

子代教育、社会网络与收入代际流动性

陈新忠,周静玉

(华中农业大学 公共管理学院,湖北 武汉 430070)



摘要 社会阶层分化背景下,收入代际良性流动能缩小收入差距,促进社会公平。采用 2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,探讨子代教育和社会网络对收入代际流动性的影响。结果显示:子代教育和社会网络均能促进收入代际向上流动,前者作用较后者更大,二者交互变量的影响显著为正。进一步研究发现:提升子代受教育水平是城乡居民、东西部地区及中低收入家庭实现收入代际向上流动的主要途径,而社会网络对农村、中部地区及中等收入家庭的促进作用更为显著。面向教育和社会网络,城乡居民应结合地域及自身资源,充分借力教育促进子女实现收入代际向上流动;中部地区和高收入群体要提升子代教育质量,提高教育促进收入代际流动性的彰显度;低收入家庭亟需迈向中等收入群体,继而融合教育和社会网络力量以达到收入代际跃迁。

关键词 子代教育; 社会网络; 收入代际流动性; 中国家庭追踪调查(CFPS)

中图分类号:F 014.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)01-0120-10

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.01.014

改革开放 40 多年来,中国经济取得巨大发展,居民收入水平显著提高。然而,城乡二元分化、福利制度改革滞后等导致居民收入差距拉大,收入不平等程度增高。数据显示,2019 年城镇居民人均可支配收入 42359 元,而农村居民人均可支配收入仅为 16021 元^①。中国共产党第十九次全国代表大会报告指出,新时代“我国社会生产力水平总体上显著提高,社会生产能力在很多方面进入世界前列”,但“发展不平衡不充分”问题突出。城乡、东中西部地区及各收入群体之间不均衡发展背景下,社会阶层良性流动渠道受阻,人们呼唤机会平等和社会公平。收入代际流动性作为动态衡量社会收入分配状况、测度经济机会配置公平程度的重要尺度,反映了社会开放和机会均等水平,受到社会各界广泛关注,成为社会公平正义的基本议题。

影响收入代际流动性的机制主要有两种,即人力资本作用机制和社会资本作用机制^[1]。现实生活中,父辈一方面通过投资子代教育增强人力资本以影响子代收入水平^[2],另一方面通过改善社会网络提高社会资本进而影响子代的就业获得^[3]。教育作为人力资本投资的主要途径,与经济发展和社会阶层流动关系密切,是影响收入代际流动性的重要因素^[4]。生活常态下,社会底层子女通过教育提高未来收入水平和社会地位,实现阶层向上流动,而社会上层的子辈则借助教育维持自身经济和社会地位。教育投资和积累能显著影响父子两代收入代际流动性关系,尤其是基础教育^[5]和高等教育阶段^[6],在实现社会公平、改善社会分层流动等方面发挥重要作用^[7]。研究表明,教育对我国收入代际流动性具有显著的正向影响^[8],是补偿弱势群体和打破阶级固化的重要工具^[9],提高教育投入能够促进居民尤其是弱势群体阶级的收入代际流动性和向上社会流动。社会网络是社会资本的重要组成部分,在经济活动中发挥极大作用^[10]。随着社会学研究不断深入,以社会网络为代表的社会资本成为解释收入代际流动性机制的新视角。有学者通过理论模型创新来证实社会网络能够影响收入代际流动性^[11-12],也有学者采用主成分分析^[13]、因子分析^[14]等方法度量社会资本,进而探讨社会资本对代

收稿日期:2020-10-13

基金项目:国家社会科学基金重大项目“以教育发展促进收入代际流动性的机制与政策研究”(19ZDA066)。

① 数据来源:国家统计局,网址:<http://www.stats.gov.cn/>。

际收入弹性的解释强度及影响效应。

总而言之,现有文献在研究视角上多从单一角度出发,探讨教育或社会网络对收入代际流动性的独立影响,将二者纳入同一分析框架的研究较少,且缺乏交互效应探究;在研究内容上,多数是城镇与农村二者选择其一,城乡对比及区域差异探讨不多。本研究利用2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,探究子代教育和社会网络对收入代际流动性的影响,主要贡献是:首先,参考以往学者关于代际流动性的测度方法^[15],对收入代际流动性进行类似处理,将样本中收入代际流动性按方向差异分为“向下流动”“水平流动”和“向上流动”三种;其次,将子代教育和社会网络纳入同一模型,比较二者对居民家庭收入代际流动性的影响大小,并引入交互变量,判断两者对收入代际流动性的共同作用类型;最后,从城乡、区域及不同收入群体三方面进行异质性分析,完善以往研究。

一、理论分析与研究假设

1. 收入代际流动性

收入代际流动性是指相对父辈而言的子代收入在家庭收入历史分布中所处地位变动情况^[16],收入代际流动性高意味着子代收入水平主要来自后天努力,受父辈影响小,有助于缩小收入差距、减少社会分化,促进社会阶层合理良性流动;收入代际流动性低则意味着子代收入水平更多秉承家庭禀赋,受父辈影响大,容易造成机会不平等,进而导致收入分配不均和收入差距拉大,不利于社会和谐稳定,甚至引发社会动荡^[17-18]。本研究对收入代际流动性的探讨主要围绕子代在收入等级层面相对于父辈的变动状况展开。

2. 子代教育与收入代际流动性

随着社会日益开放,劳动力市场竞争性和流动性不断加强,凝聚在劳动者身上的人力资本价值发挥出重要作用。作为人力资本的关键指标和代际流动的重要力量,教育促进劳动者收入提升的作用逐渐彰显。家庭成员可通过教育增加自己的知识和专业技能,获取高就业机会,改变自身收入水平和生活条件,进而实现阶层跃迁。教育有利于弱势社会阶层子女实现经济社会地位跃升,具有推动代际向上流动的强大功能^[2]。国外学者以教育累积效应为视角,研究证实提高子代受教育水平能助推收入代际良性流动^[19],研究显示,增加政府公共教育支出^[20-21]、加大家庭教育投入^[22]、增强学校教育公平性和可得性^[23]均能显著缓解收入代际流动性固化现象,对缩小贫富差距、改善社会分层具有重要意义^[24]。据上述分析,本研究提出假设:

H1:提升子代受教育水平对收入代际流动性产生正向影响。

3. 社会网络与收入代际流动性

社会网络是指社会成员之间互动形成的相对稳定关系体系^[25],通常以信息共享、人情往来等方式呈现,依靠资源获得方式和使用情况影响子代收入,可独立参与收入代际流动性分析。社会网络是社会资本的关键代表,能够加强网络成员之间的互动交流和信息共享,进而创造有效价值^[26]、降低工资扭曲程度^[27]、提高子代及家庭收入^[28-29],在解释收入代际流动性方面产生重大效应。中国是血缘、地缘占据主导地位的关系型社会,社会网络以亲友关系为基础,通过加强信息共享^[30]、降低信贷约束^[31]、促进民间或正规借贷^[32]等渠道,降低了交易成本,有助于改善子女就业、提升子代收入,对收入代际流动性影响显著。给定家庭中父辈收入水平,社会网络越强,子代实现收入阶层跨越的机会越大^[3]。经上述分析,本研究提出假设:

H2:增强社会网络关系对收入代际流动性产生正向影响。

4. 子代教育、社会网络与收入代际流动性

人力资本和社会资本并非孤立存在,二者既能相互转换,又可辩证统一于个体地位获得之中^[33]。教育作为人力资本投资的主要途径,能有效提高个体知识水平和能力素养,可视作影响个人发展和收入代际流动性的“内核”;社会网络是社会资本的重要体现,有助于提升个体控制和汲取社会资源的能力^[3],可作为影响个人发展和收入代际流动性的“外核”。已有学者把人力资本和社会资本共同纳入

模型,探讨二者及交互项对农户贫困及农村代际贫困的作用^[34]。理论上讲,我们可以把教育和社会网络及其交互变量纳入模型,分析它们对收入代际流动性的影响。综上可知,教育和社会网络可能对收入代际流动性产生共同作用,忽略二者交互效应会使结果与现实产生偏差甚至违背。因此,本研究将探讨子代教育和社会网络及二者交互变量对收入代际流动性的影响,并提出假设:

H3:子代教育和社会网络对收入代际流动性作用显著,同时二者交互变量正向影响显著。

二、数据来源、模型构建与变量选择

1.数据来源

本文使用 2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,该数据采用分层多阶段抽样设计方法获取,覆盖全国 25 个省、市、自治区,具有广泛代表性。该调查包括个体层面教育与健康、就业与职业、收入与投资等,包含家庭层面成员关系、社交网络、资产负债等及社区层面人口资源、环境交通、医疗卫生等,较为全面地描述了我国社会经济发展情况。本研究将所有样本中父辈和子代进行分离,并匹配出每个子代对应的父辈^[35];考虑到父亲通常为一家之主,是重要决策者,研究中将父亲作为父辈代表;鉴于同一家庭不同子女的工作性质和收入水平可能存在较大差异,故以子女个体为研究对象,将同一家庭的多个子女看作不同个体及其所在家庭的多次观测;同时,保留了子女年龄超过 16 周岁且非在学^[23]、父亲年龄小于 65 周岁的样本。基于父亲与子女年龄差一般超过 15 岁的生育规律,本研究剔除了不符合条件的样本与存在异常值及缺失值的样本,共获得有效样本 1915 个。

2.模型构建

本文的被解释变量在测量层次上并不连续,属于定序变量,故使用有序多分类 Probit 模型,运用 Stata 软件进行回归,探究子代教育和社会网络对收入代际流动性的影响。解释变量为子代教育和社会网络指标,引入其他控制变量,构建模型如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 EDU_i + \beta_2 SOC_i + \beta_3 EDU_i \times SOC_i + \beta_4 X_{ij} + \epsilon_i$$

其中, Y_i 为被解释变量,代表第 i 个样本的收入代际流动性情况, EDU_i 代表第 i 个样本的子代教育解释变量, SOC_i 代表第 i 个样本的社会网络解释变量, $EDU_i \times SOC_i$ 代表第 i 个样本子代教育和社会网络交互变量, X_{ij} 是控制变量, j 为控制变量个数, ϵ_i 为随机误差项。

3.变量选择

被解释变量为收入代际流动性类型。参考 CFPS 问卷中关于“过去 12 个月您所有工作总收入(元/年)”的问题,依据个人所得税年度税率表,推算得到子女及其父亲所有工作年总收入所在的纳税层级,继而进行比较赋值。收入状况划分为 3 类,子女收入所在纳税层级低于父亲收入所在纳税层级为向下流动(赋值-1),与父亲收入所在纳税层级相同为水平流动(赋值 0),高于父亲收入所在纳税层级为向上流动(赋值 1)。各类别数值仅代表层次之间差别,并没有绝对性含义^[9]。

解释变量为子代教育和社会网络。教育作为人力资本形成和发展的有效途径,是与公共政策联系最为密切的指标,一般用受教育水平来测度。利用 CFPS 数据,本研究把“子女受教育年限”作为子代教育解释变量,子女受教育年限的增加有助于其进入高收入组群,进而实现经济地位跃升;因“教育层次^[36]”是反映教育水平高低的重要指标,故用“子女受教育层次”替代“子女受教育年限”进行稳健性检验。中国是传统的人情社会,手机是亲朋好友沟通交流和信息共享的重要工具之一,通信费越高意味着亲友同事间互通互动机会越多,社会网络关系也随之越强,因此本研究将 CFPS 数据中的“每月手机费^[37]”作为社会网络解释变量;因“人情礼支出^[38]”是社会网络投资的关键指标,也能体现社会网络强弱,故以 CFPS 数据中的“人情礼支出”替换“每月手机费”进行稳健性检验。此外,本研究引入子代教育和社会网络交互变量,分析二者对收入代际流动性的共同作用类型。

为检验子代教育和社会网络对收入代际流动性的解释程度,本研究加入其他可能对收入代际流动性产生显著影响的指标,包含性别、年龄、父亲的人力资本状况、养老和医疗保险、家庭人口数及房产市值等,对这些变量加以控制。具体定义和描述性统计见表 1。

表 1 变量定义和描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
收入代际流动性	向下流动=-1;水平流动=0;向上流动=1	0.08	0.41	-1	1
解释变量					
子女受教育年限	实际受教育时间/年	11.56	4.07	0	22
子女受教育层次	小学及以下=1;初中=2;高中及以上=3	2.43	0.66	1	3
每月手机费	实际费用/元	90.65	73.65	0	1 000
人情礼支出	实际支出/元	5630.65	7928.54	0	80000
控制变量					
子女性别	男=1;女=2	1.50	0.50	1	2
子女年龄	周岁	31.48	10.52	17	45
父亲年龄	周岁	46.42	12.41	38	64
父亲受教育年限	实际受教育时间/年	8.04	4.08	0	16
父亲健康状况	不健康 1-2-3-4-5 非常健康	2.84	1.31	0	5
子女是否参加养老保险	是=1;否=0	0.28	0.45	0	1
子女是否参加医疗保险	是=1;否=0	0.75	0.43	0	1
父亲是否参加养老保险	是=1;否=0	0.13	0.33	0	1
父亲是否参加医疗保险	是=1;否=0	0.73	0.45	0	1
家庭人口数		4.69	1.73	2	9
家庭房产市值	实际房产/万元	61.74	112.80	0.10	1350

三、结果与分析

1. 子代教育、社会网络对收入代际流动性的影响

为保证模型的解释变量选取科学合理,本研究进行了共线性检验。结果显示,模型中所有变量的 VIF 均小于 3, VIF 均值为 1.36, 表明模型中不存在严重共线性问题。运用 Stata15.1 软件,采用 oprobit 模型进行回归(见表 2)。首先,分析子代教育对收入代际流动性的影响(模型 1)。其次,考察社会网络对收入代际流动性的作用(模型 2)。再次,为探讨子代教育和社会网络对收入代际流动性影响程度大小,同时引入二者解释变量,在 oprobit 回归基础上,进行边际效应解释(模型 3)。最后,引入子代教育和社会网络及二者交互变量,探究二者对收入代际流动性的影响相互增强还是相互削弱(模型 4)。由 $\text{Prob} > \chi^2$ 的值可知,模型拟合优度较好,模型整体通过了显著性检验。

模型 1 回归结果显示,子代教育对收入代际流动性有显著正向影响,即子女受教育年限越高,越利于促进收入代际流动性。子代通过接受高层次教育能够获得更多知识,同时自身眼界和能力也得以拓展,在就业市场上占据优势地位,更易谋得较好职业,促进收入提高及经济社会地位的跃升。这跟教育可以提高子代知识技能从而提升收入水平和促进代际流动的观点相契合^[15]。由上可知,假设 1 得到验证。

模型 2 回归结果显示,社会网络对收入代际流动性有显著正向影响,即社会网络越强,越有助于促进收入代际流动性。社会网络可通过加强信息共享促进收入代际流动性,这一作用主要由社会网络规模和强度来实现^[3]。手机通信支出是衡量个体和家庭社会交往频率及强度的重要指标,能够增强网络成员之间的信息传递和共享效应,进而助推收入代际良性流动。由上可知,假设 2 得到验证。

模型 3 回归结果显示,子代教育和社会网络均对收入代际流动性有显著正向影响,但两者的促进程度存在显著差异。子女受教育年限每增长一单位,收入代际向上流动概率提升 0.69%,而每月手机费每增加一单位,收入代际向上流动概率仅提高 0.13%,子代教育的正向效应较社会网络更大。随着互联网普及化应用,在信息共享方面,电脑网络部分替代了手机通信,以人与人之间现实关系为基础而形成的社会网络功能逐渐被弱化。而教育则相反,互联网高效整合了线上和线下教育模式,通过共享优质教育资源的方式强化教育功能,促进教育由量到质的改变。高水平高质量教育对收入代际流动性的积极作用更为显著。

模型 4 回归结果显示,子代教育和社会网络对收入代际流动性正向影响显著,二者交互变量也显著为正。即子代教育和社会网络均能缓解收入代际流动性固化现象,同时,子代教育增强了社会网络对收入代际流动性的积极影响,社会网络也强化了子代教育对收入代际流动性的推进作用。子代教

育是子女个体发展的“内核”,有助于个人素养、眼界和能力的提升,正向影响子女与外界互动交往的质量,即子代教育可间接改善社会网络质量进而共同助力收入代际向上流动。社会网络是子女个体发展的“外核”,能够为子女获取高质量教育提供信息渠道支持,大大拓展了子女求职、汲取社会资源的路径,即社会网络可通过保障子女教育获得和教育质量继而合力促进收入代际良性流动。由上可知,假设 3 得到验证。

表 2 子代教育、社会网络对收入代际流动性的影响

变量	模型 1 (oprobit)	模型 2 (oprobit)	模型 3 (边际效应)	模型 4 (oprobit)
子女受教育年限	0.037*** (0.011)		0.007*** (0.002)	0.049*** (0.014)
每月手机费		0.011*** (0.016)	0.002*** (0.004)	0.010** (0.005)
子女受教育年限×每月手机费				0.067*** (0.027)
子女性别	-0.424*** (0.066)	-0.316*** (0.057)	-0.076*** (0.013)	-0.390*** (0.067)
子女年龄	0.021** (0.009)	0.027** (0.012)	0.004** (0.002)	0.035** (0.014)
父亲年龄	0.012 (0.018)	0.002 (0.008)	0.004 (0.017)	0.016 (0.067)
父亲受教育年限	-0.020** (0.009)	-0.017 (0.011)	-0.004** (0.002)	-0.029** (0.013)
父亲健康状况	-0.043** (0.021)	-0.061** (0.024)	-0.011** (0.005)	-0.059** (0.024)
子女是否参加养老保险	-0.007 (0.156)	0.055 (0.155)	-0.002 (0.030)	-0.021 (0.525)
子女是否参加医疗保险	0.415*** (0.153)	0.448*** (0.153)	0.078*** (0.029)	0.495*** (0.189)
父亲是否参加养老保险	-0.422** (0.170)	-0.391** (0.168)	-0.079** (0.033)	-0.410** (0.171)
父亲是否参加医疗保险	-0.315* (0.174)	-0.326* (0.178)	-0.063* (0.034)	-0.324* (0.175)
家庭人口数	0.031* (0.017)	0.020 (0.016)	0.006* (0.003)	0.027* (0.015)
家庭房产市值	0.032* (0.017)	0.028** (0.012)	0.005** (0.002)	0.011** (0.004)
Number of obs	1915	1915	1915	1915
LR chi2	168.68	165.95	180.77	182.48
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.077	0.051	0.082	0.083

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的水平上显著;括号中为标准误。下同。

控制变量中,子女年龄、子女是否参加医疗保险、家庭人口数和家庭房产市值显著为正。随着子代年龄增长,收入代际流动性逐渐增强,这可能与子代年龄分布于 16~45 岁之间有关。子女进入劳动力市场,伴随年龄增加,工作经验、个人能力均呈现上升趋势,有利于实现收入代际跃迁。参加医疗保险是子女健康的重要保障,能维持子女较好的工作状态及稳定性继而正向作用于收入和代际良性流动。家庭人口越多,父辈经济压力和家庭责任越大,他们因时间和精力被占用而影响工作投入和收入水平,即家庭人口数通过制约父辈收入提升间接促成子代实现收入代际向上流动。家庭资产市值是家庭物质资本的集中体现,物质资本越富裕,子代越易实现收入代际良性流动,这与学界已有的研究结果一致^[13]。

控制变量中,子女性别、父亲受教育年限、父亲健康状况、父亲是否参加养老保险和父亲是否参加医疗保险显著为负。男性子代比女性子代更易实现收入代际向上流动,这一结果证实了学界已有的研究^[15]。父亲受教育年限、健康状况及是否参加医疗保险是父辈人力资本的体现,父辈人力资本富

裕的家庭,子代改变收入代际固化现象的概率较低。一方面,提高父亲人力资本有助于父辈收入提升,间接制约子代实现收入水平的代际超越。另一方面,这可能与不同年代教育背景有关。父辈因人力资本优势而获得的各种机会和资源较子代更为稀缺,而拥有较高教育水平时获得的就业优势较同辈更明显,这有助于其经济收入和社会地位的提升。与父代恰好相反,子代更难实现收入代际良性流动。

2. 稳健性检验

在研究子代教育和社会网络对收入代际流动性影响时,因指标选取存在差异,不同指标可能对回归结果产生不一致作用,进而使参数估计结果缺乏可靠度和稳定性。为检验引入解释变量对实证结果足够稳定,并非一次样本估计的偶然现象,本研究采用 4 种方式进行稳健性检验。一是用子女受教育层次替换子女受教育年限进行估计,二是用人情礼支出替代社会网络进行估计,三是将两个替代变量同时纳入模型重新估计,四是运用 SPSS 软件对原解释变量重新估计。限于篇幅,本研究仅列出第 3 种检验方式的部分结果。研究发现,子代教育和社会网络依旧对收入代际流动性产生正向影响,交互变量同样显著为正,即二者对收入代际流动性的影响相互增强,其他控制变量的影响结果和上述回归大体保持一致。通过检验可知,子代教育、社会网络对收入代际流动性的影响具有较强稳健性。结果如表 3。

表 3 稳健性检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
子女受教育层次	0.042*** (0.009)		0.041*** (0.011)
人情礼支出		0.023** (0.011)	0.014** (0.007)
子女受教育层次×人情礼支出			0.053*** (0.009)
子女性别	-0.231*** (0.056)	-0.385*** (0.066)	-0.406*** (0.067)
子女年龄	0.008** (0.003)	0.019** (0.009)	0.027** (0.011)
父亲年龄	0.009(0.002)	0.003(0.008)	0.007(0.025)
父亲受教育年限	-0.044*** (0.008)	-0.027** (0.013)	-0.021** (0.009)
父亲健康状况	-0.062*** (0.016)	-0.044** (0.021)	-0.047** (0.023)
子女是否参加养老保险	0.053(0.037)	0.055(0.155)	-0.021(0.156)
子女是否参加医疗保险	0.214*** (0.065)	0.470*** (0.152)	0.423*** (0.153)
父亲是否参加养老保险	-0.205** (0.085)	-0.404** (0.170)	-0.411** (0.171)
父亲是否参加医疗保险	0.151** (0.069)	-0.322* (0.174)	-0.332* (0.175)
家庭人口数	0.038* (0.008)	0.020* (0.009)	0.031* (0.017)
家庭房产市值	0.009*** (0.032)	0.007*** (0.003)	0.008*** (0.002)
Number of obs	1915	1915	1915
LR chi2	168.58	159.90	174.97
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.052	0.073	0.080

3. 城乡、区域及收入群体异质性分析

城乡、区域及收入群体之间千差万别,其收入代际流动性可能存在一定差异。为更好地探讨子代教育、社会网络对收入代际流动性的影响,针对性提出政策建议,本研究按照城乡类别、区域属性及人均家庭纯收入分位数^①对样本进行分组。

表 4 模型 1 和模型 2、模型 3 和模型 4 分别反映了在城市组、农村组中,子代教育和社会网络对收入代际流动性的影响及效应大小。结果显示,子代教育对城乡居民收入代际流动性均为显著正向作用,而社会网络的促进效应仅对农村居民显著。同时,子代教育对收入代际流动性的正向影响效应均大于社会网络。此外,面向农村,子代受教育年限每增长一单位,收入代际向上流动的边际效应概率提升 0.84%,而社会网络正向影响的边际效应概率仅提高 0.23%,说明子代教育是农村居民实现收入代际向上流动和阶级跃迁的最主要途径。

^① 本文将样本按照人均家庭纯收入分位数由低到高排序,最低 25%的样本定义为低收入群体,中低 25%和中高 25%的样本定义为中等收入群体,最高 25%的样本定义为高收入群体。

表 5 模型 1 和模型 2、模型 3 和模型 4、模型 5 和模型 6 分别反映了西部、中部和东部地区,子代教育和社会网络对收入代际流动性的影响及效应大小。结果显示,子代教育对东西部地区收入代际流动性具有显著的正向作用,而对中部地区影响不显著。东部地区经济发展水平和对外开放能力较

表 4 城乡异质性

	城市组		农村组	
	模型 1 oprobit	模型 2 边际效应	模型 3 oprobit	模型 4 边际效应
子女受教育年限	0.028* (0.016)	0.006* (0.003)	0.043*** (0.015)	0.008*** (0.003)
每月手机费	0.016(0.014)	0.004(0.003)	0.017*** (0.006)	0.002*** (0.001)
子女性别	-0.348*** (0.093)	-0.072*** (0.019)	-0.446*** (0.100)	-0.079*** (0.018)
子女年龄	0.039*** (0.014)	0.008*** (0.003)	0.016(0.021)	0.009(0.012)
父亲年龄	-0.006(0.012)	-0.001(0.003)	0.007(0.011)	0.001(0.002)
父亲受教育年限	-0.024* (0.013)	-0.005* (0.002)	-0.015(0.022)	-0.002(0.002)
父亲健康状况	-0.044(0.032)	-0.009(0.007)	-0.052* (0.030)	-0.009* (0.005)
子女是否参加养老保险	0.064(0.220)	0.013(0.046)	-0.084(0.222)	-0.015(0.039)
子女是否参加医疗保险	0.216(0.283)	0.045(0.059)	0.591*** (0.216)	0.104*** (0.038)
父亲是否参加养老保险	-0.398* (0.226)	-0.083* (0.047)	-0.466* (0.271)	-0.082* (0.048)
父亲是否参加医疗保险	-0.052(0.032)	-0.011(0.048)	-0.064*** (0.022)	-0.142*** (0.049)
家庭人口数	0.008(0.024)	0.002(0.005)	0.048*** (0.024)	0.008*** (0.004)
家庭房产市值	0.042*** (0.015)	0.008*** (0.003)	0.031(0.023)	0.009(0.004)
Number of obs	866	866	1049	1049
LR chi2	69.19	——	135.55	——
Prob>chi2	0.000	——	0.000	——
Pseudo R ²	0.062	——	0.127	——

表 5 区域异质性

	西部地区		中部地区		东部地区	
	模型 1 (oprobit)	模型 2 (边际效应)	模型 3 (oprobit)	模型 4 (边际效应)	模型 5 (oprobit)	模型 6 (边际效应)
子女受教育年限	0.062*** (0.020)	0.009*** (0.003)	0.023 (0.022)	0.004 (0.004)	0.040** (0.018)	0.009** (0.004)
每月手机费	0.015 (0.008)	0.002 (0.001)	0.013*** (0.004)	0.006*** (0.002)	0.012 (0.006)	0.005 (0.003)
子女性别	-0.464*** (0.142)	-0.064*** (0.020)	-0.418*** (0.129)	-0.076*** (0.024)	-0.372*** (0.101)	-0.087*** (0.024)
子女年龄	0.043** (0.018)	0.006** (0.003)	0.010 (0.017)	0.002 (0.003)	0.030** (0.015)	0.007** (0.004)
父亲年龄	-0.029* (0.016)	-0.004* (0.002)	0.014 (0.015)	0.003 (0.003)	0.009 (0.013)	0.002 (0.003)
父亲受教育年限	-0.033* (0.017)	-0.005* (0.002)	-0.035** (0.017)	-0.006** (0.003)	-0.026 (0.014)	-0.001 (0.003)
父亲健康状况	-0.041 (0.021)	-0.008 (0.006)	-0.012 (0.040)	-0.002 (0.007)	-0.115*** (0.035)	-0.027*** (0.008)
子女是否参加养老保险	-0.263 (0.320)	-0.036 (0.044)	0.324 (0.289)	0.059 (0.053)	-0.131 (0.239)	-0.031 (0.056)
子女是否参加医疗保险	0.736** (0.302)	0.102** (0.042)	0.055 (0.285)	0.010 (0.052)	0.469** (0.238)	0.110** (0.056)
父亲是否参加养老保险	-0.924** (0.465)	-0.128** (0.065)	-0.592* (0.318)	-0.108* (0.058)	-0.161 (0.227)	-0.038 (0.053)
父亲是否参加医疗保险	-0.142 (0.463)	-0.020 (0.064)	-0.099 (0.311)	-0.018 (0.057)	-0.479** (0.239)	-0.112** (0.056)
家庭人口数	-0.052 (0.038)	0.007 (0.005)	0.047* (0.028)	0.009* (0.005)	0.043 (0.029)	0.007 (0.007)
家庭房产市值	-0.041 (0.030)	-0.002 (0.003)	-0.032 (0.011)	0.004 (0.006)	0.047** (0.025)	0.002** (0.001)
Number of obs	663	663	537	537	715	715
LR chi2	68.95	——	65.40	——	82.33	——
Prob>chi2	0.000	——	0.000	——	0.000	——
Pseudo R ²	0.132	——	0.104	——	0.083	——

高,各类教育资源充裕,子代更易获取高质量教育,促进收入代际流动性。西部地区虽然教育资源匮乏,但国家在义务教育供给、职业教育东西协作、高等院校建设、专业人才培养等多方面给予大量支持。各类帮扶提升了西部地区子代获取优质教育资源的机会,对收入代际流动性产生积极作用。社会网络则恰好相反,对中部地区收入代际流动性正向影响显著,而对东、西部地区影响不显著。

表 6 模型 1 和模型 2、模型 3 和模型 4、模型 5 和模型 6 分别反映了低收入、中等收入和高收入三个不同群体组中,子代教育和社会网络对收入代际流动性的影响及效应大小。结果显示,子代教育对中低收入群体的收入代际流动性具有显著正向作用,对高收入群体不显著。而社会网络仅对中等收入群体显著,对其他收入群体不显著。面向中等收入群体,教育和社会网络均能促进收入代际流动性,但效应大小不同。子代受教育年限每提升一单位,收入代际向上流动的边际效应概率提升 0.52%,而社会网络正向影响的边际效应概率仅提高 0.11%,再次证实子代教育对收入代际流动性的促进作用大于社会网络。

表 6 收入群体异质性

	低收入群体		中等收入群体		高收入群体	
	模型 1 (oprobit)	模型 2 (边际效应)	模型 3 (oprobit)	模型 4 (边际效应)	模型 5 (oprobit)	模型 6 (边际效应)
子女受教育年限	0.139** (0.056)	0.007** (0.003)	0.030** (0.015)	0.005** (0.002)	0.037 (0.026)	0.011 (0.008)
每月手机费	0.022 (0.015)	0.001 (0.002)	0.021*** (0.006)	0.001*** (0.001)	0.016 (0.008)	0.004 (0.003)
子女性别	-1.303** (0.557)	-0.063** (0.028)	-0.395*** (0.091)	-0.069*** (0.016)	-0.435*** (0.133)	-0.134*** (0.040)
子女年龄	0.013 (0.040)	0.001 (0.005)	0.033*** (0.012)	0.006*** (0.002)	0.015 (0.023)	0.002 (0.007)
父亲年龄	0.045 (0.033)	0.002 (0.004)	-0.011 (0.011)	-0.002 (0.002)	0.022 (0.018)	0.007 (0.006)
父亲受教育年限	-0.062 (0.043)	-0.003 (0.002)	-0.005 (0.012)	-0.008 (0.002)	-0.044** (0.019)	-0.014** (0.006)
父亲健康状况	0.068 (0.099)	0.004 (0.005)	-0.028 (0.028)	-0.005 (0.005)	-0.089* (0.048)	-0.027* (0.147)
子女是否参加养老保险	-0.492 (0.518)	-0.024 (0.025)	0.2912 (0.213)	0.051 (0.038)	-0.564* (0.323)	-0.173* (0.098)
子女是否参加医疗保险	1.620*** (0.498)	0.078*** (0.025)	0.084 (0.210)	0.015 (0.037)	0.896*** (0.325)	0.275*** (0.097)
父亲是否参加养老保险	-1.003 (1.290)	-0.048 (0.062)	-0.703*** (0.266)	-0.1234*** (0.047)	-0.066 (0.251)	-0.020 (0.077)
父亲是否参加医疗保险	0.037 (1.689)	0.002 (0.081)	-0.101 (0.267)	-0.018 (0.047)	-0.4321* (0.252)	-0.133* (0.077)
家庭人口数	0.058 (0.070)	0.003 (0.013)	0.019 (0.023)	0.003 (0.004)	0.108** (0.044)	0.033** (0.013)
家庭房产市值	-0.013* (0.007)	-0.007* (0.004)	0.024* (0.006)	0.005* (0.001)	0.016 (0.004)	0.002 (0.001)
Number of obs	383	383	1200	1200	332	332
LR chi2	43.84	—	101,61	—	63.51	—
Prob>chi2	0.000	—	0.000	—	0.000	—
Pseudo R ²	0.364	—	0.084	—	0.098	—

四、结论与建议

新时代中国发展“不平衡不充分”背景下,收入代际良性流动能够有效缓解社会阶层固化现象,促进社会全面协调发展。本研究利用 2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证检验了子代教育和社会网络对收入代际流动性的影响效应及差异。研究结论如下:提升子代受教育水平和社会网络均能助推收入代际良性流动,而子代教育对收入代际流动性的正向影响作用较社会网络更大,二者产生

的影响在城乡、区域及不同收入群体中呈现差异化;子代教育和社会网络交互变量的影响显著为正,子代教育强化了社会网络对收入代际流动性的正向效应,社会网络也加强了子代教育对收入代际流动性的正向影响。具体表现为:第一,子代教育对城乡居民收入代际流动性均产生显著正向影响,而社会网络的正向促进作用仅对农村居民显著;第二,东、西部地区,因地制宜提升子代受教育水平是促进居民实现收入代际向上跃迁的重要途径,而中部地区更应重视社会网络对收入代际流动性的促进作用;第三,提升子代受教育水平仍然是中低收入群体实现向上流动的主要途径,针对中等收入群体,应兼顾子代教育和社会网络建设。依据以上研究结论,本研究可为居民缩小收入差距、促进收入代际良性流动和社会阶层跃迁提供有价值的政策建议。决策者应重视子代教育和社会网络在促进收入代际流动性方面发挥的重要作用,尤其要注重提升子代受教育水平。由于两者对收入代际流动性的影响效应存在异质性,故提出以下具体建议。

首先,有差别地强化城乡居民的子代教育和社会网络。针对城市居民,相比社会网络,更应注重子代教育的积累和提升。城市教育资源较为丰富,学校以外的各类教育机构众多,但水平参差不齐,缺乏规范化和精准化管理。因此,政府可出台相关政策规范教育市场乱象,学校则应进一步强化教学资源共享、创新教学模式,家长应选择性地对子女教育进行投资,使子代教育更为精准高效。三者合力,最大程度发挥城市教育资源优势,提高子代受教育程度,进而促进收入代际向上流动。而农村居民,要以子代教育为主,社会网络为辅。农村教育资源相对匮乏,可充分借力互联网平台,提升子女接受优质教育资源的机会可得性和公平感。学校及家长可针对子女所处的学习阶段,选择相应层次的教育资源共享网站或 APP,辅助拓宽子女学习渠道和知识边界。鉴于农村社会网络质量普遍不高,政府可采用线上线下结合方式为农村居民提供更多参与社会活动的机会,拓展社会支持来源,加强农村居民社会网络建设。

其次,有区别地加强东中西部地区的子代教育和社会网络。面向东、西部地区,重点关注子代教育。因两地经济发展水平、对外开放能力、政策支持力度等都存在较大差异,故应进行异质性教育提升工程。东部地区可借助强大的对外开放优势,重点强化子代教育资源的国际化水平;西部地区则应结合本地教育基础和实力,选择性吸纳其他地区优质教育资源,制定适宜政策促进当地教育事业的发展。同时,鉴于信息化背景下东西部教育资源正加速共享和流动,西部地区应重视提升当地教育信息化技术的接纳和运用水平,更好地吸收东部优质教育资源,最大化发挥国家及社会的教育帮扶和支持作用。而中部地区,应重点关注社会网络建设,大力拓宽子代获得良好就业机会的平台和途径。居民可利用相对便捷的区位优势,积极拓展其地缘组织关系网络;政府可开放适合当地的公共就业服务体系,制定相应的促就业和促交流政策,保障中部地区居民机会均等和收入公平。

最后,有侧重地改善不同收入群体的子代教育和社会网络。教育是中低收入群体实现收入代际良性流动的主要途径。面对低收入尤其贫困家庭,政府可依托“教育扶贫”项目,结合居民家庭特征和教育资源差异进行分类精准“教育帮扶”。当收入提至中等水平,居民家庭在注重子代教育时,还应积极拓宽信息渠道,增强社会网络建设。社会网络对中等收入家庭子女收入代际向上流动的提升作用主要通过促进子女高质量就业来实现,政府据此应进一步优化就业市场改革,破除阻碍劳动力自由、高质量流动的体制机制和行业壁垒,为中等收入群体提供更为公平、优质的就业环境。

参 考 文 献

- [1] 李善乐.中国居民代际收入流动性的影响机制研究——基于人力资本和社会资本的视角[D].大连:东北财经大学,2019.
- [2] 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.
- [3] 刘琳,赵建梅.社会网络如何影响代际收入流动? [J].财经研究,2020(8):80-93.
- [4] GREGG P, JONSSON J O, MACMILLAN L, et al. The role of education for intergenerational income mobility: a comparison of the United States, Great Britain, and Sweden[J].Social forces,2017,96(1):121-152.
- [5] 宋旭光,何宗熹.义务教育财政支出对代际收入流动性的影响[J].财政研究,2018(2):64-76.
- [6] CREUSERE M, ZHAO H, BOND H S, et al. Postsecondary education impact on intergenerational income mobility: differences

- by completion status, gender, race/ethnicity, and type of major[J]. *The journal of higher education*, 2019(6):1-25.
- [7] 陈新忠.高等教育与社会公平研究——基于分流施教与和谐互动视角[M].北京:人民出版社,2014.
- [8] 万梓岳.教育视角下的我国居民代际收入流动性研究[D].南昌:江西财经大学,2020.
- [9] 陈琳,袁志刚.授之以鱼不如授之以渔?——财富资本、社会资本、人力资本与中国代际收入流动[J].*复旦学报(社会科学版)*, 2012(4):99-113,124.
- [10] 周广肃,樊纲,申广军.收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].*管理世界*, 2014(7):12-21.
- [11] CALVO-ARMENGOL A, JACKSON M O. Like father, like son: social networks, human capital investment, and social mobility [R]. Working paper, 2005.
- [12] ANDERBERG D, ANDERSSON F. Stratification, social networks in the labour market, and intergenerational mobility[J]. *The economic journal*, 2007, 117(520):782-812.
- [13] 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):115-131.
- [14] 卓玛草,孔祥利.农民工代际收入流动性与传递路径贡献率分解研究[J].*经济评论*, 2016(6):123-135.
- [15] 朱月季,张颖,陈新锋.教育、社会资本对中国农村家庭代际流动的影响——基于CHIP数据的实证分析[J].*华中农业大学学报(社会科学版)*, 2020(1):75-83,165-166.
- [16] BECKER G S, TOMES N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility[J]. *Journal of political economy*, 1979, 87(6):1153-1189.
- [17] DUCLOS J Y, ESTEBAN J, RAY D. Polarization: concepts, measurement, estimation[J]. *Econometrica*, 2004, 72(6):1737-1772.
- [18] 汪晨,万广华,曹晖.中国城乡居民收入极化的趋势及其分解:1988—2007年[J].*劳动经济研究*, 2015(5):45-68.
- [19] PEKKARINEN T, UUSITALO R, KERR S. School tracking and intergenerational income mobility: evidence from the Finnish comprehensive school reform[J]. *Journal of public economics*, 2009, 93(7):965-973.
- [20] 牟欣欣.中国公共教育支出对代际收入流动性的影响研究[D].沈阳:辽宁大学,2018.
- [21] NAM J. Government spending during childhood and intergenerational income mobility in the United States[J]. *Children and youth services review*, 2019(100):332-343.
- [22] 李勇辉,李小琴.人力资本投资、劳动力迁移与代际收入流动性[J].*云南财经大学学报*. 2016(5):39-50.
- [23] 杨娟,赖德胜,邱牧远.如何通过教育缓解收入不平等? [J].*经济研究*, 2015(9):86-99.
- [24] 陈新忠,未增阳.社会分层视阈下高等教育机会公平研究[J].*华中农业大学学报(社会科学版)*, 2013(2):137-143.
- [25] WASSERMAN S, FAUST K. *Social network analysis: methods and applications*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- [26] GRANOVETTER M S. The strength of weak ties[J]. *American journal of sociology*, 1973, 78(6):1360-1380.
- [27] 蒲艳萍,顾冉,成肖.社会资本能降低劳动力工资扭曲吗?——测度和传导机制分析[J].*财经研究*, 2018(5):121-139.
- [28] LI G. Information sharing and stock market participation: evidence from extended families[J]. *Review of economics and statistics*, 2014, 96(1):151-160.
- [29] 张振,徐雪高,吴比.新常态下农户家庭社会关系网络的收入效应研究——基于CHARLS数据的实证分析[J].*经济问题*, 2016(6):73-78.
- [30] 张博,胡金鑫,范辰辰.社会网络、信息获取与家庭创业收入——基于中国城乡差异视角的实证研究[J].*经济评论*, 2015(2):52-67.
- [31] 李庆海,吕小锋,李锐,等.社会资本能够缓解农户的正规和非正规信贷约束吗?——基于四元Probit模型的实证分析[J].*南开经济研究*, 2017(5):77-98.
- [32] 梁爽,张海洋,平新乔,等.财富、社会资本与农户的融资能力[J].*金融研究*, 2014(4):83-97.
- [33] 侯祖戎,张鹏程,梅哲.新农村建设中社会资本与人力资本的互动性影响[J].*广西社会科学*, 2010(4):121-124.
- [34] 刘欢,胡天天.家庭人力资本投入、社会网络与农村代际贫困[J].*教育与经济*. 2017(5).66-72.
- [35] 李力行,周广肃.代际传递、社会流动性及其变化趋势——来自收入、职业、教育、政治身份的多角度分析[J].*浙江社会科学*, 2014(5):11-22,156.
- [36] 苏静,肖攀,胡宗义.教育、社会资本与农户家庭多维贫困转化——来自CFPS微观面板数据的证据[J].*教育与经济*, 2019(2):17-27,46.
- [37] 蒋乃华,黄春燕.人力资本、社会资本与农户工资性收入——来自扬州的实证[J].*农业经济问题*, 2006(11):46-50.
- [38] 车四方,谢家智,姚领.社会资本,农村劳动力流动与农户家庭多维贫困[J].*西南大学学报(社会科学版)*, 2019, 45(2):63-75,198.