组群为 i , 子辈收入组群为 j 的频数, m_{ij} 表示父辈收入组群为 i , 子辈收入组群为 j 的流动性指数 ($i \neq j$) 和继承性指数 ($i = j$)。如果 $m_{ij} > 1$, 即父辈收入组群为 i 的子女进入 j 收入群组的可能性较大, 且 m_{ij} 的取值大小很大程度上反映父辈收入组群为 i 的子女进入 j 收入群组的可能性, m_{ij} 取值越大, 可能性越大; 反之, $m_{ij} < 1$, 说明父辈收入组群为 i 的子女进入 j 收入群组的可能性较小, 且 m_{ij} 取值越小, 可能性越小。

3. 代际流动方向指数

收入代际流动具有方向性, 子女在实现自身收入阶层向上流动的同时, 也存在代际间收入阶层向下流动的可能。具体表现为子代收入有可能比父代收入高或低, 根据收入状况, 对其进行收入高低排序。与父代比, 收入群组提高即为代际向上流动, 其衡量指标为向上流动指数; 反之则为代际向下流动, 衡量指标为向下流动指数。计量方法分别如式5、式6所示:

$$e = \frac{\sum_{j < i} b_{ij}}{n(n-1)} \quad (\text{式 } 5)$$

$$f = \frac{\sum_{i < j} b_{ij}}{n(n-1)} \quad (\text{式 } 6)$$

3. 代际流动距离指数。代际间的收入流动除了具有方向性外,还存在流动距离。代际流动距离指数是衡量代际间收入阶层流动距离长短的指标。具体可以将其分解为代际收入阶层向上流动距离指数和代际收入阶层向下流动距离指数。代际收入向上代际流动距离指数及向下流动距离指数分别为:

$$g_u = \frac{\sum_{i>j} m_{ij}(i-j)}{\frac{n(n-1)}{2}} \quad (\text{式 7})$$

$$g_d = \frac{\sum_{i<j} m_{ij}(i-j)}{\frac{n(n-1)}{2}} \quad (\text{式 8})$$

(二) 回归法

指标法是分析代际收入流动的有利工具,但这只是对流动状况的报告,而当我们把其他有可能影响这一状况的因素考虑进来时,运用代际收入弹性模型及 Logit 回归模型是比较合适的,从而有助于得出更有意义的结论。

1. 代际收入弹性模型。贝克尔等(Becker and Tomes, 1986)建立了一个经济学模型来解释代际收入问题,认为父母收入和子女收入之间的依赖性主要是通过父代投资于子代的人力资本和子代从父代所继承的先天性特征这两种途径来实现的。其后学者通过引入能力异质性对模型进行补充和完善。许多学者根据理论模型展开实证分析,测算不同国家或地区代际收入弹性,即考察父母的收入增加 1% 时,子女收入增加的百分比。代际收入弹性值越大,父母收入对子女收入的影响就越大,代际流动越小;反之亦然。本研究在选用上述指标的基础上同时使用美国经济学家梭伦(Solon, 1992)在其研究收入代际流动的经典文献(*Intergenerational Income Mobility in the United States*)中提出的收入代际流动模型来计算收入代际弹性指数。收入代际流动模型如式 9 所示。

$$\ln y_{li} = \alpha + \beta \ln y_{oi} + \beta_1 \text{age}_{oi} + \beta_2 \text{age}_{oi}^2 + \beta_3 \text{age}_{li} + \beta_4 \text{age}_{li}^2 + \epsilon \quad (\text{式 9})$$

其中 y_{li} 是子女收入,下标 l 代表子女, i 代表家庭,相应的 y_{oi} 是上代收入,age 表示年龄。参数 $\beta=0$,表示下一代的收入与上代收入没有联系,代际收入完全流动; $\beta=1$,则表示下一代的收入完全由上代决定,代际收入没有流动。 β 数值的大小能够较好地反映父辈收入对于子辈收入的影响,反映代际间收入流动性,其数值范围在 0~1。

2. 二元 Logit 回归模型。本研究将子代收入分为高收入组群和低收入组群两组以分析教育程度对子辈进入高收入组群的作用,进而探究教育对代际

收入效应的影响机理,于是因变量变成了取值为1和0的离散变量。在因变量为二分类变量时,若建立一般的多元线性回归模型会出现残差不再满足假设条件的问题,因此选用Logit回归分析模型比较适用。Logit回归模型的基本形式为:

$$\text{Ln} \frac{P_i}{1-P_i} = \sum_{k=1}^m \beta_{ik} x_{ik} \quad (\text{式 } 10)$$

式10中 P_i 为第 i 个子辈进入高收入阶层的概率, $P_i = \frac{1}{1 + \exp(-(\alpha + \sum_{k=1}^m \beta_{ik} x_{ik}))}$ 且 $P_i/1-P_i$ 为第 i 个子辈进入高收入阶层的

发生比率, α 为常数项,表示式中其他变量无法完全表达的因素, x_{ik} 为影响第 i 个子辈进入高收入阶层的的影响因素变量, β_{ik} 为第 i 个子辈的第 k 个影响因素变量所对应的估计参数。本研究所选取的自变量包括子辈受教育年限、父辈受教育年限和父辈收入群组(用相应的虚拟变量表示)。

(三)数据来源与描述性统计

本研究数据来自2018年最新公布的中国健康与营养调查(CHNS)1989~2015年的十轮调查项目。中国健康与营养调查是由美国北卡罗来纳大学人口研究中心和中国疾病控制与预防中心联合开展的针对中国城乡家庭的收入和水平、受教育情况、医疗卫生条件等多个方面的调查。调查覆盖了9个省份(辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州),2011年增加了对北京、上海和重庆三个直辖市的调查。调查采用多阶段分层抽样的方法,覆盖了高、中、低不同发展水平的城镇、农村和郊区,同时每次调查访问的城乡社区有200个左右,每个社区访问20个家庭,合计4000户。因此样本涵盖广、数据全,具有较高代表性。迄今为止,项目已经展开了10次抽样调查,其中2015年数据为2018年底公布的最新数据,满足研究时效性需求。数据库中对本研究所需个人收入、年龄、受教育情况等信息的记录较为详细和准确,为研究变量选择提供了条件。考虑到家庭劳动供给和婚姻正向匹配等因素可能导致的估计偏误,研究只保留了男性样本,即仅针对父亲与儿子的代际收入进行分析。同时考虑到收入的生命周期,研究仅针对18~60岁间非在校学生的成年男性群体,子辈样本平均年龄为25岁左右,父辈平均年龄在55岁左右。在转换矩阵中,将各年样本变量收入组分为低($\tau=0.1$)、较低($\tau=0.25$)、中等($\tau=0.50$)、较高($\tau=0.75$)、高($\tau=0.95$)五水平收入群组。在logit分析中,分高、低收入两个群组。收入、教育水平和年龄等主要变量的描述性统计结果如表1。

表1 变量的描述性统计

年份	统计量	子辈年龄	父辈年龄	子辈收入	父辈收入	子辈教育	父辈教育
1989	样本量	207	207	207	207	207	207
	均值	25.40	53.32	4102	4999	8.51	5.16
	标准差	3.53	4.89	4748	5242	3.17	4.67
	最小值	22	37	113	38	0	0
	最大值	39	60	40892	48847	18	17
1991	样本量	228	228	228	228	228	228
	均值	25.15	52.82	4205	4722	9.05	5.48
	标准差	3.31	4.55	5288	3889	3.36	4.50
	最小值	22	40	155	56	0	0
	最大值	40	60	58618	28191	17	18
1993	样本量	279	279	279	279	279	279
	均值	25.66	52.85	5026	5327	9.12	5.36
	标准差	3.35	4.77	4681	4821	2.93	3.90
	最小值	22	37	122	40	0	0
	最大值	42	60	31579	28205	17	18
1997	样本量	289	289	289	289	289	289
	均值	25.80	52.53	6989	6444	9.19	6.05
	标准差	3.16	4.52	7444	5460	2.85	3.81
	最小值	22	41	17	81	0	0
	最大值	38	60	83333	40000	16	17
2000	样本量	286	286	286	286	286	286
	均值	26.36	52.96	11104	8995	9.38	6.57
	标准差	3.56	4.27	16908	14343	2.82	3.54
	最小值	22	36	21	22	0	0
	最大值	41	60	142459	157095	16	18
2004	样本量	211	211	211	211	211	211
	均值	25.63	52.85	11432	10470	9.66	7.32
	标准差	4.27	4.77	16765	13690	3.19	3.04
	最小值	18	39	34	91	0	0
	最大值	38	60	184424	131855	17	15

续表

年份	统计量	子辈年龄	父辈年龄	子辈收入	父辈收入	子辈教育	父辈教育
2006	样本量	164	164	164	164	164	164
	均值	25.82	52.09	17384	17869	10.38	7.84
	标准差	4.79	5.81	20182	21125	3.13	3.70
	最小值	18	38	90	79	2	0
	最大值	40	60	184615	159763	17	16
2009	样本量	176	176	176	176	176	176
	均值	25.88	51.88	23876	21501	10.37	7.86
	标准差	4.63	5.49	33284	31802	3.02	3.19
	最小值	18	40	119	479	3	0
	最大值	39	60	246575	360000	17	15
2011	样本量	216	216	216	216	216	216
	均值	26.43	52.85	26533	31040	11.49	8.98
	标准差	4.12	4.93	20860	49814	3.39	3.10
	最小值	18	42	30	988	0	0
	最大值	38	60	208046	433628	17	17
2015	样本量	221	221	221	221	221	221
	均值	26.79	52.79	44570	39148	12.11	9.69
	标准差	3.90	4.72	47021	54134	3.31	3.07
	最小值	18	41	149	157	5	2
	最大值	36	60	496241	516129	18	18

数据来源：中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS, 2018)。

四、结果分析

(一) 中国社会的代际收入效应

1. 代际收入弹性与总流动率。通过转移矩阵分析, 可以了解不同收入群体父亲与儿子代际之间的流动方向, 加深对社会代际收入流动内涵的理解; 通过代际收入方程则可以了解到各影响因素(解释变量)对因变量影响的程度。表2为1989—2015年中国代际收入流动情况, 其中第二列为根据代际收入方程(式9)所估计的收入弹性, 第三列为相对应的代际收入流动指数, 第四列为根据收入转移矩阵(式1)及式3而得出的代际收入总流动率。

表2 1989—2015年中国社会代际收入流动情况

年份	代际收入弹性指数	代际收入流动指数	代际收入总流动率
1989	0.320***	0.680	0.570
1991	0.476***	0.524	0.513
1993	0.392***	0.608	0.452
1997	0.458***	0.542	0.457
2000	0.488***	0.512	0.451
2004	0.410***	0.590	0.403
2006	0.383***	0.617	0.560
2009	0.361***	0.639	0.568
2011	0.335***	0.665	0.554
2015	0.319***	0.681	0.588

注：***表示显著性水平为0.05。

从代际收入弹性指数来看，我国历年代际收入弹性均呈显著正向，代际收入具有明显的传递性；在忽略单年度数据造成的代际收入弹性向下偏误条件下，中国社会代际收入弹性指数依然偏大，普遍高于0.35，说明子辈收入中至少有35%的成分是父辈收入的直接影响结果，即父辈收入每提升一个百分点，子辈收入将会随之增加0.35个百分点，代际间收入流动相对较小，子辈收入对于父辈收入继承性明显，社会流动性相对较弱。本研究所得到的代际收入弹性与王海港(0.394)、韩军辉和龙志和(0.350)、汪燕敏和金静(0.320)以及阳义南和连玉君(0.355)所估计的结果均比较接近。这在一定程度上表明，与市场化程度较高的发达国家相比，中国正处于经济结构和社会结构加速转型进程之中，传统体制框架被打破的同时，各社会阶层之间的收入流动性机制尚未完全建立，社会阶层加速分化和阶层利益关系扭曲等原因导致代际传递性明显增强，收入流动性减弱。从代际收入总流动率来看，1989至2015年代际收入总流动率在0.6以下，平均总流动率为0.542，说明总体流动率不高，子辈收入停留在父辈收入概率为45.80%，大约一半的子辈不能越过父辈的收入阶层。

图1为1989~2015年中国代际收入流动性及总流动率的变化趋势。由图可知，代际收入流动性与总流动率均在短期内表现出先下降后上升的V型结构，而从长期看，均呈现上升趋势。从代际收入弹性来看，20世纪90年代初，收入流动性整体上呈现下降，社会固化程度增加，“中等收入陷阱”问题显现。自2000年以来，中国社会代际收入弹性指数总体呈下降趋势，父辈收入对于子辈收入获得的影响明显降低，代际收入流动性增强，由2000年的

0.512 上升至 2015 年的 0.681。从代际社会总流动率来看, 1989 年以来中国社会代际收入流动性大部分低于 0.6, 代际收入整体流动水平不高, 接近一半被调查家庭实现了自身收入阶层的代际传递, 社会各收入阶层间的流动相对不畅, 很大程度上反映了我国社会系统的开放性相对不足, 代际收入流动的继承性明显。以 2004 年为一个时间节点, 代际社会总流动率呈现上升趋势, 由 2004 年的 0.403 上升至 2015 年的 0.588。导致社会总流动率波动的原因可能有: 一是社会经济结构的变迁, 如工业化发展需要创造出大量第二产业与第三产业的工作岗位或者相反; 二是社会开放性的增加/减少导致社会流动性提升或下降, 它体现了不同阶层子代流动到特定阶层的相对机会。总体上, 随着户籍制度的改革、城镇化加速、脱贫攻坚战略的实施、教育资源及医疗保健制度的落实, 在很大程度上破解了城乡、区域等资源配置不平等, 促进了各区域、各阶层劳动者的融合, 显著提升了社会阶层流动。

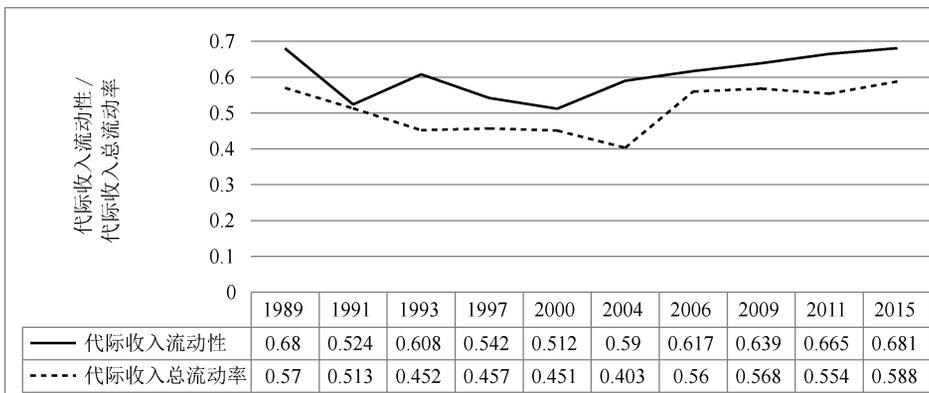


图 1 1989—2015 年中国代际收入流动性及总流动率变化趋势

2. 代际收入流动方向和距离。代际收入流动具有方向性, 子辈在实现收入向上流动的同时, 也有可能出现自身收入向下流动的可能。本研究借助代际收入流动距离指数和代际收入流动方向指数, 对中国社会代际收入阶层流动的不同大小及方向进行了考察, 从而可以更为全面地掌握中国社会代际收入流动性的特点和发展趋势, 计量结果如表 3。

表 3 1989—2015 年中国社会代际间收入流动距离和方向指数

年份	流动距离	向上流动距离指数	向下流动距离指数
1989	1.072	1.072	1.072
1991	0.908	0.908	0.907
1993	0.828	0.828	0.828
1997	0.850	0.850	0.851

续表

年份	流动距离	向上流动距离指数	向下流动距离指数
2000	0.828	0.833	0.824
2004	0.782	0.781	0.782
2006	1.024	1.025	1.025
2009	1.058	1.059	1.057
2011	1.086	1.086	1.085
2015	1.100	1.101	1.100

研究发现,自1989年以来,不同时期中国社会代际收入流动距离指数较低,表明中国社会代际收入流动水平较低。由表3可知,代际收入流动距离指数普遍维持在1.000左右水平,代际间流动距离相对较小,现有的代际收入流动方式更多地表现为中等收入阶层与高收入阶层和低收入阶层间的流动,至于高收入阶层与低收入阶层间的直接流动实现的可能性则相对较小。自2004年以来,中国社会代际收入流动性得到较大程度改善,代际收入流动距离指数整体上逐年提高,代际间收入流动距离逐步上升,整个社会活力获得较大提升,但代际间收入流动距离依然偏小。进一步分析向上流动距离指数和向下流动距离指数,研究发现国内向上流动变化趋势与向下流动变化趋势基本一致,都呈现出总体提高趋势,这表明我国社会代际收入流动性明显增强,父辈中高收入劳动者,其子辈流入低收入群体可能性不断增加。同时父辈中低收入的劳动者,其子辈进入高收入阶层的可能性亦随之提高。总体来看,中国社会收入代际效应明显,代际间收入流动水平偏低,不同收入群体间的阶层跨越依然困难,代际间收入流动距离有限。但中国社会代际收入流动性持续改善是一个不争的事实,尤其是2004年以来改善的趋势更为明显,其中2015年达到最高值1.1,代际收入流动总流动率、代际收入弹性指数、代际收入流动距离均获得较大提升,收入代际效应降低。

(二)不同教育程度的劳动者的收入代际效应

个人收入的获得受父辈先赋因素和子辈自致因素影响,其中父辈先赋因素包括父辈收入和父辈教育水平等,子辈自致性因素包括子辈受教育水平和个人主观能动性发挥等,两者共同作用于个人收入,影响个人财富的获得。为此,我们对教育在收入代际效应中的作用进行了分析,旨在探究教育在收入代际效应中的大小,回应“读书无用论”等忽视教育作用的非理性社会思潮。为有效探究教育在收入代际效应中的作用,研究以学历为基础,将样本分为初等教育及以下(下文中称初等教育)、中等教育和高等教育三组样本,利用代际收入继承性指数、代际收入流动方向指数和代际收入流动距离指数来比

较三组不同受教育程度劳动者代际收入流动性,从而较为直观地分析不同教育程度群体代际收入代际效应的差异,间接反映教育的作用。

1. 代际收入继承性。代际继承性指数可以较好地反映代际收入流动性,通过对比不同受教育程度劳动者代际收入继承性指数,得出不同教育水平劳动者代际收入流动性,从而间接地得出教育在代际收入流动中发挥的作用。利用计量模型(式4)研究得到不同受教育程度劳动者代际收入继承性指数如表4所示。

表4 不同受教育程度劳动者代际收入继承性指数

年份	高等教育	中等教育	初等教育
1989	0.490	1.383	1.751
1991	0.869	1.377	2.106
1993	1.102	1.510	1.552
1997	1.066	1.648	1.869
2000	1.452	1.636	1.804
2004	1.952	1.609	1.673
2006	1.680	1.349	1.709
2009	1.164	1.220	0.957
2011	1.054	1.270	1.436
2015	1.305	1.458	1.556

由表4可知,教育可以有效缓解收入代际效应,促进社会流动。研究发现,伴随着个人受教育程度的提高,代际收入的继承性不断降低,代际收入流动性不断提高,教育对于促进代际收入阶层的流动作用明显,尽管三种程度教育的劳动者代际收入继承性差距有所减少。如2015年,高等教育、中等教育、初等教育劳动者代际收入继承性指数分别为1.305、1.458、1.556,显然高等教育劳动者的继承性指数最低,依靠自身改变社会阶层地位的可能性更大。

2. 代际收入流动方向性。代际收入流动方向指数可以较好地反映代际收入流动性,通过对比不同受教育程度劳动者代际收入流动方向,可以直接看到不同受教育群体代际收入流动性,进而识别教育在不同教育群体代际收入流动中的差异。利用式5、式6,我们进一步计算出不同教育程度劳动者代际收入流动方向指数。^①

我们发现:第一,从不同教育程度的劳动者来看,接受高等教育的劳动

^① 为节省篇幅,具体结果未在这里呈现。有兴趣的读者,可向作者索取。

者其代际收入向上流动指数明显高于接受中等教育和初等教育劳动者，高等教育劳动者向上流动指数最高，中等教育劳动者向上流动性指数次之，初等教育劳动者向上流动指数最小。如2015年，高等教育、中等教育、初等教育劳动者向上流动指数分别为0.86、0.75、0.389。而代际收入向下流动指数在绝大多数情况下正好相反，初等教育最高，中等教育次之，高等教育最低。如2011年，高等教育、中等教育、初等教育劳动者向下流动指数分别为0.919、0.936、1.131。第二，从相同教育层次劳动者来看，一般来说，接受高等教育的劳动者向上流动指数大于向下流动指数，但近年来，如2015年，向上流动出现下降趋势。可能的原因在于高等教育规模的持续扩张、市场竞争日趋激烈及自身能力的不足等。而接受过中等和初等教育的劳动者，一般来说向下流动指数大于向上流动指数。显然，教育可以有效促进代际收入阶层流动，且伴随个人受教育程度的提高，个人实现自身收入阶层向上流动的可能性越大。

3. 代际收入流动距离。代际收入流动距离指数可以较好地反映代际收入流动性，通过对比不同受教育程度劳动者代际收入流动距离指数，可以进一步探究教育在收入代际效应中的作用。运用计量模型(式7、式8)得到的不同教育水平劳动者代际收入流动距离指数^①。

研究表明，代际收入流动距离指数与代际收入流动方向指数的变化趋势基本一致。伴随着个人受教育程度的提高，代际收入流动距离明显增大，代际收入阶层的跨度也越大，教育对于代际收入流动的作用愈加明显。具体来看，高等教育劳动者收入向上流动距离最长，其次是中等教育，初等教育最低。以2015年为例，高等教育、中等教育、初等教育劳动者向上流动距离指数分别为1.117、1.003和0.389，高等教育劳动者向上流动的可能性是初等教育劳动者的近3倍。相应地，在代际收入的向下流动距离指数中，初等教育代际收入向下流动距离最长，中等教育次之，高等教育最小。可以看出，对于不同受教育程度的劳动者而言，个人学历层次越高，代际间收入向上流动的距离越长，越有可能实现子辈向更高收入阶层的跃升；学历越低，向下流动距离越长，代际间实现向下流动的距离越大，子辈流向低收入群体的可能性越高。这表明，教育对于代际收入流动距离的影响明显。

(三)代际收入流动的影响机制

通过以上不同指标对代际收入流动的测度，我们初步分析了父辈收入与子辈收入之间的关系及教育的作用。但除了实际数据给我们提供的代际收入

^① 为节省篇幅，具体的计量结果未在这里呈现。有兴趣的读者，可向作者索取。

效应及教育的作用外,尚需了解代际收入效应的形成机制及影响程度,由此我们采用 Logit 模型对这一问题作进一步的分析。表 5 为 Logit 回归分析结果。其中 B、SE、Wald、d. f.、Sig、Exp(B)分别代表模型估计的回归系数、标准误、Wald 统计量、自由度、Wald 检验的显著性水平及发生比率。被解释变量为子辈收入,解释变量为子辈教育年限、父辈教育年限及父辈收入阶层。从估计结果来看,各年模型中似然比检验统计量(-2 Likelihood)的值均在 90.950 以上,调整后的确定系数(Nagelkerke)均在 0.322 以上,且通过模型分类表得到模型预测的准确率均在 75%以上,因此模型具有较好的科学性与可靠性。

表 5 子辈是否进入高收入群体 Logit 模型参数估计结果

年份	变量	B 值	S. E.	Wald	Sig.	df	Exp(B)
1989	子辈教育年限	0.145**	0.073	3.986	0.046	1	1.156
	父辈教育年限	-0.920*	0.049	3.536	0.060	1	0.912
	父辈收入阶层	0.881**	0.420	4.398	0.036	1	2.413
1991	子辈教育年限	0.107**	0.054	3.916	0.048	1	1.112
	父辈教育年限	-0.035	0.041	0.722	0.395	1	0.966
	父辈收入阶层	1.266***	0.344	13.583	0.000	1	3.547
1993	子辈教育年限	0.090	0.057	2.514	0.113	1	0.914
	父辈教育年限	0.065	0.044	2.206	0.137	1	1.067
	父辈收入阶层	1.433***	0.321	19.876	0.000	1	4.192
1997	子辈教育年限	0.169***	0.065	6.684	0.010	1	1.184
	父辈教育年限	-0.021	0.046	0.220	0.639	1	0.979
	父辈收入阶层	1.417***	0.325	19.014	0.000	1	4.125
2000	子辈教育年限	0.121**	0.057	4.409	0.036	1	1.128
	父辈教育年限	-0.061	0.045	1.816	0.178	1	0.941
	父辈收入阶层	1.295***	0.322	16.198	0.000	1	3.652
2004	子辈教育年限	0.351***	0.077	20.961	0.000	1	1.420
	父辈教育年限	-0.045	0.068	0.435	0.509	1	0.956
	父辈收入阶层	1.619***	0.405	16.004	0.000	1	5.050
2006	子辈教育年限	0.141**	0.064	4.779	0.029	1	1.151
	父辈教育年限	0.007	0.054	0.016	0.901	1	1.007
	父辈收入阶层	0.887**	0.391	5.160	0.023	1	2.428
2009	子辈教育年限	0.122**	0.061	3.900	0.047	1	1.130
	父辈教育年限	0.013	0.059	0.003	0.774	1	1.018
	父辈收入阶层	-0.407	0.379	0.037	0.306	1	0.666

续表

年份	变量	B 值	S. E.	Wald	Sig.	df	Exp(B)
2011	子辈教育年限	0.159***	0.056	7.969	0.005	1	1.173
	父辈教育年限	-0.117*	0.060	3.775	0.052	1	0.889
	父辈收入阶层	0.691**	0.349	3.926	0.048	1	1.995
2015	子辈教育年限	0.154***	0.057	6.526	0.008	1	1.167
	父辈教育年限	-0.064	0.059	1.326	0.289	1	0.938
	父辈收入阶层	0.992***	0.331	8.703	0.003	1	2.697

注：*** 表示显著性水平为 0.01，** 表示显著性水平为 0.05，* 表示显著性水平为 0.1。

回归结果表明：第一，子辈受教育程度对其自身收入的影响均为正向显著，也就是说，在控制父辈收入和父辈教育等先赋性因素条件下，子辈教育水平对其自身收入获得及进入高收入阶层具有显著影响。在观察优势比 Exp(B) 时发现，对于多数调查年份而言，其数值都大于 1，且多数时间都维持在 1.1 以上水平，意味着子辈受教育年限每提高一年，其进入高收入阶层的加权机会将至少增加 10%。以 2015 年为例，子辈受教育程度的 B 值为 0.154，B 的反对数值为 1.167，说明子辈的受教育程度增加一年，其进入高收入群体的加权机会增加 16.7%，增强了其进入高收入组群的优势。第二，父辈受教育程度对子女能否进入高收入阶层的影响不稳定，部分年份表现出正向影响(1993、2006、2009 年)，但父辈收入阶层对子辈能否进入高收入阶层一般具有显著的正向作用。如 2015 年父辈阶层的 B 值为 0.992，B 值的反对数值为 2.697，说明父辈阶层提高一级，子辈进入高收入阶层的加权机会增加 1.69 倍，极大地增强子辈在职位选择上的竞争优势。

可见，教育水平与社会流动存在着内在的正向关联机制。Kirchsteiger 和 Sebald(2010)的实证研究表明，受教育水平高的父母不仅更注重教育投资，而且重视教育理念的传递，这促进教育的代际传递。Guryan 等(2008)的研究后发现，教育程度较高的父母陪护子女的时间更多，沟通更有效，促进了子女未来教育机会的获得。合理的代内流动与代际流动成为个人收入提高的关键。较高的社会流动性是保持动态机会公平的必要前提，反过来亦能调动社会成员主动学习、进行人力资本投资和积累的积极性，激发社会成员接受教育、努力工作、创新生产的动力。因此，在某种程度上，教育水平的高低决定了其收入的高低及社会阶层的高低，如何保障个体获得公平优质教育资源及保证合理的社会流动成为政府教育政策制定的关键。

五、政策建议

本研究利用中国健康与营养调查(CHNS)数据,分析了中国社会的收入代际效应,回答了教育能否促进社会流动问题。研究发现:中国社会代际收入弹性指数依然偏大,普遍高于0.35,即父辈收入每提升一个百分点,子辈收入将会随之增加0.35个百分点,子辈收入对于父辈收入继承性明显,社会流动性相对较弱;代际收入总流动率在0.6以下,平均总流动率为0.542,说明总体流动率不高,子辈收入停留在父辈收入的概率为45.80%,大约一半的子辈不能跨过父辈的收入阶层;代际收入流动距离有限,现有的代际收入流动更多的是中等收入阶层与高收入阶层和低收入阶层间的流动,低收入阶层与高收入阶层间的直接流动实现的可能性较低,但近年来流动距离有所增加;伴随着个人受教育程度的提高,代际收入流动性不断提高,教育对于促进代际收入阶层流动的作用明显;在控制父辈收入和父辈教育水平等父辈先赋性因素条件下,教育可以有效促进个人收入阶层的向上流动,高等教育的劳动者代际收入向上流动指数明显高于中等教育和初等教育劳动者,中等教育劳动者向上流动性指数次之,初等教育劳动者向上流动指数最小;教育水平、收入提高与阶层提升之间存在着内在的正向关联机制。

教育改革是当代世界之潮,也是中国政府回应社会重大关切、实现教育高质量发展所面临的重大实践问题。基于上述研究发现,本研究提出以下三点政策建议:第一,建立健全基本教育公共服务体系,确保教育机会公平。基于教育在实现阶层跃升中的重要作用,政府要促进教育公平,采取有效措施保障低收入群体平等享受公共教育资源的权利。合理配置现有教育资源,充分考虑现阶段我国教育领域存在的城乡、地区、校际差距,通过向相对贫困落后地区进行政策倾斜的方式来保障落后地区教育发展,通过教育均衡发展确保薄弱学校提质,保证弱势阶层子女平等享受公共教育资源的权利,保障教育公平的实现。合理发展高等教育,完善高等教育治理机制,最大程度上实现高等教育机会公平、过程公平与结果公平,促进高等教育社会流动功能的实现。第二,深刻理解新发展理念,落实教育新发展理念。教育理念具有传递性,好的教育理念能有效地传播正能量,促进学生素质和才智共同发展。教育新发展理念应该是促进人的全面发展而不是片面发展,教育是一项神圣的社会公共事业而不是实现某种特定目的的手段与工具。因此,新时代的教育应该全面落实新教育理念、不断革新教育教学手段,积极推动学生主动性与潜力的激发,全面提高学生的素质和能力,提升教育人力资本的收益

率,充分发挥教育在促进社会流动中的功能。第三,不断推进教育等公共治理,强化就业优先政策。要充分发挥政府职能,通过法律和经济等手段,优化就业环境,进一步规范劳动力市场,建立起合理、规范的用人体制机制,消除劳动力市场可能存在的暗箱操作空间,保证不同收入阶层学子的教育结果公平。高校要加强自身就业服务体系建设,健全就业信息服务,保证高校毕业生与用人单位间实现全面有效对接并在此基础上适度加强对低收入阶层学子的就业帮扶,促进低收入家庭学子的阶层流动。

[参考文献]

- 郭丛斌、丁小浩,2004:《职业代际效应的劳动力市场分割与教育的作用》,《经济科学》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。
- 韩军辉、龙志和,2011:《基于多重计量偏误的农村代际收入流动分位数回归研究》,《中国人口科学》第5期。
- 纪珽、梁琳,2020:《代际职业流动及其影响因素的性别差异》,《南开经济研究》第2期。
- 厉以宁,2003:《资本主义的起源:比较经济史研究》,北京:商务印书馆。
- 王宝玺,2010:《高等教育促进社会流动的对策研究——教育公平与和谐社会建设的视角》,《国家教育行政学院学报》第4期。
- 王美今、李仲达,2012:《中国居民收入代际流动性测度——“二代”现象经济分析》,《中山大学学报(社会科学版)》第1期。
- 吴晓刚,2007:《中国的户籍制度与代际职业流动》,《社会学研究》第6期。
- 王学龙、袁易明,2015:《中国社会代际流动性之变迁:趋势与原因》,《经济研究》第9期。
- 王海港,2005:《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》第2期。
- 汪燕敏、金静,2013:《中国劳动力市场代际收入流动研究》,《经济经纬》第3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。
- 杨沫、王岩,2020:《中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究》,《管理世界》第3期。
- 朱新卓、王欧,2014:《教师的阶层文化与教育的文化再生产——西方学者论阶层文化对教育公平的影响》,《教育研究》第12期。
- 张翼,2004:《中国人社会经济地位的获得——阶级继承和代内流动》,《社会学研究》第4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1期。
- Becker, G. S. and N. Tomes, 1979, "An Equilibrium Theory of 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): S1—S39.
- Bjorklund, A., M. Lindahl and E. Plug, 2005, “The Origins of Intergenerational Associations: Lessons from Swedish Adoption Data”, *Quarterly Journal of Economics*, 121(3): 999—1028.
- Bjorklund, A. and K. Salvanes, 2010, “Education and Family Background”, *IZA Discussion Paper*, No. 5002.
- Black, S. E. and P. J. Devereux, 2010, “Recent Developments in Intergenerational Mobility”, *IZA Discussion Paper*, No. 4866.
- Blau, P. and D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Free Press.
- Ermish, J. and M. Francesconi, 2002, “Intergenerational Mobility in Britain: New Evidence from BHPS”, in Coraed, M. (Ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Guryan, J., E. Hurst and M. Kearney, 2008, “Parental Education and Parental Time with Children”, *Journal of Economic Perspectives*, 22(3): 23—46.
- Hellerstein, J. and M. Morrill, 2011, “Dads and Daughters: The Changing Impact of Fathers on Women’s Occupational Choices”, *Journal of Human Resources*, 46(2): 333—372.
- Krueger, A. B., 2004, *Inequality, Too Much of a Good Thing*, Cambridge: MIT Press.
- Kirchsteiger, G. and A. Sebald, 2020, “Investments into Education—Doing as the Parents Did”, *European Economic Review*, 54(4): 501—516.
- Long, J. and J. Ferrie, 2013, “Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States since 1850”, *American Economic Review*, 103(4): 1109—1137.
- Marek, K., 2015, *European Universities and Educational and Occupational Intergenerational Social Mobility, Facing Trajectories from School to Work*, Springer International Publishing.
- Solon, G., 1992, “Intergenerational Income Mobility in the United States”, *The American Economic Review*, 82(3): 393—408.

Intergenerational Income Mobility and the Role of Education in China ——Empirical Analysis Based on CHNS from 1989 to 2015

XU Chang-qing¹, MEI Guo-shuai²

- (1. Institute of Guangdong, Hongkong and Macao Development Studies and Center for Chinese Public Administration Research, Sun Yat-sen University;
2. Institute of Higher Education, East China Normal University)

Abstract: Based on the data of China Health and Nutrition Survey, this study uses index method and regression method to measure the intergenerational income mobility and the role of education in China, and uses logit model to explore the inner mechanism of education in the intergenerational social and income mobility. The results show that: the intergenerational effect of social income in China is obvious, the rate of intergenerational income mobility is generally lower than 0.6, and the mobility level is low; The intergenerational income flow distance index is about 1.000, which is relatively small; The intergenerational income upward and downward mobility index is generally lower than 1.000, and the mobility level is low; Education can effectively promote intergenerational income flow, and with the improvement of individual education level, the flow distance and flow level also increase; There is an internal positive correlation mechanism between education level, income level and class mobility, and education plays a significant role in promoting individuals to enter the high-income class. To give full play to the function of education in promoting social mobility, we should continue to promote the fair development of education, implement the new development concept of education, promote public governance, and improve social systems such as employment in the labor market.

Key words: educational level; social mobility; intergenerational income effect

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 孙志军)