doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2023.01.010

高等教育、社会资本对相对贫困的影响研究

蓝勇福[1],白冬冬[2]
(1. 中南民族大学 公共管理学院,武汉 430074;2. 华中师范大学 公共管理学院,武汉 430079)

摘 要:基于2016－2020年中国家庭追踪调查(CFPS)三期调查数据,构建离散选择模型(Logit、IVProbit)实证分析高等教育对相对贫困的影响效应及其作用机制。研究结果显示:(1)从教育扶贫视角来看,高等教育能显著降低个体发生相对贫困的概率,降幅为29.4%。(2)从阶段转换视角来看,普及化阶段高等教育对个体相对贫困的影响效应与大众化阶段相比没有显著差异,普及化阶段高等教育对相对贫困仍具有重要影响。(3)从异质性视角来看,高等教育对城镇群体摆脱相对贫困的影响程度大于农村群体,城乡教育资源的"聚集效应"和工作收入的"积累效应"使得城乡群体的相对经济地位存在持续性差异。(4)从作用机制视角来看,社会资本提升是高等教育促进个体摆脱相对贫困的重要途径,高等教育通过提升社会资本改善个体相对贫困的间接效应为11.9%。为此,建议加快推进高等教育普及化进程,适度扩大民办高等院校招生规模;提高农村地区中、高等教育录取比例,加强地方教育服务能力;清除城乡就业市场制度藩篱,加大低收入群体职业培训力度;引导低收入、弱势群体社会参与,积极发挥社会资本阻贫效应,构建巩固脱贫攻坚成果和治理相对贫困的长效机制。

关键词:高等教育;相对贫困;社会资本;普及化阶段;中介效应
中图分类号:G649.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-626X(2023)01-0107-13

一、问题的提出

"十三五"时期,中国脱贫攻坚工作取得了举世瞩目的成就,9899万农村贫困人口实现脱贫。但全面消除绝对贫困,并不意味着我国脱贫工作的结束,相对贫困将作为普遍的社会现象长期存在。在全面脱贫攻坚战中,教育发挥了巨大作用。后脱贫时代,教育扶贫工作的重点将转向缓解发展不平衡、不充分的相对贫困层面。2019年我国高等教育毛入学率达51.6%,中国高等教育已进入普及化阶段[1]。普及化阶段如何实现高等教育与扶贫工作的有机结合,成为巩固脱贫攻坚成果、治理相对贫困和实现共同富裕的重要内容。

高等教育事关国家发展和民族未来,接受高等教育历来被认为是弱势群体尤其是农村贫困子弟提升收入和实现阶层跨越的重要途径。1978年至今,高等教育的发展经历了从精英化到大众化再到目前的普及化等阶段,我国整体教育水平达到了一个新高度。但"相对教育理论"表明,教育学历的价值在一定程度上是相对变化的,也就是说,高等教育学历的优势往往取决于同期群体教育水平的高低,高等教育的普及化将对同期教育回报率产生影响[2]。高等教育短时间内的急剧扩张将使得文凭膨胀、学历贬值,导致劳动者教育收

收稿日期:2022-08-12
作者简介:蓝勇福(1995-),男,畲族,江西赣州人,中南民族大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为高等教育与贫困;白冬冬(1993-),男,安徽合肥人,华中师范大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为高等教育与贫困。

益率有限。对于低收入群体而言，则大大降低了其尝试通过高等教育实现收入跃升、摆脱相对贫困的可能，甚至加速了“读书无用论”的流行。理论上说，高等教育有利于打破城乡劳动力市场区域隔阂，促进农村贫困子弟实现代际向上流动。但MMI理论（也称最大化维持不平等假说）表明，高等教育规模的扩张不一定带来教育公平，城乡分化下教育资源的“聚集效应”，可能扩大不同阶层获取优质教育资源的不平等[3]。

以上论述似乎都为高等教育提升个体相对收入的式微提供了注脚。那么，高等教育对个体相对贫困的影响效应如何？与大众化阶段相比，普及化阶段高等教育对个体相对贫困的影响效应是否有所变化？高等教育对不同城乡群体相对贫困的影响是否存在差异？这些问题的有效回答，将为教育扶贫工作的转向及进一步完善相对贫困治理的长效机制提供一定的理论参考。

二、文献综述

教育对贫困的影响是社会学和教育学研究的经典话题。国际上对教育与贫困关系的分析，是从舒尔茨（Schultz）和贝克尔（Becker）对人力资本这一开创性研究开始的。1960年舒尔茨发表了《人力资本投资》的演讲，首次对人力资本的观点作了系统的阐述，并进一步指出人力的投资即教育的发展是实现国家经济增长的重要原因[4~5]。继舒尔茨之后，著名经济学者贝克尔于1975年特别指出正规的教育和职业培训是形成人力资本的重要途径，并实证分析了以教育投入这一形式的人力资本投资对促进个人就业、提升经济收入等方面的重要影响[6]。以此为背景，人力资本理论不断得到发展和完善。20世纪80年代，随着新经济理论等知识经济的兴起，西方国家逐渐建立起以人力资本为核心的经济增长分析框架[7~8]。其后关于教育和培训对就业[9]、收入[10]、扶贫[11]、主观幸福感[12]等社会福利效应影响的文献，或多或少都是在这一框架下展开。

鉴于高等教育与贫困的联系紧密，自20世纪90年代以来，学者对我国各阶段高等教育与贫困的关系给予了极大关注。根据研究视角的不同，现有研究可分为两类：一类是基于高等教育与绝对贫困关系的研究，另一类是基于高等教育与相对贫困关系的研究。基于高等教育与绝对贫困关系的研究视角，部分学者从理论层次对教育与贫困的内在联系[13]、教育反贫策略与机制[14~15]、教育反贫制度建设[16]等方面进行了深入探讨。还有部分学者通过实证分析的方式进行研究，其研究主题主要涉及教育贫困的测度分析[17~18]、教育反贫的路径分析[19]和教育反贫的效应分析[20~22]等方面。理论和实证研究均肯定了高等教育在缓解绝对贫困中的正向作用。

基于高等教育与相对贫困关系的研究视角，有学者表明接受高等教育是降低国民收入差异、减少绝对贫困和相对贫困人口的重要手段[23]。也有学者表明高等教育对社会分层和社会流动的作用持续增大，这在一定程度上有利于低收入人口职业层次和社会地位的提升[24]。在此基础上，部分学者就高等教育对相对贫困的影响效应进行了分析。但由于实证分析所使用的数据和研究对象的不同，其对高等教育影响相对贫困的效应估计也存在差异。如朱晓和段成荣（2016）利用2008年中国居民收入调查（CHIP）数据，分析不同教育水平对劳动者贫困状况的影响，发现初中、高中和大学学历对劳动者相对贫困发生率的降幅分别为33%、54%和71%[25]。贾玮等（2021）利用2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，测算出高等教育对居民家庭相对贫困发生率降幅为93.2%[26]。陈纯槿和郅庭瑾（2021）利用流动人口的调查数据，发现接受大专及以上的高等教育对流动人口相对贫困发生率的降幅为72%[27]。段义德和郭丛斌（2021）利用中国家庭收入调查2013年的数据（CHIP2013），发现高等教育对农村人口相对贫困发生率的降幅为14.2%[28]。

已有文献为进一步研究中国高等教育对相对贫困的影响奠定了良好的基础，对本文的研究具有重要的启发与借鉴意义。但仍存在以下不足之处：第一，学界现有研究集中于对我国高等教育与绝对贫困关系的探讨，对于高等教育尤其是普及化阶段的高等教育与相对贫困影响关系的研究较少。事实上，处于绝对贫

困边缘的相对贫困群体具有较大的经济脆弱性，随时面临返贫风险，应给予同等重视。第二，虽然部分学者通过实证方式对高等教育与相对贫困关系进行了研究，但就数据上看，使用单期的截面数据较多且数据不够时新，缺乏高等教育在大众化与普及化两个不同阶段下对相对贫困影响效应的时点分析。第三，现有研究集中关注高等教育对城乡收入与绝对贫困的影响差异，就高等教育对不同城乡群体相对贫困的影响研究较少。然而，高等教育与城乡相对贫困关系的前瞻性研讨，是我国推行高等教育进程中的重要参照依据，也是有效发挥教育扶贫作用的必要之举。第四，学界对高等教育影响相对贫困的作用机理进行探讨的文献较少，且现有研究较多关注人力资本如工作能力等单一层面因素在教育扶贫领域的机理分析，缺乏对社会资本提升教育扶贫路径的实证检验。而教育扶贫主要是通过提升人力资本和扩展社会资本两个场域对个体进行赋能，在职业、收入等方面给予积极影响[29]。关注高等教育提升社会资本与改善相对贫困的内在机理与作用，有助于拓宽高等教育扶贫的渠道，充分发挥高等教育促进个体全面发展、实现共同富裕的重要作用。

综合以上分析，本文的边际贡献在于：第一，在研究内容上，本文对高等教育与相对贫困的关系进行实证检验，并进一步分析在大众化与普及化两个不同阶段中高等教育对相对贫困影响效应的时点差异。第二，在研究方法上，鉴于以往文献较少关注高等教育与相对贫困的内生性问题，本文建立IVProbit模型对内生性问题进行处理，并采用不同的相对贫困认定标准进行变量替换的稳健性检验，估计结果更为稳健可靠、可信度更高。第三，在研究视角上，本文分析高等教育对城乡群体收入和相对贫困的差异化影响及形成这一差异的成因。第四，在研究机制上，本文对社会资本在高等教育影响相对贫困过程中的作用机制进行检验，并对其在高等教育改善个体相对贫困中的具体效应进行分解，以期为我国现阶段教育扶贫工作的转向提供一定的理论参考。

三、数据、变量与模型设定

（一）数据来源

本研究使用北京大学中国社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，CFPS）2016—2020年的调查数据进行实证分析。该调查采用分层、等比例的PPS方法进行抽样，CFPS覆盖的25个省级行政单位的人口占全国人口的95%，涉及家庭、教育、工作、人口等多领域，是一项可靠的、高质量调查研究数据。基于本文研究目的，主要关注的是18~60岁具有工作收入的劳动人口，去掉关键变量缺失的样本后，最终获得9029个适用于分析的有效样本，其中2016年、2018年和2020年的样本数量分别为2279个、3790个和2960个。

（二）变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为相对贫困，表示个体是否处于相对贫困的状态。关于相对贫困的识别有多种界定方法，如预算标准法、社会指标法、收入比例法、扩展线性支出系统法（ELES）等。其中，由英国经济学家彼得·汤森（Peter Townsend）提出的收入比例法最为常用，这种方法是以一个国家或地区社会人均收入或中位数为基准，乘以一定比例作为相对贫困线[30]。如世界银行提出以社会平均收入的1/3作为相对贫困线；欧盟以收入中位数的50%或60%作为相对贫困线；国内学者则建议以收入均值的50%为相对贫困线[31]。

考虑到我国区域发展不平衡以及地域间收入差异大这一基本实情，以绝对收入作为衡量相对贫困的标准可能造成估计结果有偏，本文借鉴段义德和郭丛斌（2021）的研究[28]，采用按区域分组的收入序位法，以便更为精准地识别样本个体是否处于相对贫困地位，有利于降低实证分析中存在的生命周期偏误。首先，将样本按地区分为多个不同的年龄组，并按收入对各组分样本个体进行排序；其次，根据不同年龄组个体收入

在组群中的序位，将各组群收入序位中低于平均收入50%的个体视为处于相对贫困状态，收入序位在平均收入50%及以上的则视为非相对贫困状态。另外，为保证实证结论的可靠性，本文还分别使用世界银行和欧盟对相对贫困的认定标准，即分别以社会平均收入的1/3和收入中位数的50%进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为是否接受过高等教育，在剔除处于在读状态的样本后，将最高学历为大专及以上的个体定义为接受高等教育，未受高等教育则定义为最高学历为高中。

3. 控制变量

为获得更为可靠的估计结果，还将一些控制变量加入实证模型。已有研究表明，劳动者的相对贫困状况主要受个人特征、家庭特征、外部环境特征等因素的影响[32]。因此，本文将以上几类控制变量纳入实证研究模型，具体控制变量包括性别、年龄、婚姻状况、健康状况、单位性质、城乡类型、家庭规模、医疗保险、养老保险。

4. 中介变量

国内外学者对社会资本的相关研究主要围绕“社会网络”“社会信任”和“社会参与”等方面或其中某一方面展开。据此，本文选取社会网络、社会信任和社会参与三个维度对个体的社会资本进行衡量。

首先，根据CFPS数据特征，本文筛选了数据中有关社会资本的题项。其中，社会网络主要从个体社会地位和人际关系两个方面进行衡量，问卷题项分别为：“您的社会地位如何？”，1分最低5分最高，以及“您的人缘有多好？”，0分最低10分最高。本文对以上两个题项得分进行加总，得到取值为0~15分的社会网络得分。社会信任从问卷题项受访者对“父母、邻居、干部、医生、外国人、陌生人”的信任评价获得，0分最低10分最高，进行加总得到取值为0~60分的社会信任得分[33]。社会参与主要从个体社会组织参与方面进行衡量，从问卷题项“是否是党员”“是否是工会成员”和“是否是个体劳动者协会成员”获得，0分最低1分最高，加总后得到取值为0~3的社会参与得分。其次，为消除各题项量纲差异带来的影响，本文对以上三个维度的得分进行离差标准化处理，见式(1)。最后，本文采用等权平均法来计算社会资本指数，见式(2)，最终得到取值为0~100的社会资本综合指数。

$$X_{ij} = \frac{X_{ij} - \min_j}{\max_j - \min_j} \tag{1}$$

$$Soci_{ijt} = \frac{1}{3}\sum_{j=1}^{3} x_{ijt} \times 100 \tag{2}$$

(三)变量描述

具体变量定义与描述如表1所示。从个体接受高等教育和相对贫困的情况来看，总样本中接受高等教育的样本为5574个，占比为61.7%，未受高等教育的样本为3455个，占比为38.3%。相对贫困发生率为23.4%，其中未受高等教育个体的相对贫困发生率为31.3%，明显高于接受高等教育个体的相对贫困发生率18.5%，由此可预测高等教育具有降低相对贫困的作用。

从个人特征来看，性别方面，总样本中男性占53.5%，女性占46.5%，样本男女比例差异不大。年龄方面，年龄跨度为18~60岁，平均年龄为31岁。婚姻状况方面，65.6%的个体处于在婚或同居状态，另外34.4%为未婚、离异或丧偶。健康状况方面，个体健康评分均值为3.363，说明受访个体拥有较高的健康水平。另外，有34.8%的受访个体在政府部门、党政机关、人民团体、事业单位、国有企业等体制内工作单位工作，接受高等教育的个体在体制内工作单位工作的比例为43.5%，远高于未受高等教育个体的20.8%。

从家庭特征来看，总样本中70.7%的个体居住在城镇，居住在农村的仅为29.3%，平均家庭规模为3人。值得注意的是接受高等教育样本的城乡比为75.2%，比未受高等教育样本的城乡比高11.7%，这一显著差异

反映出，目前中国城镇和农村的高等教育水平依旧存在较大差异。从社会保险来看，样本中大部分人都享有医疗保险和养老保险，两者拥有率分别为90.3%和71.1%。

从社会资本来看，总样本中个体社会资本的均值为46.962，社会资本的组成维度社会网络、社会信任和社会参与的均值分别为9.842、34.411和0.283。对比接受高等教育样本和未受高等教育样本的社会资本情况，发现接受高等教育的个体其社会资本及社会资本各维度的均值都高于未受高等教育的个体，表明高等教育不仅有利于个体人力资本的提升，也可能有利于个体社会资本的积累。

表1　变量定义与均值情况

变量名称		变量说明及赋值	总样本	接受高等教育	未接受高等教育	均值差异
被解释变量	相对贫困	是=1；否=0	0.234	0.185	0.313	0.128***
核心解释变量	高等教育	最高学历为大专及以上=1；最高学历为高中=0	0.617	1.000	0.000	−1.000
控制变量	性别	男性=1；女性=0	0.535	0.500	0.509	0.090***
	年龄	受访样本实际年龄	31.229	30.477	32.446	1.969***
	婚姻状况	在婚、同居=1；丧偶、离异、未婚=0	0.656	0.627	0.704	0.078***
	健康状况	非常健康=5；健康=4；一般=3；不健康=2；非常不健康=1	3.363	3.361	3.366	0.005
	单位性质	政府部门、党政机关、人民团体、事业单位、国有企业等体制内工作单位=1；其它私营性质工作单位=0	0.348	0.435	0.208	−0.227***
	城乡类型	城镇=1；农村=0	0.707	0.752	0.635	−0.117***
	家庭规模	家庭总人口（单位：人）	3.954	3.747	40288	0.541***
	医疗保险	有=1；无=0	0.903	0.915	0.883	−0.031***
	养老保险	有=1；无=0	0.711	0.765	0.622	−0.143***
中介变量	社会资本	取值0~100，分值越高，社会资本越高	46.962	48.273	44.840	−3.433***
	社会网络	取值0~15，分值越高，社会资本越高	9.842	9.929	9.700	−0.229***
	社会信任	取值0~60，分值越高，社会资本越高	34.411	35.266	33.030	−2.236***
	社会参与	取值0~3，分值越高，社会资本越高	0.283	0.343	0.186	−0.157***
样本量			9029	5574	3455	

注：表中报告的数值均为均值，均值差异等于未受高等教育样本均值减去接受高等教育样本均值；***、**和*分别表示在$p<0.01$、$p<0.05$和$p<0.1$的统计水平上显著，下表同。

此外，基于本文主要的研究目的是研判高等教育对相对贫困的影响效应，呈现该效应在大众化转向普及化阶段的时点变化，并分析高等教育对城乡群体相对贫困的差异化影响及成因。因此，本文分别将样本按城乡类型和年份进行分组，并将不同组的高等教育比例、工作收入（对数）和相对贫困发生率的统计结果汇报于表2。表2显示，2016—2020年总体样本的高等教育比例和平均工作收入呈上升趋势，但相对贫困发生率稳定在22.1%~24.4%。根据这一统计结果，可预测高等教育从大众化转向普及化阶段过程中其对相对贫困的影响差异较小。值得注意的是，高等教育、工作收入和相对贫困呈现出明显的城乡差异，农村与城镇的工作收入、相对贫困发生率的均值差异（绝对值），随高等教育比例的增加呈现出扩大的趋势。这一结果暗示着，城乡分化背景下教育资源的“聚集效应”对扩大城乡教育不平等可能存在重要影响，并且这种影响还可能通过工作收入的“积累效应”使得城乡群体在经济地位上存在持续性差异。总体而言，从样本相对贫困、高等教育、个人特征、家庭特征、社会保险及社会资本的情况来看，其基本与我国劳动者的实际情况相符，适用于本文的研究议题。

表2 不同城乡类型高等教育、工作收入和相对贫困的统计结果

年份	高等教育				工作收入				相对贫困			
	总体	农村	城镇	均差	总体	农村	城镇	均差	总体	农村	城镇	均差
2016	0.547	0.465	0.582	0.117	10.293	10.111	10.369	0.258	0.243	0.306	0.217	−0.089
2018	0.630	0.545	0.663	0.118	10.572	10.378	10.648	0.270	0.221	0.301	0.189	−0.113
2020	0.656	0.544	0.707	0.162	10.701	10.465	10.808	0.343	0.244	0.326	0.207	−0.119

注:表中报告的数值均为均值,均值差异等于城镇样本均值减去农村样本均值。

(四)计量模型

1. 基准回归模型

本文所选取的被解释变量相对贫困是二分类虚拟变量,适用的回归模型有Probit模型和Logit模型。研究经验表明,Logit模型和Probit模型在估计系数上没有显著差异,但考虑到Logit模型相对于Probit模型具有更好的协变量平衡性,本文主要选用Logit模型估计高等教育对个体相对贫困的影响,并利用IVProbit模型对内生性估计偏误进行修正。具体模型设计如式(3)所示:

$$Poverty_{ijt} = \alpha_0 + \beta Edu_{ijt} + \sum m\alpha^m X_m^{ijt} + \phi_t + \tau_i + \delta_{ijt} \tag{3}$$

式(3)中,i、j和t分别表示个体、个体所在地区和年份;被解释变量Poverty代表个体i在j地区的t时期是否处于相对贫困的状态;核心解释变量Edu表示个体是否接受高等教育;X_m表示包含个人特征、家庭特征在内的一系列控制变量,α^m为各控制变量的系数;α为截距项系数;此外模型还加入时间固定效应φ和地区固定效应τ;β为研究所关注的核心估计系数,表示高等教育对个体相对贫困的影响效应。

2. 机制检验模型

本文参考Baron和Kenny(1986)[34]及温忠麟等(2004)等的做法[35],建立中介效应模型,并采用逐步回归法检验高等教育通过提升社会资本降低个体相对贫困发生率的作用机制:

$$Soci_{ijt} = \alpha_1 + b_1 Edu_{ijt} + \Sigma m\alpha^m X_{ijt}^m + \phi_t + \tau_i + \varepsilon_{ijt}^1 \tag{4}$$

$$Poverty_{ijt} = \alpha_2 + b_2 Edu_{ijt} + dSoci_{ijt} + \Sigma m\alpha^m X_{ijt}^m + \phi_t + \tau_i + \varepsilon_{ijt} \tag{5}$$

其中,Soci表示样本个体的社会资本,是取值范围为0~100的连续变量;b_1表示高等教育对个体社会资本的提升效应。本文中介效应模型的中介变量为社会资本,借鉴现有研究检验中介效应的一般步骤:首先检验高等教育的获得是否与个体相对贫困存在相关性,再依次检验高等教育获得与社会资本以及社会资本与个体相对贫困存在相关性。若检验结果均显著,则说明中介效应存在。若检验结果系数部分显著,则需通过Bootstrap法做进一步检验。

四、实证分析

(一)基准回归

为估计高等教育对个体相对贫困的影响,本文对式(3)进行逐步回归,并将回归结果报告于表3中。模型1为仅加入核心解释变量即是否接受高等教育的估计结果;模型2和模型3分别在模型1的基础上加入个人特征、家庭特征、社会保险等控制变量和时间与地区双向固定效应的估计结果;模型4为模型3估计系数对应的边际效应。几率比(OR)的结果显示,模型1~3的核心解释变量的几率比分别为0.500、0.541和0.535,均小于1,且各系数均在1%的统计水平上显著。这一结果表明,高等教育对个体发生相对贫困的概率有显著影响,在控制其他变量的情况下,相比于未受高等教育的个体,接受高等教育的个体发生相对贫困的概率是其0.571倍。边际效应(MU)的结果显示,在控制其他变量的情况下,高等教育比例每增加1个单位相对贫困发生率则降低0.099个单位。

表3　高等教育对相对贫困影响的估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	OR	OR	OR	MU
高等教育	0.500*** （0.025）	0.541*** （0.031）	0.535*** （0.030）	−0.099*** （0.009）
性别		0.415*** （0.223）	0.413*** （0.227）	−0.140*** （0.008）
年龄		0.783*** （0.019）	0.763*** （0.019）	−0.043*** （0.004）
年龄平方		1.003*** （0.001）	1.003*** （0.003）	0.001*** （0.001）
城乡类型		0.718*** （0.041）	0.726*** （0.042）	−0.051*** （0.009）
婚姻状况		0.913 （0.064）	0.937 （0.067）	−0.010 （0.011）
健康状况		0.947* （0.027）	0.947* （0.027）	−0.009* （0.004）
单位性质		0.826*** （0.051）	0.824*** （0.051）	−0.031*** （0.010）
家庭规模		1.042*** （0.014）	1.041*** （0.014）	0.006*** （0.002）
医疗保险		0.849* （0.073）	0.846* （0.073）	−0.026* （0.014）
养老保险		0.578*** （0.035）	0.571*** （0.035）	−0.089*** （0.010）
时间控制变量	未控制	未控制	控制	控制
地区控制变量	未控制	未控制	控制	控制
N	9029	9029	9029	9029
Pseudo R^2	0.019	0.100	0.102	0.102

注：括号内为标准误，下表同。

根据模型4，除核心解释变量高等教育外，性别、年龄及其平方项、城乡类型、健康状况、单位性质、家庭规模、医疗保险和养老保险也对相对贫困有显著影响。男性相比女性拥有更低的相对贫困发生率，这与以往的文献研究结论相符，女性在人力市场中的弱势处境使其难以获得更高的劳动报酬。个体发生相对贫困的概率随年龄的增加而降低，这说明个体资本随着年龄增长持续积累提升了其获取经济收入的能力。城乡类型变量的系数在1%的统计水平上显著为负，说明居住在城镇的劳动者相比于农村发生相对贫困的概率更低，暗示着城镇个体可能拥有更多的就业机会和更高的劳动收入，城乡群体之间可能存在收入方面的不平等。健康状况是人力资本的体现，良好的健康状况有利于劳动者获取更高的经济收入。相比于私营性质企业，体制内工作单位更具稳定性，收入更有保障。家庭规模对个体的贫困状态有显著影响，说明大家庭往往会分散对个体教育或技能的人力资本投入。拥有医疗保险和养老保险的个体处于相对贫困的概率更低，这可能是提供社会保险的工作单位具有较为规范的收入体系和保障制度。

（二）不同阶段高等教育的影响效应分析

我国高等教育于2019年正式步入普及化阶段，此前为大众化阶段。为分析高等教育在大众化和普及化发展阶段对相对贫困的影响效应是否存在阶段性差异，本文以2019年这一时点为基准，在基准回归的基础上进行分样本回归，并将回归结果报告于表4。其中，模型1、模型3分别为大众化和普及化阶段高等教育对相对贫困的影响效应，模型2、模型4分别为模型1和模型3估计系数对应的边际效应。

模型1和模型3的回归结果显示，大众化和普及化阶段高等教育对相对贫困的回归系数均为0.537，且在1%的统计水平上显著；模型2和模型4的回归结果显示，高等教育在两个阶段中的回归系数分别为-0.098和-0.099。以上结果说明，大众化和普及化阶段高等教育对相对贫困的影响效应没有明显差异，即普及化阶段高等教育对帮助个体摆脱相对贫困仍具有重要影响。

表4 不同阶段高等教育对相对贫困的影响效应分析

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	OR	MU	OR	MU
高等教育	0.537*** （0.038）	-0.098*** （0.011）	0.537*** （0.055）	-0.099*** （0.016）
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6069	6069	2960	2960
Pseudo R^2	0.095	0.095	0.120	0.120

此外，为避免人为设定相对贫困的界定标准给研究结果带来偏误，以及验证前文研究结论不是特定阈值设定的结果，本文分别使用世界银行和欧盟对相对贫困的界定标准，即分别以社会平均收入的1/3和收入中位数的50%作为相对贫困线，进行稳健性检验回归。结果显示，在控制其他变量的情况下，两种认定标准下高等教育影响个体相对贫困的几率比分别为0.687和0.602，均小于1；边际效应分别为-0.039和-0.068，且均在1%的统计水平上显著①。以上结果说明无论是使用世界银行还是欧盟对相对贫困的认定标准，接受高等教育对降低个体相对贫困发生概率均有显著影响，本文的研究结论具有稳健性。

（三）内生性处理

估计高等教育对个体相对贫困的影响效应是本文的主要研究目的之一，然而研究经验表明，高等教育与个体相对贫困可能存在互为因果的内生性问题，使得估计结果有所偏误。一方面，高等教育可以影响个体的工作收入和相对贫困的状态；另一方面，个体相对贫困的状态在一定程度上体现了其获取经济收入的能力，对其接受教育的情况具有反向作用。为解决这一内生性问题并获得高等教育对个体相对贫困影响的准确估计，本文采用IVProbit模型进行估计，并借鉴郭凯明等（2015）的做法[36]，将样本个体父母平均受教育水平（平均受教育年限）作为样本个体高等教育的工具变量。

对于工具变量具体检测方式的选择，本文借鉴袁微（2018）的研究[37]，用IVProbit和Weakiv进行初始工具变量检验和弱工具识别检验。表5中IVProbit回归的第一阶段结果显示F值为117.71（大于10），且P值为0.000；Weakiv检验中AR和Wald统计量分别为6.13和6.00，且均在5%的统计水平上显著。这说明本文所选取的工具变量即父母平均受教育年限通过了工具变量的有效性检验，可进行下一步分析。

表5中IVProbit回归的第二阶段结果显示，高等教育影响个体相对贫困的边际效应为-0.294，且在5%的统计水平上显著。这一结果说明，基准回归中由于内生性问题低估了高等教育对个体相对贫困的影响效应，高等教育对相对贫困概率的降幅为29.4%。这一结果高于段义德和郭丛斌（2021）估算的14.2%[28]，而远

低于朱晓和段成荣（2016）[25]、陈纯槿和郅庭瑾（2021）[27]、贾玮等（2021）[26]的估算结果。导致这一差异的原因在于，段义德和郭丛斌（2021）[28]使用的是CHIP 2013年的调查数据，这一时期我国高等教育的普及化程度（毛入学率仅为34.5%）较低，未能充分体现其对个体相对贫困的影响效果。而朱晓和段成荣（2016）[25]、陈纯槿和郅庭瑾（2021）[27]、贾玮等（2021）[26]在实证分析中选用的高等教育参照对象为小学、初中和高中这一学历的群体，在一定程度上放大了高等教育的影响效应。

表5　高等教育对相对贫困的IVProbit回归结果

变量	IVProbit模型	
	第一阶段	第二阶段
	高等教育	相对贫困
高等教育		−0.294** （0.120）
父母平均受教育年限	0.010*** （0.001）	
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
N	9029	9029
F	117.71***	
AR	6.13**	
Wald统计量	6.00**	

注：第二阶段估计系数为平均边际效应。

（四）异质性分析

关注高等教育发展的城乡差异是推动城乡经济协同发展、实现共同富裕的重要环节，也是本文主要的研究目的之一。前文描述性统计结果表明，随着我国高等教育普及化进程的持续推进，城乡之间在高等教育比例、工作收入和相对贫困发生率方面存在明显差异。但这一差异的显著性及其成因还需要通过实证方法做进一步的检验与分析。

本文主要通过建立Logit和OLS模型，以及在模型中加入高等教育与城乡类型的交互项的方式，对以上问题进行分析，具体结果如表6所示。在进行回归分析之前，考虑到城乡间户籍迁移可能造成研究中的样本选择偏误，使得实证研究结果出现误差。因此，本文还利用CFPS数据提供的样本“农转非”的信息，对户籍进行过变更即农村迁移到城镇的个体进行识别，并将其重新归类至农村样本。表6中模型1结果显示，在以相对贫困为因变量的回归中，高等教育和高等教育与城乡类型交互项的系数均为负，且均在1%的统计水平上显著。模型2结果显示，在以工作收入为因变量的回归中，高等教育和高等教育与城乡类型交互项的系数均为正，且均在1%的统计水平上显著。以上结果表明，在我国城乡二元体制尚未消除的背景下，教育资源的“聚集效应”确实存在，这与王琳等（2020）[38]的研究结论相一致。这种“聚集效应”在一定程度上加剧了不同阶层获取优质教育资源的不平等，使得高等教育更有利于城镇群体经济地位的提升。以此为背景，城乡群体工作收入的“积累效应”进一步扩大了这一差异，形成了城乡群体在相对经济地位上的“马太效应”。

由此可见，城乡二元体制下我国高等教育未能完全打破城乡劳动力市场区域隔阂，对促进农村劳动力流动的作用有限。其中，高等教育和收入不平等是导致城乡群体存在相对贫困差异的重要因素。

表6 高等教育的城乡异质性分析结果

变量	模型1	模型2
	相对贫困	工作收入
高等教育	−0.384*** （0.093）	0.200*** （0.034）
城乡类型	−0.127 （0.084）	0.0423 （0.030）
高等教育×城乡类型	−0.375*** （0.112）	0.120*** （0.038）
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
N	9029	9029
Pseudo R^2/ R^2	0.114	0.223

五、机制分析

本文采用逐步回归法对社会资本在高等教育影响个体相对贫困过程中的中介机制进行检验。同时，借鉴现有研究的常用做法，采用KHB法将高等教育对个体相对贫困的影响分解为高等教育本身的直接效应和社会资本的间接效应，具体结果如表7所示。

表7 社会资本的中介机制检验

变量	模型1	模型2
	社会资本	相对贫困
高等教育	2.600*** （0.180）	−0.561*** （0.059）
社会资本		−0.029*** （0.004）
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
N	9029	9029
R^2/Pseudo R^2	0.148	0.109
RIT	0.119	
RID	0.136	

注：RIT为中介效应占总效应的比值；RID为中介效应占直接效应的比值。

表7中，模型1的结果显示，在对控制变量均进行控制的条件下，高等教育的系数为2.6，且在1%的统计水平上显著。这一结果说明，高等教育对个体社会资本的提升具有显著影响，印证了高等教育可能通过影响个体社会资本改善贫困状况这一路径的合理性。模型2为在对控制变量均进行控制的条件下，将社会资本纳入的回归模型，其结果显示高等教育和社会资本的系数分别为−0.561和−0.029，且均在1%的统计水平上显著。这一结果表明，社会资本在高等教育影响个体相对贫困的过程中发挥显著的中介效应，RIT的值表明高等教育通过提升社会资本改善个体相对贫困的间接效应为11.9%。综合以上分析，可见实现社会资本

的积累是高等教育帮助个体摆脱相对贫困的重要机制，通过高等教育提升个体社会资本对改善个体的贫困状况具有重要意义。

六、研究结论与建议

（一）研究结论

基于2016—2020年中国家庭追踪调查（CFPS）三期调查数据，本文首先通过构建离散选择模型（Logit模型和IVProbit模型），实证分析高等教育对相对贫困的影响效应，并探讨大众化与普及化两个不同阶段下高等教育对相对贫困影响效应的时点变化。在此基础上，对高等教育在不同城乡群体相对贫困的差异化影响及形成这一差异的成因进行分析。最后，本文对社会资本在高等教育影响个体相对贫困过程中的中介机制进行检验，并采用KHB法将高等教育对个体相对贫困的影响效应进行分解。通过研究，本文有如下发现：

第一，从教育扶贫视角来看，高等教育能显著降低个体发生相对贫困的概率，在使用工具变量法对内生性进行控制的情况下，高等教育对个体相对贫困概率的降幅为29.4%。

第二，从阶段转换视角来看，普及化阶段高等教育对个体相对贫困的影响效应与大众化阶段相比差异较小，表明普及化阶段高等教育对帮助个体摆脱相对贫困仍具有重要影响。

第三，从异质性视角来看，城乡分化背景下教育资源的“聚集效应”对扩大城乡教育不平等存在重要影响，这种影响通过工作收入的“积累效应”使得城乡群体在经济地位上存在持续性差异。换言之，我国高等教育未能完全打破城乡劳动力市场区域隔阂，对促进农村劳动力流动的作用有限。高等教育对城镇群体摆脱相对贫困的影响程度大于农村群体，其中，高等教育和收入不平等是导致城乡群体存在相对贫困差异的重要影响因素。

第四，从作用机制视角来看，社会资本在高等教育影响个体相对贫困过程中发挥显著的中介效应，高等教育通过提升社会资本改善个体相对贫困的间接效应为11.9%，通过高等教育提升个体社会资本对改善个体的贫困状况具有重要意义。

（二）研究建议

以上研究结果表明，在共同富裕背景下，提高人们的受教育水平是实现个体提升工作收入和帮助其摆脱相对贫困的一项重要举措。而通过高等教育对个体社会资本进行扩展，又是为低收入群体进行赋能，助力乡村振兴发挥教育扶贫效果的重要策略。从这个意义上来讲，高等教育普及化不仅有利于减少相对贫困人口，还有助于改善低收入群体的福利水平。综上所述，本文提出以下对策建议：

第一，加快推进高等教育普及化进程，适度扩大民办高等院校招生规模。高等教育普及化利国利民，虽然我国高等教育水平与以前相比有大幅提升，但与国外发达国家相比仍存在较大差距[39]。本文研究结论表明，普及化阶段高等教育对提升个体收入和降低相对贫困发生率仍有重要作用。后扶贫时代，扩大高等教育规模是实现相对贫困人口增收减贫的一项重要策略，具有溢出效应，同时继续扩大高等教育的覆盖面也是我国当下教育发展的必然趋势。另外，一直以来民办高等院校是我国技能型人才输出的重要组成部分，同时承接着公办高等院校人才分流的重要作用。但由于经费资金投入有限，民办高等院校招生规模维持在较低水平。因此，政府应继续推进高等教育普及化发展进程，进一步加大对民办高等院校的财政投入，扩大民办高等院校的办学规模，肯定民办高等院校的人才效力。

第二，提高农村地区中、高等教育录取比例，加强地方教育服务能力。自1999年实行大学扩招政策以来，我国高等教育毛入学率和在校大学生人数持续增加。但基于城乡二元体制尚存以及教育发展上的不均衡，农村地区的教育体系依旧薄弱，尤其是高等教育覆盖面较低[40]。同时，在现有中学分流制度和高考分省配额制度下，我国城乡高等教育比例差异仍在持续扩大[41]，本文的研究结论也对此进行了验证。因此，建议

政府出台向农村地区和低收入家庭倾斜的招生政策，进一步加大农村地区中、高等教育的招生比例，缓解城乡教育机会不平等。同时，强化农村等地方教育服务能力，为农村地区和偏远地区学子提供更多如信息传递、教育咨询等服务，积极发挥远程教育扶贫的助推效应。

第三，清除城乡就业市场制度藩篱，加大低收入群体职业培训力度。双向的城乡人口流动是推动城乡经济协同发展、实现共同富裕的重要基础。本文研究结论显示，在城乡分化背景下，教育资源的“聚集效应”和工作收入的“积累效应”使得城乡群体经济地位存在差异性，这表明我国高等教育未能完全打破城乡劳动力市场区域隔阂，对促进农村劳动力流动的作用有限。在此背景下，首先应清除城乡劳动力市场存在的制度藩篱，打破城乡劳动人口的就业壁垒，引导城乡劳动力双向流动。其次，政府应加大弱势群体职业培训和技能培训力度，提升低收入群体获取经济收入的能力。

第四，引导低收入、弱势群体社会参与，积极发挥社会资本阻贫效应。能力贫困理论表明，贫困是个体的个人能力和社会关系被双重剥夺的结果。缓解相对贫困问题不仅需要提升个人工作能力，也需要从扩展社会资本层面入手。因此，政府应积极引导低收入、弱势群体社会参与，减少其在社会网络、社会关系、社会信任以及其他社会福利层面的排斥效应。进一步强化社会信任、社会关系等社会规范，创造和培植贫困群体的社会资本，构建巩固脱贫攻坚成果和治理相对贫困的长效机制。

本文的研究尚存在不足之处，如本文主要选取已完成学业且具有工作收入的劳动个体作为研究对象，这一条件限制使得样本数据的可获得性存在不足。为保留更多的样本量和样本信息，本文主要通过建立三期截面数据而非面板数据探讨高等教育与相对贫困的关系。对于模型因遗漏变量导致的内生性偏误缺乏考量，在一定程度上影响了分析结果，这也是本文研究的一个遗憾。同时，也正是数据获取方面的局限性，使得本文在探讨大众化和普及化阶段，高等教育对相对贫困的时点差异方面解释力稍显不足。主要表现在高等教育对相对贫困的影响具有延时性和滞后性，我国高等教育2019年才迈入普及化阶段，本文选用2020年的调查数据在一定程度上较难准确反映高等教育对相对贫困的影响程度。未来研究可加强纵向研究设计，进一步明晰高等教育与相对贫困的关系，呈现不同发展阶段高等教育影响效力的时点差异。

注　释：

① 限于篇幅，稳健性检验表格未予呈现，以备留索。

参考文献：

[1] 教育部.2019年全国教育事业发展统计公报[EB/OL].[2021-03-15].http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/202005/t20200520_456751.html.

[2] 岳昌君，邱文琪.规模扩大与优质高等教育入学机会均等化[J].高等教育研究，2020(8)：22-34.

[3] RAFTERY A E，HOUT M. Maximally Maintained Inequality：Expansion，Reform，and Opportunity in Irish Education，1921-75[J]. Sociology of Education，1993，66(1)：41-62.

[4] THEODORE W.SCHULTZ. Investment in Human Capital[J].The American Economic Review，1961，51(1)：1-17.

[5] SCHULTZ，T.W.Education and Economic Growth[R].Chicago：University of Chicago Press，1961：46-88.

[6] BECKER，G.Human Capital(2rd Edition)[R].New York：Columbia University Press，1975.

[7] PAUL M. ROMER. Increasing Returns and Long-Run Growth[J].Journal of Political Economy，1986，94(5)：1002-1037.

[8] LUCAS，R. On the Mechanics of Economic Development[R].Journal of Monetary Economics，1998：3-42.

[9] RICHARD BLANDY. Marshall on Human Capital：A Note[J].Journal of Political Economy，1967，75(6)：874-875.

[10] D.KATE RUBIN，JEFFREY M. PERLOFF. Who Works for Piece Rates and Why[J].American Journal of Agricultural Economics，1993，75(4)：1036-1043.

[11] DANIEL FRIEDLANDER，DAVID H. GREENBERG，PHILIP K. ROBINS. Evaluating Government Training Programs for the Ec-

onomically Disadvantaged[J].Journal of Economic Literature，1997，35(4)：1809-1855.
[12] NICOLE M. LAWLESS，RICHARD E. LUCAS. Predictors of Regional Well-Being：A County Level Analysis[J].Social Indicators Research，2011，101(3)：341-357.
[13] 刘尧.农村知识贫困与农村高等教育[J].清华大学教育研究，2002(5)：51-56.
[14] 肖起清.教育：反社会贫困的根本策略[J].教育与经济，2004(1)：36-38.
[15] 张锦华.教育溢出、教育贫困与教育补偿——外部性视角下弱势家庭和弱势地区的教育补偿机制研究[J].教育研究，2008(7)：21-25.
[16] 肖云，赵品强.农村低保家庭子女高等教育阶段教育救助研究——基于农村反贫困视角[J].农村经济，2010(5)：126-129.
[17] 尹飞霄，罗良清.中国教育贫困测度及模拟分析：1982—2010[J].西北人口，2013(1)：30-35.
[18] 聂荣，苏剑峰.中国农村贫困动态特征及其区域差异[J].华南农业大学学报(社会科学版)，2020(5)：27-38.
[19] 赵红霞，王文凤.致贫理论视阈下高等教育阻断贫困代际传递的作用——基于CHNS2015数据库的分析[J].高等教育研究，2019(4)：49-55.
[20] 都阳.教育对贫困地区农户非农劳动供给的影响研究[J].中国人口科学，1999(6)：26-33.
[21] 高文涛，郝文武.教育对村民脱贫致富究竟有多大作用——丝路沿线国家级贫困县村民脱贫致富与受教育状况关系调查研究[J].教育与经济，2018(6)：25-32+64.
[22] 廖金萍，陈洋庚.教育质量、教育结构与农村地区减贫——基于江西11个地级市的面板数据分析[J].教育学术月刊，2021(2)：106-111.
[23] 丁小浩.对中国高等院校不同家庭收入学生群体的调查报告[J].清华大学教育研究，2000(2)：102-108.
[24] 孙春柳，张友星.大学扩招的背后——改革开放前后高等教育对我国社会分层的影响[J].清华大学教育研究，2002(1)：97-101.
[25] 朱晓，段成荣."生存-发展-风险"视角下离土又离乡农民工贫困状况研究[J].人口研究，2016(3)：30-44.
[26] 贾玮，黄春杰，孙百才.教育能够缓解农村相对贫困吗？——基于农村家庭多维相对贫困的测量和实证分析[J].教育与经济，2021(5)：11-19.
[27] 陈纯槿，郅庭瑾.教育能缓解城市流动人口相对贫困吗——基于中国五大城市群的经验证据[J].教育研究，2021(4)：139-152.
[28] 段义德，郭丛斌.高等教育阻断农村相对贫困代际传递的效应研究[J].中国高教研究，2021(2)：50-56.
[29] 赵红霞，许倩文.多维视角下教育阻隔相对贫困的效应研究——基于A-F多维贫困测度法的实证分析[J].教育发展研究，2021(21)：26-33.
[30] 陈宗胜，黄云.中国相对贫困治理及其对策研究[J].当代经济科学，2021(5)：1-19.
[31] 汪晨，万广华，吴万宗.中国减贫战略转型及其面临的挑战[J].中国工业经济，2020(1)：5-23.
[32] 刘洪，张想想.相对贫困：内涵特征、多维困境与研究展望[J].世界农业，2022(6)：66-76.
[33] 莫玮俏，叶兵."适度"信任水平与经济收入增长[J].劳动经济研究，2021(5)：121-144.
[34] BARON R.M.，KENNY D.A.The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research：Conceptual，Strategic，and Statistical Considerations.[J].Journal of Personality and Social Psychology，1986，51(6)：1173-1182.
[35] 温忠麟，张雷，侯杰泰，刘红云.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报，2004(5)：614-620.
[36] 郭凯明，颜色.劳动力市场性别不平等与反歧视政策研究[J].经济研究，2015(7)：42-56.
[37] 袁微.二值选择模型内生性检验方法、步骤及Stata应用[J].统计与决策，2018(6)：15-20.
[38] 王琳，宋博，刘华.高校扩招对农村地区高等教育机会获得的影响研究——基于断点回归的实证检验[J].重庆高教研究，2020(1)：27-36.
[39] 刘宁宁，吴克明.高校扩招对优质高等教育入学机会的影响——基于地区和阶层双维度的考察[J].现代大学教育，2021(6)：83-91.
[40] 蓝勇福.西部高等教育振兴助力共同富裕的实证研究[J].重庆高教研究，2023(1)：77-88.
[41] 李立国，赵阔，杜帆.经济增长视角下的高等教育层次结构变化[J].教育研究，2022(2)：138-149.

（责任编辑：何　飞）