

# 公共政策如何改变个体累积劣势 ——基于教育扶贫的视角

赵颖<sup>1</sup>, 石智雷<sup>2</sup>, 鲁元平<sup>1</sup>

(1. 中南财经政法大学 财税学院, 湖北 武汉 430073; 2. 中南财经政法大学 公管学院, 湖北 武汉 430073)

**摘要:**教育扶贫是一种精准扶贫方式。迄今为止,中国已经实施了多项教育扶贫工程,但文献上缺乏就宏观工程对微观个体人力资本积累效应的科学评估。文章以1995—2000年第一期国家贫困地区义务教育工程(下文简称“义务教育工程”)为外生冲击,使用中国劳动力动态调查(CLDS)2012年和2014年的跟踪调查数据,根据未公开的县级代码识别了政策实施的具体县级单位,在此基础上评估了教育扶贫对微观个体长期人力资本积累的作用。研究发现:(1)义务教育工程弥补了义务教育法普及义务教育年限的不足,增加了贫困地区学生受教育的机会,在绝对和相对层面增加了贫困地区个体的受教育年限,并显著减少了辍学和延迟读书的现象;(2)这种义务教育的普及质量相对较差,且大部分劳动者没有更进一步接受初中以上的教育,导致在劳动力市场上专业技能相对较差;(3)该项政策并未促进劳动者继续接受义务教育阶段之外的教育,导致劳动者的工资收入相对较低且增速较慢。随着社会平均受教育程度的不断提升,该项工程的积极效果正在逐渐衰减,进一步提升贫困地区的教育水平应成为新时期精准扶贫的重要内容。

**关键词:**教育扶贫;教育质量;起点公平;长期效应

**中图分类号:**G40-054 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2021)02-0079-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20201015.301

## 一、引言

教育扶贫是十三五期间重要的发展战略之一。以教育为代表的人力资本积累对社会发展的重要性不言而喻,而公共政策对人力资本的积累方式和积累速度具有较大影响,特别是对贫困地区而言。如果公共政策能弥补贫困地区教育机会的不足,为贫困地区个体提供相对公平的义务教育机会,那么就有可能改善他们未来的经济地位。改革开放以来,中国积极推动和制定了与教育相关的扶贫政策,并实施了多项教育扶贫工程,取得了一定的成效。<sup>①</sup>

对接受教育的微观个体而言,长期可能接受教育的层次较多,包括义务教育和高中以上的教育。在各教育层次中,义务教育的基础性影响应得到足够的重视,且其对劳动者长期人力资本的积累和收入水平会产生显著的影响(Duflo, 2001; Chetty等, 2011)。为通过教育提升社会人力

收稿日期:2020-05-10

基金项目:国家自然科学基金(72073144, 72074224, 71804193, 72003198);收入分配与现代财政学科创新引智基地(B20084)

作者简介:赵颖(1988—),男,湖北武汉人,中南财经政法大学财税学院副教授;

石智雷(1984—),男,山东济宁人,中南财经政法大学公管学院教授;

鲁元平(1984—),男,湖北黄梅人,中南财经政法大学财税学院教授。

<sup>①</sup>根据2018年两会上第五场新闻发布会的数据,截至2月28日全国有2379个县实现了义务教育的基本均衡,占比为81%。

资本水平,中国进行了多项改革。20世纪80年代,中国将义务教育年限从5年延长至6年,延长的义务年限对劳动者长期人力资本积累和经济地位变化产生了诸多影响(Fang, 2017; Eble 和 Hu, 2019)。Fang等(2012)和陈斌开等(2017)以中国1986年实施的《中华人民共和国义务教育法》为外生冲击,研究了义务教育对教育水平和经济地位流动性的影响。不过,该法的颁布和实施并没有产生普遍的约束力,部分省级单位相对贫困的地区直到2000年左右也未能实现普遍的义务教育。

迄今为止,个体通过教育提升人力资本进而改善经济地位的研究相对丰富,研究主要集中在高等教育对人力资本积累的促进作用上(Bowen等, 2009; Goodman等, 2017; Smith等, 2017),而评估国家教育政策的实施对个体人力资本和经济地位影响的研究相对较少,这使我们难以准确观测义务教育对个体人力资本积累的长期影响,也使公共政策的社会收益难以得到有效评估,增加了公共政策实施效果的不确定性。目前,陈斌开等(2017)从义务教育法颁布的角度研究了义务教育对代际流动性的影响; Eble和Hu(2019)对中国20世纪80年代延长义务教育年限的社会成本和收益进行了评估,从其他角度针对教育政策的评估的文献相对欠缺。上述两项研究都假定微观家庭有足够的资源配合此项义务教育制度的改革,且微观家庭能享受这项改革的益处,这与中国存在大量贫困家庭的现实有一定的差异。鉴于此,本文将以县级劳动者为分析单位,就该工程对国家贫困县区域内劳动者的教育问题进行讨论,关注受益群体长期人力资本积累的变化。

本文的贡献主要体现在以下几个方面:第一,国家贫困地区义务教育工程是八七扶贫攻坚计划的重要组成部分,其社会意义尚未得到充分认识和研究。本文以此项改革为切入点,讨论该工程对中国社会微观个体人力资本的影响,有助于完善对该公共政策的科学认识,可为继续实施教育扶贫政策提供参考标准。第二,教育如何影响人力资本积累是重要的理论问题,科学评估需要严谨的研究设计。在教育扶贫的微观效应评估中,一个好的外生冲击必不可少。教育部和财政部在1995—2000年实施了第一期的国家贫困地区义务教育工程(下文简称“义务教育工程”),旨在实现基本普及九年义务教育和基本扫除青壮年文盲的“两基”目标,这为我们提供了较理想的外生冲击。本文研究发现,义务教育工程改善了贫困地区人力资本积累劣势,实现了预期政策目标。遗憾的是,个体并没有以此为基础继续接受义务教育之外更多的教育,弱化了该工程对长期人力资本的促进作用。随着时间推移,社会平均受教育程度不断提升,通过增加劳动者的继续教育,巩固和提升该工程的长期效果应成为新时期精准扶贫努力的重要方向。

## 二、制度背景和文献述评

(一)制度背景。普及教育脱贫是中国扶贫攻坚的重要方面。改革开放以来,中国在教育扶贫方面进行了诸多尝试,按照“分区规划、分类指导、分步实施”原则,教育扶贫取得了较大成效。1978—2016年,中国贫困人口从7.7亿减少到4500万左右,其中教育扶贫的作用不可忽视。

中国颁布的多项教育扶贫措施显著改善了个体的受教育程度。在改革战略方面,1978年8月底,广东省成立的扶贫工作领导小组或办公室是中国最早尝试教育扶贫的机构。<sup>①</sup>1984年9月颁布的《关于帮助贫困地区尽快改变面貌的通知》中第一次明确提出教育扶贫的概念。为更好地动员社会力量推动贫困地区教育事业的发展,1989年10月出现了中国第一只贫困地区失学少年儿童专项基金,即“希望工程”,这成为推动中国缓解贫困地区教育事业的重要力量。

<sup>①</sup>付民:《中国政府消除贫困行为》,湖北科学技术出版社,1996年。

1994年颁布实施的《国家八七扶贫攻坚计划》提出了两个基本目标: 贫困地区要基本普及初等教育, 积极扫除青壮年文盲。这也是2003年国务院颁布的《国务院关于进一步加强对农村教育工作的决定》中的“两基”目标。1995年提出的“科教兴国”战略进一步明确提出优先发展教育事业。2015年11月颁布的《中共中央国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》明确把教育扶贫作为扶贫脱贫的重要举措。

在此过程中, 中国也实施了大量的工程建设, 并调整了相应的财权和事权划分, 以更好地促进相关项目的实施。在八七扶贫攻坚时期中国的教育扶贫事业开始出现实质性的发展。1995—2000年实施的第一期国家贫困地区义务教育工程是八七扶贫攻坚计划的重要组成部分。实施范围涵盖22个省级单位852个贫困县, 其中包含“八七”扶贫攻坚计划的国贫县568个。在第一期工程结束时, 共有428个县级单位通过了“两基”验收, 这在较大程度上推广了义务教育政策, 提升了贫困地区劳动者的人力资本水平。为继续巩固和推动该项事业的发展, 针对2000年底未通过省级“两基”验收的19个省级单位中的522个县级单位, 在2001—2005年继续推动第二期国家贫困地区义务教育工程。2005年第二期义务教育工程结束时, 西部地区人均受教育年限为7.23年, 区域内人力资本存量得到了有效提升, 与全国人均受教育年限间的差距也逐步缩小。

第一期义务教育工程主要可以分为两个阶段: 1995—1997年在二片地区的建设和1998—2000年在三片地区的建设。具体而言, 1995—1997年, 义务教育工程主要在二片地区<sup>①</sup>开展, 覆盖12个省级单位, 383个国贫县近1.5亿人口。针对二片地区第一期义务教育工程, 财政共拨付资金26亿元, 其中中央拨款6.1亿元, 地方配套资金12.37亿元, 城乡教育附加等方式筹措8.25亿元。<sup>②</sup>1997年, 二片地区普九的县级单位达到255个, 覆盖了64%的行政单位和60%以上的人口。1996年新增三片地区9个省32个试点县, 1997年三片地区普九的县级单位达51个, 1998年在三片地区全面实施。第一期国家贫困地区义务教育工程中央和地方共投入126亿元专项财政资金, 第二期中央和地方财政共投入73.6亿元, 并设1亿元助学金和1亿元免费提供教科书专项经费。<sup>③</sup>在第二期项目中, 西部地区的资金安排占中央专项财政资金的90%以上。2015年, 教育部门向贫困县投入的教育经费总计1660.57亿元, 其中中央、地方和市县投入的资金分别为650.18亿元、241.92亿元和593.57亿元。<sup>④</sup>

(二)文献述评。“累积劣势”是指个体的劣势在长期没有得到有效改善, 反而使自己的不足逐渐累积, 致使个体发展状态越来越差的情形。此概念在本文中主要是指贫困地区个体的受教育程度相对较差, 容易出现代际间的教育程度越来越差的可能性。国家贫困地区义务教育工程就是为了改变这种个体受教育程度越来越差的现象。由于贫困地区缺乏相应的经济和社会资源, 公共政策的实施能够在一定程度上缓解资源匮乏, 通过人力资本的积累促进贫困地区实现可持续发展。1986年实施的《义务教育法》没有充分惠及贫困地区个体, 导致公共政策对个体的改善作用局限于财力相对较好的地区。作为弥补该项政策不足的义务教育工程是否以及如何改变个体累积劣势, 是理论和现实层面的重要问题。

① 根据教育部财务司的划分标准, 一片地区为北京、上海、天津、辽宁、吉林、江苏、浙江、山东、广东9个省级地区; 二片地区为河北、山西、黑龙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、海南、河南、四川、陕西12个省级地区; 三片地区为内蒙古、宁夏、云南、广西、贵州、新疆、青海、甘肃、西藏9个省级地区。

② 1998年《中华人民共和国年鉴》, 第786-787页。

③ 参见《中国教育年鉴2002》。

④ 数据来源于国务院扶贫办信息中心。

以教育为代表的个人能力具有较强的“文化再生产”特征,通过提升教育的期望和营造良好的教育环境能够使子女的教育水平不断增加(李煜,2006)。总体而言,中国在改革开放以来努力普及义务教育,个体的教育回报率也逐年增加。1978—2005年,中国劳动者的教育回报率由-0.642%上升至13.2%(陆铭,2016)。在此意义上,能否接受义务教育关乎微观个体教育起点的公平与否。虽然接受义务教育并不能显著改善劳动者的收入水平,但这成为劳动者获得更高学历的前提,他们可以在此基础上通过获得高中及以上学历来改善自身长期的收入。因此,义务教育阶段教育机会的公平与否对劳动者长期经济地位具有较重要的影响。一般而言,如果接受教育的机会相对公平,低技能劳动者能够通过教育改善自身的人力资本,从而在未来获得较多的经济收益(Heckman等,2013;Canaan和Mouganie,2018)。据此提出假说1:义务教育工程改变了个体累积劣势,有助于长期人力资本的提升。

高校扩招对个体的影响已得到较多文献的关注,但义务教育扩围受到的关注相对较少。中国在20世纪90年代末期出现了高校扩招,已有文献就扩招对个体的长期影响进行了评估,但作为教育基础的义务教育对个体长期教育水平和经济地位有何种影响的文献相对较少。实际上,这种义务教育改革的评估对宏观公共政策的制定和调整,以及对微观层面个体的教育回报和预期的形成具有双重意义(Duflo,2001;Fang等,2012;Eble和Hu,2019)。陈斌开等(2017)的研究发现义务教育法的颁布在一定程度上促进了个体教育程度的提升,但并没有显著提升他们的收入水平。一方面是由于贫困家庭资源有限,代际收入流动性相对较低,导致了寒门难出贵子的现象。因此,人力资本差异会导致代际收入流动性的不同(谭远发,2015;陈斌开等,2017)。同时,提升社会人力资本的公共教育政策难以对个体的收入流动性产生显著影响是因为劳动者的风险偏好和教育程度共同决定了其收入水平的绝对数量和增长速度(赵颖,2017)。另一方面义务教育阶段的政策干预往往要经过数十年后才能逐渐显现出来,短期内难以观测到这种政策冲击的积极影响(Heckman,2006;Chetty等,2011)。遗憾的是,陈斌开等(2017)仅从代际间的时间维度分析了义务教育法实施的作用,并未从空间维度分析教育的相对发展水平和教育质量问题,也未挖掘教育代际流动和收入代际流动的深层原因。据此,提出假说2:义务教育工程有助于提升个体收入水平,特别是先天劣势较多的个体。

公共教育政策能在一定程度上弥补市场失灵、促进社会的机会公平,增加个体长期的教育水平和收入数量(Jackson等,2016;赵颖和石智雷,2017)。目前,户籍地和劳动力输入地的公共教育政策均会在一定程度上影响社会的教育起点公平。虽然近年来异地教育歧视的现象有所缓解,但目前的现实是劳动力输入地的教育政策一定程度上减少了流动劳动者及其子女的受教育机会。在此情况下,针对贫困家庭的教育政策显得十分必要。这种外生冲击能在一定程度上弱化甚至改变贫困家庭中经济资源有限对子女教育负面影响,缓解其延迟接受义务教育的现象,从而可能增加代际收入流动性,缩小社会贫富差距。

### 三、数据来源与研究方法

(一)数据来源。中国劳动力动态调查(CLDS)数据在29个省级单位中对15—64岁的劳动者进行调查,涵盖教育、工作、迁移和经济活动等方面。该项目于2011年展开试调查,2012年为第一次正式调查,2014年第二次调查包含了第一次调查中的跟踪调查部分。本文使用的是2012年和2014年追踪调查的样本,样本总量为16244个,两个年度跟踪调查样本为9567个。

1995—2000年的第一期国家贫困地区义务教育工程是在县级单位实施,准确识别县级单位对本研究至关重要。CLDS公布的县级代码是随机的,无法识别具体的县级单位。本文使用未公

开 CLDS 随机处理前的县级编码,按照 2012 年的行政区划代码来匹配实施国家贫困地区义务教育工程的县级单位。样本筛选方式如下:第一,共匹配了 273 个该项工程实施的县级市,有效样本为 2 266 个,覆盖 CLDS 调查县级单位的 1/8 左右。第二,剔除教育等指标的缺失值和异常值。第三,为避免不可观测因素带来的影响,将样本限制在 1978 年以后出生的劳动者。第四,为进行跨年度的跟踪分析,匹配 2012 年和 2014 年的跟踪样本。第五,为克服自选择问题,根据劳动者 14 岁时居住地和出生地一致的方式筛选样本。经筛选后共有 368 个有效样本。第六,根据匹配的 273 个县级单位匹配了县级单位的宏观数据,包括在岗职工的平均工资水平和产业结构等。

(二)研究方法。始于 1995 年的第一期的国家贫困地区义务教育工程为本文的识别提供了契机。20 世纪 90 年代,中国大规模的教育扶贫项目相对较少,义务教育工程的实施是影响较大的扶贫工程。除了 1986 年颁布的义务教育法以外,其他主要教育扶贫工程基本都是在 2000 年以后才逐渐实施的,包括第二期义务教育工程、远程教育和校舍改造工程等。而 1986 年实施的义务教育法并没有实现在全部的县级单位普及义务教育,特别是贫困县。义务教育工程的实施正是着眼改变这一状况。此外,由于 2001—2005 年第二期国家贫困地区义务教育工程中不可避免包含了第一期工程的影响,因此使用第一期工程的冲击成为较理想的选择。

此外,家庭异质性对子女教育带来的影响也相对较小。由于该工程实施的区域是国家级贫困县,区域内家庭收入相对有限,难以通过增加经济投入或区域迁移为子女提供更多的教育机会。此外,父母能力的异质性也相对较小,进而不可观测的因素也相对较少。因此家庭因素差异对子女今后收入的影响较为有限。在此情况下,义务教育工程的实施对这部分区域内适龄青少年的受教育年限产生了严格的外生冲击,使我们有机会评估义务教育对个体长期人力资本积累及其经济地位的影响。

参考 Fang 等(2012)的研究思路,本文设定如下 DID 检验模型:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Shock_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \theta_{ij} + \eta_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中, $i,j$ 分别代表个体 $i$ 在 $j$ 地区的变量。 $Y_{ij}$ 是劳动者的教育指标,包括受教育的绝对年限和受教育的相对水平。<sup>①</sup>受教育年限绝对数量的增加一方面可能是义务教育工程带来的影响,另一方面也可能是在全国受教育年限增加的背景下产生的。受教育年限的绝对数量增长分析可以解释第一个方面,而第二个方面则需要从劳动者的相对受教育水平的角度进行解释。本文将贫困县中劳动者完成的各阶段教育程度转换为实际的受教育年限,受教育的相对水平则按照劳动者的参照组来构建。

本文的贫困县采用始于 1995 年实施的义务教育工程中的贫困县,名单以“八七”扶贫攻坚计划中的 852 个贫困县为主。国家贫困地区义务教育工程同时在国贫县和省贫县实施。正式实施该项工程的县除包含“八七”扶贫攻坚计划中 568 个国家级贫困县外,还有 284 个省级贫困县参与了此项工程。由于省贫县是按照省内经济发展程度相对高低确定的,在全国范围内可比性较差,而国贫县是在全国范围内按照收入水平高低进行资格确认,以此作为研究对象更能体现该政策对劳动力个体的长期影响,因此本文主要以国贫县中的劳动者为研究对象。<sup>②</sup>该项工程的资金投入具有阶段性特征:1995—1997 年,义务教育工程的中央专款主要用于“二片地区”共 12 个省级单位,1998—2000 年主要针对“三片地区”共 9 个省级单位。

<sup>①</sup> 本文对共同趋势进行了检验,即国家贫困地区义务教育工程实施之前和之后出生队列的个体,与该工程实施目标县虚拟变量之间构建的交互项,发现系数均不显著。结果汇总备案。

<sup>②</sup> 本文将在后文稳健性检验中重新将省贫县纳入分析样本。

$Shock_{ij}$ 为本文政策影响的变量,衡量的  
是贫困地区劳动者在义务教育工程政策实施  
过程中所受到的实际影响程度。以1995年为  
例,1981—1989年出生的劳动者会受到该政  
策的影响(参见表1)。由于个体在义务教  
育阶段受该政策的影响存在差异,本文按照  
Huang(2015)的办法,根据劳动者的实际年龄  
和义务教育年限的差异进行计算,根据该项

表1 政策影响的出生人群

政策实施年份	最晚受影响的出生年份	最早受影响的出生年份
1995	1981	1989
1996	1982	1990
1997	1983	1991
1998	1984	1992
1999	1985	1993
2000	1986	1994

工程在不同省级单位的推行时间构建每一年度既定出生年份劳动者受改革影响的程度。出生时  
间早于1981年和晚于1989年的个体将不受1995年改革的影响,但可能由于目标区域的差异受  
后续改革的影响,可以作为受政策影响个体的参照组,本文将这部分受政策影响个体的情况赋  
值为0。此外,考虑到二片地区和三片地区改革实施年份和普九时间的差异,根据不同片区中县  
级单位改革开始时间对个体受影响程度,按照个体受政策影响的实际年限与理论受影响年限比  
值进行赋值。因此, $Shock_{ij}$ 变量中处理组按政策实施地域、年份和个体出生年份分别赋受政策影  
响的值,对照组赋值为0, $\beta_1$ 即为该项工程的DID效应(Fisman等,2017)。

$X_{ij}$ 是控制变量,包括劳动者2014年的年龄及其平方、性别(男性=1)、民族(汉族=1)、户口(非  
农业户口=1)、政治身份(党员=1)、兄弟姐妹数量、迁移范围(跨省迁移=1)、职业类型和县级人均  
收入水平。根据CLDS的职业分类方式,按照第五次人口普查的职业分类和代码表按大类划分  
职业类型。 $\theta_i$ 是省级固定效应,在分析过程中还进一步控制了县级固定效应, $\eta_{ij}$ 为劳动者的出生  
年龄段。由于中国存在较大的区域间差异,为控制由此带来的度量误差,参照Eble和Hu(2019)  
思路,以每五年为一个年龄段,并考虑劳动者所在县级单位的差异,对微观个体的年龄段—地区  
进行控制。 $\varepsilon_{ij}$ 是误差项。

#### 四、实证分析和相关检验

##### (一)实证结果。

1. 基本回归。义务教育工程的实施确实一定程度上增加了区域内劳动者的受教育年限。  
逐步加入个体特征、行业和区域控制变量后结论依然稳健(参见表2)。由于不可观测因素的存在,  
2014年数据中可能存在偶然性,本文使用2012年的样本重复了上述工作,结论也是稳健的。  
这说明义务教育工程确实一定程度上提升了贫困地区劳动者受教育年限。由于在样本筛选过  
程中限定了劳动者迁移行为,这可能使得估计存在一定的偏误。在列(4)中不再限制劳动者的迁  
移,而控制劳动者的迁移变量,发现结论与基本结论一致。因此,劳动者及其家庭的自选择问题  
对结论的影响相对较小。事实上,这种影响不仅存在于本文的样本中,在现实中也具有持续性效  
果。根据《2015年全国教育事业统计公报》,中国的义务教育巩固率达到93%,义务教育工  
程的确实实现了教育扶贫的政策初衷。

不过,义务教育工程的实施对男性和女性劳动者的影响存在一定的差异,对贫困县内男性  
劳动者教育年限的延长效应更显著,但并未显著延长女性劳动者的教育年限。2012年的数据同  
样支持上述结论。相比于女性劳动者,男性劳动者利用义务教育工程的机会更多地积累了自身  
人力资本,从而改善自身经济地位。因此,针对贫困地区的义务教育工程,需要伴随其他相关的  
制度改革,共同提升女性的人力资本积累。

表 2 教育扶贫的基本影响

	(1)	(2)	(3)	(4) 不限制迁移	(5) 男性	(6) 女性	(7) 2012 年样本
<i>shock</i>	-0.328(0.483)	<b>2.828**</b> (1.402)	<b>2.910**</b> (1.229)	<b>3.340***</b> (1.170)	<b>4.228**</b> (1.723)	0.925(1.959)	<b>5.169***</b> (1.339)
个体、家庭	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
职业、地域	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R-squared</i>	0.001	0.283	0.488	0.503	0.505	0.487	0.447
<i>N</i>	368	367	367	394	179	188	343

注: 因变量为个体受教育程度, 并控制了个体特征、家庭特征、职业、省份特征、县域特征和微观个体的年龄段—地区, 括号内是 *cluster* 到省级层面的标准差, 下表同。列(4)控制了劳动者的迁移特征。列(1)–(6)是 2014 年的样本, 列(7)是 2012 年。\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

2. 辍学和推迟读书。义务教育工程实施后, 人均教育的投入和支出间仍存在较大缺口。就 1994 年人均教育经费而言, “一片地区”“二片地区”和“三片地区”人均地方教育经费投入分别为 157.76 元、87.54 元和 97.54 元, 小学生生均经常性支出分别为 500 元、274.05 元和 293.41 元, 初中生生均经常性支出分别为 820.59 元、544.17 元和 564.50 元。<sup>①</sup>在此情况下, 如何巩固义务教育工程促进贫困地区劳动者教育年限的增加成为该项工程的重要方面。

一般而言, 义务教育工程对人力资本积累的积极影响主要体现在两个方面: 一是对接受义务教育的群体具有教育年限扩展的效应, 二是显著减少了目标区域辍学或中断学业的概率。基本回归中已证实第一个方面, 那么义务教育工程是否能有效缓解辍学或中断学业现象呢? 根据劳动者个体的读书经历, 本文构建了中断学业的指标, 即小学毕业的当年与就读初中年份间的差。发现, 义务教育工程的实施有助于减少中断义务教育的现象, 但并不显著(参见表 3)。此外, 贫困地区就读阶段的学生辍学问题也需要引起相应的重视。本文根据劳动者读书经历中是否完成小学和初中阶段教育, 按照方程(1)的控制变量, 使用 *Probit* 模型发现, 义务教育工程的实施主要减少了初中阶段辍学的概率。

表 3 义务教育的连续性、辍学和教育推迟

	(1) 中断学业	(2) 小学辍学	(3) 初中辍学	(4) 小学推迟	(5) 初中推迟	(6) 小学推迟_2	(7) 初中推迟_2
<i>shock</i>	-0.034(0.150)	-0.113(6.224)	<b>-1.964**</b> (0.973)	<b>-0.973**</b> (0.467)	-0.669(0.551)	-0.570(0.453)	-0.669(0.551)
<i>R-squared</i>	0.034			0.096	0.053	0.099	0.053
<i>N</i>	330	139	197	333	322	256	322

注: 这里的因变量为个体受教育程度。“小学推迟”和“小学推迟\_2”分别是按 6 岁和 7 岁计算了小学和阶段就读年龄推迟的指标。

有限的家庭资源也容易导致适龄学生就读年龄的推迟。根据 2006 年修订的《中华人民共和国义务教育法》, 6–7 岁的儿童需要接受义务教育。本文分别按照 6 岁和 7 岁计算了小学和初中阶段就读年龄推迟的指标, 发现义务教育工程显著减少了贫困地区小学阶段就读年龄推迟的现象。这说明该工程在义务教育阶段为贫困地区的学生提供了相对公平的受教育机会。

3. 改善的相对性。累积劣势的改善包含两个方面的含义: 一是个体受教育程度的绝对提升, 二是个体受教育程度的相对提升。改革开放以来, 劳动者的受教育年限不断提升。由于中国 1986 年颁布的《中华人民共和国义务教育法》为实施义务教育提供了法律保障, 1995 年起实施的国家贫困地区义务教育工程对贫困地区微观主体受教育年限的影响很可能是在全国适龄青少年受教育年限增加的背景下产生的, 那么上述结论就会存在估计偏误。事实上, 如果本文能证明义务教育工程对贫困县域内个体受教育年限的影响显著高于未实施该项工程的区域, 那么就

① 国家教育委员会财务司:《中国教育经费年度发展报告 1995》, 北京: 高等教育出版社, 1996 年。

可以断定该工程确实在绝对和相对层面上提高了劳动者的受教育程度。

为研究教育相对改善的状况,构建劳动者受教育的同群变量,即不同区域内除劳动者个体以外其他劳动者的平均受教育年限。由于劳动者的流动性,市县区域范围内的同群变量可能存在一定的测量误差。本文构建五种类型的同群变量:一是除劳动者个体外本省其他劳动者的受教育水平,二是劳动者个体与第一种方式定义同群变量的比值,三是劳动者个体与全国教育程度同群变量的比值,四是劳动者个体与东部地区教育程度同群变量的比值,五是劳动者个体与全国教育程度最高地区同群变量的比值。

无论使用2014年的样本还是2012年的样本,本文均发现国贫县区域内劳动者的相对教育程度显著提升了(参见表4)。即便是东部教育相对发达的区域,接受了义务教育的劳动者的受教育年限往往相对更长,改善其自经济地位的可能性也就相对越高。这种相对意义的提升说明劳动者接受义务教育带来了更多的人力资本积累,在全国范围内的人力资本积累竞赛中不再处于劣势地位。义务教育工程的实施对贫困地区劳动者受教育年限的影响并不是在全国范围内劳动者受教育年限增加背景下实现的,而是为贫困地区劳动者提供了相对较多的教育机会,使他们有可能通过知识改变来自身的经济地位。

表4 对个体相对教育水平的影响

		(1) 本省 peer	(2) 相对本省	(3) 相对全国	(4) 相对东部	(5) 相对最高
Panel A: 2014年样本	shock	0.086(0.533)	<b>0.368<sup>**</sup></b> (0.143)	<b>0.310<sup>**</sup></b> (0.131)	<b>0.292<sup>**</sup></b> (0.123)	<b>0.287<sup>**</sup></b> (0.121)
	R-squared	0.077	0.575	0.488	0.488	0.488
	N	367	367	367	367	367
		(1) 本省 peer	(2) 相对本省	(3) 相对全国	(4) 相对东部	(5) 相对最高
Panel B: 2012年样本	shock	0.231(0.296)	<b>0.543<sup>***</sup></b> (0.137)	<b>0.531<sup>***</sup></b> (0.138)	<b>0.537<sup>***</sup></b> (0.139)	<b>0.526<sup>***</sup></b> (0.136)
	R-squared	0.136	0.428	0.447	0.447	0.447
	N	343	343	343	343	343

注:因变量为个体受教育程度,同群组教育年限是按照组内平均受教育年限计算的。以县、市、省和全国范围分别计算个体实际受教育年限,再计算个体相对本县(edu\_county)、本市(edu\_city)、本省(edu\_province)和全国(edu\_china)的受教育水平。下表同。

(二)稳健性检验。样本筛选的调整主要针对两个问题,即劳动者个体异质性和有效样本在原始样本中占比过低。就异质性问题而言,为克服劳动者自选择的问题,在基准回归的样本中限制了劳动者在义务教育工程实施过程中没有迁移。在样本中,义务教育工程实施过程中迁移的个体仅为27个。表2列(4)放松了这一假定,并控制迁移特征,发现义务教育工程对劳动者受教育年限的影响与基本结论差别不大。由于政策冲击指标使用的是义务教育工程中国贫县中劳动者的受益程度,并不包含284个省贫县中劳动者的受益程度,这对本文的影响相对较小。按照贫困线的确定标准,省贫县中劳动者家庭的人均收入高于国贫县中劳动者家庭的人均收入,而低收入家庭对教育机会变化的受益程度更高,因此义务教育工程对省贫县地区劳动者义务教育年限的影响小于对国贫县地区。义务教育工程主要的实施对象为国贫县,1998—2000年中央的经费也主要投在西部地区的国贫县,匹配的省贫县数量也仅为国贫县的1/3左右,因此未考虑省贫县中劳动者受益程度对本文结论影响不大。即便如此,本文按照上述逻辑重新构建了样本并进行分析,也支持上述结论。

就有效样本在原始样本中占比过低问题,主要在于本文删除了劳动者收入的缺失值,由此损失了近一半的样本量。如果不删除此部分劳动者收入的缺失值,重复基本回归的影响程度为3.435(0.873),与表2列(3)差距不大。此外,纳入其他未实施国贫县义务教育工程的样本,总样本提升至1179个后发现影响程度为2.532(0.752),同样与表2列(3)差距不大。



为了克服单一年度分析的偶然性,本文还使用 CLDS2012 年的数据进行分析,也使用 2012 年和 2014 年相关指标的变化进行分析,发现主要结论也是基本一致的。此外,还直接使用劳动者的教育阶段而非实际受教育年限定义人力资本积累。需要说明的是,部分劳动者只是参加了既定教育阶段但并未完成,即肄业,本文将这部分劳动者的教育阶段向下认定一个等级。而对参加了既定教育阶段仍在读的劳动者,则直接认定为处于本教育阶段。按照上述分析思路重新就义务教育工程对劳动者人力资本积累的影响进行检验,发现与基本结论也差异不大。

区域经济发展的差异性和其他改革的影响都可能是未观测的因素,可能会对结论产生一定影响,主要按照下述方法予以克服:由于劳动者所处省级单位和县级单位经济发展水平的差异会对劳动者的人力资本积累状况产生影响,参照 Eble 和 Hu(2019)的思路,按照 5 年将劳动者的年龄分段,通过控制微观个体的年龄段—地区予以克服。由于本文选取的参照组是受政策影响出生序列以外的个体,在与处理组进行对照的过程中未被观测的因素可能影响本文的估计结果。因此,按照第一期国家贫困地区义务教育工程实施过程中目标县所在省级单位,选取与目标县经济发展程度类似的县作为对照组,重新估计本文的结果,发现与基本结论差别也不大。这说明潜在未观测因素对本文的估计结果影响不大。

(三) *Placebo* 检验。此处的 *Placebo* 检验包括两个方面:一是估计国家贫困地区义务教育工程对个体健康状况的影响,二是调整国家贫困地区义务教育工程实施时间。

教育和健康是人力资本两个重要的方面。虽然义务教育工程的实施在一定程度上提高了区域内劳动者的受教育年限,但有可能是因为影响了人力资本的其他方面从而对教育产生了影响。如果能证实义务教育工程对劳动者个体的健康影响并不显著,那么就可以断定对教育的影响是稳健的。在此对劳动者个体健康水平展开一个 *Placebo* 检验。研究发现,义务教育工程的实施对劳动者健康水平的影响并不显著,逐步加入控制变量,以及更换 2012 年的样本分析后,结论基本一致,说明该工程对劳动者教育年限影响的结论是稳健的(参见表 5)。因此,我们认为义务教育工程对微观层面人力资本的影响主要体现在教育程度的提升方面。

1986 年的义务教育法颁布后,为全国范围内普及义务教育提供了法律保障,那么对贫困地区劳动者受教育年限是否也存在积极影响呢?此外,这实际上也是一种假定政策提前产生的 *Placebo* 检验。因此,就 1986 年义务教育法实施对贫困地区劳动者实际受教育年限影响的分析,既可以检验全国范围内实施的改革对贫困地区人力资本积累的影响,又可以检验政策提前实施所产生的影响。依据上述分析逻辑,本文构建 1986 年的政策冲击变量,按照方程(1)的估计方式,发现义务教育法的实施并没有提升贫困地区劳动者的受教育年限。即便更换 2012 年的样本进行分析,结论也是一致的。

在此意义上,义务教育工程的实施确实弥补了义务教育法提升贫困地区教育程度的不足,成为提升贫困地区劳动者人力资本积累的重要影响因素。这与陈斌开等(2017)的结论存在一定的差异,主要原因在于陈斌开等(2017)考察的是省级层面政策实施对义务教育年限变化的影响,对目标区域内总体和平均意义上的受教育年限具有一定的帮助,但工程推进的实践说明这种改革效应并不一定会体现在县级层面,特别是贫困县。因此,如果将分析对象由省级层面细化至县级层面,可能会出现由于改革时间效应带来的异质性影响。而这种影响,在评价义务教育工程的微观人力资本积累效应中是很重要的。

此外,本文将第一期国家贫困地区义务教育工程的实施时间提前 2 年和推迟 2 年,重复了上述工作,发现本文关心的变量均不显著。为克服既定年份中受政策影响劳动者个体出生年份划分的潜在问题,将受政策影响个体的出生序列范围扩大,将超过受政策最晚影响 2 年和早于最早影响 2 年的个体纳入到处理组中,重新计算这部分个体的  $Shock_{it}$ ,发现处理组中新增个体受政策

的影响并不显著。上述两方面的结果显示,本文基本回归中的结果是稳健的。

表5 Placebo 检验

		(1)	(2)	(3)	(4) 2012年样本
Panel A: 对健康的影响	<i>shock</i>	-0.363*** (0.099)	-0.553 (0.341)	-0.390 (0.343)	0.159 (0.350)
	<i>R-squared</i>	0.033	0.034	0.093	0.087
	<i>N</i>	368	367	367	367
		(1)	(2)	(3)	(4) 2012年样本
Panel B: 1986年义务教育法的影响	<i>shock_1986</i>	-0.334 (0.386)-0.001	0.689 (0.597)0.277	0.623 (0.535)0.482	0.766 (0.602)0.423
	<i>N</i>	368	367	367	343
			(1)	(2)	(3)
共同的控制变量	个体、家庭 职业、地域	不控制 不控制	控制 不控制	控制 控制	控制 控制

注:因变量为个体受教育程度,控制了个体特征、家庭特征、职业、省份特征、县域特征和微观个体的年龄段-地区。

### 五、进一步讨论

义务教育工程为贫困地区劳动者接受教育提供了相对公平的机会,但这些劳动者是否会在基础教育之外继续深化扩展自身人力资本,从而增加改善自身经济地位的可能性呢?此外,义务教育的质量也会在较大程度上影响劳动者未来经济地位的改善。本文认为,义务教育工程对劳动者义务教育程度外的受教育年限、教育质量和受益群体影响的差异性是该工程促进个体受教育程度不断提升的内在机制,实现了公共政策改变个体累积劣势的政策初衷。因此,本文进一步讨论了对劳动者未来经济地位的影响。

#### (一)内在机制分析。<sup>①</sup>

1. 教育年限:扩展性教育。本文的基本分析显示,义务教育工程对劳动者教育年限的影响程度小于3年,有可能仅仅是因为义务教育的最低年限是9年。这是否意味着义务教育工程对劳动者教育年限的影响仅限于9年义务教育呢?此外,如果劳动者完成初中教育之后,是否会因为接受了这种义务教育而进一步继续接受高等教育呢?由于劳动者存在不能完成全部9年义务教育的情况,因此本文从两个方面定义义务教育后的扩展性教育:一是劳动者完成6年小学教育后的受教育年限,二是劳动者完成9年义务教育后的受教育年限。遗憾的是,前述观点并不为本文的数据所支持。义务教育工程给贫困地区劳动者带来的影响基本仅限于完成法定的义务教育年限。这可以从两方面来理解:一是从个体发展的角度,义务教育工程的实施并没有促进劳动者进一步获得义务教育之外的扩展性教育,体现了该项工程所具有的局限性。二是从改革有效性的角度,前文分析中已指出义务教育法颁布并没有提升贫困地区劳动者的教育年限。如果义务教育工程没有颁布实施,那么劳动者的潜在受教育年限仍会与社会平均受教育年限存在较大差距,这也体现了该项工程的实际意义。本文使用2012年的样本进行了稳健性分析,发现和上述结论基本一致。这与Fang(2017)的研究也基本一致。

义务教育工程没有促进劳动者教育层次的进一步提升,是否主要因为劳动者进入劳动力市场若干年才会重新继续接受教育呢?换言之,这种教育提升的过程可能被中断了。根据2012年和2014年的跟踪样本,本文计算了两年度间劳动者教育年限提升水平,考察了义务教育工程对

<sup>①</sup> 结果汇总备索。

劳动者在进入劳动力市场后是否继续提升教育层次的影响。进入劳动力市场后,义务教育工程的受益对象提高自身教育层次的速度是减缓的。在此意义上,这部分劳动者既没有在9年义务教育后继续接受高等教育,也没有在进入劳动力市场后继续提高自身人力资本的积累,因此,义务教育工程对劳动力人力资本积累的影响仅限于义务教育阶段。

导致这种现象出现的主要原因可能在于贫困地区所特有的“因学致贫”。根据《中国教育扶贫报告2016》的数据,2015年,中国“因学致贫”的现象主要存在于西部省份,如贵州(10.09%)、海南(10.28%)、甘肃(11.04%)、广西(13.31%)和重庆(36.3%)。子女希望接受的教育程度越高,“因学致贫”的现象越显著,进而限制了贫困地区劳动者继续接受高等教育的机会。此外,就流动劳动者而言,继续接受高等教育往往与劳动力输入地的户籍和教育政策有关。如果劳动力输入地存在向下的教育歧视政策,也会对这部分劳动者的教育机会产生负面影响(赵颖和石智雷,2017)。

与前述分析思路类似,义务教育工程提升了劳动者的教育年限,主要体现在较好地完成了9年义务教育。劳动者在接受这种义务教育之后,可能也会继续接受更高层次的教育,那么完成9年义务教育之后没有继续接受教育,是仅存在贫困地区的现象还是在全国范围内都有一定的体现呢?本文发现,中断9年义务教育的现象主要体现在贫困地区,全国其他区域内的劳动者会在义务教育基础之后继续接受更高层次的教育,这种现象在东部地区尤为明显。但是,2012的样本显示贫困地区的劳动者受教育年限相对全国和东部地区仍具有一定的优势,说明义务教育工程使贫困地区劳动者在短期内获得了一定的竞争优势。

2. 教育质量:专业性水平。义务教育年限的延长和义务教育质量的评估是判断义务教育工程对贫困地区劳动者人力资本积累作用的两个重要方面。教育质量涉及教学条件和师资队伍,在本文的样本中难以直接度量。本文主要从两个方面来评估这种教育质量:一是劳动者在接受教育的过程中是否完成了既定阶段的义务教育。就贫困地区而言,评估教育质量有两个维度,即接受教育的群体受教育的实际状况和是否按规定完成相应的义务教育。前者主要关注的是人力资本积累的实际效果,是发展性的度量指标;而后者则主要关注义务教育的实际普及率,是基础性指标。前者难以直接观测,后者相对容易观测。二是劳动者进入劳动力市场后获得职业资格证书的状况。职业资格证书是对劳动者人力资本体现的一个具体方面,具有职业资格证书的劳动者收入比不具备职业资格证书劳动者的工资收入高17%左右(李雪等,2012)。

人力资本的提升是一个动态过程,如果劳动者在接受义务教育的基础之上能获得更多的人力资本,如继续求学或考取相应的职业资格证书,都能在一定程度上反映这种义务教育的质量。因此,本文根据劳动者在小学、初中和高中阶段学历完成状况区分毕业和肄业两种情况分析义务教育质量。由于部分劳动者在2012年汇报完成了初中阶段的学历,但在2014年却没有再次汇报该阶段学历完成状况。本文将2014年的样本局限于2012年汇报了学历完成状况的劳动者。义务教育工程的实施对劳动者义务教育阶段学历的完成概率具有积极影响,显示该项工程对普及义务教育具有实质性的作用。

劳动者完成义务教育阶段的教育对个体人力资本的积累较为重要,但这种教育完成的质量同样影响人力资本积累的质量。虽然义务教育工程在一定程度上促进了贫困地区个体长期教育程度的提升,但这种提升是低质量的。在2014年,义务教育工程并未让劳动者以更大的概率获得相关资格证书,也没有显著增加他们考取相关证书的数量。这说明该项工程的实施仅为劳动者提供了最基本的教育机会,对他们今后在专业技术资格证书方面的促进作用较为有限。

3. 受益群体:家庭异质性。累积劣势的一个重要体现是代际间教育程度均较低。如果公共政策使得子代受教育程度比父代更高,那么就可以判断这种累积劣势得到了一定的改变。义务

教育工程实施后,主要对区域内父辈教育程度较低的家庭产生了积极影响,体现为子女的教育年限增加。但对父辈教育程度较高的家庭而言,子女的教育程度上升并不多,甚至在一定程度上具有负面影响。这再次说明了义务教育工程对贫困地区劳动者的影响仅限于义务教育,对后续继续接受教育的影响较小,而在义务教育阶段之后继续接受高等教育才是通过教育增加父辈子辈教育和收入流动性的重要方面。从这个意义上来看,义务教育工程的实施促进了贫困地区受教育层次较低家庭中子女人力资本的增加,也提高了其通过教育来改善未来经济地位的可能性。因此,如何在实施该项工程的同时,促进微观个体重视教育在自身人力资本积累中的重要作用,并以此为契机继续增加自身的教育年限成为新时期教育扶贫需要重视的方面。

(二)对长期收入的影响。教育的目的在于提升收入,从而实现个体经济地位的提升。本文就义务教育工程对劳动者当期经济收入和收入增长空间进行分析。由于婚姻状况会显著影响劳动者的收入水平,因此本文在公式(1)的基础上,加上劳动者婚姻的控制变量。

1. 当期收入水平。从绝对和相对两个层面检验义务教育工程对劳动者当期收入的影响。绝对收入采用2013年总收入和工资性收入的对数,相对收入则采用两者与所在地区相应群体的相对值。本文在方程(1)的基础上,进一步控制劳动者的婚姻状况、劳动者来源地和区域的产业结构特征。首先就不包含教育变量的方程进行分析,然后加入教育变量,如果在第二种情况下义务教育工程的系数显著下降、显著性降低或变得不再显著,说明该工程确实通过教育程度的提升促进了劳动者收入的增加。

既然国贫县地区的个体受益于义务教育工程,那么这种收入的增加是绝对意义还是相对意义上的呢?本文从两个方面来检验义务教育工程对劳动者收入的影响:一是劳动者的绝对收入,二是劳动者相对劳动力输入地的相对收入水平。匹配县级市2011年和2013年的数据发现,这种收入增加不具有相对意义上的显著性。在对2013年劳动者收入影响的基础之上,还使用2011年的总收入和工资性收入进行分析,结果基本类似。这说明义务教育工程的受益群体改善自身经济地位的能力相对有限。大部分劳动者没有在义务教育基础上继续接受高等教育,而社会平均受教育年限不断增加,这反映出该项工程在人力资本积累方面的有限性和劳动者受教育年限选择方面的局限性影响了劳动者长期收入的提升。

2. 收入增长空间。即便劳动者当期的工资水平没有出现相对意义上的增加,如果工资增速较快,也能在一定程度上促进长期收入的增长,从而改善自身的经济地位。此处使用2012—2014年劳动者收入的变化程度为被解释变量,发现义务教育工程同样没有促进劳动者收入绝对增速的增长。相对劳动力输入地其他劳动者而言,这种收入增长也是乏力的。因此,义务教育工程只能使劳动者相对于自身过去收入出现一定的增加,但对劳动者长期收入的影响和相对其他个体的总量和增速的作用都是比较有限的。导致这种现象的主要原因仍在于大部分劳动者止步于义务教育,没有继续接受高等教育,而高中以上的教育能显著促进劳动者收入总量和增速的提升。

本文也对收入进行了相关稳健性检验。在上述对收入的分析中,排除了收入的缺失值、异常值和0值。在一定程度上克服了劳动者是否进入劳动力市场对个体收入估计的影响。劳动者收入中可能包含其他形式的收入来源,但本文此处使用的是工资性收入。为进一步检验这一问题,将样本限制在男性流动劳动者中。相对于女性流动劳动者,男性流动劳动者收入中工资性收入占比相对更高。通过重复上述回归,结论与基本结论类似。

然而,流动劳动者具有较强的内生性,近年来劳动力流动模式也发生了较大变化,简单按照上述方式进行估计仍可能对本文结论产生一定的影响。因此,引入IV进行分析。沿袭Card(2001)的思路,引入如下工具变量:

$$\hat{f}_r = \frac{\sum_c \left( \frac{I_{cr,2010}}{I_{c,2010}} \right) I_{c,2012}}{Pop_{r,2012}} \quad (2)$$

其中,  $\hat{f}_r$  是估算的流动劳动人口比重,  $I_{cr,2010}$  是 2010 年劳动力输出地省份  $c$  到劳动力输入地省份  $r$  的流动劳动者,  $I_{c,2010}$  是 2010 年劳动力输出地省份  $c$  流出的劳动力总量,  $I_{c,2012}$  是 2012 年劳动力输出地省份  $c$  流出的劳动力总量,  $Pop_{r,2012}$  是劳动力流入地 2012 年的人口数量。

采用 2010 年第六次全国人口普查的数据, 分县整理劳动者的流动方向后加总到市级层面计算  $\hat{f}_r$ , 然后与 CLDS 数据进行合并。考虑到 2008 年发生的金融危机可能对劳动力流动模式产生较大影响, 本文此处也按照 2000 年第五次和 1990 年第四次人口普查的数据构建了估算的流动劳动人口比重作  $IV$  进行估算, 结果与基本结论差异不大。

## 六、结论及政策启示

教育对劳动者人力资本积累具有重要意义, 特别是对贫困地区的劳动者而言。评估以往有关教育的扶贫政策, 将有助于制定新时期的教育扶贫政策。本文以 1995—2000 年国家第一期贫困地区义务教育工程为外生冲击, 讨论了贫困地区接受义务教育条件的改善对劳动者长期教育指标和经济地位的影响, 为评估该政策的社会效益提供了一个有益的视角。

本文发现, 该项工程弥补了 1986 年颁布的义务教育法在普及和提升社会受教育年限方面的不足, 对目标区域内劳动者完成义务教育具有一定的促进作用。这种提升不仅是绝对层面的, 在全国范围内相对教育发达的东部地区, 也具有相对提升的意义。虽然劳动者完成了义务教育, 减少了初中辍学的概率, 但是完成质量相对较差, 未来专业技能水平也相对较低。导致这种现象的原因在于, 该项工程对高中及以上教育的影响相对较小, 完成义务教育的劳动者并没有继续接受高等教育。由此导致他们的收入低水平增长, 并相对当地普通劳动者而言出现了逐渐下降的趋势。在此意义上, 义务教育工程仅对劳动者具有普及基本义务教育的作用, 随着社会总体教育水平的不断提升, 这部分接受了基本义务教育的劳动者相对教育水平会出现降低的可能性。

义务教育工程确实在一定程度上改善了贫困地区的教育状况, 但并没有增加个体义务教育阶段之外的受教育水平。随着时间的推移, 该工程的政策红利日益弱化, 改变个体累积劣势的作用也在逐渐减少。由此, 提出以下两个可能改变这一问题的方案: 一是进一步将高中教育纳入义务教育阶段, 通过增加法定受教育年限, 推动个体的受教育年限的提升。二是继续出台针对贫困地区的继续教育政策, 鼓励个体持续提升受教育水平和增加专业技能, 同时继续对教育工程实施动态监测。无论是上哪种方案, 都涉及教育支出责任划分和经费的增加的问题, 如何有效协调不同层级政府在此问题上的合作, 也是新时期教育公共政策需要着重关注的问题。

### 参考文献:

- [1]陈斌开, 张淑娟, 申广军. 义务教育能提高代际流动性吗[W]. 2017.
- [2]李雪, 钱晓焯, 迟巍. 职业资格认证能提高就业者的工资收入吗?——对职业资格认证收入效应的实证分析[J]. 管理世界, 2012, (9): 100—109, 119.
- [3]李煜. 制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)[J]. 中国社会科学, 2006, (4): 97—109.
- [4]陆铭. 教育、城市与大国发展——中国跨越中等收入陷阱的区域战略[J]. 学术月刊, 2016, (1): 75—86.
- [5]谭远发. 父母政治资本如何影响子女工资溢价: “拼爹”还是“拼搏”?[J]. 管理世界, 2015, (3): 22—33.
- [6]赵颖. 中国劳动者的风险偏好与职业选择[J]. 经济学动态, 2017, (1): 62—76.

- [7]赵颖,石智雷. 城镇集聚、户籍制度与教育机会[J]. 金融研究, 2017, (3): 86–100.
- [8]Bowen W G, Chingos M M, McPherson M S. Crossing the finish line: Completing college at America's Public Universities[M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [9]Canaan S, Mouganie P. Returns to education quality for low-skilled students: Evidence from a discontinuity[J]. *Journal of Labor Economics*, 2018, 36(2): 395–436.
- [10]Card D. Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration[J]. *Journal of Labor Economics*, 2001, 19(1): 22–64.
- [11]Chetty R, Friedman J N, Hilger N, et al. How does your kindergarten classroom affect your earnings? Evidence from project star[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(4): 1593–1660.
- [12]Duflo E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 795–813.
- [13]Eble A, Hu F. Does primary school duration matter? Evaluating the consequences of a large Chinese policy experiment[J]. *Economics of Education Review*, 2019, 70: 61–74.
- [14]Fang G. Does primary schooling pay? Evidence from a natural experiment in China[W]. Working Paper, 2017.
- [15]Fang H, Eggleston K N, Rizzo J A, et al. The returns to education in China: Evidence from the 1986 compulsory education law[R]. Working Paper 18189, 2012.
- [16]Fisman R, Paravisini D, Vig V. Cultural proximity and loan outcomes[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(2): 457–492.
- [17]Goodman J, Hurwitz M, Smith J. Access to 4-year public colleges and degree completion[J]. *Journal of Labor Economics*, 2017, 35(3): 829–867.
- [18]Heckman J J. Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children[J]. *Science*, 2006, 312(5782): 1900–1902.
- [19]Heckman J, Pinto R, Savelyev P. Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(6): 2052–2086.
- [20]Huang W. Understanding the effects of education on health: Evidence from China[R]. IZA Discussion Paper No. 9225, 2015.
- [21]Jackson C K, Johnson R C, Persico C. The effects of school spending on educational and economic outcomes: Evidence from school finance reforms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(1): 157–218.
- [22]Smith J, Hurwitz M, Avery C. Giving college credit where it is due: Advanced placement exam scores and college outcomes[J]. *Journal of Labor Economics*, 2017, 35(1): 67–147.

## How can Public Policies Change the Accumulated Disadvantage of Individuals? Based on the Perspective of Education Poverty Alleviation

Zhao Ying<sup>1</sup>, Shi Zhilei<sup>2</sup>, Lu Yuanping<sup>1</sup>

(1. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;  
2. School of Public Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

**Summary:** Education poverty alleviation is one of the important development strategies during the 13th Five-Year Plan period, and it is a precise poverty alleviation method. So far, China has implemented a number

of education poverty alleviation projects, which have significantly improved the education level of individuals, but there is a lack of scientific evaluation on the effect of macro projects on micro individual human capital accumulation. Based on the first phase of National Compulsory Education Project in Poor Areas (hereinafter referred to as the “compulsory education project”) from 1995 to 2000, this paper uses the follow-up survey data of China Labor-force Dynamics Survey (CLDS) in 2012 and 2014 to identify the specific county-level unit where the policy is implemented according to the unpublished county-level code, so as to evaluate the long-term human capital accumulation effect of education poverty alleviation on micro-individuals. In addition, this paper argues that the differences in the length of education beyond the compulsory stage, the quality of education and the beneficiary groups are the internal mechanism of the compulsory education project to promote the continuous improvement of individual education level, which realizes the original intention of public policies to change the accumulated disadvantage of individuals. On this basis, through analyzing the internal mechanism of education and the impact of education on long-term income, this paper further discusses the impact on the future economic status of workers. The study finds that: (1) The compulsory education project makes up for the lack of universal compulsory education years under the Compulsory Education Law, increases the opportunities for students in poor areas to receive education, increases the education years of individuals in poor areas on an absolute and relative level, and significantly reduces the phenomenon of dropping out of school and delaying reading. In this sense, the compulsory education project has realized the original intention of the education poverty alleviation policy. (2) However, the impact of the implementation of the compulsory education project on male and female workers has some differences. After the implementation of the project, there is still a large gap between the investment and expenditure of education at the per capita level, and the popularization quality of this compulsory education is relatively poor. Most workers do not further receive education above junior high school, resulting in relatively poor professional skills in the labor market. (3) The policy does not promote the workers to continue to receive education beyond the compulsory education stage, resulting in relatively low wage income and slow growth rate. With the continuous improvement of the average social education level, the positive effect of the project is gradually declining. Further improving the education level of poor areas has become an important content of targeted poverty alleviation in the new period. This paper puts forward two plans to alleviate the problem that the policy dividend of compulsory education project is weakening day by day, and the role of changing the accumulated disadvantage of individuals is also gradually decreasing: (1) Further bringing senior high school education into the compulsory education stage, and promoting the improvement of individual education years by increasing the legal years of education. (2) Continuing to issue continuing education policies for poor areas, and encouraging individuals to continuously improve their education level and professional skills. At the same time, continuing to implement the dynamic monitoring of education projects to ensure the effective implementation of relevant policies.

**Key words:** education poverty alleviation; education quality; starting fair; long-term effect

(责任编辑 石头)