

高等教育阻断农村 相对贫困代际传递的效应研究^{*}

段义德 郭丛斌

摘 要:高水平的代际流动是社会和谐发展的前提,也是我国构建相对贫困长效治理体系的内在要求。经实证分析可发现,高等教育可显著促进农村相对贫困家庭子代非农就业,并降低相对贫困代际传递的概率,职业层次提升是高等教育阻断相对贫困代际传递的重要途径(约占总效应的42%),但对于收入跃升至中等及更高层级,职业的中介效应下降至约29%的水平。以高考成绩作为能力的代理变量,并分别使用世界银行和欧盟相对贫困标准进行稳健性检验,主要结论稳健成立。因此,应进一步提升农村高等教育入学机会和教育质量,并着力清除城乡及城市内部职业流动障碍,在高等教育、职业流动和收入的良性互动中构建相对贫困长效解决机制。

关键词:高等教育;相对贫困代际传递;职业层次;中介效应

一、问题的提出

习近平总书记在2019年新年贺词中指出:“一个流动的中国,充满了繁荣发展的活力。”高水平的代际流动是现代社会的重要特征之一,不仅有利于人力资本有效配置,而且有利于社会和谐。高等教育历来被认为是我国阶层代际流动的重要渠道^[1-3]。由于城乡二元体制和户籍制度的严格限制,我国农村地区无论是收入水平还是公共服务均长期落后于城市,要想改变命运,通过高等教育跨越城乡劳动力市场分割,成为农村相对贫困家庭子弟实现代际向上流动的重要显性通道^[4-6]。但是,要想获得高等教育机会,必须在基础教育阶段进行数年的时间和物质投入。随着我国改革开放后农村居民进城务工的全面放开,农村居民义务教育后继续学业的机会成本增加,而我国加入WTO后打工机会和务工收入的增加,以及高校扩招和自主就业带来的“学历贬值”,进一步加速了“读书无用论”在农村的流行^[7-8]。根据现有研究,一方面,高校中农村学生的占比不断减少,高中阶段全口径入学率的城乡差距也不断扩大,城

乡间教育机会不平等趋势加剧^[9-11]。另一方面,随着我国经济市场化改革的不断深入,教育对居民职业和收入的影响越来越大,但以绝对收入衡量的农村教育回报率却低于城市^[12-15],上述现象似乎都为高等教育在农村的式微提供了注脚。

那么,高等教育促进农村贫困家庭子弟代际流动的重要作用是否已经丧失?现有文献主要从绝对收入的角度对该问题进行了探讨。如赵西亮研究发现,高等教育对于农村居民突破城乡户籍限制仍具有重要意义,通过将“农转非”样本放回农村样本,重新估计的农村教育收益率甚至超过城市,因此农村教育收益率低于城市很可能是由“样本选择偏误”导致的^[16]。赵红霞和高培培研究高等教育对收入代际弹性的影响,发现贫困代际传递的城乡差异明显,而高等教育对促进绝对收入的代际公平,阻断绝对贫困代际传递具有积极作用^[17]。其他诸多实证文献也得出了类似的结论^[18-20]。但是,由于我国不同地区和城乡间发展的不平衡性,上述研究虽然可以控制子代收入所在地的固定效应,却无法有效判断子代相

^{*} 本文系国家自然科学基金青年项目“相对贫困治理视域下民族地区教育机会益贫性研究——以西南地区14个少数民族自治州为例”(72004152)、四川省科技计划软科学项目“乡村振兴背景下四川农村人力资本积累内生机制及优化研究”(2020JDR0250)、四川省农村发展研究中心青年项目“代际流动视角下四川深度贫困区教育扶贫贫困阻断机制研究”(CR1920)、成都市哲学社会科学规划项目“代际流动视角下成都精准扶贫成效评估与长效机制研究”(2019R44)的研究成果

对于父代收入阶层的跃升情况。同时,针对高等教育对农村相对贫困家庭子弟的影响机制,当前研究也缺乏深入讨论。

基于人力资本理论和筛选理论,高等教育既可以通过提高农村相对贫困家庭子弟的人力资本,影响相对贫困的代际传递,也可通过文凭的“信号释放”作用促进个体进入收入较高的职业层次,进而间接作用于相对贫困的代际传递^[21]。那么,两者的具体效应有多大?本研究从相对贫困视角切入,讨论高等教育对农村相对贫困代际传递的影响,并基于中国劳动力市场多重分割的现实,将高等教育的作用进行分解,识别高等教育影响相对收入的直接效应和职业层次转换在高等教育遏制农村相对贫困代际传递中的间接效应。同时,通过将上述结果与高等教育促进农村相对贫困家庭子弟收入跃升至中等及以上阶层时的效应进行比较,识别高等教育在不同收入层次下作用机制的差异,进而为我国构建相对贫困长效治理体系提供实证参考依据。

二、研究设计

(一)模型设定

本研究使用中介效应模型,研究高等教育对农村家庭子女相对贫困代际传递的影响及职业转换的中介效应。首先,将职业变量定义为一个二值变量,令从事农业为0,非农职业为1,检验高等教育对农村子弟进入城市主要劳动力市场,实现非农就业的促进作用;其次,参考李春玲、刘丹和雷洪、杨沫等的研究^[22-24],按职业平均社会经济指数(Socio Economic Index, SEI),将职业由高到低划分为六个层级,更加细致地检验教育与职业层次跃升的关系^①。基于以上设计,使用 Logistic 和 Ordered-logistic 模型,进行具体的实证回归分析。

(二)相对贫困的识别

本研究根据个体收入在其所属地区年龄群组的序位判断其是否处于相对贫困地位^②。首先,分地区将样本划分为不同的年龄群组,并将每个群组中的个体收入从小到大进行排序,通过比较个体序位和

相对贫困分位点关系,识别样本是否处于相对贫困状态。同时,如果父子两代的收入在其所在地区对应年龄群组中均处于相对贫困地位,则定义为相对贫困发生了代际传递。

关于相对贫困的判断,实践中一般以平均收入或中位收入为基准划定分位点,并将个体收入与分位点进行比较。如世界银行以平均收入为基准,将低于社会平均收入 1/3 的人口视为相对贫困;欧盟将低于中位数收入 50% 或 60% 的人口划定为相对贫困^[25];我国文献则建议将收入均值的 50% 定为“相对贫困线”^[26]。为确保实证结论稳健性,本研究首先依据国内文献,将各群组收入序列中低于平均收入 50% 的个体认定为相对贫困。其次,分别使用世界银行和欧盟标准进行稳健性检验。

(三)数据来源

本研究使用中国家庭收入调查 2013 年的调查数据(CHIP2013)进行实证分析。使用该数据的原因有如下三点:第一,该调查专门针对家庭收入状况展开,与本研究的研究目的高度契合。第二,调查样本来自国家统计局 2013 年城乡一体化常规住户调查大样本库,样本覆盖了 15 个省份、126 城市、234 个县区的 18 948 个住户样本和 64 777 个个体样本,其中农村住户样本 11 013 个,具有较好的代表性。第三,2013 年,我国农村精准扶贫工作尚未大规模展开^③,排除了系统性外生冲击对实证结果的干扰,确保研究结论的可靠性。

为了克服城乡间户籍迁移造成的样本选择偏误,本研究使用 CHIP2013 提供的样本“农转非”信息,识别通过户籍转换由农村迁移到城镇的样本,并将这些样本重新放回农村样本。同时,删除尚未完成学业或已退出劳动市场的样本,并将样本劳动年龄限定在 16~60 岁。经上述处理,最终得到的样本集中主要变量的描述统计性如表 1 所示。

三、实证结果

(一)高等教育对职业代际流动的影响

1. 高等教育与非农就业。表 2 第(1)(2)列首先

^① 六个职业层次依次为:农业(农林牧渔业)劳动者($job_{ij}=1$),普通工人及其他类似人员($job_{ij}=2$);商业或服务业从业人员($job_{ij}=3$);事业单位办事员或相关人员($job_{ij}=4$);专业技术人员和公务员($job_{ij}=5$);机关、企事业单位负责人($job_{ij}=6$)。

^② 采用该定义方法原因是:我国地域发展不平衡,地区间平均收入差距较大,不宜采用统一的相对贫困标准。通过分地域进行收入排序,用个体所在收入群组的序位而非绝对收入,可以较为准确地识别样本相对贫困状况。Chetty 于 2014 年和王伟同等 2019 年的研究也证实,使用收入序位可降低实证估计中存在的生命周期偏误,具有统计优势。

^③ 2013 年 11 月习近平总书记提出“精准扶贫”重要思想,2014 年 5 月国家发布《建立精准扶贫工作机制实施方案》,标志着精准扶贫正式启动。

表1 变量描述性统计

变量名	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
高等教育	0.058	0.234	0	1	20 886
本科及研究生	0.025	0.157	0	1	20 886
大专	0.033	0.180	0	1	20 886
高中/中专	0.139	0.346	0	1	20 886
职业层次	2.546	1.233	1	6	20 886
非农就业	0.892	0.311	0	1	20 886
年龄	40.762	11.918	16	60	20 886
工作年限	22.581	13.074	0	48	6 560
男性	0.555	0.497	0	1	20 886
兄妹数量	2.696	13.857	0	12	20 886
排行	2.281	1.418	1	12	20 886
已婚	0.842	0.365	0	1	20 886
高考成绩	389.628	168.347	0	730	6 319
农村居民非农就业	0.899	0.302	0	1	38 916
非农就业且户籍转换	0.446	0.497	0	1	38 904
相对贫困未发生代际传递	0.721	0.449	0	1	10 040
相对贫困家庭子代跃升至中等及以上收入	0.494	0.450	0	1	10 040

表2 高等教育对非农就业发生比的影响

	因变量:非农就业 但仍为农村户籍	因变量:非农就业 且实现户籍转换		
	(1)	(2)	(3)	(4)
接受高等教育	7.855*** (2.531)		25.069*** (2.426)	
本科及以上		9.104*** (4.609)		56.030*** (6.932)
大专		6.880*** (2.651)		13.479*** (1.690)
高中/中专		1.415*** (0.121)		1.508*** (0.162)
年龄	1.080*** (0.021)	1.086*** (0.021)	1.183*** (0.034)	1.165*** (0.034)
年龄平方	0.999*** (0.000)	0.999*** (0.000)	0.998*** (0.000)	0.998*** (0.000)
男性	5.945*** (0.335)	5.822*** (0.328)	1.150** (0.080)	1.118 (0.079)
兄妹数量	1.001 (0.002)	1.001 (0.002)	0.999 (0.005)	0.999 (0.004)
排行	0.972* (0.016)	0.973* (0.016)	0.984 (0.025)	0.990 (0.026)
已婚	0.393*** (0.060)	0.401*** (0.061)	1.186 (0.169)	1.211 (0.176)
样本数	20 886	20 886	20 886	20 886
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.1583	0.1593	0.2355	0.2485

注:1. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 2. 括号内为稳健标准误; 3. 第(1)(3)列的回归参照组为最终学历为“大专以下”的样本, 第(2)(4)列的回归参照组为最终学历为“初中及以下”的样本。

考察高等教育对农村居民非农就业的影响。由于

“农民工”的存在,农村个体从事非农职业并不一定意味着彻底摆脱农民身份。因此,第(3)(4)列进一步考察高等教育对农村居民实现非农就业同时实现户籍性质变更(农转非)的影响。为便于直观解释,表中直接报告因变量的“发生比”^①。

第(1)和(3)列回归以未接受高等教育的样本群体为参照组,回归结果表明,接受高等教育对促进农村居民从事非农职业的促进作用非常显著。其他条件不变,接受高等教育的群体从事非农职业的发生比是未接受高等教育群体的7.855倍,而接受高等教育的群体从事非农就业同时实现户籍性质变更的发生比是未接受高等教育群体的25.069倍。第(2)和(4)列回归进一步区分高等教育类型,并以最终学历为义务教育或以下群体为参照组^②,结果表明,义务教育阶段后,随着最终学历的提升,农村子弟非农就业的发生比逐渐升高。相对于初中及以下学历,最终学历为大专的个体实现非农就业的发生比是其6.88倍,非农就业同时实现户籍性质变更(城镇落户)的发生比是13.479倍,而本科及以上学历的作用进一步扩大到9.104和56.03倍。同时,虽然高中(中专)也可以促进农村子弟实现非农就业,但作用非常有限。上述结果表明,高等教育仍然是促进农村子弟实现由农村次要劳动力市场向城市主要劳动力市场跨越的重要渠道,且高等教育的作用明显高于高中,本科及以上学历的作用高于大专。

2. 高等教育与职业层次跃升。我国劳动力市场不但存在城乡分割,而且在城市内部也存在较为明显的职业分层。表3使用Ordered-logistic模型进一步考察高等教育对实现非农就业的农村相对贫困家庭子弟职业层次的影响,并报告各职业层次上高等教育的平均边际效应。

从回归结果看出,高等教育对促进农村相对贫困家庭子弟职业层次提升有显著的正向作用,但对不同职业层次而言,其边际效应的大小不尽相同。具体而言,相对于未接受高等教育的群体,相对贫困家庭子弟接受高等教育后,从事农业和普通工人的几率比分别下降21.8%和18.1%,而从事商业或服务及以上各层次职业的几率比均有不同程度上升。其中,本科及以上学历使得成为专业技术人员和单

① “发生比”指因变量发生概率与不发生概率的比,又称“几率比”(Odds Ratio)。

② 以初中及以下学历群体为参照组的原因是,初中及以下为义务教育,大部分样本群体均有初中学历,便于得出稳健的回归分析结果。同时,以初中为分界点,可以通过对比高中(中专)教育与高等教育的影响差异,更加清晰地展现高等教育对相对贫困的影响。

表3 高等教育影响非农就业职业层次的边际效应

	农民	普通工人	商业或服务 业人员	事业单位 办事员	专业技 术人员	单位 负责人
高等 教育	-0.218*** (0.017)	-0.181*** (0.014)	0.163*** (0.013)	0.038*** (0.004)	0.150*** (0.010)	0.047*** (0.006)
本科及 以上	-0.142*** (0.008)	-0.377*** (0.022)	0.045*** (0.016)	0.046*** (0.005)	0.304*** (0.025)	0.125*** (0.020)
大专	-0.122*** (0.009)	-0.254*** (0.030)	0.100*** (0.008)	0.041*** (0.006)	0.184*** (0.262)	0.052*** (0.011)
高中/ 中专	-0.076*** (0.009)	-0.097*** (0.017)	0.074*** (0.010)	0.019*** (0.003)	0.066*** (0.011)	0.015*** (0.003)

注:1.“农民”为从事农林牧副渔的劳动者;“专业技术人员”包括公务员。2.* $p<0.10$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$,括号内为稳健标准误;3.回归控制了个体年龄、年龄平方、性别、兄弟姐妹数、兄弟姐妹中的排行、婚姻状况及省份固定效应,回归参照组为最终学历为“初中及以下”的样本。

位负责人的几率比分别提升30.4%和12.5%,明显大于大专的边际效应。但是,就从事商业或服务行业而言,大专学历的边际效应(10%)大于本科及以上学历(4.5%)。值得注意的是,相对于初中及以下学历,高中(中专)对农村个体非农就业层级提升的作用虽然显著,但边际效应均非常有限,这可能是许多教育质量较低的地区农村子弟在义务教育结束后继续学业积极性不高、辍学现象普遍的原因之一。

(二)高等教育对相对贫困代际传递的影响

表4报告了高等教育影响相对贫困代际传递的实证结果。第(1)~(4)列以“子代摆脱相对贫困”(父代相对贫困,但子代非相对贫困)为因变量。第(1)列回归结果显示,高等教育对遏制相对收入代际传递具有显著作用。其他条件相同,接受高等教育的样本摆脱相对贫困的发生比是未接受高等教育样本的2.552倍,即接受高等教育可将摆脱相对贫困的发生比在平均意义上提高155.2%(2.552-1)。就具体阶段看(第3列),本科及以上学历可将子代摆脱相对贫困的发生比提高292.9%,大专可提高127.2%,而高中或中专仅可提高23.9%。第(2)和第(4)列回归进一步控制职业层次,高等教育的回归系数和显著性(t值)均有不同程度下降,表明职业层次可能具有中介效应。

表4第(5)~(8)列以“子代跃升至中等及以上收入”(父代相对贫困,子代收入大于所在群组平均收入)为因变量。第(5)列回归结果显示,父

代相对贫困的农村子弟接受高等教育后收入跃升至所在群组中等及以上序位的发生比是未接受高等教育群体的3.474倍。具体而言,本科及以上学历可将农村相对贫困家庭子代收入层级跃升的发生比提高4.946倍,大专可提高2.255倍,而高中或中专可提高53.1%。第(6)和第(8)列回归进一步控制职业层次,高等教育的回归系数和显著性(t值)也均有明显下降,说明就促进农村贫困家庭子弟收入向更高层级跃升而言,职业层次也可能存在中介效应。

(三)高等教育的影响分解

基于人力资本理论和筛选理论,高等教育既可以通过提高农村相对贫困家庭子弟的人力资本,影响相对贫困的代际传递,也可通过文凭的“信号释放”作用促进个体进入收入较高的职业层次,进而间接作用于相对贫困的代际传递^[27]。那么,两者的具体效应有多大?本研究基于Kohler等提出的方法^[28],将高等教育的影响分解为高等教育本身的直接效应和职业层次的间接效应,以更加直观地评估高等教育的作用机制。表5报告了回归结果分解情况,“Conf_Pct”统计量表示间接效应在总效应中所占的百分比。

表4 高等教育对相对贫困代际传递发生比的影响

	因变量:子代摆脱相对贫困				因变量:子代跃升至中等及以上收入			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
接受高等教育	2.552*** (0.206)	2.066*** (0.264)			3.474*** (0.236)	2.749*** (0.237)		
本科及以上			3.929*** (0.456)	3.752*** (0.805)			5.946*** (0.593)	5.308*** (0.681)
大专			2.272*** (0.228)	2.263*** (0.350)			3.255*** (0.280)	3.152*** (0.334)
高中/中专			1.239*** (0.080)	1.750*** (0.185)			1.531*** (0.090)	1.881*** (0.137)
工作年限	0.997 (0.010)	0.815*** (0.017)	1.002 (0.010)	0.826*** (0.017)	1.019** (0.009)	0.920*** (0.011)	1.027*** (0.009)	0.928*** (0.011)
工作年限平方	1.000 (0.000)	1.005*** (0.000)	1.000 (0.000)	1.005*** (0.000)	1.000*** (0.000)	1.002*** (0.000)	0.999*** (0.000)	1.002*** (0.000)
男性	3.645*** (0.191)	2.654*** (0.217)	3.640*** (0.191)	2.635*** (0.217)	3.623*** (0.173)	2.739*** (0.159)	3.637*** (0.174)	2.738*** (0.161)
兄妹数量	0.998 (0.023)	1.050 (0.041)	1.002 (0.023)	1.059 (0.042)	0.986 (0.021)	0.980 (0.027)	0.992 (0.021)	0.988 (0.028)
排行	0.985 (0.025)	0.952 (0.039)	0.986 (0.025)	0.955 (0.040)	0.985 (0.023)	0.983 (0.029)	0.988 (0.023)	0.987 (0.029)
已婚	1.334** (0.165)	0.920 (0.217)	1.279** (0.158)	0.849 (0.195)	1.381*** (0.145)	1.089 (0.139)	1.291** (0.136)	0.987 (0.126)
样本数	8 676	8 676	6 582	6 582	8 676	6 582	8 676	6 582
职业层次		控制		控制		控制		控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.087	0.216	0.105	0.142	0.088	0.224	0.111	0.150

注:1.* $p<0.10$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$;2.括号内为稳健标准误;3.第(1)(2)(5)(6)列的回归参照组为最终学历为“未接受高等教育”的样本,第(3)(4)(7)(8)列的回归参照组为最终学历为“初中及以下”的样本。

表5 高等教育的效应分解

参照组	最终学历	因变量:子代摆脱相对贫困		因变量:子代跃升至中等及以上收入	
		直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
未接受高等教育群体	高等教育	0.726*** (0.126)	0.531*** (0.067)	1.011*** (0.084)	0.422*** (0.041)
	Conf_Pct	42.23		29.44	
初中及以下群体	本科及以上	1.368*** (0.194)	0.564*** (0.108)	1.669*** (0.125)	0.460*** (0.066)
	Conf_Pct	29.18		21.60	
	大专	0.820*** (0.156)	0.429*** (0.083)	1.148*** (0.106)	0.308*** (0.051)
	Conf_Pct	34.33		21.18	
	高中(中专)	0.559*** (0.104)	0.085 (0.067)	0.632*** (0.073)	0.060* (0.041)
	Conf_Pct	13.14		8.72	

注:1.*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01;2.括号内为稳健标准误;3.回归控制了个体性别、工作年限、工作年限平方、婚姻状况、兄弟姐妹数、在兄弟姐妹中的排行及省份固定效应。

结果显示,无论是阻断相对贫困代际传递,还是促进农村相对贫困家庭子弟跃升至中等及以上收入,高等教育均有显著的直接和间接效应。以未接受高等教育群体为参照组,在促进子代摆脱相对贫困的总效应中,高等教育通过促进职业层次跃升进而提升个体相对收入的间接效应占比达到42.23%。如果以初中及以下学历样本为参照组,大专教育的间接效应(34.33%)大于本科及以上学历的间接效应(29.18%)。但是,就促进农村相对贫困家庭子弟跃升至中等及以上收入而言,高等教育的间接效应下降,此时高等教育总体的间接效应下降至29.44%,本科及以上学历的间接效应与大专均下降至相近水平,分别为21.6%和21.18%。

上述结果表明,通过高等教育实现职业层次的转换,是高等教育降低农村子弟相对贫困及其代际传递概率的重要机制,此时本科及以上高等教育的作用大于大专。但是,要想再进一步提升相对收入,实现收入向中等或更高层级跃升,职业层次的中介效应下降,高等教育本身的直接作用将占据主要地位。该结果提示,农村相对贫困家庭子弟面临经济收入明显分层的不同职业时,高等教育可能首先扮演筛选理论所论述的“信号释放”作用,即此时高等教育的作用很大程度上通过区分、筛选出具有较高劳动生产率的人表现出来。换句话说,此时高等教育的作用很大程度上是一种“羊皮纸”效应^①,通过文凭增强个体的能力信号,使其获得进入更高职业层

级的“敲门砖”。这也间接表明,学历构成的“隐形壁垒”在不同层次职位间可能的确存在。

(四)稳健性检验

为避免遗漏能力变量和相对贫困标准人为设定对研究结论的影响,本研究采取如下策略进行稳健性检验,以验证高等教育阻断相对贫困代际传递作用及机制的稳健性^②。

第一,借鉴赵西亮的研究^[16],使用CHIP2013数据提供的样本高考成绩作为能力的代理变量进行回归,以检验遗漏能力变量对主要回归结论的影响。如表6第(1)列所示,控制高考成绩及高考所在省份后,高等教育对职业层次的影响依然稳健。第(2)列回归结果表明,控制职业层次后,高等教育的效应大小和显著性降低,这与上文研究结果一致。

第二,进一步使用世界银行及欧盟关于相对贫困的认定标准进行回归。如表6第(3)和(4)列所示,使用世界银行标准,将低于平均收入1/3的人群认定为相对贫困进行回归,其他条件相同时,接受高等教育的农村相对贫困家庭子弟摆脱相对贫困的发生比为未接受高等教育群体的3.512倍,即接受高等教育可将农村相对贫困家庭子弟摆脱相对贫困的发生比提高2.512倍。第(5)列使用欧盟标准,将低于中位数收入50%的人群认定为相对贫困。回归表明,高等教育可将农村相对贫困家庭子弟摆脱相对贫困的发生比提高2.645倍。同时,第(4)列和(6)列表明,无论采用哪种标准,控制职业层次后,高等教育的系数大小和显著性均有明显下降,这与上文研究结果

表6 高等教育阻断相对贫困代际传递的稳健性检验

	检验1: 控制高考成绩		检验2: 使用世界银行标准		检验3: 使用欧盟标准	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高等教育	2.598*** (0.497)	2.338*** (0.739)	3.512*** (0.291)	2.649*** (0.266)	3.645*** (0.391)	2.484*** (0.373)
高考分数对数	0.977 (0.144)	0.774 (0.260)				
高考省份	控制	控制				
职业		控制		控制		控制
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	1 255	1 070	20 883	14 979	20 259	14 703
Pseudo R ²	0.0669	0.1135	0.0811	0.2078	0.0797	0.3123

注:1.*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01;2.括号内为稳健标准误;3.回归控制了个体性别、工作年限、工作年限平方、婚姻状况、兄弟姐妹数、在兄弟姐妹中的排行及省份固定效应。4.回归参照组为未受过高等教育的群体。

^① 西方的学历证书最早由羊皮制作,因此学界将与学历证书相关的效应形象地称为“羊皮纸”效应。

^② 为节省篇幅,此处仅报告核心解释变量的回归结果,全部回归结果可向作者索取。

一致,表明高等教育阻断相对贫困代际传递过程中,职业层次的中介效应是稳健的。

四、结论和建议

本研究使用CHIP2013调查数据,检验在中国城乡二元劳动力市场分割的情况下,高等教育、职业层次和农村相对贫困代际传递的关系。实证结果表明,高等教育可显著降低农村相对贫困家庭子代陷入相对贫困的发生比;对中介效应模型的回归结果进行效应分解,发现高等教育遏制相对贫困代际传递的效应(42.23%)通过促进农村相对贫困家庭子代职业层次的跃升而间接实现,且大专促进职业层次跃升的间接效应占比大于本科及以上教育阶段。但是,如果想在摆脱相对贫困基础上,实现收入阶层跃升至中等及以上收入,高等教育本身的直接作用将占主导地位,职业层次跃升的中介效应占比下降到30%左右,且不同高等教育阶段总效应中的中介效应占比趋于一致。使用高考成绩作为能力的代理变量,并分别使用世界银行和欧盟的相对贫困认定标准进行稳定性检验,上述主要结论均稳健成立。

同时,本研究通过实证分析高等教育与农村相对贫困家庭子代非农就业及非农就业层次的关系,剖析了高等教育遏制农村相对贫困代际传递的具体过程。研究发现,高等教育可提升农村相对贫困家庭子代从事非农职业的概率,当考虑户籍转换因素时,高等教育的作用将更大。使用Ordered-logistic模型进一步回归,发现高等教育对于促进农村相对贫困家庭子代实现职业层次的跃升也具有显著的作用。具体来说,相对于最终教育程度为初中及以下群体而言,大专和本科及以上教育均可显著提升农村相对贫困家庭子弟从事普通工人及以上层次工作的发生比,但就成为专业技术人员、企事业单位负责人而言,本科及以上教育的边际效应远高于大专。

上述结果表明,高等教育的作用不仅体现在促进农村子弟进城,而且体现在可帮助其在城市落户并提高其在城市主要劳动力市场的就业层次,从而实现其职业身份和收入层次的真正改变。该结果说明,“读书改变命运”仍然是我国农村相对贫困家庭子弟摆脱家庭出身负面影响的重要途径,而通过高等教育突破城乡劳动力市场二元分割,并实现城市主要劳动力市场的职业层次跃升,是农村子弟摆脱相对贫困,实现收入层次提升的主要机制。因此,应进一步清除制约城乡和城市内部劳动力职业流动的隐性制度障碍,进一步发挥职业代际流动带动收入代际流动的作用。同时,应继续提升农村公共教育

投入水平,并着力提升高中这一衔接义务教育和高等教育“瓶颈”阶段的教育质量,使更多农村相对贫困家庭子弟能够顺利从义务教育经由高中进入高等教育阶段,从而更加充分地发挥高等教育促进收入阶层代际流动的作用,在教育、职业和收入的良性互动中构建解决相对贫困问题的动态化长效机制。

(段义德,四川农业大学商学院讲师,四川成都611830;郭丛斌,通讯作者,教育部人文社会科学重点研究基地北京大学教育经济研究所研究员,北京100871)

参考文献

- [1] DENG Z, TREIMAN D. The Impact of Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People's Republic of China[J]. American Journal of Sociology, 1997, 103(2).
- [2] 李春玲. 社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940—2001)[J]. 中国社会科学, 2003(3).
- [3] 吴晓刚. 中国的户籍制度与代际职业流动[J]. 社会学研究, 2007(6).
- [4] 李建民. 中国劳动力市场多重分隔及其对劳动力供求的影响[J]. 中国人口科学, 2002(2).
- [5] 姚先国, 赖普清. 中国劳资关系的城乡户籍差异[J]. 经济研究, 2004(7).
- [6] 王美艳. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究[J]. 中国社会科学, 2005(5).
- [7] 邢春冰, 贾淑艳, 李实. 教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响[J]. 经济研究, 2013(11).
- [8] 郑筱婷, 孙志颖, 陆小慧. 为何“读书无用论”重返农村?——不同出身个体教育回报率变化的解释[J]. 劳动经济研究, 2019(5).
- [9] 吴愈晓. 中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)[J]. 中国社会科学, 2013(3).
- [10] YI H M, ZHANG L X, YAO Y Z, et al. Exploring the dropout rates and causes of dropout in upper-secondary technical and vocational education and training(TVET) schools in China[J]. International Journal of Educational Development, 2015(42): 115-123.
- [11] 罗楚亮, 孟昕. 高等教育机会不均与高中入学决策的城乡差异[J]. 教育经济评论, 2016(1).
- [12] ZHANG J, ZHAO Y, ALBERT P, et al. Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001[J]. Journal of Comparative Economics, 2005, 33(4): 730-752.
- [13] 赵力涛. 中国农村的教育收益率研究[J]. 中国社会科学, 2006(3).
- [14] 张兴祥. 我国城乡教育回报率差异研究——基于CHIP2002数据的实证分析[J]. 厦门大学学报(哲学社会

- 科学版),2012(6).
- [15] 刘泽云.上大学是有价值的投资吗——中国高等教育回报率长期变动(1988—2007)[J].北京大学教育评论,2015(4).
- [16] 赵西亮.教育、户籍转换与城乡教育收益率差异[J].经济研究,2017(12).
- [17] 赵红霞,高培培.子代教育对中国农村贫困代际传递的影响——基于CHIP2013的实证分析[J].教育学术月刊,2017(12).
- [18] 张立冬.中国农村贫困代际传递实证研究[J].中国人口·资源与环境,2013(6).
- [19] 杨江华,程诚,边燕杰.教育获得及其对职业生涯的影响(1956—2009)[J].青年研究,2014(5).
- [20] 陈纯槿,胡咏梅.劳动力市场分割、代际职业流动与收入不平等[J].教育与经济,2016(3).
- [21] 郭丛斌.教育与代际流动[M].北京:北京大学出版社,2009:126-146.
- [22] 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).
- [23] 刘丹,雷洪.乡-城流动人口就业部门分割及职业地位[J].青年研究,2016(6).
- [24] 杨沫,葛燕,王岩.城镇化进程中农业转移人口家庭的代际职业流动性研究[J].经济科学,2019(2).
- [25] 李永友,沈坤荣.财政支出结构、相对贫困与经济增长[J].管理世界,2007(11).
- [26] 陈宗胜,沈扬扬,周云波.中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定[J].管理世界,2013(1).
- [27] 李锋亮,徐舜平,王亮.文凭本身能够提高个体收入吗——对中国劳动力市场上羊皮纸效应的实证检验[J].教育发展研究,2019(5).
- [28] KOHLER U, KARLSON K B, HOLM A. Comparing coefficients of nested nonlinear probability models[J]. The Stata Journal, 2011, 11(3): 420-438.

Research on the Effect of Higher Education in Blocking the Intergenerational Transmission of Rural Relative Poverty

DUAN Yide¹ GUO Congbin²

(1. Sichuan Agricultural University, Chengdu 611830;

2. Peking University, Beijing 100871)

Abstract: High-level intergenerational mobility is not only a key element of social harmony and development, but also an inherent requirement for building the long-term mechanisms for reducing relative poverty. This paper employs empirical analyzes and finds that higher education can significantly promote the non-agricultural employment of the offspring of relatively poor rural families and reduce the probability of relative poverty intergenerational transmission, the promotion of occupational status is an important way for higher education to block the intergenerational transmission of relative poverty(about 42% of the total effect), but for the effect of promoting income to the middle or higher levels, the mediating effect of occupation drops to around 29%. Taking the college entrance examination results as a proxy variable of ability, and using the World Bank and EU relative poverty standards to conduct robust tests, main conclusions are all robust. Therefore, it is necessary to enhance the opportunities and quality of higher education for rural citizens, remove barriers of occupational mobility between and within rural and urban areas, and establish long-term mechanisms for reducing relative poverty in the benign interaction of higher education, occupational mobility and income.

Key words: higher education; intergenerational transmission of relative poverty; occupational status; mediating effect