

代际流动性对社会公平影响的实证研究^{*}

蔡伟贤 陈浩禹

内容提要: 本文利用 CHNS 微观调研数据库, 实证分析了我国代际收入弹性及其传递机制, 以及收入、教育资源和社会阶层分布的不平等性。研究表明, 我国收入差距经历了从逐步扩大到趋于平稳的过程, 而同期代际流动性则经历了先波动后提高的过程。人力资本投资和社会地位影响可以解释代际收入弹性的 30% 左右。教育公平为促进我国社会公平发挥了主要作用, 随着机会公平的不断改善, 代际流动性也将不断提高, 这将进一步减小个体差异性, 缩小收入差距, 使中国社会走向机会公平、收入公平和社会公平。

关键词: 代际流动性; 基尼系数; 机会公平

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-4565(2015)07-0051-06

An Empirical Study on the Effect of Intergenerational Mobility on Social Equality

Cai Weixian & Chen Haoyu

Abstract: Based on China Health and Nutrition Survey (CHNS) data, this paper figures out the intergenerational income elasticity of China, analyses its casual mechanism and studies the inequality of income, education resource and social status in China. The empirical study shows that the income gap in China has become stable after years of gradually growth, meanwhile, the intergenerational mobility is increasing after experiencing rises and falls. The investment on human capital and social status can explain 30% of intergenerational income elasticity. Education equality contributes the most to China's social equality. With the continuous improvement of opportunity equality, China's intergenerational mobility will keep increasing, which will narrow the gap of individuals and lead to a further step on the road of opportunity fair, income fair and social fair.

Key words: Intergenerational Mobility; Gini Coefficient; Opportunity Equality

一、引言

社会公平问题长期以来备受经济学家和社会学家关注, 这一问题对我国乃至全球的经济和社会稳定影响深远, 成为近年来国内外学界研究的热点。Bourguignon 和 Morrisson (1998) 对全球趋势进行了系统研究, 表明暴力程度在不平等的地区远高于相对平等的地区。目前已有文献主要从两个维度来衡量社会公平性问题: 第一, 从整个社会每个个体拥有的收入、资源、机会的差异程度来衡量, 主要有基尼系数、集中度、分位数等指标; 第二, 从资源的代际流动性来衡量。Solon (1999)^[1] 指出, 即使两个社会的收入差异指标(如基尼系数等)相同, 由于资源的代际流动问题, 两个社会的公平程度仍然可能不同, 甚至有较大差异。比如: 子代与父代收入相对独立的

社会必然比有着大量所谓“富二代”、“穷二代”的社会更加公平。这两个维度衡量了公平性问题的不同方面, 相互补充。关于第一个维度的衡量和影响, 国内外学者已经做了相当丰富的研究, 本文更加关注第二个维度。

Becker 和 Tomes (1979)^[2] 认为子代与父代收入之间的联系来自于人力资本投资、家庭名望和关系、家庭文化以及能力、种族和其他由基因决定的多种因素, 在此基础上, 他们建立了代际收入流动性的基本理论框架。Becker 和 Tomes (1986) 总结了对美国

^{*} 本文获国家自然科学基金青年项目“策略性公共政策对居民消费、国内需求和经济发展的影响研究”(71103151)和厦门大学“校长基金”项目“公共支出与税收政策调整对居民实际收入及国民收入分配格局的影响研究”资助。

父子的代际收入弹性进行的点估计研究,他们得出美国社会代际收入弹性低于 0.2,即代际流动性高的结论。Solon(1992)^[3]和 Zimmerman(1992)都指出,早期的实证研究都只用了父亲或儿子一年的收入来代表他们的年均终生收入,存在偏差,他们提出用多年收入的移动平均值来代表终生收入,研究发现美国的代际收入弹性在 0.4~0.5 左右。Haider 和 Solon(2006)^[4]提出了收入的生命周期偏差对代际收入弹性估计的影响,即人一生的收入是先增后减的过程,因而可用调查时的收入和年龄估计其终生收入。Jantti 等(2006)估计丹麦、芬兰、挪威、瑞典、英国、美国的代际收入弹性(男性)分别为 0.071、0.173、0.155、0.258、0.306、0.517。在涉及机会公平性与代际收入流动的传递机制方面,有许多学者利用同胞兄弟姊妹、亲生和领养子女的调查数据以及社区数据来分离遗传因素、家庭因素和社会因素,也有利用自然实验或准实验方法进行研究的。另一种方法是 Bowles 和 Gintis(2002)^[5]提出的将代际收入相关性分解为父代收入对子代收入的直接影响和间接影响,间接影响是指父亲的收入可以影响某些中间变量(例如智商和教育年限),而这些中间变量又会影响到子代的收入。他们的研究表明智商和受教育年限可以解释六成以上的代际收入弹性。Black 和 Devereux(2011)^[6]指出类似的分解方法遗漏了许多中间变量,因此 OLS 估计量并不是一致的,只能提供代际收入弹性传递机制的一些建议性的解释。

国内一些学者使用中国家庭收入调查(CHIPS)数据进行了我国代际流动研究。王海港(2005)利用 1988 年和 1995 年 CHIPS 数据得到代际收入弹性为 0.384 和 0.424。姚先国和赵丽秋(2006)用教育、健康、社会资本解释代际收入传递,得到可解释比例为 19%。陈琳和袁志刚(2012)^[7]增加了 2002 年和 2005 年的数据,分析得出中国代际收入弹性呈现出从大幅下降到逐步稳定的趋势,并且用人力资本、社会资本和财富资本解释代际收入传递达到 60% 以上,其中财富资本的贡献达到 40% 以上,财富资本指标分为房产现值、金融资产总额和土地面积(农村)。本文认为,他们所考虑的财富资本并不在 Becker 和 Tomes(1979)所列的传递机制内,并且财富资本本身就有一部分算入收入中,因此不适合解释代际收入的传递。郭丛斌和闵维方(2009)^[8]

利用结构方程模型研究了教育与代际流动的关系,发现教育是一种重要的代际流动机制。我们借鉴这一成果选用了受教育年限和社会地位为中间变量来解释代际收入弹性。

二、模型设定与数据处理

(一) 模型设定

现有文献研究代际收入流动性的基本模型为:

$$inc_1 = \alpha + \beta inc_0 + \varepsilon \tag{1}$$

其中 inc_1 为子代收入的对数, inc_0 为父代收入的对数, α 为截距项, ε 为误差项, β 为代际收入弹性。代际收入弹性反映了子代收入对父代收入的依赖程度,弹性越高说明依赖程度越高,代际流动性越差,社会越不公平。由于数据限制,为了估计代际收入弹性随时间的变化情况,我们使用样本被调查时的年龄和收入来对其终生收入做出估计,以尽可能降低对代际收入弹性估计的偏差。因此,本文将基本模型改写为:

$$inc_{1,t} = \alpha_t + \beta_t inc_{0,t} + \beta_{age,t} age_{1,t} + \beta_{age^2,t} age_{1,t}^2 + \varepsilon_t \tag{2}$$

其中 t 为调查年份, $age_{1,t}$ 为调查时子代的年龄, $\beta_{age,t}$ 、 $\beta_{age^2,t}$ 为相应的系数。此回归方程并未将父代的年龄作为自变量,因为父代收入受其年龄的影响由误差项表示,故不会造成 β_t 的估计偏误。为估计父代对子代收入的影响有多少比例是通过人力资本投资渠道和社会地位影响的,我们分别用子代受教育年限和社会阶层得分对父代收入做回归:

$$edu_{1,t} = \alpha_{edu,t} + \lambda_{edu,t} inc_{0,t} + \varepsilon_{edu,t} \tag{3}$$

$$sco_{1,t} = \alpha_{sco,t} + \lambda_{sco,t} inc_{0,t} + \varepsilon_{sco,t} \tag{4}$$

其中 $edu_{1,t}$ 为 t 年调查时的子代受教育年限, $sco_{1,t}$ 为 t 年调查时子代的社会阶层得分, $\lambda_{edu,t}$ 为 t 年的人力资本传递系数,即父代收入每增加 1% 时子代教育年限延长的年数, $\lambda_{sco,t}$ 为 t 年社会地位的传递系数,即父代收入每增加 1% 时子代社会阶层上升的分数。再将子代收入对受教育年限和社会阶层得分进行回归:

$$inc_{1,t} = \gamma_t + \theta_{edu,t} edu_{1,t} + \theta_{sco,t} sco_{1,t} + \mu_{age,t} age_{1,t} + \mu_{age^2,t} age_{1,t}^2 + u_t \tag{5}$$

其中 $\theta_{edu,t}$ 为 t 年的教育回报率,是子代教育年限每增加 1 年时工资上升的百分比, $\theta_{sco,t}$ 为 t 年的社会地位对收入的影响程度,是子代社会阶层得分每增加 1 分时工资上升的百分比, γ_t 为截距项, $\mu_{age,t}$

和 μ_{age2j} 为子代年龄控制变量的系数, μ_i 为误差项。利用式(5)得到的系数, 可以求得教育投资解释代际收入传递的部分为 $\eta_{edu j} = \theta_{edu j} \lambda_{edu j}$, 而社会地位解释的部分为 $\eta_{sco j} = \theta_{sco j} \lambda_{sco j}$ 。

在表示个人的收入、教育、社会地位的差异性时, 可以使用计算基尼系数的方法构建受教育年限和社会阶层得分的洛伦兹曲线, 求得收入、受教育年限和社会阶层的基尼系数 G_{inc} 、 G_{edu} 、 G_{sco} 。以收入基尼系数为例, 首先根据样本求得百分比收入的人数比例函数 $p(x)$, 其中 x 为个人收入除以最高收入 $p(x)$ 即百分比收入为 x 的样本数占总样本数的比例。那么根据定义, 基尼系数为:

$$G_{inc} = \frac{1}{2} \left(\int_0^1 p(x) dx - \frac{1}{2} \right) \quad (6)$$

将 $p(x)$ 替换为百分比教育和社会阶层得分的人数比例密度函数, 我们就可以得到相应的 G_{edu} 和 G_{sco} 值。

(二) 数据来源、处理及描述性统计

本文数据来源于1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009和2011年的中国家庭健康调查(CHNS), 包括12个省、直辖市和自治区^①的城镇和农村家庭4000多个、15000多人^②。CHNS数据记录了个人的基础信息、经济信息和健康信息, 提供了家庭内个人与户主的关系。我们将每一个家庭在同一年内被调查的父亲及子女的记录提取出来后, 将父亲和子女的记录分到两个数据集中再按子女匹配父亲, 合成一个数据集。

筛选样本时, 我们取户主为男性的父亲子女对。为了控制基因因素对其他传递机制解释代际收入弹性比例估计值的干扰, 本文剔除了非亲生子女。为了有效估计终生收入并据此计算代际收入弹性, 又剔除了无工作样本和收入小于0的样本。个人的收入取对数后减去调查当年所有筛选后的样本收入对数均值。个人受教育年限直接采用受教育年数, 并未对问卷中的中等职业技术学校和大学进行区分。计算社会阶层得分时, 首先根据CHNS调查问卷中可以得到13个职业类别和7个单位类别^③将所有个人划分为91个组^④, 再依据李春玲^[9]的回归结果^⑤对各组员的平均受教育年限和平均收入进行加权分别计算职业声望得分^⑥, 限于篇幅, 这里不再给出计算结果, 如有需要可向笔者索取。

分城镇、农村的样本显示。样本中父亲平均年

龄在50岁左右, 子女年龄在25岁左右, 经过通货膨胀指数调整的平均年收入呈递增趋势。由于子女年龄普遍较低, 而刚开始工作的年轻人收入也普遍较低且差距不大, 这样的生命周期偏差导致了城乡子女的收入差距要小于父代的收入差距。子代受教育年限也呈递增趋势, 农村子女的社会阶层得分呈上升趋势, 而城镇子女的社会阶层得分在2004年后下降趋稳。城镇、农村子女的社会阶层差距在缩小, 而受教育年限差距一直保持在3年左右。

为了考察代际收入弹性系数和基尼系数的关系, 本文使用代际收入弹性样本中的所有父亲、子女的收入计算基尼系数, 因为样本的筛选问题, 计算值可以显示个体收入的变化趋势以及城乡间收入差距的对应关系, 但不能以此估计全国、城市和农村基尼系数。然而, 利用微观数据计算样本内的基尼系数,

① 2009年之前的调查包括辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州9省, 2011年的调查加入了北京、上海和重庆市。

② 这些省市既包含北京、上海、江苏等高收入地区, 山东、湖南等中等收入地区, 也包括广西、贵州等低收入地区。从南北分布, 沿海、内陆分布来看也都比较均衡。在各省市内, CHNS采取按比例分配样本量的分层抽样方法抽取高、中、低收入三层的县市样本, 各县市内随机抽样获取居民区。因此, CHNS的抽样具有典型性和代表性。

③ 13类职业为高级专业技术人员(医生、教授、律师、建筑师、工程师等), 一般专业技术人员(助产士、护士、教师、编辑、摄影师等), 管理者/行政官员/经理(厂长、政府官员、处长、司局长、行政干部及村干部等), 办公室一般工作人员(秘书、办事员), 农民、渔民、猎人, 技术工人或熟练工人(工段长、班组长、工艺工人等), 非技术工人或熟练工人(普通工人、伐木工等), 军官与警官, 士兵与警察, 司机, 服务行业人员(管家、厨师、服务员、看门人、理发员、售货员、洗衣工、保育员等), 运动员、演员、演奏员, 其他职业。7类职业为国家机构和单位(政府机关、国有事业单位和研究所、国有企业), 小集体(乡镇所属), 大集体(县、市、省所属), 家庭联产承包农业, 私营、个体企业, 三资企业(外商、华侨和合资), 其他单位。

④ 除去样本量为0的组, 实际为85个组。

⑤ 李春玲^[9]对当代中国的社会声望分层研究得出职业声望得分对平均受教育年限和平均月收入回归的可决系数为0.64, 教育(年)和月收入(百元)的权数分别为3.496和0.589。

⑥ 本文还使用了Carmichael(2000)^[10]的六级划分方法, 将原问卷中的高级技术工作者分为第一级, 管理者、行政官员、经理、一般专业技术人员、军官、警官分为第二级, 办公室一般工作人员分为第三级, 技术工人或熟练工、司机、士兵、警察分为第四级, 服务行业人员、运动员、演员、演奏员分为第五级, 非技术工、农民、猎人、渔民分为第六级。对六级职业分别赋予1到6分, 作为描述社会地位的变量。考虑到Carmichael的方法存在各级之间差异完全相同的强假设, 而李春玲(2005)的方法更符合中国的实际情况, 我们采用李春玲的方法进行划分。

可以确定每个样本的实际收入,而不是用分区的统计数据计算。

三、结果分析

(一) 中国收入公平性变动趋势

利用式(2)、式(6)可估算出农村和城镇代际收入弹性系数和基尼系数^①。总的来说,农村和城镇的代际流动性难以分出高低。在2000年以前,城乡代际收入弹性有上升趋势。而2000年以后,农村代际收入弹性呈明显下降趋势,而城镇代际收入弹性也有所下降。可见,用跨度23年的9次调查数据还不能得出一个明显的代际流动性的变化趋势。而其他文献中用更少年度的调查数据来判断中国的代际流动的变化趋势显然也存在不合理的地方。目前仍然缺乏长期且连续的调查数据来研究中国代际流动的变化问题。

如果说代际流动性和个体差异性衡量收入公平性的两类指标,那么当代际流动性不能很好地判断出社会公平性趋势时,代表个体差异性的基尼系数表现又如何呢?可以看到,与代际流动性不同的是,农村的基尼系数一直都高于城镇。2000年以前,城乡间基尼系数的差距在缩小,2004年的数据显示城乡差距拉大了,其后又开始缩小。2009年之后城乡基尼系数都下降了,这是否能成为一个拐点还不能断言。如果单独看农村的基尼系数,则会发现2004年以前在较高水平上波动,其后开始下降。而城镇的基尼系数则有上升趋势。这说明近30年来,城镇收入分化的速度要大于农村。

结合代际收入弹性和基尼系数,我们可以大致将中国社会公平性的变动分为三个阶段。1989—2000年,代际流动性和收入差距都快速加入;2001—2009年,收入差距进一步扩大,但上升趋势趋缓,代际收入弹性呈下降趋势,从0.4~0.5下降到0.3左右;2009年之后,代际收入弹性继续下降,同时收入差距也开始减小。这说明在改革开放初期,资源的代际传递使得有经济优势的人的后代更有优势,而贫困者未能跟上时代的步伐,这一时期在经济快速增长的同时收入差距逐步拉大。到本世纪初,市场经济转型步伐加快,上世纪末建立的义务教育制度等促进社会公平的政策成效显著,人们适应了市场经济体制之后代际流动性开始改善,同时收入差距基本稳定在较高水平。可以认为代际收入弹

性的库兹涅茨倒U型曲线的拐点出现在2000年左右,其后随着代际流动性的进一步好转,收入差距也会逐渐缩小。但2009年是否就是基尼系数的拐点仍然有待未来经济数据的验证。这是因为2009年收入差距的缩小也有可能是国际金融危机导致的,农民、工人收入受到不利影响的同时,企业主的利润大幅降低,如果高收入者受到的影响幅度大于低收入者,则可能带来基尼系数的降低^②。

我国地区间发展的不平衡,可能会导致高收入地区父亲和子女收入都很高,而低收入地区父亲和子女收入都相对较低的情况。上文中将CHNS数据库中12个省市的调查数据等同处理来估计代际收入弹性会导致估计值的向上偏误。为了进一步探讨这一偏差的大小,本文将12个省市分成高、中、低收入地区^③三个组别,用9年的城乡数据一起进行回归得到高、中、低收入地区的城镇代际收入弹性分别0.4151、0.4067、0.3781。若不区分地区,用9年数据回归得到的代际收入弹性为0.4170^④。可见不区分地区的代际收入弹性确实存在向上的偏误。从全国来看,不区分地区的代际收入弹性的向上偏误实际上反应了不同发展水平地区的个人发展机会不平等如高收入地区的发展机会更多,享受的优惠政策更多,而低收入地区则相反。因而,不区分地区的代际收入弹性的估计实际上不影响对整个社会的公平性的反映。同时由于数据的限制,如果按高、中、低收入地区,城、乡,年份三个指标进行分组后,每个分组的样本量会小于理论上可以做出可靠估计的大样本限制,导致估计结果的不可靠。因此下文不再对地区进行分组,只需要注意到每一个不区分地区的代际收入弹性的估计值都会存在向上偏误的问题。

(二) 我国代际收入流动传递机制及机会公平

根据式(3)~(5)估计教育、社会地位的传递系

① 农村的回归结果均显著,但由于样本量的问题,2000年以后的结果显著性不是很好,特别是2009年的代际收入弹性计算结果为负。陈琳和袁志刚(2012)^[7]也提到了用CHNS数据估计2009年代际收入弹性不显著的情况。

② 本文对此不做进一步讨论,只是指出2009年的基尼系数降低不足以证明其已到了拐点。

③ 根据CHNS数据库中各省市的人均收入,并参考各省市的人均GDP,本文将北京、上海、江苏、重庆划为高收入组,山东、辽宁、黑龙江、湖南划为中收入组,广西、湖北、河南、贵州划为低收入组。

④ 以上估计的4个代际收入弹性均在1%的显著性水平上显著。

数和回报率,并进一步估算它们对代际收入弹性的贡献。城镇地区的回归结果显示,父亲的收入对子女受教育年限的影响系数显著性较高,且呈现逐年递增的趋势(1991年和不显著的年份除外),到2011年,父亲的收入每增加1%会增加子代的受教育年限达一年之多,这说明城镇居民对人力资本投资十分重视,而父亲的收入对子女的人力资本投资影响很大。

农村地区的回归结果显示,父亲对子女受教育年限的影响系数处于上升态势,从0.41左右一直攀升到2011年的0.89,仅2009年较为特殊。虽然农村教育影响系数略低于城镇,但父亲收入每增加1%仍能使子女受教育年限增加0.89年。父亲对子女社会地位的影响系数却呈现先升后降的情况,2004年达到最高值9.48。2011年影响系数回落到6.63,也就是说父亲收入增加1%就能使子代的社会声望得分上升6.63分。

教育回报率在2004年以前呈逐步上升趋势,之后都在较高水平上波动。2011年,受教育年限每增加一年能使收入增加8.8%以上。社会阶层的回报率呈现先升后降的趋势,并在2000年达到最高值0.0167。2011年回落到0.0055,即社会声望得分每上升一分能使收入增加0.5%左右。

此外,人力资本投资解释代际收入弹性的比例与父亲收入对子代人力资本投资的影响系数和教育回报率的变动情况一致,除2009年外,总体呈上升趋势。如果排除2009年的特殊情况^①,可以认为近年来人力资本投资可以解释15%以上的代际收入弹性。2004年以后,社会地位解释代际收入弹性的比例有明显的下降趋势(见表1)。从机会公平的角度来说,这两种解释机制的一升一降无疑是社会逐步走向公平的信号。因为公共政策(例如提高义务教育年限、向贫困学生发放补助和助学贷款等)更容易使教育向公平方向发展,但却很难改变社会阶层的收入差距。

一方面,如果人力资本投资的解释比例不变,通过公共政策使教育更加公平可以降低人力资本投资解释代际收入弹性的部分 η_{edu} ,从而降低代际收入弹性。另一方面,社会阶层的解释比例下降说明社会阶层不再成为影响收入的重要因素。

通过辛勤的劳动,底层的农民、工人一样可以获得高收入,这正是机会公平的体现。从个体差异角

表1 农村代际收入弹性的解释比例 (%)

年份	η_{edu}/β	η_{sco}/β	总解释比例
1989	1.74	14.98	16.72
1991	4.09	20.01	24.11
1993	3.92	13.70	17.62
1997	5.91	20.30	26.20
2000	11.65	21.22	32.87
2004	11.09	35.52	46.61
2006	17.24	15.45	32.70
2009	12.25	10.97	23.23
2011	25.23	11.72	36.95

度来看,通过分别取式(6)中的 x 为受教育年限和社会阶层得分,就可估算出教育年限和社会阶层的基尼系数如表2所示。

表2 城村教育年限、社会阶层基尼系数

年份	G_{edu}		G_{sco}	
	城镇	农村	城镇	农村
1989	0.2645	0.3523	0.3163	0.2344
1991	0.2543	0.3138	0.3446	0.2445
1993	0.2158	0.2872	0.3459	0.2629
1997	0.2006	0.2538	0.2816	0.2816
2000	0.2017	0.2186	0.2628	0.2939
2004	0.1739	0.2167	0.2834	0.3086
2006	0.1662	0.2390	0.2626	0.3415
2009	0.1650	0.2336	0.2972	0.3287
2011	0.1413	0.2137	0.2793	0.3400

估计结果显示,城镇的教育基尼系数不断下降,农村的教育基尼系数一直高于城镇,除2006年和2009年外,总体呈下降趋势。这表明自教育改革以来,教育资源的分配正变得越来越公平。在社会阶层方面,城镇和农村呈现出不同的趋势。城镇社会阶层基尼系数在1997年之前在0.3以上,1997年之后降到0.28左右,相对比较稳定。而农村的社会阶层差异却呈上升趋势。1989年,农村社会阶层基尼系数仅为0.23,这可能是由于当时农村居民基本从事农业劳动,很少有人从事高技术或管理工作。随着经济的发展、教育的普及以及农村人口向城市的流动,越来越多的农村居民有了非农就业机会,农村社会阶层的差异也随之增大。

综合代际收入弹性的分解系数和基尼系数来看,人力资本投资解释代际收入弹性的比例在上升,而受教育年限的差距在缩小,因此教育改革使得教育资源分配更加公平,且已成为带动代际收入弹性

^① 受金融危机影响,2009年是较为特殊的一年,因此本文中所有的估计值都要考虑到这一特殊情况。

下降的主要动力。就社会阶层的分布而言,农村和城镇似乎处于库兹涅茨倒 U 型曲线的两端。但是社会地位对代际流动性贡献的下降弱化了农村社会阶层差异增大的不公平性,因而农村代际流动性正在改善。

四、结论

改革开放 30 多年以来,收入差距由快速增大过渡到处于平稳较高水平,而同期的代际流动性则经历了先上升后改善的过程。从农村的代际收入弹性的解释机制来看,人力资本投资的贡献率在不断上升,而社会地位的贡献率趋于下降,且总的可解释比例达到 30% 以上。从城乡的个体差异性来看,教育资源分布的差异性在不断缩小,城市社会地位差异性基本稳定在 0.3 左右,而农村的社会地位差异性却在不断升高。

教育资源的公平分配是机会公平的一个重要表现。随着人力资本投资解释代际收入弹性的比例升高,教育公平必将成为改善代际流动并最终推动社会公平的主要动力。公共政策需要进一步在促进教育公平上做出努力,借教育之力推动社会公平。社会地位的影响下降是机会公平的另一种表现。降低职业类别对收入的影响,促进职业技术教育的发展也是改革的方向之一。同时防止农村社会地位差距进一步拉大,解决农村劳动力市场的信息不对称和市场分割等问题。就教育和社会地位两方面而言,机会公平性都有了很大的改善,这将使得代际流动性提高,并进一步推动收入公平和社会公平。

从实证结果来看,2000 年起中国代际收入弹性开始下降,而同期的基尼系数虽保持较高水平,但没有呈现出明显的变化趋势。通过对数据及变化趋势的观察,我们预计代际流动性指标在反应社会公平性方面可能先于基尼系数等个体差异性指标。但由于目前调查数据的样本容量不够大,还无法用时间序列方法检验代际收入弹性和基尼系数之间的关系,只能从变化趋势上做一些讨论。将来有了更长时间段的调查数据之后,我们可以对此进行后续研究。如果这一猜测成立,那么预计从 2000 年起约一

代人的时间,基尼系数也会开始明显下降,即机会公平性会最终推动全面的社会公平。

参考文献

[1] Solon G. Intergenerational mobility in the labor market [J]. Handbook of labor economics, 1999(3): 1761 - 1800.

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

[4] Haider S, Solon G. Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings [R]. National Bureau of Economic Research, 2006.

[5] Bowles S, Gintis H. The inheritance of inequality [J]. The Journal of Economic Perspectives, 2002, 16(3): 3 - 30.

[6] Black S E, Devereux P J. Recent developments in intergenerational mobility [J]. Handbook of labor economics, 2011 (4): 1487 - 1541.

[7] 陈琳,袁志刚. 中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制 [J]. 世界经济, 2012(6): 9.

[8] 郭丛斌, 闵维方. 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 [J]. 教育研究, 2009 (10): 5 - 12.

[9] 李春玲. 当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量 [J]. 社会学研究, 2005(2): 74 - 102.

[10] Carmichael F. Intergenerational mobility and occupational status in Britain [J]. Applied Economics Letters, 2000, 7(6): 391 - 396.

[11] 陈琳. 中国代际流动性: 基于食品消费与收入视角的研究 [J]. 南方经济, 2014 (3): 52 - 65.

[12] 程永宏. 改革以来全国总体基尼系数的演变及其城乡分解 [J]. 中国社会科学, 2007 (4): 45 - 60.

作者简介

蔡伟贤 男, 1981 年生, 湖南沅江人, 2009 年毕业于厦门大学经济研究所, 获经济学博士学位, 现为厦门大学经济学院财政系副教授、厦门大学经济研究所副教授、博士生导师。研究方向为公共经济、空间经济与收入分配。

陈浩禹 男, 1994 年生, 江苏无锡人, 厦门大学经济学院统计系 2012 级本科生, 2013 年入选厦门大学经济学科拔尖人才培养试验计划项目。研究方向为应用微观计量。

(责任编辑: 程 晔)