

高学历人群代际流动性的阶段解析

——基于CGSS及CLDS数据

丁 岚 祁杨杨

摘要: 近年来,我国高学历人群的社会代际流动性较1990年代呈现出显著的下降趋势。利用中国综合社会调查(CGSS)及中国劳动力动态调查(CLDs)数据,通过构建代际流动表,对社会代际流动性变化的趋势进行剖析,同时,建立基于明瑟收入方程的高学历人群代际流动性回归模型,对代际流动性的影响因素和路径进行定量阐释。研究表明,教育依然是提高代际流动的主要途径,而家庭资源的劣势则是阻碍高学历人群社会代际流动性提高的主要因素,但这种阻碍作用往往被高估。

关键词: 代际流动;家庭资源;社会地位;人力资本;职业;收入

中图分类号: G40-05

文献标识码: A

文章编号: 1672-0717(2018)06-0039-08

收稿日期: 2018-01-30

基金项目: 教育部人文社会科学研究一般项目“‘985工程’资源配置机制及绩效研究”(13YJC790019)。

作者简介: 丁岚(1981-),湖南长沙人,经济学博士、暨南大学经济学院副教授、硕士研究生导师,主要从事教育经济学研究;祁杨杨,暨南大学经济学院研究生;广州,510632。

一、引言

社会代际流动是指子代社会经济地位不同于其父代社会经济地位的一种现象。特别是在接受过本科及以上高等教育的高学历群体中,社会代际流动性影响因素呈现出更加显性的特征,对子代的社会经济地位产生更加直接的影响。蔡洪滨指出,社会流动是社会稳定的一大基石;如果缺乏流动性就

会固化社会利益结构,将造成动态不平等,导致长期经济增长停滞^[1]。近些年,关于“富二代”“贫二代”的讨论充斥各类媒体,“寒门再难出贵子”的言论引发全社会的深刻思考。社会代际流动性减弱,社会群体出现固化的苗头,事实是否真的如此?其背后的原因又是如何?本文将针对这些问题展开研究。

家庭资源是父代社会经济地位的主要体现,父代的社会经济地位通过家庭资源这一载体影响着子女的社会经济地位。家庭资源主要通过以下两个途径产生影响:一方面,家庭资源影响子女接受优质教育的机会。社会经济地位较低的人群接受优质教育的机会较小,而其子女也往往只能进入一般的、甚至较差的学校学习,进而导致底层群体出现教育回报率下降和职业代际流动性差的现象。另一方面,家庭资源影响子女的工作选择。富裕家庭能为子女创造更多优质的就业机会,相反贫困家庭的子女获得优质就业的机会相对较少。因此,导致社会底层群体的教育回报率较低,工作选择具有先赋性色彩。

鉴于此,本文针对大学本科及以上学历的高学历人群,从家庭资源对子女社会经济地位的作用路径入手,通过社会代际流量表重点分析影响职业代际流动性变化的关键性因素,进而探讨家庭资源对子女社会经济地位的影响;并将学院类型和父母职业社会经济地位作为控制变量引入到教育回报率模型中,分别探讨不同阶层人群进入不同类型学院的机会差异以及家庭资源对子女收入的直接影响。

二、文献综述

从二十世纪四、五十年代开始,对社会代际流动的研究一直是经济学家、社会学家关注的重要领域之一。近年来,国内外研究多采用代际流动模型来分析父子之间职业、经济收入的传承模式和影响

机制,探讨父辈资源是如何影响子代个体生活以及其影响程度。若在一个国家中,向上或者向下的流动很少,子代的社会地位受父辈资源影响较大,则社会代际继承性较高;与此相反,父辈资源对子代的作用具有局限性,不同阶层出身的人在获取阶层地位时拥有相对平等的机会,社会的代际流动性强,社会较为稳定。

(一)教育代际性研究

教育一直被认为是提高社会代际流动性的主要途径之一,若社会出现教育不公平,则会阻碍社会代际流动,导致社会层级分化进一步加剧,甚至引发一系列的社会问题。郭丛斌和闵维方、李春玲、刘精明等研究指出,子女的社会地位较大程度上取决于其所接受的教育水平,教育促进代际流动性加强的作用要大于家庭对代际流动性的影响^[2-4]。

国内外学者普遍认为,父辈的受教育程度对子辈的受教育程度具有正向影响力。该影响力通过两类因素发挥作用:一是通过遗传基因等因素影响父子辈之间的教育传递性;二是通过家庭资源等因素影响父子辈之间的教育传递性,例如高学历的父母一般具有较高的家庭经济水平和较强的教育偏好,其子女接受高学历教育的机会往往更大。姚先国等、Azomahou和Yitbarek等研究表明,父母的收入、教育及职业等家庭资源与子女教育水平之间具有显著的正相关性^[5-6]。此外,户籍和家庭住址对子女接受高等教育的机会也具有显著影响。黄四林等通过对北京某重点大学6年数据的调查研究,发现城市及非农业户口子女在高等教育入学机会中占据绝对优势地位^[7]。而且,教育体系结构与社会阶层流动性密切相关,一个以精英大学和普通大学为特征的两种高等教育体系,成为社会分层固化和“精英阶层”自我复制的关键因素。

然而,家庭资源不仅通过教育间接影响子女的社会经济地位,也会直接影响子女经济地位。已有研究普遍关注家庭资源与受教育机会之间的关系,却忽视了家庭资源对子女社会经济地位的直接影响,因而不能全面反映教育对社会代际流动性的影响。

(二)收入和职业代际性研究

收入和职业是人们社会经济地位的直接可视产物,也代表着个体的社会地位。因此,研究家庭

资源对子女的收入及职业的影响,是检验和分析社会代际流动性的有效途径。

一方面,收入代际流动性是代际流动研究的一个重要视角,人们普遍认为收入具有较强的代际传递性。Bjorklund和Jantti、Hertz的研究表明,丹麦、美国、瑞典、德国、法国、英国等经济发达国家的代际流动性与收入之间的相关性较小^[8-9],而发展中国家的代际流动性与收入之间的相关性较大,代际收入继承性更强^[10-12]。总体来说,Gong、阳义南等学者普遍认为收入与社会代际流动性相关度较高,周晔馨、何石军和黄桂田、阳义南和连玉君等研究在特定时间阶段和不同社会样本中,该相关性呈现出不同的变化趋势,有的相关性持续增强,有的相关性出现下降^[13-16]。

另一方面,个体职业被看作是衡量其社会地位的另一主要指标,父母职业被认为是家庭背景的重要体现,从职业视角考察代际流动是另一重要的方法。国外早期研究发现,美国社会存在显著的职业代际效应,父亲从事较高社会经济地位的工作,儿子大多数也会从事较高社会经济地位的工作,且职业向上流动的可能性大于其向下流动的可能性;Minello和Blossfeld通过对德国社会母女之间职业和教育的相关性研究发现,教育和职业的代际相关性随时间改变,相关性呈现出逐年减弱的趋势^[17]。国内学者研究发现,父母的职业对子女的职业选择确定都具有显著的影响^[18],但受到高等教育的个体,其职业受父母职业的影响力最小,即个体流向不同于父母职业的可能性最大^[19]。同时,中国城镇居民的职位地位代际继承性较强^[20],并认为确保职业代际正常流动的主要措施是保证教育公平。周兴和张鹏基于CGSS项目2006年的数据,采用Logit模型考察了职业代际流动的内在影响因素,发现父辈与子女之间的职业代际继承在一定程度上阻碍了收入的代际流动^[21]。

三、数据与模型

(一)数据来源及预处理

本文使用中国综合社会调查(CGSS)2010~2013年的数据和中国劳动力动态调查(CLDS)2014年的数据进行实证研究。中国综合社

会调查 (CGSS) 起始于2003年, 是中国社会科学研究最主要的数据来源之一, 包含社会、社区、家庭、个人多个层次的数据, 对总结社会变迁趋势和解决社会科学问题均具有重要现实意义。中国劳动力动态调查 (CLDS) 是中山大学“985社会科学特色数据库建设”项目的专项内容之一, 每两年开展一次, 调查样本覆盖除港澳台、西藏、海南之外的全国29个省市, 调查对象为年龄15至64岁之间的劳动力, 目的是通过对中国城乡家庭的动态追踪调查, 系统地监测村(社区)、家庭及其劳动力的变化与相互影响, 建立在社区、家庭和劳动力三个层次上的追踪数据库。

本文主要从CGSS和CLDS数据库中选取以下两个方面的数据: 一是家庭资源数据及自身经济地位; 二是研究对象的接受教育程度、最高教育水平、毕业院校类型、收入等。

1. 社会阶层的区分

职业地位划分是数据处理中的难点, 既要贴近现实情况, 又要能表现出一定的特征差异。本文主要参考李春玲(2005)^[3]、阳义南和连玉君(2015)^[16]以及王学龙和袁易明(2015)^[22]的有关方法, 假设收入及教育水平决定社会地位, 并首先将数据中的职业代码转换为国际职业社会经济地

位指数 (International Socio-Economic Index, ISEI), 用每个职业的收入水平和教育水平的加权平均数反映该职业的社会经济地位, 指数取值范围为16~90分。然后, 将职业社会经济地位的取值范围分别依据25%、50%和75%分位数大致划分为4个阶层: 70~90分为上层、55~69分为中上层、35~54分为中下层、16~34分为下层; 将家庭职业经济地位与子女职业经济地位依次归类, 确定每个阶层个体数量占各群体总人数的百分比, 并通过社会代际流量表分析不同层级的代际流动性 (见表1)。

此外, 本文也由研究对象根据各自的主观判断进行主观阶层划分 (取值范围为1~10), 数值10~8为上层, 7~6为中上层、5~4为中下层、3~1为下层, 进一步比较研究主观阶层划分与客观阶层划分对社会流动性研究结论的影响。

2. 教育等级的划分

考虑到中国独特的教育院校分层体系, 我们从教育年限 (本科及以上学历所需不同的受教育时间) 以及院校类型 (比如地方院校、省属院校等) 等各方面区分教育等级类型。教育年限具体划分为本科、硕士、博士共3个层级, 院校类型划分为民办院校、地方院校、省属院校、中央及其他部委所属院校、教育部所属院校共5个等级 (见表2)。

表1 职业社会经济地位分布

	1980年代毕业人数 (人)		1990年代毕业人数 (人)		2000年代毕业人数 (人)		2010~2014年代毕业人数 (人)	
	出身	晋升	出身	晋升	出身	晋升	出身	晋升
下层	72	13	106	10	235	47	89	23
中下层	38	52	40	99	156	266	73	116
中上层	34	78	64	119	152	248	60	81
上层	30	31	52	34	99	81	26	28
样本量	174	174	262	262	642	642	248	248

注: 数据来源于2010~2013年CGSS和2014年CLDS 的混合数据

表2 按教育等级划分的教育年限 (年)

	民办院校	地方院校	省属院校	中央及其他部委所属院校	教育部所属院校
本科	9.2	9.3	9.4	9.5	9.6
硕士	10.2	10.3	10.4	10.5	10.6
博士	11.2	11.3	11.4	11.5	11.6

注: 数据来源于2014年CLDS数据。

表3 数据样本的统计特征

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
收入对数	843	10.91	0.770	7.600	14.51
教育等级	1024	9.550	0.390	9.200	11.60
父母最高职业经济地位	878	42.71	16.81	20	90
母亲社会经济地位	640	38.41	15.87	20	82
父亲社会经济地位	753	41.03	16.34	20	90
个体主观社会经济地位	1012	5.280	1.570	1	10
14岁时, 家庭主观社会经济地位	1006	4.320	1.910	0	10
父亲受教育程度	981	4.310	2.560	1	11
母亲受教育程度	981	3.610	2.330	1	10
取父母最高受教育程度	974	4.550	2.600	1	11
毕业年限	1024	10.08	9.371	0	56
毕业年限平方	1024	189.4	327.2	0	3136

注: 数据来源于中国劳动力动态调查(2014)。

(3) 数据样本的统计特征

(二) 模型设计

本研究运用职业代际流动表和代际测量模型, 根据出生年代、出生阶层、最高学历对样本进行划分, 综合分析家庭资源对子女的多重影响。鉴于人们接受教育的初衷是希望通过教育提高社会经济地位, 因此, 本文首先运用社会代际流量表方法对职业变迁进行分析, 并在此基础上详细探讨家庭资源对子女收入的影响。

1. 社会代际流动测度模型

在社会流动表中, 社会流动指标可具体表示为公式(1)。

$$P = \begin{pmatrix} p_{1,1} & p_{1,2} & \cdots & p_{1,n-1} & p_{1,n} \\ p_{2,1} & p_{2,2} & \cdots & p_{2,n-1} & p_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ p_{n-1,1} & p_{n-1,2} & \cdots & p_{n-1,n-1} & p_{n-1,n} \\ p_{n,1} & p_{n,2} & \cdots & p_{n,n-1} & p_{n,n} \end{pmatrix} \quad (1)$$

其中, $p_{i,j}$ 表示父母最高层次职业为 i 职业的情况下, 子女从事 j 职业的频数; n 表示全社会具有 n 类职业。

为比较不同年代人群的职业代际流动性, 本文采用王学龙和袁易明(2015)等研究提出的距离测度方法^[22], 详见公式(2)。

$$d(P, Q) = \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \sum_{l=1}^n \sum_{m=1}^n \left| \log \left(\frac{p_{i,j} p_{l,m} q_{i,m} q_{l,j}}{p_{i,m} p_{l,j} q_{i,j} q_{l,m}} \right) \right|^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

其中, P 和 Q 为两个群体的职业代际流动表。 $d(P, Q)$ 为两个群体之间代际流动性差异的测度: 若两个代际流动表无差异, 则 $d(P, Q) = 0$; 若差异越大, $d(P, Q)$ 数值将会越大。此外, i, j, l, m 表示不同的职业地位。

2. 回归模型

本文利用收入指标分析不同教育等级回报率的变化及其原因, 具体根据明瑟收入模型和代际收入流动模型, 以接受高等教育的人群为主要研究对象, 提出了包含教育体系和家庭资源变量的新模型, 具体模型如下: (3)

$$\ln Y_i = \alpha + \beta Edu_i + \phi Exp_i + \omega (Exp_i)^2 + \gamma Status_i + \eta Sex_i \quad (3)$$

其中, i 表示样本中编号为 i 的个体; Y_i 表示个体 i 当前工资收入; Edu_i 表示个体 i 接受教育的等级; Exp_i 表示个体 i 毕业后的时间 (作为工作经验的替代变量); $Status_i$ 表示个体 i 的家庭职业社会经济地位; Sex_i 表示性别, 男性为1, 女性为0。此外, $\alpha, \beta, \phi, \omega, \gamma, \eta$ 为模型的系数, 其中 β 为教育等级的回报率, γ 表示家庭资源对收入的影响, ε_i 为随机误差项。

四、研究结果解析

(一) 本科及以上学历者的社会代际流动性变化趋势

我们应用社会代际流动表,对不同年代、不同高学历人群的代际流动性进行分析,并分别从被观察者的主观视角和客观视角两个方面去探讨社会代际流动影响因素,实现从心理上和职业上分别挖掘高学历人群对社会代际流动的评判和实际的代际流动。 I 为单位矩阵, $d(P, I)$ 值与代际流动性成负相关: $d(P, I)$ 值越小,代表 P 组的社会代际流动性越高。

如表3所示,在客观视角下,1990年代的毕业生群体 $d(P, I)$ 最小,为6.6906,表明1990年代毕业群体的社会代际流动性最高。1990年代毕业生与1980年代毕业生的社会流动性差异为17.4138,说明1990年代与1980年代社会流动性差异较大;而2000年代和1990年代的社会流动性差异最小,为8.4305。可以看出,1980年代以及2010~2014年代毕业的人群代际流动性较低。1980年代,国企或集体所有制企业为当时中国社会的主要经济形式,较之民营企业有巨大的优势。在国企或集体所有制企业中,如果父母退休,允许子女顶替父母进入原企业。同时,当时社会中“子承父业”的现象比较普遍,不同行业之间的人员流动非常少,这在一定程度上也加剧了1980年代社会代际流动性降低。2010~2014年代,我国经济增长开始放缓,而高校扩招、高等教育普及化使得高校毕业生人数逐年攀升,进而导致优质职位的增长小于大学本科及以上毕业生的增长速度,较好职位竞争压力增加;由此,家庭资源或者父母人脉对子女择业的影响得到凸显,社会代际继承性得到加强。整体

来说,职业阶层的判断结果呈现出U型变化趋势,社会代际流动性随着时间出现先升后降的趋势。

在主观视角下,不同群体的代际流动普遍较低,但相互之间区分度不大。其中以1990年代毕业人群的代际继承性最高(24.0165)、2000年代的代际继承性最低(22.0664),社会代际流动性由强到弱依次为:2000年代、1990年代、1980年代、2010~2014年代毕业的人群。

通过比较发现,无论是从单一的年代还是从整体观察期间比较,主观视角代际流动判断结果 d 值都要远远大于客观视角判断结果。由此可见,人们在主观上倾向于夸大社会代际继承性。

对比客观视角和主观视角的 d 值不难发现(可参考图1):客观视角结果对职业代际流动性的敏感度更大,并且客观视角下的社会代际流动性滞后于职业代际流动性。对于1990年代毕业的高学历人群来说,其职业代际流动性获得较大提升,但1990年代的主观代际流动并没有增强;反而,其在2000年代得到一定的增强。此外,可以发现客观视角的 d 值由1980年的13.0494变为1990年代的6.6906,主观视角的 d 值由1990年代的24.0165变为2000年代的22.0664,变化并不明显(相对于2000年代职业层面 d 值增加引起的变化)。并且,无论是从主观视角看还是从客观视角看,1980年代、1990后年代、2000年代以及2010~2014年代毕业生之间的相互 $d(P, Q)$ 值都显著大于0,说明不同年代的代际流动性具有显著差别。

(二) 家庭资源因素的解析

1. OLS估计

本文利用2014年CLDS的数据,分别采用父母

表3 不同年代高学历人群的主观及客观代际流动性: 1980~2014年代毕业生

分析视角	参照组: P	$d(P, I)$	对照组: Q $d(P, I)$			
			1980年代毕业	1990年代毕业	2000年代毕业	2010~2014年代毕业
客观视角	1980年代毕业	13.0494		17.4138	17.5075	16.5934
	1990年代毕业	6.6906	17.4138		8.4305	11.1395
	2000年代毕业	7.2985	17.5075	8.4305		9.6797
	2010~2014年代毕业	10.3981	16.5934	11.1395	9.6797	
主观视角	1980年代毕业	23.1269		15.6474	15.1358	18.3081
	1990年代毕业	24.0165	15.6474		15.1231	18.3594
	2000年代毕业	22.0664	15.1358	15.1231		11.2145
	2010~2014年代毕业	26.1379	18.3081	18.3594	11.2145	

注: 数据来源于2010~2013年CGSS和2014年CLDS 的混合数据。

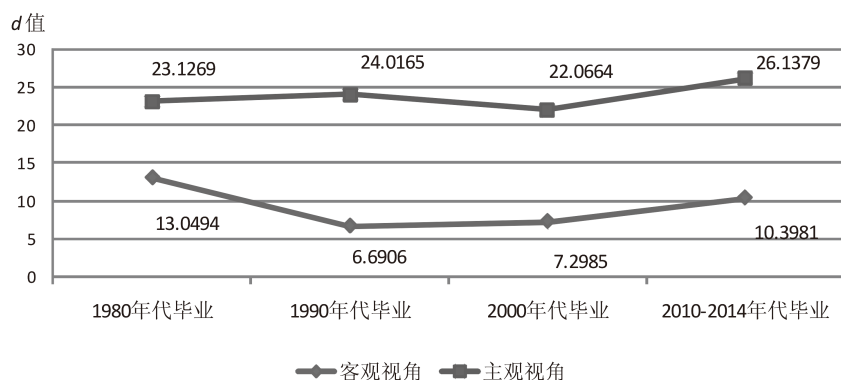


图1 社会代际流动性的变迁

职业社会经济地位、父母职业社会经济地位孰高值、父亲职业社会经济地位以及母亲职业社会经济地位为主要的家庭资源指标进行多次回归,回归结果见表4。

方程(1)同时引入父亲职业经济地位和母亲职业经济社会地位作为家庭资源的主要变量进行回归分析,结果表明:在其他因素不变的情况下,母亲的职业经济地位每提升一个层级,子女的收入将增加0.84%;而父亲的职业经济地位每提升一个层级,子女的收入将增加0.63%,略低于母亲对子女收入的影响;个体受教育年限每增加1年,收入增加约26.99%;工作经验对收入的影响呈现显著的二次

函数分布特征,且在工作的第23.7年左右收入达到最高,随后逐年减少;此外同等条件下男性比女性的收入要高出约29.7%。为了避免由于缺失父亲或母亲一方的职业经济地位而造成的样本损失,本文进一步选取父母职业经济地位的孰高值为自变量,使得有效样本数量由408增加到714。方程(2)的回归结果显示,受教育年限每增加1年,个体收入将增加44.7%,高于方程(1)的估计值,进一步表明教育是增加收入的最为有效的途径;同时,同等条件下男性比女性的收入要高出约21.96%,略低于方程(1)的估计值。

随后,为避免样本失真,本文分别剔除缺失母

表4 回归结果

	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)
父亲职业地位	0.0063** (0.0025)		0.0079*** (0.0017)	
母亲职业地位	0.0084*** (0.0027)			0.0114*** (0.0020)
取父母职业最高地位		0.0075*** (0.0016)		
教育等级	0.2699*** (0.0934)	0.4470*** (0.0666)	0.3697*** (0.0746)	0.4032*** (0.0796)
工作经验(毕业年限)	0.06640*** (0.0125)	0.0618*** (0.0095)	0.0552*** (0.0099)	0.0736*** (0.0117)
工作经验(毕业年限)的平方项	-0.0014*** (0.0004)	-0.0013*** (0.0003)	-0.0011*** (0.0003)	-0.0016*** (0.0004)
性别	0.2970*** (0.0690)	0.2196*** (0.0528)	0.2298*** (0.0559)	0.2695*** (0.0638)
R ²	0.2152	0.1794	0.1641	0.2087
N	408	714	610	512

注:数据来源于中国劳动力动态调查(CLDS)。*、**和***分别代表在0.1、0.05以及0.01的置信水平上显著。其中,方程(1)引入父亲和母亲的职业地位;方程(2)则是以父母职业地位高者为自变量;方程(3)和方程(4)分别是以父亲职业地位、母亲职业地位为家庭资源替代变量。小括号里的数值为标准误。

表5 工具变量估计及稳健性检验

	两阶段工具变量估计			稳健性检验
	方程(5) 收入对数	方程(6) 收入对数	方程(7) 收入对数	方程(8) 个体主观社会经济地位
父亲职业地位	0.007** (2.37)			
母亲职业地位		0.011*** (3.15)		
取父母职业最高地位			0.007** (2.33)	
14岁时, 主观家庭社会经济地位				0.319*** (13.64)
教育等级	0.320*** (3.85)	0.412*** (3.97)	0.441*** (5.30)	0.605*** (5.24)
性别	0.220*** (3.84)	0.275*** (4.06)	0.223*** (4.08)	-0.059 (-0.65)
民族	-0.037** (-2.56)	-0.029 (-1.61)	-0.029** (-2.30)	-0.006 (-0.23)
个体主观社会经济地位	0.041** (2.20)	0.053** (2.32)	0.041** (2.28)	
毕业年限	0.054*** (4.61)	0.077*** (5.37)	0.064*** (5.76)	0.059*** (4.53)
毕业年限平方	-0.001*** (-3.14)	-0.002*** (-4.14)	-0.001*** (-4.18)	-0.001* (-1.86)
常数项	6.882*** (8.68)	5.678*** (5.87)	5.707*** (7.42)	-2.308** (-2.06)
R ²	0.165	0.217	0.185	0.202
N	575	478	667	999

注：数据来源于中国劳动力动态调查（CLDS）。*、**和***分别代表在0.1、0.05以及0.01的置信水平上显著。小括号里的数值为标准误。

亲职业地位的数据和父亲职业地位的数据，构建出新的回归样本，并分别应用方程（3）和方程（4）进行回归分析。如表4所示，各方程实验结果变化不大，反映出本文提出的模型具有较好的稳健性。

2. 内生性及稳健性检验

父亲社会经济地位和母亲社会经济地位影响个体收入，但个体收入也会反过来对父亲和母亲社会经济地位产生一定的影响。此外，还存在一些不可观测的因素影响父辈社会代际流动性和个体收入（如家庭人脉、基因遗传等因素），遗漏变量也会产生内生性问题。对此，本文采用工具变量两阶段最小二乘估计对内生性问题进行处理，具体地使用教育作为家庭资源的工具变量进行分析。为进一步检验回归结果的稳定性，本文引入主观社会经济地位评价，为社会经济地位代际流动的研究提供更为稳健的结论（见表5）。

如表5所示，方程（5）、（6）、（7）分别以父亲教

育程度、母亲教育程度及父母孰高教育程度为工具变量，方程（8）分别以主观的自我地位评价作为个体收入的替代变量，以14岁家庭社会地位作为家庭资源的替代变量进行稳健性分析。

方程（5）～（7）的回归结果表明，在控制教育等级的情况下，家庭资源对个体收入依然具有显著正向作用，说明在解决内生性问题后，研究结论依旧稳健。如方程（8）所示的检验结果所示，在以主观社会经济地位评价进行稳健性检验时，核心解释变量的系数显著有效与前文实证研究结果基本一致。

五、结论

本文基于中国综合社会调查（CGSS）及中国劳动力动态调查（CLDS）的数据对高学历人群的社会代际流动进行了深入的分析，阐释了高学历人群面

临的社会就业环境及影响因素,并系统地论证了家庭资源对高学历人群求学及就业的影响,最终得到以下几点结论:

第一,教育依然是影响子女职业社会经济地位的最主要途径,其影响力超过父母职业地位的代际影响以及工作经验的影响。

第二,家庭资源不仅对子女受教育机会具有一定的影响,亦对同等教育等级下的子女收入具有显著影响。

第三,个体对社会代际流动的主观认识存在着一定的偏差,主观视角下的社会继承性要远远大于客观视角,说明当今社会中的个体,更倾向于认为父代社会资源对子女的社会地位有很大的影响。

第四,我国的社会代际流动性在1990年代达到峰值,随后出现减弱的趋势,社会阶层出现固化倾向。

针对当前社会代际流动性出现的问题,我们认为应改善教育资源及受教育机会的公平性,因为教育始终是增强社会代际流动性的主要途径。具体从以下几个方面进行改善:一是,政府应当加强对教育资源的管理,以保证贫困、偏远地区教育机构得到相对公平的资源支持;二是,政府和学校要共同努力改进入学机制,使人们能够享有接受教育的公平权利。三是通过建立健全高校毕业生就业监督机制,规范和引导企业人才招聘流程,既确保企业能够招收到真正适合企业发展的人才,同时也为来自不同家庭资源背景的个体提供更加公平的就业机会。

参考文献

- [1] 蔡洪滨.维持高社会流动性[J].新世纪周刊,2011(13):70-71.
- [2] 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.
- [3] 李春玲.高等教育扩张与教育机会不平等:高校扩招的平等化效应考查[J].社会学研究,2010(3):82-113.
- [4] 刘精明.高等教育扩展与入学机会差异:1978~2003[J].社会,2006(3):158-179,209.
- [5] 姚先国,黄志岭,逯岩.家庭背景与子女高等教育的关系[J].山西财经大学学报(高等教育版),2006(1):5-10.
- [6] Azomahou T T,Yitbarek E A.Intergenerational education mobility in Africa: Has progress been inclusive?[A].Policy Research Working Paper,World Bank Group,2016.
- [7] 黄四林,辛自强,侯佳伟.家庭背景与高等教育入学机会的关系及其趋势——基于北京某重点大学2007-2012年的调查[J].中国青年研究,2014(3):46-52.
- [8] Bjorklund A,Jantti M.Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States[J].The American Economic Review,1997(5):1009-1018.
- [9] Hertz T. Rags,riches and race: Intergenerational economic mobility of black and white families in the United States[A].Bowles S. etc. Unequal chances: Family background and economic success[C]. Princeton: Princeton University Press, 2004.
- [10] Gong H,Leigh A,Meng X.Intergenerational income mobility in urban China[J].Review of Income and Wealth,2012(3):481-503.
- [11] Meng X,Shen K,Xue S.Economic reform, education expansion, and earnings inequality for urban males in China, 1988-2009[J].Journal of Comparative Economics,2013(1):227-244.
- [12] Deng Q,Gustafsson B,Li S.Intergenerational income persistency in urban China[J].Review of Income and Wealth,2013(3):416-436.
- [13] 阳义南.市场化进程对中国代际流动的贡献[J].财经研究,2018(1):128-141.
- [14] 周晔馨.社会资本是穷人的资本吗?——基于中国农户收入的经验证据[J].管理世界,2012(7):83-95.
- [15] 何石军,黄桂田.中国社会的代际收入流动性趋势:2000~2009[J].金融研究,2013(2):19-32.
- [16] 阳义南,连玉君.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[J].管理世界,2015(4):79-91.
- [17] Minello A,Blossfeld H P.From mother to daughter: changes in intergenerational educational and occupational mobility in Germany[J].International Studies in Sociology of Education, 2014(1):65-84.
- [18] 李路路.再生产与统治——社会流动机制的再思考[J].社会学研究,2006(2):37-60,243-244.
- [19] 郭丛斌,丁小浩.职业代际效应的劳动市场分割与教育的作用[J].经济科学,2004(3):74-82.
- [20] 孙凤.职业代际流动的对数线性模型[J].统计研究,2006(7):61-65.
- [21] 周兴,张鹏.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[J].经济学(季刊),2015(1):351-372.
- [22] 王学龙,袁易明.中国社会代际流动性之变迁:趋势与原因[J].经济研究,2015(9):58-71.

(责任编辑 陈剑光)

(下转第122页)