

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

朱月季,张颖,陈新锋

(海南大学 管理学院,海南 海口 570228)



摘要 良好的代际流动可以缩小中国城乡收入差距,家庭成员的教育和社会资本是中国农村家庭代际流动的重要通道。文章基于 2013 年中国家庭收入调查(CHIP)数据,从教育和社会资本的角度出发,探讨两者对中国农村家庭代际流动的影响机理及区域差异。研究发现:男性子代的受教育水平对农村家庭代际流动具有显著的正向影响,而女性子代的受教育水平并未显著影响代际流动;尽管父代受教育水平并不直接影响家庭代际流动,但它在男性子代的代际流动中发挥了完全中介作用;社会资本在农村家庭代际流动中的作用也存在性别差异,男性子代通过社会资本路径求职能够促进其向上的代际流动,而社会资本在女性子代的代际流动中并未发挥显著作用;进一步的区域比较研究发现,农村地区整体上的代际流动不明显,且一级地区、二级地区均呈现微弱向下的流动趋势,三级地区呈现微弱向上的流动趋势。由此提出提升农村教育质量;维护农村家庭的社会网络和加强农村乡风文明建设;拓宽农民增收渠道,为农民提供更多非农就业信息等建议。

关键词 代际流动; 社会资本; 教育; 中国农村; 中国家庭收入调查(CHIP)

中图分类号:F 014.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)01-0075-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.01.009

代际流动在经济学中反映着两代人的社会地位与经济福利的相关系数^[1]。从社会角度来看,代际流动越高越有利于社会财富的更新与替换^[2];从个人角度来看,良好的代际流动意味着个体间的发展机会均等。自 Becker 等^[3]、Solon^[4] 和 Mulligan^[5] 等先后提出并用弹性系数估算表示各国的代际流动情况以来,该方面的研究日渐受到重视。此后,学者们纷纷开始探讨代际流动与实现社会公平、收入分配合理化之间的关系。十九大报告中明确指出,“当前城乡区域发展和收入分配差距依然较大”,到 21 世纪中叶要实现“中等收入群体比例明显提高,城乡区域发展差距和居民生活水平差距显著缩小”的目标。2018 年城镇居民人均可支配收入达 39 251 元,农村居民人均可支配收入仅为 14 617 元^①。由此可见,中国的绝大部分低收入者依然在农村,大部分贫困人口主要是从事农业的人口。孙三百等曾提出当前中国正面临着“代际低收入传承陷阱”的困境,但通过劳动力自由迁移等方式可以增加就业平等,从而打破这一陷阱,促进社会公平^[6]。一个不容忽视的事实是,近年来在城镇化的过程中,部分户籍制度、学籍制度和过高的房价阻碍了劳动力的自由迁移,一定程度上阻碍了社会公平的实现^[7]。在新形势下,“代际流动”的本质则是要改变低收入者的困境,缩小社会居民收入差距,让更多的人享受经济发展的成果,最终实现共同富裕。因此,新时期对中国农村家庭的代际流动问题研究显得尤为重要和迫切。

早期的家庭人力资本投资与代际流动有着密不可分的联系。Becker 等指出子代在未来的收入

收稿日期:2019-06-27

基金项目:国家自然科学基金项目“有限知识视角下农户技术采纳决策的动态仿真与实证研究”(71863006);海南大学科研基金资助项目“有限知识视角下农业创新与农户采纳行为研究”(KYQD1615)。

作者简介:朱月季(1984-),男,副教授,博士;研究方向:农业经济管理。

① 数据来源:国家统计局。

状况取决于其自身的禀赋和来自家庭的人力资本投资,禀赋是指从父母那里继承的基因和家庭文化,生物学中这种继承是随机的;而家庭人力资本投资接受较多的子代未来获得高收入的机会相对更大^[8]。Yang 等发现家庭条件较为贫困的父母在子代儿童时期的投资要少于家庭条件富裕的父母,并且贫困家庭的子女接受教育的质量较低,这部分儿童在未来拥有高收入的机会较少^[9]。然而子代在成年后的生活道路也会受到来自家庭社会地位的影响^[10]。家庭社会地位处在较高阶层的父母容易接触到更广泛的资源,可以为子代建立更直接或间接的联系,家庭社会地位相对弱势的父母对子代的帮助则较少,机会的不平等导致了收入的不平等^[11]。Erola 等运用芬兰的数据证实,父母职业的社会地位对子代成年初期的职业定位起着关键的作用^[12]。然而对代际流动的影响重要的不只包括个人的先赋性或后致性因素,还有社会的开放度,以及社会结构的樊篱和变迁问题^[13]。中国的社会流动是在社会经济制度几度重大改革的背景下实现的^[14],改革开放后随着科技的进步不断产生着新的工作机会,形成了新的流动空间,由此有了流动的动力,社会结构背景的变化对代际流动的研究带来了挑战^[15]。

纵观现有的文献,学者们从人力资本投资、家庭社会地位和社会结构变迁的角度对代际流动问题进行了研究,也有学者探讨了婚姻配对、种族歧视和姓氏分布等因素对代际流动问题的影响^[16-17]。尽管有学者注意到了人力资本投资对子代收入的影响,但鲜有学者关注中国农村父代的受教育水平对代际流动的间接作用以及家庭社会资本对子代的代际流动的直接影响。在中国农村特有的文化背景下,这些影响是否存在性别效应与代际流动的区域差异值得更加深入的探究。基于此本研究将从以下三方面展开:第一,考虑代际流动存在方向上的差别,对代际流动的测算方法进一步改进,并将样本中代际流动的方向分为“向上流动”“向下流动”和“未明显流动”三种类型;第二,基于有序多分类模型检验父代受教育水平在中国农村家庭的代际流动中发挥的中介作用以及性别效应;第三,采用子代求职过程中运用的社会关系表征家庭的社会资本,分析其对中国农村家庭的代际流动影响及性别差异,并进一步探讨不同区域的代际流动方向。

一、理论分析

1. 代际流动的测度

学者们根据各自的研究情境对“代际流动”做出了不同的定义。Dirk 等指出代际流动具有三种含义:一是某种事物从一代到下一代相对位置变化的运动;二是作为机会(主要是良机)平等的标识;三是作为生命机会均等的标识^[18]。李春玲着重强调了父代与子代之间在职业地位或阶级位置方面的变化情况^[19]。阳义南等总结认为代际流动反映了父代与子代之间在职业、收入、财富等方面的长期动态关系^[20]。近年关于代际流动的研究重心表现为由职业方面的代际流动转移到收入方面的代际流动。其原因在于,许多学者认为收入是社会成员所拥有的重要经济资源,一个人的社会经济地位并不能单单被劳动者所从事的职业完全反映^[21]。本文对于代际流动的探讨主要强调收入方面的代际流动,即子代对于父代在收入等级层面发生的变化(以下称为代际流动)。

在代际流动的测算方面,Becker 等最早根据家庭效用函数建立了分析框架,在此框架中,代际流动用收入的弹性系数表示,当弹性系数较大时,表示父代收入对子代收入的影响较大,即认为代际流动较低,反之则较高^[3]。其后,Solon^[4]、Fields 等^[22]、Abbott 等^[23]分别对代际流动的测算模型进行了修正。学者们一致认为,当代际收入弹性系数大于 0.4 时,表示此时该地区的代际流动较低。本文结合中国研究情境进一步调整代际流动的测算方法。为了更好地表述农村家庭代际流动的方向性,将代际流动分为“向上流动”“向下流动”和“未明显流动”三种情况。当子代的月平均收入所在的纳税等级比父代的月平均收入所在的纳税等级高时,家庭代际流动属于“向上流动”;反之则属于“向下流动”;当父代和子代的月平均收入所在的纳税等级相同时,家庭代际流动属于“未明显流动”。纳税等

级详见自2011年9月1日起实施的个人所得税税率表^①。

2. 教育与中国农村家庭的代际流动

教育是促进农村家庭代际流动关键的一环,教育作为人力资本投资能够帮助农村家庭获得更好的就业机会。早期的人力资本理论认为,教育是唯一一个在减少贫困的过程中发挥长期作用的因素,弱势社会阶层的子女可以通过接受教育来增加自己的知识和专业技能,从而增加收入,改变自己的生活条件。教育被看作是一种补偿弱势群体和打破阶级固化的重要工具。当前,彻底解决农村贫困问题不能仅靠临时的“输血”,而要通过教育等精准扶贫工作开发农民的人力资本达到长期“造血”,从根本上提升农村家庭增加收入的原动力^[24]。程名望等基于2003—2010年的全国农村固定观察点数据研究指出,教育等人力资本投资能够显著影响农户收入水平,提高农民受教育水平,对农村减贫有显著的促进作用^[25]。也因此,教育对缩小贫富差距、改善社会分层有着重要的意义^[26]。

然而,也有研究指出教育是传递优势阶层资源的工具,低社会阶层父代的子女由于资源环境的限制接受教育的质量不如父代处于较高社会阶层的子女^[27],教育收益率的不同影响了子代未来的收入。由此可见,教育在农村家庭代际流动中发挥着特殊的作用,且父代受教育程度对代际流动的影响讨论还较少。近年来,收入逐渐呈现出性别分层的现象^[28],那么是否是由于教育在不同性别子代的代际流动中发挥作用不同导致的呢?再者,农村家庭不同受教育水平的父代会否通过影响其子代的教育来改善家庭的代际流动?综上,本文将考察父代与子代的受教育水平对农村家庭代际流动产生的影响,并重点关注代际流动在子代性别上可能呈现的差异。

3. 社会资本与中国农村家庭的代际流动

社会资本表征着农村家庭的社会网络资源。社会资本的概念最早是布迪厄在其关系主义方法论中提出的,他认为个人的社会资本影响着 he 可获得的能量与社会资源。中国农村社会是一个血缘与地缘关系占据重要地位的传统关系型社会^[29],它以农业为主导的社会经济结构决定着成员之间的交往、合作以及生活方式。在劳动力求职的过程中,农村家庭社会资本能够帮助家庭成员提高非农就业的机会和社会信任度,对其经济地位的改善起着非常重要的作用。具体而言,社会资本优越的农村家庭成员可以通过亲戚朋友等社会关系获得更多的信息与帮助,从而优化子代的求职通道与结果;同时社会资本也帮助雇主解决信息不对称问题,寻找到更加可靠的劳动力。农村家庭的社会资本推动了小范围内的信息共享机制,从一定程度上降低了交易成本,可能对代际流动存在显著影响。社会资本的概念相对抽象,存在测量上的困难。本文运用子代的求职途径衡量社会资本在代际流动中发挥的作用。此外,农村家庭女性“外嫁”观念的独特文化也可能会导致家庭在对子代的社会资源配置存在偏差。因此,本文还将探讨社会资本在中国农村家庭代际流动中的作用是否会呈现性别差异。

二、研究设计

1. 数据来源

本文的数据来源于中国收入分配研究院最新的CHIP(2013年)数据,并选取农村住户为研究样本。农村住户是指户主有农业户口(包括改为居民户口时的户口性质是农业户口)而且户口所在地是现住的乡镇(街道)内。数据样本按照东、中、西分层,覆盖了15个省份126个城市。

本文首先对所有的农村住户样本中父代和子代的信息进行分离。鉴于在中国农村家庭中,父亲往往为一家之主,是重要的决策制定者。本文选取父亲作为父代的研究对象。在子代中,本文将重点探讨代际流动上的性别差异。因此,将男性子代与女性子代样本进行分组研究。此外,如果某个家庭

^① 由于本文采用的是2013年的CHIP数据样本,故参考自2011年起实施的税率表。个人所得税率是个人所得税税额与应纳税所得额之间的比例。由国家相应的法律法规规定并且根据个人的收入计算。个税免征额是3500元,实行7级超额累进个人所得税率表(含税级距):(1)在收入免征额以上,但差额不超过1500元的部分,税率为3%;(2)超过1500元至4500元的部分,税率为10%;(3)超过4500元至9000元的部分,税率表为20%;(4)超过9000元至35000元的部分,税率是25%;(5)超过35000元至55000元的部分,税率是30%;(6)超过55000元至80000元的部分,税率是35%;(7)超过80000元的部分,税率是45%。

中出现了多个性别相同的子代,本文参考已有研究将其看作是对同一个家庭的多次观测^[30]。最后,根据劳动力市场规则剔除子代未成年(18 周岁以下)的数据样本,同时剔除了存在异常值及缺失值的样本,例如,年收入为负值或受教育年限为负值的样本等。Couch 等认为关于代际流动的研究在选取样本时,将收入为“0”的样本剔除的做法不合理^[31],所以本文保留了父代或子代收入为“0”的样本。经过上述处理,本文共获得男性子代的有效配对样本 1 766 个,女性子代的配对样本 730 个。

2. 变量说明

被解释变量:家庭代际流动。数据来自 CHIP 问卷中的问题“2013 年这份工作的收入总额(工资性收入或经营净收入等总额)(元/年)”。本文通过对父代的月平均收入和子代的月平均收入所在纳税层级进行比较计算并赋值。向上流动,记为“1”;未明显流动,记为“0”;向下流动,记为“-1”。各类别的数值只是代表层次之间的差别,并不表示绝对性含义。

主要解释变量:本文选取“父代受教育水平”“子代受教育水平”“子代求职途径”以及“父代收入”作为主要的解释变量。其中,将子代求职途径归纳为三组,即“通过家人联系”“亲戚介绍”“朋友或熟人介绍”的方式并设置虚拟变量来探讨社会资本对农村家庭代际流动的影响。

控制变量:本文参照以往学者的研究^[32]加入其他可能对代际流动产生影响的变量,具体包括“父代年龄”“父代婚姻状况”“父代健康状况”“父代民族”“是否村干部”“是否参加医疗保险”“是否参加养老保险”“子代年龄”以及“区域经济发展水平”等变量。各变量详见表 1。

表 1 变量定义及说明

| 变量符号 | 变量名称 | 变量定义或赋值 |
|-------------------------|----------|---------------------------------|
| <i>Y</i> | 家庭代际流动 | 向下流动=-1;未发生明显流动=0;向上流动=1 |
| <i>edu</i> ₁ | 父代受教育水平 | 父代接受正规教育的年限 |
| <i>edu</i> ₂ | 子代受教育水平 | 子代接受正规教育的年限 |
| <i>soc</i> | 子代求职途径 | 根据“家人联系”“亲戚介绍”“朋友或熟人介绍”设置一组虚拟变量 |
| <i>income</i> | 父代收入 | 对父代的月收入取对数 |
| <i>age</i> ₁ | 父代年龄 | 统一用 2013 年减去出生年份 |
| <i>age</i> ₂ | 子代年龄 | 统一用 2013 年减去出生年份 |
| <i>marriage</i> | 父代婚姻状况 | 根据“初婚”“再婚”“丧偶”“离异”“同居”设置一组虚拟变量 |
| <i>health</i> | 父代健康状况 | 很不健康=1,很健康=5,从 1~5 健康程度递增 |
| <i>national</i> | 父代民族 | 汉族=1,少数民族=0 |
| <i>vca</i> | 是否村干部 | 父亲是村干部=1,不是=0 |
| <i>medical</i> | 是否参加医疗保险 | 父亲参加医疗保险=1,没有参加=0 |
| <i>endowment</i> | 是否参加养老保险 | 父亲参加养老保险=1,没有参加=0 |
| <i>regional</i> | 区域经济发展水平 | 对该农村所在城市的人均 GDP 取对数 |

3. 模型设定

本文使用有序多分类 Logit 模型进行实证分析,该模型一般运用于研究在测量层次上并不连续的变量(定序变量)。Logit 模型不要求变量满足正态分布或等方差,它的基本表达式为

$$p = \frac{1}{1 + e^{-f(x)}} = \frac{1}{1 + \exp(\alpha + \sum \beta_i x_i)} \quad (1)$$

经过对数变换可得

$$y = \ln \frac{P}{1-P} = \alpha + \sum x_i \beta_i + \epsilon \quad (2)$$

结合式(2)并根据前文的假设,构建如下模型:

$$Y_j = \alpha + \beta_0 edu_{1j} + \beta_1 edu_{2j} + \beta_2 soc_j + \beta_3 income_j + \beta_i z_{ij} + \epsilon_j \quad (3)$$

其中, Y_j 是定序因变量,代表第 j 个家庭的代际流动情况; edu_{1j} 、 edu_{2j} 分别表示第 j 个家庭父代和子代的受教育水平; soc_j 表示第 j 个家庭的子代求职途径,为一组虚拟变量; $income_j$ 表示第 j 个家庭父亲的收入; z_{ij} 代表了其他控制变量, β_i 表示各个控制变量的系数; ϵ_j 表示随机误差项。

三、实证分析

1. 描述性统计分析

在所有有效的配对样本中,男性子代平均受教育程度达到初中毕业水平,而父代的平均受教育水平仅是完成小学教育。男性子代与父代的平均年龄相差 27 岁,同年度的月平均收入均在 3 500 元(个税免征额)以下,且男性子代的月平均收入略高于父代的月平均收入。在女性子代的配对样本中,子代平均受教育年限为 11 年,接近高中毕业。女性子代的月均收入水平与其父代的月均收入水平也都在个税免征额以下,但女性子代的月平均收入略低于父代的月平均收入。父代的平均受教育年限在两个子代样本中无明显差距。详见表 2。

表 2 样本的基本特征

| | 男性子代样本 | | 女性子代样本 | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 平均值 | 标准差 | 平均值 | 标准差 |
| 子代年龄 | 25.650 | 4.801 | 23.690 | 4.257 |
| 子代受教育水平 | 10.190 | 2.659 | 11.260 | 2.925 |
| 子代月收入 | 2 383.538 | 1 439.698 | 2 011.645 | 1 133.634 |
| 父代年龄 | 52.070 | 6.194 | 49.963 | 5.889 |
| 父代受教育水平 | 7.510 | 2.378 | 7.510 | 2.320 |
| 父代月收入 | 1 958.359 | 1 827.174 | 2 139.317 | 1 533.370 |

2. 实证结果分析

本文运用 SPSS 软件对数据进行了实证检验,依据模型拟合优度检验的参考标准,模型的卡方检验统计量均在 1% 的水平下显著,表明模型估计结果整体上较好。表 3 为模型回归分析结果。

表 3 模型参数估计

| | 男性子代样本 | | 女性子代样本 | |
|------------------|------------|-------|------------|-------|
| | 参数估计 | 标准误 | 参数估计 | 标准误 |
| 向下流动($y = -1$) | 8.976 * | 4.849 | -7.201 | 7.689 |
| 未明显流动($y = 0$) | 14.484 *** | 4.867 | -0.768 | 7.653 |
| 父代受教育水平 | 0.019 | 0.030 | -0.074 | 0.051 |
| 子代受教育水平 | 0.056 ** | 0.027 | 0.050 | 0.043 |
| 通过家人联系 | 0.944 *** | 0.353 | -0.094 | 0.787 |
| 通过亲戚介绍 | 0.246 | 0.199 | 0.252 | 0.331 |
| 通过朋友或熟人介绍 | 0.441 *** | 0.155 | 0.323 | 0.250 |
| 父代收入 | -0.749 *** | 0.083 | -1.371 *** | 0.156 |
| 父代年龄 | 0.543 *** | 0.175 | 0.212 | 0.288 |
| 初婚(父代) | 0.022 | 0.458 | -0.779 | 0.937 |
| 再婚(父代) | -0.217 | 0.667 | -0.032 | 1.190 |
| 同居(父代) | 0.717 | 2.129 | -2.407 | 2.776 |
| 离异(父代) | -0.917 | 0.775 | -0.169 | 1.405 |
| 父代民族 | -0.096 | 0.328 | -0.445 | 0.540 |
| 父代健康状况 | -0.086 | 0.082 | -0.073 | 0.135 |
| 是否村干部 | -0.270 | 0.273 | -0.442 | 0.478 |
| 是否参加医疗保险 | 0.836 | 0.805 | 0.201 | 1.361 |
| 是否参加养老保险 | 0.004 | 0.208 | -0.242 | 0.294 |
| 子代年龄 | 0.107 | 0.131 | -0.011 | 0.199 |
| 区域经济发展水平 | -0.093 | 0.129 | 0.124 | 0.205 |

注:***、**和*表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。后表同。

在男性子代样本中,子代受教育水平、通过家人联系以及通过朋友或熟人介绍的求职途径、父代收入是影响农村家庭代际流动的显著性因素。而父代受教育水平和通过亲戚介绍的求职途径对代际流动的影响并不显著。各个因素的影响程度不同,其中父代收入对代际流动的影响系数为负值(-0.749),表明父代收入越低的家庭,越能促进子代向上的流动。当父代本身的收入水平较低时,通过家庭资源配置或子代主观努力,子代容易实现在收入水平上的突破,而当父代的收入本身处于一个

较高的水平时,子代实现向上的突破是较为困难的。

在女性子代样本中,父代收入是影响农村家庭代际流动的显著性因素。而父代受教育水平、子代受教育水平以及不同的求职途径对农村家庭代际流动的影响均不显著。其中,父代收入的影响系数同样为负值(-1.371)。从前文的描述性统计可以发现,农村家庭女性子代的月平均收入低于男性子代。一方面可能是由于农村女性因社会角色需要投入更多的时间和精力来料理家务,导致女性可投入其他劳动的时间相对较少,且家庭劳动通常为无酬劳动,所以出现农村男性的收入水平高于女性子代情况。另一方面,在农村“嫁汉嫁汉,穿衣吃饭”的传统观念根深蒂固,且女性在大多数体力劳动方面不及男性,这可能会使得女性缺乏提高经济收入的积极性,从而导致女性子代受教育水平和社会资本在代际流动过程中没有发挥显著的作用。尤其当父代的收入较高时,女性子代更难实现向上的代际流动。

(1)教育对农村家庭代际流动影响及其性别效应。不同于以往研究,本文将父代受教育水平纳入解释变量范围内发现在男性子代样本、女性子代样本中父代受教育水平对农村家庭的代际流动均无显著性影响。男性子代的受教育水平对农村家庭的代际流动有正向影响,表明男性子代的受教育年限越长,男性子代向上的流动的可能性越大。这跟教育可以提高子代知识技能从而提升收入水平的观点相契合。但女性子代的受教育水平对农村家庭的代际流动无显著影响,这可能与当下就业市场环境的性别不平等有关联,同时也可能存在农村家庭女性子代主观工作积极性不足,导致教育并没有在女性择业过程中发挥明显作用。

父代的受教育水平对子代的代际流动未见显著的直接影响,但是否对代际流动存在中介作用需要进一步检验。有关研究证明拥有较高学历的父母,其子女的受教育水平一般也较高^[33]。现假设父代的受教育水平对子代的受教育水平存在正向影响,故构建如下方程:

$$edu_{2j} = \alpha + \beta edu_{1j} \quad (4)$$

其中, edu_{1j} 是第 j 个家庭父代的受教育水平, edu_{2j} 是第 j 个家庭子代的受教育水平, β 为回归系数, α 为截距。

回归结果显示,无论子代的性别如何,父代的受教育水平对子代的受教育水平均有正向影响,且均在 1% 的显著水平下通过检验(表 4),表明父代接受教育的时间越长越注重对子代的教育投入,子代更容易获得更高水平的教育。这证实在男性子代样本中,父代的受教育水平对农村家庭代际流动的影响属于完全中介作用,即它的作用是通过加强对男性子代的教育实现的。父代的受教育水平影响了子代的受教育水平,进一步影响了家庭的代际流动。而在女性子代样本中,由于女性子代的受教育水平对代际流动无显著影响,所以父代受教育水平的中介作用在女性子代中不成立。

表 4 父代受教育水平对子代受教育水平的影响

| | 参数估计 | 标准误 |
|-------------|----------|-------|
| 男性子代 | | |
| 父代受教育水平 | 0.309*** | 0.026 |
| 常量 | 7.869*** | 0.202 |
| 女性子代 | | |
| 父代受教育水平 | 0.421*** | 0.044 |
| 常量 | 8.097*** | 0.346 |

(2)社会资本对农村家庭代际流动影响及其性别效应。社会资本的运用在中国农村家庭代际流动中起到了一定作用。在男性子代样本中,通过家人联系和朋友或熟人介绍的方式寻求工作的子代比通过其他方式求职的子代有更大向上流动的可能性。其中,通过家人联系这一方式求职的系数是 0.944,在 1% 的显著水平下通过检验;通过朋友或熟人介绍寻找工作的方式系数是 0.441(小于 0.944)。这说明不同层次的社会资本在农村家庭代际流动中发挥的作用存在差别,家庭亲缘关系更可能为子代提供具有竞争力的社会资源^[34]。

社会资本对农村家庭代际流动的影响也存在性别效应。在女性子代样本中,不同的求职方式对农村家庭的代际流动均无显著影响。这可能是由于性别的社会属性,即女性角色承担着更多的家庭责任,导致其在增加收入方面处于相对劣势的地位^[35]。此外,农村家庭的男性子代对社会资本的运用效果优于女性子代,即男性子代通过家庭的社会资源得到的工作实现了收入的向上流动。农村家庭可能受女性外嫁特有文化的影响,对女性子代社会资本资源配置不足,导致女性子代向上流动的可

能性低于男性子代。

3. 稳健性检验

在上述研究中,本文分别运用男性子代样本和女性子代样本对模型进行回归,为了检验模型的稳健性,现将性别作为控制变量加入原有模型并对整体样本做进一步分析。结果显示,子代受教育水平、通过家人联系和通过朋友或熟人介绍依然显著正向影响代际流动,这与前文中男性子代样本的回归结果一致;父代收入对代际流动有显著的负向影响,符号没有发生变化;性别变量对代际流动的影响是正向的,说明男性子代比女性子代更容易引起向上的代际流动(见表 5)。估计结果与前文的结论基本吻合,因此本文模型通过稳健性检验。

四、区域差异比较

中国农村所处的地域拥有不同的可获得性资源,不同成长环境为子代获取知识、信息等方面的能力创造着不同的条件。经济发展水平较好的区域拥有更多的社会资源和就业机会,那么,这些区域的农村家庭是否能呈现较好的代际流动呢?鉴于此,本文根据 2017 年《第一财经周刊》发布的城市分级名单,将样本涉及的农村

地区(依照其所属的城市行政区)划分为 3 组。这些城市排行榜是按照商业资源集聚度、城市枢纽性、城市人活跃度、生活方式多样性和未来可塑性 5 个维度进行评估的,客观性较强。具体分组情况如下:位于一线城市、二线城市管辖区域内的农村归为一级资源地区,即较发达地区;位于三线城市管辖区域内的农村归为二级资源地区,即发展中等地区;位于四线城市、五线城市和其他城市管辖区域内的农村归为三级资源地区,即发展较落后地区。区域整体的代际流动统计情况见表 6。

表 6 区域差异统计量

| | 一级资源地区 | | | 二级资源地区 | | | 三级资源地区 | | |
|--------------------|----------|-------|-------|----------|-------|-------|---------|-------|------|
| | 向上流动 | 未明显流动 | 向下流动 | 向上流动 | 未明显流动 | 向下流动 | 向上流动 | 未明显流动 | 向下流动 |
| 匹配样本数 ^a | 72 | 464 | 79 | 62 | 498 | 68 | 107 | 1498 | 100 |
| 占该地区百分比 | 11.71 | 75.45 | 12.84 | 9.87 | 79.30 | 10.83 | 6.28 | 87.86 | 5.86 |
| 总体流动性平均数 | -0.039 3 | | | -0.009 6 | | | 0.011 7 | | |

注:a 指在比较地区间的差异时,未做剔除子代年龄在 18 周岁以下的样本的处理。

表 6 统计数据表明,中国农村家庭的代际流动总体上相对缓慢。无论是何地区,父代与子代的收入差距未发生明显流动的家庭占据多数,这可能是大部分农村居民的收入处于较低的水平,父代和子代的收入均在个税免征额以下。一级地区中向上流动和向下流动的个体所占的比例都较大,表明一级地区的农村家庭总体代际流动性相对其他地区较好。一级地区的城市有较好的教育资源^①,附近的农村家庭也可以通过努力接受质量更高、更全面的教育来提升子代的知识技能,同时经济发达城市的企业数量多,有着更多高收入的工作机会。因此,一级地区农村家庭的子代向上流动所占比例较大,这也印证了前文所述子代受教育水平对农村家庭代际流动有正向影响的结论。在向下流动的情况中,同样是一级地区最为严重,占该地区农村家庭样本数量的 12.84%;二级地区中向下流动的农村家庭占 10.83%;三级地区仅有 5.86%。此现象可能与农村家庭父代收入水平有很大关系。在二、三级地区中,由于地区资源条件等限制,父代收入水平不高,子代收入与父代收入水平处于同一等级的

^① 一级地区大多由直辖市与各省份的省会城市等经济发展水平较高的城市组成,这些城市普遍拥有较多数量的高校。例如北京市拥有 86 所高校(包括本科院校和专科院校),广州市有 67 所高校,重庆市拥有 58 所高校等。

表 5 稳健性检验估计结果(总子代样本)

| | 参数估计 | 标准误 |
|------------------|-----------|-------|
| 向下流动($y = -1$) | 5.149 | 3.824 |
| 未明显流动($y = 0$) | 10.791*** | 3.834 |
| 父代受教育水平 | -0.009 | 0.026 |
| 子代受教育水平 | 0.050** | 0.023 |
| 通过家人联系 | 0.695** | 0.316 |
| 通过亲戚介绍 | 0.213 | 0.170 |
| 通过朋友或熟人介绍 | 0.366*** | 0.131 |
| 父代收入 | -0.892*** | 0.072 |
| 父代年龄 | 0.470*** | 0.145 |
| 初婚(父代) | -0.048 | 0.408 |
| 再婚(父代) | -0.020 | 0.589 |
| 同居(父代) | -0.601 | 1.367 |
| 离异(父代) | -0.655 | 0.701 |
| 父代民族 | -0.233 | 0.280 |
| 父代健康状况 | -0.051 | 0.068 |
| 是否村干部 | -0.337 | 0.233 |
| 是否参加医疗保险 | 0.701 | 0.706 |
| 是否参加养老保险 | -0.071 | 0.170 |
| 子代年龄 | 0.064 | 0.108 |
| 区域经济发展水平 | -0.033 | 0.108 |
| 子代性别 | 0.056 | 0.188 |

概率较大,向下流动的空间较小。所以,在二、三级地区中农村家庭子代收入向下流动相对较少。各地区总体流动性的平均数统计显示,一级地区向下流动情况最为严重,二级地区次之,三级地区则呈现轻微向上的趋势。

从各级地区农村家庭代际流动的具体情况看,一级地区^①中向上流动情况最好的是江苏省无锡市的农村家庭,整体流动性平均值为 0.333,向下流动的情况较严重的是江苏省苏州市的农村家庭,流动性平均值为-1.214;在二级地区中,向上流动最好的是辽宁省鞍山市的农村家庭,整体流动性平均值为 0.429,向下流动情况较为严重的地区是辽宁省营口市农村家庭,流动性平均值为-0.5;在三级地区中,向上流动最好的是甘肃省定西市的农村家庭,整体流动性平均值为 0.222,向下流动情况较严重的是河南省新乡市的农村家庭,流动性平均值是-0.168。由此可见,各地区的农村家庭代际流动情况也存在明显差异,具体要结合当地的教育资源与经济发展水平综合考虑,并不是资源优势的地区农村家庭就一定会会有更高的向上流动的可能性。例如,一级地区中的苏州市 2013 年农民人均纯收入达到 21 578 元^②,在同级别的农村地区中处于较高水平,但该地区农村家庭整体代际流动呈现向下的趋势,这说明子代若要超过父代的收入水平实现代际流动需要付出更多的努力。

五、结论与启示

当前中国发展“不平衡不充分”的问题渐趋突出,中国农村人口规模仍有约 5.6 亿,农村家庭良好的代际流动能够打破社会阶层固化、缩小城乡差距,实现社会整体协调发展。本文基于 2013 年中国家庭收入调查(CHIP)数据实证分析了教育和社会资本对中国农村家庭代际流动的影响,研究结论如下:第一,子代受教育水平和父代收入是影响男性子代向上流动的重要因素,并且父代受教育水平显著促进子代的受教育水平,在男性子代的代际流动中发挥着完全中介作用。第二,父代收入是影响女性子代代际流动的因素。由于女性子代受教育水平不能显著促进其向上的流动,所以父代受教育水平的中介作用消失。但是,父代受教育水平依然显著影响女性子代受教育水平。第三,社会资本在代际流动中也发挥了重要的作用并呈现出性别差异。在男性子代样本中,子代通过家人联系和朋友或熟人介绍的方式寻求工作更有可能实现收入的向上流动,而在女性子代样本中,家庭社会资本在代际流动中并未发挥明显作用。社会资本作用的性别差异可能跟中国农村特定文化和就业市场环境有关联。第四,中国农村地区代际流动的整体情况较差。具体表现为在对区域差异的统计中,所有地区未发生明显流动的子代比例均达到 75%以上,且在总体流动情况的平均统计中,仅三级资源地区的子代呈现微弱向上流动的趋势,一级资源地区、二级资源地区均呈现向下流动的趋势。

基于上述研究结论,为促进农村家庭代际流动提出以下建议:第一,提升农村教育质量。政府各级组织应该规范农村地区办学质量,增加公共教育的财政支出,对村一级的学校资金、设施和管理人员进行合理配置。另外,对农村教职工给予更多关注,激励优秀青年教师助力农村,扎实推进农村教育水平的逐步提高。第二,维护农村家庭的社会网络,加强农村乡风文明建设。政府或社会部门通过举办集体活动来加强农民之间的沟通,扩展农民的交际范围,倡导不同地区之间农民互帮互助,资源共享,使得农民拥有良好的社会关系,提升农村整体的社会资本水平。此外,加强农村家庭道德建设,重视农村女性群体的社会资源配置,提高女性参与经济活动的积极性。第三,拓宽农民增收渠道,为农民提供更多非农就业信息。地方政府配合用人单位和企业定期组织开展就业服务活动,根据农村劳动者的意愿提供政策咨询和岗位信息,使农民对劳动力市场有更加全面的了解,改善农村女性就业环境,增强农村家庭的代际流动,实现农村社会平衡发展。

参 考 文 献

[1] NGUYEN A, GETINET H. Intergenerational mobility in educational and occupational status: evidence from the U S[J]. MPRA

① 个别城市农村家庭的配对样本仅有 1~5 个,这些少量的数据不能概括所在城市农村家庭的流动性状况,此种情况的城市不列入比较范围。

② 数据来源:2013 年苏州市国民经济和社会发展统计公报。

- paper, 2003, 101(4-5): 663-673.
- [2] 刘小鸽, 司海平, 庞嘉伟. 地区代际流动与居民幸福感: 基于代际教育流动性的考察[J]. 世界经济, 2018, 41(9): 171-192.
- [3] 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.
- [4] SOLON G. Intergenerational income mobility in the United States[J]. American economic review, 1992, 82(3): 393-408.
- [5] MULLIGAN C B. Parental priorities and economic inequality[M]. America: University of Chicago Press, 1997.
- [6] 孙三百, 黄薇, 洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动的视角[J]. 经济研究, 2012(5): 147-159.
- [7] 安虎森, 颜银根, 朴银哲. 城市高房价和户籍制度: 促进或抑制城乡收入差距扩大? ——中国劳动力流动和收入差距扩大悖论的一个解释[J]. 世界经济文汇, 2011(4): 41-54.
- [8] BECKER G S, TOMES N. Human capital and the rise and fall of families[J]. Journal of labor economics, 1986(4): S1-S39.
- [9] YANG J, QIU M. The impact of education on income inequality and intergenerational mobility[J]. China economic review, 2016(37): 110-125.
- [10] SIRNIO O, MARTIKAINEN P, KAUPPINEN T M. Entering the highest and the lowest incomes: Intergenerational determinants and early-adulthood transitions[J]. Research in social stratification and mobility, 2016(44): 77-90.
- [11] ZHANG Y, ERIKSSON T. Inequality of opportunity and income inequality in nine Chinese provinces, 1989—2006[J]. China economic review, 2010, 21(4): 607-616.
- [12] EROLA J, JALONEN S, LEHTI H. Parental education, class and income over early life course and children's achievement[J]. Research in social stratification and mobility, 2016(44): 33-43.
- [13] 高勇. 社会樊篱的流动——对结构变迁背景下代际流动的考察[J]. 社会学研究, 2009, 24(6): 1-17, 243.
- [14] 陆学艺. 当代中国社会流动[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2004.
- [15] 李春玲. 断裂与碎片: 当代中国社会阶层分化实证分析[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2005.
- [16] ARCIDIACONO P. Search discrimination, human capital accumulation, and intergenerational mobility[R]. Duke University: econometric society, 2000.
- [17] CLARK G, CUMMINS N, HAO Y, et al. Surnames: a new source for the history of social mobility[J]. Explorations in economic history, 2015(55): 3-24.
- [18] DIRK V D G, SCHOKKAERT E, MARTINEZ M. Three meanings of intergenerational mobility[J]. Economica, 2001, 68(272): 519-538.
- [19] 李春玲. 社会阶层的代际流动与代内流动[N]. 中国社会科学院院报, 2004-08-12(3).
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] FIELDS G S, OK E A. The meaning and measurement of income mobility[J]. Journal of economic theory, 1996, 71(2): 349-377.
- [23] ABBOTT B, GALLIPOLI G. Human capital spill-overs and the geography of intergenerational mobility[J]. Review of economic dynamics, 2017(25): 208-233.
- [24] 高悦竹. 农村教育精准扶贫问题研究[D]. 长春: 吉林财经大学, 2017.
- [25] 程名望, JIN Y, 盖庆恩, 等. 农村减贫: 应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J]. 经济研究, 2014, 49(11): 130-144.
- [26] 张明, 张学敏, 涂先进. 高等教育能打破社会阶层固化吗? ——基于有序 probit 半参数估计及夏普里值分解的实证分析[J]. 财经研究, 2016, 42(8): 15-26.
- [27] 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.
- [28] 王东勇. 中国劳动力市场性别工资差异研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2014.
- [29] 马红梅, 陈柳钦. 农村社会资本理论及其分析框架[J]. 河北经贸大学学报, 2012, 33(2): 10-19.
- [30] 韩军辉, 龙志和. 基于多重计量偏误的农村代际收入流动分位回归研究[J]. 中国人口科学, 2011(5): 26-35.
- [31] COUCH K A, LILLARD D R. Sample selection rules and the intergenerational correlation of earnings[J]. Labour economics, 1998, 5(3): 313-329.
- [32] 解雨巷, 解翠. 教育流动、职业流动与阶层代际传递[J]. 中国人口科学, 2019(2): 40-52, 126-127.
- [33] 阙祥才, 舒黎. 人力资本视域下的农村家庭贫困代际传递研究——基于武汉市J乡的调查[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017(6): 27-34, 149.
- [34] 成杰, 任新民. 新形势下民族教育优惠政策的当前挑战与未来转向——基于教育平等视角[J]. 湖北民族学院学报(哲学社会科学), 2018, 36(1): 166-171.
- [35] 吕晓兰, 姚先国. 农民工职业流动类型与收入效应的性别差异分析[J]. 经济学家, 2013(6): 57-68.