

# 教育对欠发达地区脱贫群体 生计可持续的影响研究

## ——基于货币效应与非货币效应的分析

孙 晗 霖<sup>1,3</sup>, 王 倩 茹<sup>1</sup>, 刘 新 智<sup>2,3</sup>

(1. 西南大学 国家治理学院, 重庆 400715; 2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715;

3. 中国西部非公经济发展与扶贫反哺协同创新中心, 重庆 400715)

**摘 要:**教育作为脱贫巩固的治本之策,也是实现乡村振兴的根本动力,在增产增收、阻隔贫困代际传递过程中发挥着重要作用,但各类教育对于欠发达地区各收入层级脱贫群体的生计稳定作用还未得到证实。为进一步巩固拓展脱贫成果,探索中国减贫战略前瞻,基于已有教育减贫研究,采用工具变量法、分位数回归、逻辑回归方法,从货币效应和非货币效应角度探讨教育对增加脱贫家庭生计来源以及降低其生计风险的贡献。实证结果表明,教育对拓展脱贫户生计来源具有十分积极的作用,其中,高等教育、继续教育对所有收入层次的脱贫户家庭增收均具有正向作用,初中教育、高中教育和职业教育对较低收入水平的脱贫户家庭的生计贡献更为显著;受教育程度提高可抵消年龄增长对生计稳定的负面影响,并使得脱贫户从事风险预防活动和使用卫生设施的倾向性显著增加,进而降低生计脆弱性。这将为我国后 2020 时代减贫战略的制定和实施提供理论借鉴。

**关键词:**教育;脱贫户;可持续生计;货币效应;非货币效应

**中图分类号:**F323.8;G521 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2021)06-0051-13

## 一、问题提出

反贫困是世界永恒的主题。改革开放 40 余年,中国开启了人类历史上最为波澜壮阔的减贫进程,走出了一条具有中国特色的减贫道路,使得 8 亿多人口摆脱了贫困。2021 年 7 月 1 日,习近平总书记在庆祝中国共产党成立 100 周年大会上明确指出“我们实现了第一个百年奋斗目标,在中华大地上全面建成了小康社会,历史性地解决了绝对贫困问题,正在意气风发向着全面建成社会主义现代化强国的第二个百年奋斗目标迈进”<sup>[1]</sup>。但与此同时应当认识到,当前中国发展不平衡不充分的问题仍然突出,脱贫群体返贫风险依然严峻<sup>[2]</sup>,巩固拓展脱贫攻坚成果的任务依然艰巨,在政策逐渐脱钩后如何保障脱贫户依靠自身条件实现稳定生计和可持续发展已成为后

收稿日期:2021-05-25

作者简介:孙晗霖,西南大学国家治理学院,副教授。

通讯作者:刘新智,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

**基金项目:**国家社会科学基金青年项目“西南民族地区返贫致贫风险防范与常态化帮扶机制研究”(21CSH040),项目负责人:孙晗霖;重庆市教委人文社会科学研究项目,项目负责人:孙晗霖;中央高校基本科研业务费专项资金(博士启动)项目“西部地区返贫致贫监测预警与动态帮扶机制研究”(SWU2109540),项目负责人:孙晗霖。

2020 时期的焦点问题<sup>[3]</sup>。为此,习近平总书记多次强调“脱贫攻坚一定要扭住精准,更加注重教育脱贫,更加注重提高脱贫效果的可持续性”,完成 2020 年战略目标只是扶贫工作的阶段性目标,中国的扶贫任务远没有结束,要真正实现“真扶贫、长久脱贫”,必须建立有内生动力、有活力,能够让贫困人口自己劳动致富的长效机制,注重贫困群众的后续发展<sup>[4]</sup>。

治贫先治愚,扶贫先扶志,教育扶贫作为摆脱贫困的治本之策,是造血式扶贫开发的核心任务,也是阻断贫困代际传递的重要途径,其基础性和生产性作用已得到国内外学者的广泛论证<sup>[5-6]</sup>。随着我国教育脱贫巩固投入力度的持续加大,我们不禁要问各类型教育对脱贫户可持续生计影响程度如何,不同收入层次的脱贫户群众的教育回报是否有所差异?在何阶段加大教育投资力度才可使得教育脱贫产出最大化,切实提高脱贫户生计的可持续性和稳定性?对于上述问题的探索,有助于揭示现阶段各类型教育助力脱贫巩固的实际效果和侧重点,为接续推进巩固拓展脱贫成果、实现高质量可持续脱贫提供参考借鉴。而当前,鲜有针对上述问题的研究。基于以上背景,本文以脱贫群体为研究对象,探讨各类型教育对于提高脱贫群众生计来源以及降低其生计风险的货币效应和非货币效应,以期在一定程度上弥补当前研究不足,助力巩固拓展脱贫攻坚成果,阻断反复扶贫与阶段性扶贫,为各级政府政策制定提供参考。

## 二、文献回顾与理论框架

### (一)文献回顾

可持续生计理念(Sustainable Livelihood,简称 SL)是由世界环境与发展委员会(1987 年)首先提出的,认为可持续生计就是人们为了满足生活的基本需要,必须保证对财产和资源的拥有量以及收入活动的保障,并且在谋生阶段要储备足够的生活必需品和现金,以保障将来优质的生活,让生活得以继续。Chambers 和 Conway<sup>[7]</sup>从综合性角度定义了家庭层面的可持续生计,认为“生计包括能力,资产以及生活所需要的活动;生计是可持续的,可以应对压力和从冲击中恢复过来,维持或提高其能力和资产,并为下一代提供可持续的生计机会,并为其他生计带来长期和短期净收益”。《哥本哈根宣言》进一步强调了可持续生计对于减贫政策和发展计划的重要意义,将可持续生计表述为只有让所有的人自由地择业或者工作,并且在这个过程中获得稳定的收入,让生活得以继续,即生计可持续。Scoones<sup>[8]</sup>将生计定义为资产以及获取资产的活动及其所需要的各种能力的组合,它具有应对外来风险和冲击或者应对自然灾害的能力,即使受到冲击也会很容易恢复过来,又不对自然资源基础造成破坏,并且能够维持或提升资产的拥有量,这种生计方式就是具有可持续性的。DFID<sup>[9]</sup>强调生计结构和过程的转变是实现可持续生计的重要途径,认为人们要获得积极生计成果,必须有不同类型的资本(包括物质、自然、金融、社会、人力资本),这五类生计资本被认为是个人或家庭生活水平的支撑<sup>[10]</sup>。

大量研究表明,贫困往往与教育水平滞后相关联,低水平的人力资本存量是导致贫困人口脱贫能力较弱、生计无法持续的最重要因素<sup>[11-13]</sup>。通过教育增加贫困人口知识、技能、经验和信息,被认为是人力资本积累的最直接有效途径,有助于提高劳动力素质,激发内生潜力,增加收入<sup>[14]</sup>,从而消除贫困<sup>[15]</sup>。教育对于可持续生计的保障作用体现在以下几方面:首先,教育可直接扩容个体知识存量,从而提升自身职场竞争力和发展潜力,获取较好的就业机会,为自身带来更高的报酬回报,是增加金融资本存量的直接办法<sup>[16-17]</sup>。其次,教育所积累的人力资本有助于树立信心,减少社会排斥,提高社会融入和适应能力,缓解弱势群体所遭受的政治、经济、社会、文化、福利等多重不利境遇,阻断贫困代际传递和恶性循环<sup>[18-19]</sup>。此外,教育所带来的劳动技能的提升可与物质资本形成“资本-技能互补性”<sup>[20-22]</sup>,克服物质资本的边际报酬递减,从而实现人力资本与物质资本的共同积累<sup>[23]</sup>。此外,受教育程度的个体差异能够显著影响自然资本利用率<sup>[24]</sup>。农

户作为农业生产经营的基本单位,承担着接受和使用农业科技的任务,文化科技素质较高的农民具有较强的科技意识和学习能力,容易接受新知识、新方法、新技术,能够掌握现代化生产工具的操作技术、及时捕捉市场信息,是农业技术推广的受益者<sup>[25]</sup>,能够有效增加农业产出,有利于土地利用效率的提高<sup>[26]</sup>。最后,父母受教育水平以及对子女的教育投资能实现收益的代际转移<sup>[27]</sup>,其收益主要表现为子女生计资本存量优化,收入增加,就业机会增加,信息渠道增多,社会地位提升,健康状况改善,劳动力素质提高,既体现为社会的水平流动,也体现为社会的垂直流动,最终实现子女及整个家庭的生计可持续,从源头遏制贫困代际传递。

上述国内外文献梳理表明,现有研究已认识到教育对于增收减贫和可持续生计的重要作用,但仍存在以下不足:其一,在研究视角上,现有研究大多基于综合教育或某一类教育而展开,同时关注各阶段教育并从货币效应和非货币效应两方面讨论教育对于可持续性生计影响的研究并不多见;其二,在研究对象上,现有研究主要着眼于贫困人口的生计状况,而对于已经脱贫群体的可持续生计研究仍处于空白。基于此,本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)、分位数回归方法(Quantile Regression)和 Logit 回归方法,构建货币模型和非货币模型,探讨各类型教育对脱贫户可持续生计的影响。

## (二)理论分析框架

### 1. 教育对于可持续生计的货币效应

基于“收入贫困”定义,可持续生计的最直观表现为个人或家庭的总收入能够维持基本的生存活动需求。因此,作为家庭重要的生计来源,收入对于脱贫户家庭整体生计的稳定性具有十分重要的意义<sup>[28]</sup>。教育对于可持续生计的货币效应表现为收入的增加,其促进作用可通过直接和间接两种方式进行。直接增值即通过教育提升个体综合素质和知识技能,从而推动人力资本存量的自主积累,提升劳动生产率,拓宽稳定就业渠道,发挥自身主体价值,激发其内在造血潜力,有效促进收入增加,进而改善生计条件,生计条件的改善会进一步加大人力资本的投资,带动人力资本的更新和优化,形成收入增长良性循环。间接增值即通过人力资本对其他生计资本进行优化配置,以实现家庭整体收入的增加。人力资本对其他形式的资本具有支配和推动作用,高人力资本者更容易获取到新的社会资源、联系到更高地位的网络成员并扩大自己的网络范围,提高社会交往的深度与广度,深化所拥有的社会关系网络,增加社会资本积累量<sup>[29]</sup>。社会资本拥有保障支持功能,其“资源俘获效应”有助于人力资本和物质资本的创造、积累与提升,调高人力资本的回报收益率,而人力资本是改善生计脆弱性、促进减贫增收、提高生计资本转换率的重要催化剂,二者合力促使资本之间的组合不断优化,使潜在的经济资源转变为现实的生产力,实现资本转化和资本增值,从而影响脱贫户经济地位以及家庭收入<sup>[30]</sup>。

### 2. 教育对于可持续生计的非货币效应

可持续生计的实现不仅有赖于稳定的生计来源,更需要提高自我保护生计的能力<sup>[31]</sup>,减少生计脆弱性,以抵御各种生计风险冲击。脆弱性是贫困的重要特征之一,也是返贫的重要原因之一<sup>[32]</sup>,贫困的风险脆弱性主要体现在两个方面,其一,缺乏避免遭受风险冲击以及抵御风险冲击的能力;其二,缺乏从不良冲击影响中恢复的能力<sup>[33]</sup>。近几年,尽管我国脱贫攻坚持续纵向推进,基础设施和公共服务体系逐步建立完善,但由于农户传统生活习惯、思维方式的陈旧落后,农户脆弱性程度较高<sup>[34]</sup>,抵御风险能力较弱。相比于自然灾害风险,“因病致贫、因病返贫”的比例逐年攀升,由 2013 年的占比 42.2% 提高至 2015 年的 44.1%,近 2 000 万人口因病返贫,健康资本的缺失已成为我国农村地区致贫返贫的首要因素<sup>[35]</sup>。在当前因病致贫、因病返贫的 1 200 多万家庭中,患大病、重病的约有 330 万人,患长期慢性病的约有 400 万人,其中 15~59 岁劳动年龄段的患者占 41%。上述家庭中,33% 是由于疾病影响劳动力导致贫困,12% 是由于“灾难性医疗

支出”或大额医疗费用导致了贫困发生。

因此,本文认为教育对于可持续生计的保障作用不仅反映在收入的增加,也体现为个体思想观念的转变,培养健康的生活方式和卫生环境,购买健康保险,进行健康投资和疾病预防,从而减少疾病风险和大病支出<sup>[36]</sup>。进行健康人力资本投资的直接收益是获得健康,而健康是其他各种资本获取的重要前提和基础保障,健康劳动力是维持并提高家庭生计的重要支柱,“疾病”时间的减少和生命的延长能提供更多的工作时间,更健康的身体和旺盛的精力使得每个工时的产出增长,增加了向其他形式资本投资的经济刺激,从而人力资本积累产生正向的外部效应。

### 三、方法选择与模型构建

#### (一)货币模型构建

一般来说,在常规的线性回归模型中,着重考察的只是自变量  $x$  对因变量  $y$  条件期望的边际影响  $E(y|x)$ ,但其分解得出的结果只能描述平均的概念,若条件分布不对称,则条件期望  $E(y|x)$  无法准确反映条件分布全貌。此外,传统的均值回归由于最小化的目标函数为残差平方和  $\sum_{i=1}^n e_i^2$ ,因而极易受到极端值的影响。在现实情况下,决策者更关心的是政策的“分配影响”,即自变量  $x$  对整个条件分布的影响,而平均估算可能会掩盖其中关键的异质性<sup>[37]</sup>。为此,Koenker 和 Bassett 提出分位数回归方法(Quantile Regression,简称 QR),使用残差绝对值的加权平均  $\sum_{i=1}^n |e_i|$  作为最小化目标函数。该方法基于因变量的条件分布拟合自变量的线性函数,当分位数取值 0—1 时可得到所有因变量在自变量上的条件分布轨迹,是在对一个数据集合中分布在不同位置数据点进行研究时的良好选择。综上,本文采取分位数回归方法研究教育对于可持续生计的影响。

教育回报可以反映出不同教育程度人群的相对稀缺程度,基于经典的明瑟收入决定函数,本文货币模型扩展了与个人家庭特征有关的其他因素。由于教育所带来的收益并不仅仅体现在劳动收入上,因此本文选用家庭整体收入来体现家庭生计状况。本研究采取的半对数货币模型为:

$$\ln Y_i = f(S_i, X_i, Z_i) + u_i \quad (1)$$

其中,  $\ln Y_i$  是家庭人均收入的对数,  $S$  为户主受教育年数,  $X$  是户主  $i$  的特征向量,  $Z_i$  是家庭特征向量,  $u$  是随机误差项。方程(1)可从户主受教育年限整体水平(如方程 2 所示)和分项教育(小学、初中、高中、大专及以上、职业教育、就业培训)回报率(如方程 3 所示)两方面估算教育对生计(家庭收入)的影响,为了克服脱贫户的异质性影响,设置户主特征变量为:

$$\ln THAI_i = \beta_0 + \beta_1 School_i + \beta_2 Age_i + \beta_3 Age_i^2 + \beta_4 Female_i + \beta_5 Children_i + \beta_6 Rural_i + u_{1i} \quad (2)$$

$$\ln THAI_i = \alpha_0 + \alpha_1 PRIM + \alpha_2 JHS + \alpha_3 SHS + \alpha_4 TER + \alpha_5 CEDU + \alpha_6 TRA + \alpha_7 Age_i + \alpha_8 Age_i^2 + \alpha_9 Female_i + \alpha_{10} Children_i + \alpha_{11} Rural_i + u_{2i} \quad (3)$$

其中,  $\ln THAI$  是家庭年人均收入的对数,  $School$  是户主受教育年数,  $Age$  是户主的年龄,  $Age^2$  为户主年龄平方,  $Female$  代表户主为女性,  $Children$  即家庭拥有的 15 岁以下儿童数量,  $Rural$  为到中心城镇便捷程度较低家庭,  $PRIM$  为具有小学教育的户主,  $JHS$  为拥有初中教育水平,  $SHS$  为高中教育,  $TER$  为高等教育(大专及以上),  $CEDU$  为高等职业教育,  $TRA$  为就业指导和培训,  $u$  为随机误差项,  $i = 1, 2, \dots, N$ 。

为了避免潜在的偏误,方程(2)和(3)中因变量  $\ln THAI$  是脱贫户家庭整体收入,而不是 Mincer 工资函数中的个人工资。此外,受教育程度对收入的影响可能还受到家庭背景、个人能力等因素作用,父母教育及职业会对子女社会获得产生显著影响,低收入家庭的资源匮乏会使得子女无法获得足以跳出贫困陷阱的人力资本,贫困的代际传递由此形成。除了家庭、社区特征外,还要考虑适当的变量来识别未观察到因素的影响,以免测量误差。除能力问题外,个体所选

择的受教育年限可能与其预期的收入有关。较高收入者为了提高自身的竞争力往往更倾向于教育投资,教育投资所积累的人力资本又进一步提高了个体人力资本存量和薪资待遇,这种双向因果关系与普通最小二乘法的要求相违背,在此情况下,普通的最小二乘法(OLS)教育系数将是真实收益的向下偏差估计。为此,本文将采用工具变量法(IV),工具变量法的核心思想是在回归方程中加入一个与因变量、随机误差项无关而和自变量有关的变量来解决内生性问题,一般通过两阶段最小二乘法(2SLS)来实现,该模型可以表示为:

$$x_{es} = \omega \alpha_s + x_{us}, s = 1, \dots, S \quad (4)$$

$$\hat{x}_{es} = r_s(\omega \hat{\alpha}_s), s = 1, \dots, S \quad (5)$$

$$y = x_e \beta_e + x_o \beta_o + x_u \beta_u + e^{2SLS} \quad (6)$$

其中,  $x_e, x_o, x_u$  分别为内生变量、外生变量和不可观测变量,  $e$  为随机误差项,  $\omega = [x_o \quad \omega^+]$ ,  $\omega^+ = [\omega_1^+, \dots, \omega_s^+]$  为工具变量。

考虑到户主年幼时父母受教育程度和其身心不足对教育的影响,本文将户主年幼时父母最高受教育程度( $YP$ )、残疾变量( $Disable$ )<sup>[38]</sup>作为工具变量。首先,户主年幼时父母最高受教育程度( $YP$ )可反映家庭因素对受教育程度的作用。人力资本存量偏低的家庭由于教育支付能力不足会导致女子教育机会少,综合素质不高,缺乏足够的就业竞争力,造成收入偏低和生计动荡,形成贫困恶性循环和代际传递。其次,残疾变量( $Disable$ )可用以捕捉由于其自身能力不足对户主受教育程度的影响。相比正常群体,残疾人更缺乏就业和教育机会,从而更有可能处于反复贫困状态:

$$\begin{aligned} School_i = & \delta_0 + \delta_1 YP_i + \delta_2 Disable_i + \delta_3 Age_i + \delta_4 Age_i^2 + \delta_5 Female_i \\ & + \delta_6 Children_i + \delta_7 Rural_i + e_i \end{aligned} \quad (7)$$

## (二)非货币模型

教育对脱贫户生计的影响超出了货币性范畴,它增加了保障可持续生计所需的基本需求的可能性(如健康、住房、饮用水、卫生及服务)<sup>[5]</sup>,随着教育水平的提高,脱贫户的行为决策也发生了改变,从而降低了脱贫户再度贫困的可能性。本文通过构建两类非货币模型,分析教育通过非货币渠道对生计稳定的影响。第一个假设检验教育是否对人们从事预防保健决策有积极的影响。第二个假设检验是否拥有高等教育的户主为家庭提供了更好的卫生条件(如冲水厕所等)。

$$P_{ij} = f(E_i, y_i, X_i) i = 1 \dots N \quad (8)$$

其中  $P$  是家庭  $i$  达到基本需求  $j$  的概率,  $E$  是家庭  $i$  的教育变量矢量,  $y$  是家庭  $i$  的人均收入,  $X$  是户主  $i$  的特征向量。

基于不同教育水平于对户主提高生活条件的可能性,方程(9)–(11)包括疾病预防( $Hlth-PVTi$ )和卫生设施( $Sanitation$ )的因变量。本文采用 logistic 回归进行估计。

$$HlthPVT_i = b_0 + b_1 School_i + b_2 \ln THAI_i + b_3 Age_i + b_4 Female_i + b_5 Rural_i + v_{1i} \quad (9)$$

$$Sanitation_i = c_0 + c_1 School_i + c_2 \ln THAI_i + c_3 Age_i + c_4 Female_i + c_5 Rural_i + v_{2i} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} Sanitation_i = & d_0 + d_1 PRIM_i + d_2 JHS_i + d_3 SHS_i + d_4 TER_i + d_5 CEDU_i + d_6 TRA_i \\ & + d_7 \ln THAI_i + d_8 Age_i + d_9 Female_i + d_{10} Rural_i + v_{3i} \end{aligned} \quad (11)$$

其中,  $HlthHPVT$  代表家庭是否从事疾病预防活动,即购买商业医疗保险,  $Sanitation$  捕捉家庭是否选择更好的卫生设施(拥有冲水厕所)。  $\ln THAI$  是家庭人均年收入的対数,  $School$  是户主受教育年限,  $Age$  是户主的年龄,  $Female$  是代表女性户主的虚拟变量,  $Children$  即家庭拥有的 15 岁以下儿童数量,  $Rural$  为到中心城镇便捷程度较低家庭,  $PRIM$  为具有初等教育的户主,  $JHS$  为初中教育户主,  $SHS$  为高中教育户主,  $TER$  为具有高等教育户主,  $CEDU$  为高等职业教育户主,  $TRA$  为接受了就业指导与培训户主,  $V_{1i}, V_{2i}, V_{3i}$  为随机误差项,  $i$  为户主,  $i = 1, 2, 3, \dots, N$ 。

健康预防和卫生设施因变量估算如下：

$$L_i^{HlthPVT} = \ln \left[ \frac{P_i^{HlthPVT}}{1 - P_i^{HlthPVT}} \right] = Z_i^{HlthPVT} \quad L_i^{Sanitation} = \ln \left[ \frac{P_i^{Sanitation}}{1 - P_i^{Sanitation}} \right] = Z_i^{Sanitation} \quad (12)$$

其中,  $L^{HlthPVT}$  是参与疾病预防的可能性,  $L^{Sanitation}$  代表家庭使用卫生设施的可能性;  $P/(1-P)$  为比值比;  $\ln [P/(1-P)]$  是  $P/(1-P)$  的自然对数,  $P$  值介于 0 到 1 之间,  $Z \in (-\infty, +\infty)$ ,  $LogitL \in (-\infty, +\infty)$ 。

四、数据来源及统计性描述

本文数据依托于国家社科重点项目及中央高校基金项目于 2016—2017 年间在六盘山区、秦巴山区、武陵山区、乌蒙山区、滇桂黔石漠化区、滇西边境山区、燕山太行山区、四川藏区、罗霄山区在内的中国九大连片特困地区 27 个贫困区县 134 个行政村分三次进行的入户调查。本文访谈对象聚焦于政府认定并登记在册的已退出建档立卡序列的脱贫户, 所有数据均以面对面访谈和问卷形式获取, 访谈时间人均 1.5 小时, 共收回有效问卷 2 660 份。受访者中, 男性占 77.6%, 女性占 22.4%。从年龄分布来看, 30 岁以下受访者占比为 1.9%, 31~40 岁受访者占比 4.2%, 41~50 岁受访者占比 39.2%, 51~60 岁受访者占比为 24.0%, 61~70 年龄段受访者占比 21%, 71 岁以上受访者约占总人数的 9.7%。变量描述及说明如表 1 所示。

表 1 变量描述及说明

| 变量  | 指标                     | 指标定义及取值                                           | obs   | Mean        | Std.Dev.    | Min       | Max         |
|-----|------------------------|---------------------------------------------------|-------|-------------|-------------|-----------|-------------|
| 因变量 | <i>lnTHAI</i>          | 家庭人均总收入自然对数                                       | 2 660 | 8,296 0     | 0,319 0     | 7,313 0   | 9,741 0     |
|     | <i>School</i>          | 户主受教育年数                                           | 2 660 | 5,670 0     | 3,362 0     | 0,000 0   | 15,000 0    |
|     | <i>HlthPVT</i>         | 家庭成员是否均购买商业医疗保险<br>(是=1, 否=0)                     | 2 660 | 0,240 0     | 0,425 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>Sanitation</i>      | 家庭是否拥有卫生设施(是=1, 否=0)                              | 2 660 | 0,480 0     | 0,500 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>Age</i>             | 户主年龄                                              | 2 660 | 54,810 0    | 11,619 0    | 21,000 0  | 93,000 0    |
| 自变量 | <i>Age<sup>2</sup></i> | 户主年龄的平方                                           | 2 660 | 3 138,950 0 | 1 332,802 0 | 441,000 0 | 8 649,000 0 |
|     | <i>Female</i>          | 户主是否为女性(是=1, 否=0)                                 | 2 660 | 0,090 0     | 0,292 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>Children</i>        | 15 岁以下儿童数                                         | 2 660 | 0,610 0     | 0,814 0     | 0,000 0   | 4,000 0     |
|     | <i>Rural</i>           | 家庭所在地距离中心城镇是否偏远<br>(是=1, 否=0)                     | 2 660 | 0,290 0     | 0,456 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>PRIM</i>            | 户主是否为小学教育程度(是=1, 否=0)                             | 2 660 | 0,430 0     | 0,496 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>JHS</i>             | 户主是否为初中教育程度(是=1, 否=0)                             | 2 660 | 0,310 0     | 0,465 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>SHS</i>             | 户主是否为高中教育程度(是=1, 否=0)                             | 2 660 | 0,050 0     | 0,215 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>TER</i>             | 户主是否为高等教育程度(是=1, 否=0)                             | 2 660 | 0,010 0     | 0,113 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>CEDU</i>            | 户主是否为高等职业教育水平(是=1, 否=0)                           | 2 660 | 0,060 0     | 0,241 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>TRA</i>             | 户主是否接受就业指导及培训(是=1, 否=0)                           | 2 660 | 0,460 0     | 0,499 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |
|     | <i>PY</i>              | 年幼时父母最高受教育程度<br>(1=小学, 2=初中, 3=高中, 4=高职, 5=大专及以上) | 2 660 | 2,604 0     | 0,815 0     | 1,000 0   | 5,000 0     |
|     | <i>Disable</i>         | 户主是否残疾(是=1, 否=0)                                  | 2 660 | 0,280 0     | 0,452 0     | 0,000 0   | 1,000 0     |

五、实证分析

(一)教育对脱贫户可持续生计的货币效应

在使用工具变量前需对工具变量的有效性进行检验, 为此使用 Stata14.0 软件进行过度识别检验, 由于  $\text{Score Chi2}(1) = 0.0137\ 8$  小于  $P(P = 0.970\ 4)$ , 故接受原假设, 认为 (YP, Disable) 外生, 与扰动项不相关。进而考察工具变量与内生变量的相关性, 在内生假设下, 根据“弱工具变量”的判定规则, 若第一阶段 F 统计量  $> 10$ , 则不必担心若工具变量问题。如表 2 所示, 本文 F 统

计量为 24.837 9(超过 10),且 F 统计量 P 值为 0.000<sup>①</sup>。虽然 2SLS 是一致的,但是有偏的,故使用 2SLS 会带来“显著性水平扭曲”(Size Distortion),且该扭曲会随着弱工具变量而增大。若在结构方程中对内生解释变量的显著性进行“名义显著水平”(Nominal Size)为 5%的 Wald 检验,假设可以接受“真实显著性水平”(True Size)不超过 15%,则可以拒绝“弱工具变量”的原假设,因为最小特征值统计量为 34.877 3,大于对应的临界值 11.59。综上,我们有理由相信不存在弱工具变量。

表 2 弱工具变量检验

| First-stage regression summary statistics |                      |                |                              |          |           |
|-------------------------------------------|----------------------|----------------|------------------------------|----------|-----------|
| Variable                                  | R-sq.                | Adjusted R-sq. | Partial R-sq.                | Robust F | Prob>F    |
| School                                    | 0.325 1              | 0.309 4        | 0.188 1                      | 24.837 9 | 0.000 0   |
| Shea's partial R-squared                  |                      |                |                              |          |           |
| Variable                                  | Shea's Partial R-sq. |                | Shea's Adj. Partial R-sq.    |          |           |
| School                                    | 0.188 1              |                | 0.172 0                      |          |           |
| Minimum eigenvalue statistic = 34.877 3   |                      |                |                              |          |           |
| Critical Values                           |                      |                | # of endogenous regressors:1 |          |           |
| Ho:Instruments are weak                   |                      |                | # of excluded instruments:2  |          |           |
| 2SLS relative bias                        |                      |                | 5%                           | 10%      | 20% 30%   |
|                                           |                      |                | (not available)              |          |           |
|                                           |                      |                | 10%                          | 15%      | 20% 25%   |
| 2SLS Size of nominal 5% Wald test         |                      |                | 19.93                        | 11.59    | 8.75 7.25 |
| LIML Size of nominal 5% Wald test         |                      |                | 8.68                         | 5.33     | 4.42 3.92 |

使用工具变量法的前提是存在内生解释变量,为此需进行 Hausman 检验,检验结果显示 Prob>Chi2=0.049 8,在 5%的显著性水平上拒绝“所有解释变量均为外生”原假设,即认为 school 为内生变量。由于传统的 Hausman 检验在异方差情形下不成立,故进行异方差稳健的 DWH 检验,检验结果 P 值为 0.048 9,(小于 0.05),故可认为 School 为内生解释变量。最后进行稳健的内生性检验,统计量为 3.412,P 值为 0.051 7,接近于 Wu-Hausman F 检验结果,故可认为通过稳健性检验。

表 3 教育对收入的货币效应

| 变量               | IV(方程 2)     |         | OLS(方程 7)   |         |
|------------------|--------------|---------|-------------|---------|
|                  | 2SLS         | 标准差     | OLS         | 标准差     |
| School           | 0.035 1***   | 0.031 4 |             |         |
| Age              | 0.032 9**    | 0.000 3 | 0.032 2**   | 0.032 8 |
| Age <sup>2</sup> | -0.000 3**   | 0.000 1 | -0.001 8**  | 0.000 8 |
| Female           | -0.226 4***  | 0.043 4 | -1.286 7*** | 0.217 9 |
| Children         | -0.011 0***  | 0.057 6 | -2.125 7*   | 0.171 2 |
| Rural            | -0.388 4***  | 0.029 5 | -1.146 0**  | 0.163 5 |
| YP               |              |         | 5.513 7***  | 0.338 8 |
| Disable          |              |         | -2.141 8*** | 0.168 9 |
| Constant         | 8.148 8***   | 0.443 6 | 15.357 4*** | 0.823 4 |
| R-Square         | 0.447 2      |         | 0.369 4     |         |
| F-Statistic      | 133.880 0*** |         | 95.450 0*** |         |
| Observation      | 2 660        |         | 2 660       |         |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著

估计的 2SLS 货币模型结果显示了脱贫户收入与其教育之间的关系,如表 3 所示,脱贫户户主的受教育年限(School)每增加 1 年,就可增加 3.51%左右的家庭收入。年龄(Age)的增长对家

① 此检验的原假设为工具变量(YP,Disable)在第一阶段回归中系数均为 0。

庭收入提高具有显著的积极影响,而年龄平方( $Age^2$ )则表现为抑制作用,反映出年龄对家庭收入影响的倒“U”形作用曲线,即在早期随着户主年龄增长,生计资本加速积累,有助于家庭收入的提高和生计的改善,而后期年龄增长所引致的健康人力资本加速折旧,学习能力和对新事物的接受能力逐步减弱,体现为就业竞争力的下降和思维观念陈旧,从而导致家庭整体收入的缩减。与男性户主相比,女性户主(*Female*)自身客观条件和家庭原因导致在就业选择等方面存在一定的劣势,不利于家庭整体收入的提高;考虑到15岁以下的未成年人(*Children*)并不具备劳动能力,其数量的增加会导致家庭抚养负担的加重和教育开销的增加,儿童数量每增加1个单位会使得家庭人均收入降低1.1个百分点。外部环境对于家庭生计影响显著,偏远地区(*Rural*)基础性保障缺失,产业发展滞后,不利的就业环境和发展条件对家庭收入的增加具有明显的抑制作用。方程(7)表明两个工具变量在常规水平上具有统计显著性。年幼时的父母受教育程度(*YP*)和自身残疾(*Disable*)是脱贫户受教育年限的重要影响因素,其中父母受教育水平与子女受教育状况具有高度正相关关系,父母受教育程度每提高1个单位会使得子女教育年限提高5.5137,反映出父母受教育水平对其子女人力资本的优化积累能够产生直接推动作用,这在一定程度上证实了人力资本的代际传递。此外,由于先天原因导致的自身能力缺陷(*Disable*)会使得这部分群体无法拥有正常的学习机会,在就业选择时也面临较大的局限性,从而更有可能陷入反复贫困状态。

表4 教育水平的收入分位数回归

| 变量              | q10                      | q25                      | q50                      | q75                      | q90                      |
|-----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>School</i>   | 0.034 0***<br>(0.003 5)  | 0.034 7***<br>(0.002 4)  | 0.035 5***<br>(0.002 8)  | 0.034 8***<br>(0.002 2)  | 0.034 4***<br>(0.003 2)  |
| <i>Age</i>      | 0.049 4*<br>(0.008 6)    | 0.056 3**<br>(0.006 3)   | 0.033 7***<br>(0.004 9)  | 0.032 8***<br>(0.006 1)  | 0.024 0*<br>(0.008 3)    |
| $Age^2$         | -0.000 4**<br>(0.000 2)  | -0.000 3**<br>(0.000 1)  | -0.000 2*<br>(0.000 1)   | -0.000 2*<br>(0.000 1)   | -0.000 1*<br>(0.000 1)   |
| <i>Female</i>   | -0.331 7***<br>(0.061 6) | -0.267 7***<br>(0.045 0) | -0.212 5***<br>(0.041 0) | 0.109 3***<br>(0.036 2)  | 0.177 3***<br>(0.045 7)  |
| <i>Children</i> | -0.120 4***<br>(0.034 6) | -0.099 0***<br>(0.024 9) | -0.134 3***<br>(0.030 3) | -0.113 8**<br>(0.029 7)  | -0.010 0**<br>(0.037 0)  |
| <i>Rural</i>    | -0.398 3***<br>(0.035 3) | -0.381 1***<br>(0.023 4) | -0.361 2***<br>(0.030 0) | -0.389 5***<br>(0.028 1) | -0.378 2***<br>(0.038 3) |
| <i>Constant</i> | 7.083 6***<br>(0.205 4)  | 7.649 1***<br>(0.146 0)  | 8.120 7***<br>(0.134 8)  | 8.559 2***<br>(0.152 0)  | 9.201 1***<br>(0.192 1)  |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平下显著

表4进一步使用综合教育水平的分位数回归来反映教育对收入的影响。本文主要选择5个具有代表性的分位数,分别是0.10、0.25、0.50、0.75、0.90,分别对应精准脱贫家庭的最低收入组、中低收入组、中等收入组、中高收入组和最高收入组,旨在揭示教育对脱贫户收入增长的影响效应。由表4可知,受教育程度(*School*)的系数在所有收入分组都显著为正,这说明所有收入层级的脱贫户都受益于通过教育而获得的人力资本,受教育程度的提高可提升脱贫户的收入水平,从而增强其生计可持续性。具体而言,增加一年的教育可以使收入在10个分位点增加3.4%,第25个分位点增加3.47%,第50个分位点增加3.55%,第75个分位点增加3.48%,第90个分位点增加3.44%。年龄(*Age*)在所有收入层级显著为正,而年龄的平方( $Age^2$ )在五个收入组均具有负向作用,且影响程度依次递减,反映出年龄对所有脱贫户家庭的收入的影响系数服从较明显的倒“U”形分布,但高收入组的生计资本优势可部分抵消由于老龄化引起的负面效应。女性户主(*Female*)对家庭收入在所有收入分位点均体现为消极影响,即女性户主收入普遍低于男性户主,且该收入差距在低收入组家庭更为明显,可理解为由于欠发达地区女性受教育程度普遍低于

男性,在就业竞争中往往处于劣势,这与调研区实际情况高度相符。15 岁以下儿童数量(*Children*)对家庭人均收入在所有收入层级均具有消极影响,说明未成年儿童数量的上升会显著拉低脱贫户家庭人均收入,相比于其他组别,儿童数量提高对高收入组家庭的收入冲击最小,反映出生计资本存量较低家庭对由儿童数量增长引致的负面作用更为敏感。对所有收入层级的脱贫户而言,偏远地区(*Rural*)对收入水平的影响都是显著为负的,反映出偏远农村地区滞后的经济发展水平和较高的贫困发生率对脱贫户收入的提高具有阻碍作用,且相比高收入组,偏远地区对于低收入家庭的负面影响更大。

表 5 教育水平的收入分位数回归

| 变量                     | q10                      | q25                      | q50                       | q75                      | q90                      |
|------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>PRIM</i>            | 0.160 3*<br>(0.087 2)    | 0.035 7<br>(0.058 3)     | -0.049 2<br>(0.056 4)     | -0.030 1<br>(0.053 7)    | -0.046 5<br>(0.076 0)    |
| <i>JHS</i>             | 0.246 5***<br>(0.085 7)  | 0.141 2***<br>(0.057 9)  | 0.047 6<br>(0.051 6)      | 0.057 3<br>(0.051 2)     | 0.055 0<br>(0.084 0)     |
| <i>SHS</i>             | 0.302 9***<br>(0.086 6)  | 0.226 5***<br>(0.055 2)  | 0.206 8**<br>(0.054 7)    | 0.189 4<br>(0.050 2)     | 0.156 9<br>(0.073 3)     |
| <i>TER</i>             | 0.486 9**<br>(0.080 0)   | 0.421 2***<br>(0.056 0)  | 0.402 7***<br>(0.055 4)   | 0.469 4***<br>(0.486 0)  | 0.450 1***<br>(0.073 5)  |
| <i>CEDU</i>            | 0.346 7***<br>(0.086 2)  | 0.136 3**<br>(0.056 2)   | 0.144 9**<br>(0.052 2)    | 0.166 1<br>(0.054 1)     | 0.166 9<br>(0.072 5)     |
| <i>TRA</i>             | 0.391 9***<br>(0.081 6)  | 0.320 7***<br>(0.054 7)  | 0.234 5***<br>(0.056 6)   | 0.268 3***<br>(0.050 5)  | 0.271 0***<br>(0.071 4)  |
| <i>Age</i>             | 0.050 0***<br>(0.008 8)  | 0.042 6***<br>(0.007 3)  | 0.041 6***<br>(0.004 8)   | 0.045 8***<br>(0.005 9)  | 0.037 5***<br>(0.009 4)  |
| <i>Age<sup>2</sup></i> | -0.000 5***<br>(0.000 2) | -0.000 4***<br>(0.000 1) | -0.000 3***<br>(0.000 1)  | -0.000 3***<br>(0.000 1) | -0.000 1***<br>(0.000 1) |
| <i>Female</i>          | -0.303 8***<br>(0.071 6) | -0.270 2***<br>(0.044 1) | -0.022 36***<br>(0.037 0) | -0.150 4***<br>(0.041 2) | -0.218 8***<br>(0.050 3) |
| <i>Children</i>        | -0.125 8***<br>(0.036 6) | -0.106 7***<br>(0.035 4) | -0.157 5**<br>(0.028 1)   | -0.100 5**<br>(0.025 3)  | -0.074 1**<br>(0.035 3)  |
| <i>Rural</i>           | -0.385 0***<br>(0.033 1) | -0.338 7***<br>(0.024 8) | -0.324 5***<br>(0.026 0)  | -0.327 2***<br>(0.028 3) | -0.357 9***<br>(0.035 1) |
| <i>Constant</i>        | 7.118 2***<br>(0.221 8)  | 7.661 5***<br>(0.182 0)  | 8.162 3***<br>(0.128 6)   | 8.385 9***<br>(0.148 2)  | 8.941 2***<br>(0.216 7)  |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

表 5 采用教育水平的分位数回归来进一步探究差异化教育对不同生计水平脱贫户收入的作用。具体来看,小学教育(*PRIM*)仅对最低收入组具有促进作用,这可能与劳动力市场竞争日益激烈有关。对于处在较低收入状态(q10,q25),生计资本积累不足的脱贫户而言,初中教育(*JHS*)能够有效提高提升其就业竞争力,从而有助于提高收入水平,并改善该部分群体生计状况。而高中教育(*SHS*)和高等职业教育(*CEDU*)在第 10 分位点、第 25 分位点、第 50 分位点显著为正,且对收入增长贡献率分别为 30.29%、22.65%、20.68%和 34.67%、13.63%、14.49%,反映出高中教育和高职教育对中等收入及以下的脱贫户家庭的增收作用明显。高等教育(*TER*)的弹性系数在个分位点处均显著为正,高等教育所带动的人力资本快速积累,对所有收入层级脱贫户的收入增长均具有十分重要的推动作用,在第 10、25、50、75、90 分位点收入的影响程度分别为 48.69%、42.12%、40.27%、46.94%、45.01%。就业指导和培训(*TRA*)有益于所有家庭的收入增长,针对不同收入组而言,就业培训的增收效应表现为低收入组明显高于高收入组,究其原因,对于长期处于相对低收入状态、自身发展能力不足的脱贫户而言,对口的就业培训可以在较短时间

增进人力资本并获得就业机会,从而更快地提高收入,而对于高收入组家庭而言,其生计资本的流动性约束较小,在进行生计决策时拥有更广的选择面,因而其增收效应相对较低。

## (二)教育对可持续生计的非货币效应

可持续生计不仅依赖于收入的持续增长,更体现在生计风险的防控<sup>[39]</sup>。购买商业医疗保险等风险防范活动可以显著降低生计脆弱性,从而有助于增强生计可持续性。表6反映了脱贫户家庭购买商业医疗保险(*HlthPVT*)的影响因素,其中,户主受教育程度对购买医疗保险具有显著的积极影响,边际效应表明,教育使得脱贫户家庭健康预防活动的可能性提升3.87%。其次,购买医疗保险行为与家庭整体收入(*lnTHAI*)显著相关,收入对进行健康预防活动的贡献为13.12%,收入的提高使得脱贫户从事风险预防活动的倾向性显著增加。10.42%的消极边际效应表明,相比地理位置较好家庭,偏远地区脱贫户从事疾病防控倾向性更低,反映出欠发达地区的脱贫户生计脆弱性更高,一旦遭遇疾病风险冲击,很有可能再度陷入贫困陷阱。此外,由于女性户主对家庭成员的健康状况更为关注和敏感,并甚少沾染社会恶习(赌博、吸毒、酗酒等),女性(*Female*)对家庭健康预防活动具有积极作用,有助于家庭生计的稳定。一般而言,随着年龄的增长,疾病风险逐年增加,人们对于健康和保险意识逐渐增强,因此年龄(*Age*)对于购买商业医疗保险的影响也具有一定的积极影响,其贡献率为0.1%。

表6 教育与疾病预防的回归结果

| 变量              | Coefficient  | Standard error | Marginal effect |
|-----------------|--------------|----------------|-----------------|
| <i>School</i>   | 0.030 2***   | 0.000 8        | 0.038 7         |
| <i>lnTHAI</i>   | 1.013 6***   | 0.058 4        | 0.131 2         |
| <i>Age</i>      | 0.008 1***   | 0.003 3        | 0.001 0         |
| <i>Female</i>   | 0.101 8*     | 0.122 3        | 0.012 7         |
| <i>Rural</i>    | -0.780 8***  | 0.081 4        | -0.104 2        |
| Constant        | -8.520 8***  | 0.620 5        | —               |
| No.of obs       | 2 660        |                |                 |
| LR $\chi^2$ (5) | 657.810 0*** |                |                 |
| Log likelihood  | -2 138.545 5 |                |                 |
| McFadden $R^2$  | 0.137 3      |                |                 |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平下显著

卫生设施所代表的基本生活方式在一定程度上决定了个体健康人力资本的存量。表7表明了拥有较好卫生设施(*Sanitation*)的影响因素。所有阶段教育均能显著提高脱贫户卫生设施的偏好程度,受过高等教育的脱贫户的边际效应对于使用卫生设施的贡献最大,为12.1%,就业培训(*TRA*)和高等职业教育(*CEDU*)次之,其边际效应为6.32%和6.17%,中等教育和初等教育对家庭卫生设施的贡献率依次递减,分别为高中教育(5.81%)、初中教育(5.12%)、小学教育(3.73%)。由此可见,中高等教育和继续教育是使得脱贫户选择更好的卫生设施的重要决定因素,反映出教育水平对于改变脱贫户健康行为和决策的重要意义。此外,家庭整体收入(*lnTHAI*)能够显著增加脱贫户选择卫生设施的可能性,其边际效应为6.52%。随着人力资本和社会资本的积累,年龄较大的户主更倾向于健康的生活方式以规避潜在的疾病风险,年龄(*Age*)对于选择更好卫生设施的影响是积极的,其贡献率为0.01%。2.11%的边际效应表明,与男性户主相比,女性户主(*Female*)更有可能选择较好的卫生设施,营造健康的生活环境,以降低潜在的生计风险。由于农村偏远地区住房条件和基础设施简陋,公共服务建设发展滞后,不利的外部环境对脱贫户家庭在卫生设施选择具有十分显著的抑制作用,33.16%的消极边际效应表明偏远地区脱贫户家庭卫生设施水平较低,这在一定程度上加速了健康人力资本折旧。

表 7 教育与拥有卫生设施的回归结果

| 变量                                | Eq.(10)        |                |                 | Eq.(11)        |                |                 |
|-----------------------------------|----------------|----------------|-----------------|----------------|----------------|-----------------|
|                                   | Coefficient    | Standard error | Marginal effect | Coefficient    | Standard error | Marginal effect |
| <i>PRIM</i>                       |                |                |                 | 0.485 8**      | 0.194 4        | 0.037 3         |
| <i>JHS</i>                        |                |                |                 | 0.662 6***     | 0.189 2        | 0.051 2         |
| <i>SHS</i>                        |                |                |                 | 0.703 8***     | 0.193 7        | 0.058 1         |
| <i>TER</i>                        |                |                |                 | 1.405 4***     | 0.191 6        | 0.121 0         |
| <i>CEDU</i>                       |                |                |                 | 0.749 9**      | 0.187 8        | 0.061 7         |
| <i>TRA</i>                        |                |                |                 | 0.782 0***     | 0.190 5        | 0.063 2         |
| <i>School</i>                     | 0.075 5***     | 0.000 8        | 0.006 2         | —              | —              | —               |
| <i>lnTHAI</i>                     | 0.761 3***     | 0.068 7        | 0.064 6         | 0.760 7***     | 0.063 0        | 0.065 2         |
| <i>Age</i>                        | 0.010 6***     | 0.003 3        | 0.000 9         | 0.012 5***     | 0.002 9        | 0.001 0         |
| <i>Female</i>                     | 0.265 6*       | 0.127 9        | 0.021 3         | 0.252 2*       | 0.131 5        | 0.021 1         |
| <i>Rural</i>                      | -3.035 1       | 0.118 9        | -0.339 1        | -2.977 2***    | 0.118 6        | -0.331 6        |
| <i>Constant</i>                   | -5.510 3***    | 0.653 7        |                 | -5.659 8***    | 0.667 2        |                 |
| <i>No.of obs</i>                  | 2 660          |                |                 | 2 660          |                |                 |
| <i>LR <math>\chi^2</math> (5)</i> | 1 814.700 0*** |                |                 | 1 827.400 0*** |                |                 |
| <i>Log likelihood</i>             | -1 695.762 0   |                |                 | -1 681.948 0   |                |                 |
| <i>McFadden R<sup>2</sup></i>     | 0.364 6        |                |                 | 0.370 8        |                |                 |

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

## 六、结论与政策蕴含

本文在以脱贫户为研究对象,综合运用工具变量法、分位数回归和逻辑回归,从拓展生计来源和降低生计风险两方面探讨了教育水平对于保障脱贫户可持续性生计的货币效应和非货币效应,研究表明:(1)教育对所有收入层级脱贫户家庭增收具有十分积极的作用,其中,高等教育和就业指导培训对所有收入水平的脱贫户家庭的收入增长均展现出强劲的推动力,而小学教育、初中教育、高中教育和职业教育则更有助于中低收入水平的脱贫户家庭的增收。(2)受教育程度、家庭收入、女性户主以及年龄均可使得脱贫户从事风险预防活动和使用卫生设施的倾向性显著增加,从而有利于改善家庭成员健康状况,提高抵御疾病风险冲击能力,减少生计脆弱性,保障生计持续稳定,反映出教育水平提升对于改变脱贫户健康行为和决策的重要意义。(3)精准脱贫家庭女性户主、家庭未成年成员数、区位劣势均会对家庭整体生计水平产生负面影响,而户主年龄对于家庭生计的作用呈现倒“U”形,老龄化所引致的负面影响会随着收入的提高而改善。

基于上述结论,本文提出几点政策建议:

其一,重视就业培训和继续教育对维持生计稳定的积极作用。随着困难群众由贫困人口向非贫困人口的角色转变,其家庭生计资本存量和实际生计需求已然发生变化,这需要政府及时做出调整,积极引导脱贫户实现可持续生计。具体而言,政府应根据脱贫户个体特征、个人意愿和家庭可用生计资本的存量差异,结合当地特色龙头产业、专业合作社和东西协作帮扶项目,有针对性地开展就业培训、继续教育和技术指导,避免“政策主义”所导致的培训宽泛性和模糊性,切实提高脱贫户人力资本存量,提升脱贫户就业适应性,降低就业成本和失业风险,从而实现脱贫增收的稳定性和可持续性。

其二,推动职业教育由全覆盖向全精准发展。作为脱贫户可获得性最高的民生教育,职业教育赋予了低收入群体谋生的技能和依靠自身实现可持续生计的可能性,能够形成人力资本的快速积累,直接带动收入水平的提升。欠发达地区应切实提高职业学校教学质量,优化职业教育资源配置,扩大职业教育规模,开展“技能定向扶贫”模式,充分结合区域产业发展和脱贫群众需要,将欠发达地区脱贫户教育培训与就业、创业紧密结合,做到“精准招生、精准培养、精准资助、精准

就业”,助力低收入群众拥有一技之长,使其能够依靠自身能够好就业、就好业,实现稳定持续脱贫。

其三,健全欠发达地区农村社会保障体系是降低脱贫户生计脆弱性的重要途径。欠发达地区脱贫户自我发展能力和教育支付能力十分有限,寄希望于脱贫户通过自主教育投资提高受教育程度进而全面改善自身及子女的生计状态是不现实的。因此,政府应高度重视低收入脱贫户女子的教育问题,在公共服务方面加大对脱贫户的扶持力度,坚持教育的公益性和普惠性,避免教育资源分配的马太效应,提升欠发达地区初中教育、高中教育供给能力和普及程度,对脱贫户家庭实施高校招生倾斜政策,从源头斩断低人力资本代际传递。

其四,应加强欠发达地区基础设施建设,改善家庭卫生条件和居住环境,培养健康的生活方式和风险防控意识,助推欠发达地区保险制度全面推开,发挥好普惠保险的“减震器”功能,积极对接脱贫户多元化的保险需求,防范外部风险冲击,降低脱贫户生计脆弱性,以保障其生计的稳定性和持续性,巩固脱贫成果。

#### 参考文献:

- [1] 习近平. 在庆祝中国共产党成立 100 周年大会上的讲话[EB/OL]. (2021-09-14). <https://www.12371.cn/2021/07/01/ART11625122624003841.shtml>.
- [2] 王志章,杨珂凡. 教育阻断边疆民族地区代际贫困的具体路理——基于云南省怒江傈僳族自治州泸水市老窝镇的实地调查[J]. 云南师范大学学报(哲学社会科学版),2020(4):100-110.
- [3] 汪三贵,胡骏. 从生存到发展:新中国七十年反贫困的实践[J]. 农业经济问题,2020(2):4-14.
- [4] 刘永富. 建立长效机制助贫困人口劳动致富[EB/OL]. (2021-04-03). <http://news.163.com/15/0721/09/AV1NBOP700014JB5.html>.
- [5] 阿马蒂亚·森. 生活水平[M]. 沈国华,译. 北京:机械工业出版社,2015:15-24.
- [6] 薛二勇,周秀平. 中国教育脱贫的政策设计与制度创新[J]. 教育研究,2017(12):29-36.
- [7] CHAMBERS R, CONWAY G. Sustainable rural livelihoods: practical concepts for the 21st century[R]. Brighton, UK: Institute for Development Studies, 1992: 296.
- [8] SCOONES I. Livelihoods perspectives and rural development[J]. Journal of peasant studies, 2009(36): 171-196.
- [9] DFID. Sustainable livelihoods guidance sheets[M]. London: Department for International Development, 2001: 1-10.
- [10] MORSE, STEPHEN. Sustainable livelihood approach: a critique of theory and practice[M]. Dordrecht: Springer Netherlands: Imprint: Springer, 2013: 190.
- [11] 蔡昉,都阳. 中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示[J]. 经济研究,2000(10):30-37.
- [12] YANG T. Education and allocative efficiency: household income growth during rural reforms in China[J]. Journal of development economics, 2004(74): 137-162.
- [13] 姚先国,张海峰. 教育、人力资本与地区经济差异[J]. 经济研究,2008(5):47-57.
- [14] CAO M, XUA D, XIE FT. The influence factors analysis of households' poverty vulnerability in southwest ethnic areas of China based on the hierarchical linear model: a case study of Liangshan yi autonomous prefecture[J]. Applied geography, 2016(66): 144-152.
- [15] THEODORE W, SCHULTZ. Investment in human capital[J]. The american economic review, 1961(1): 1-17.
- [16] PARMAN J. Good schools make good neighbors: human capital spillovers in early 20th century agriculture[J]. Explorations in economic history, 2012(49): 316-334.
- [17] 骆永民,樊丽明. 中国农村人力资本增收效应的空间特征[J]. 管理世界,2014(9):58-76.
- [18] 汪德华,邹杰,毛中根. “扶教育之贫”的增智和增收效应——对 20 世纪 90 年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估[J]. 经济研究,2019(9):155-171.
- [19] 余应鸿. 乡村教育发展的内生机制研究[J]. 西南大学学报(社会科学版),2020(2):107-114.
- [20] BENOS, N, KARAGIANNIS S. Inequality and growth in the United States: why physical and human capital matter [J]. Economic inquiry, 2018(56): 572-619.
- [21] 人力资本结构研究课题组. 人力资本与物质资本的匹配及其效率影响[J]. 统计研究,2012(4):32-38.
- [22] 许岩,曾国平,曹跃群. 中国人力资本与物质资本的匹配及其时空演变[J]. 当代经济科学,2017(2):21-30.
- [23] 郑洪超,杨姝琴. 长期经济增长中人力资本对物质资本边际报酬递减的“克服”——从韩国、台湾地区经济起飞得到的启示

- [J]. 经济研究导刊, 2009(6):178-179.
- [24] 邵晓梅. 鲁西北地区农户农地规模经营行为分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2004(6):120-125.
- [25] 汪三贵, 张雁, 杨龙. 连片特困地区扶贫项目到户问题研究——基于乌蒙山片区三省六县的调研[J]. 中州学刊, 2015(3):68-72.
- [26] 杜伟, 杨志江, 夏国平. 人力资本推动经济增长的作用机制研究[J]. 中国软科学, 2014(8):173-183.
- [27] ELLIS F. Rural livelihood and diversity in developing countries: evidence and policy implications[M]. New York: Oxford University Press, 2008:12-16.
- [28] 宁泽逵. 农户可持续生计资本与精准扶贫[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2017(1):86-94.
- [29] 童宏保. 从人力资本到社会资本: 教育经济学研究的新视角[J]. 教育与经济, 2003(4):23-27.
- [30] 叶静怡, 薄诗雨, 刘丛. 社会网络层次与农民工工资水平——基于身份定位模型的分析[J]. 经济评论, 2012(4):31-42.
- [31] 何仁伟. 山区聚落农户可持续生计发展水平及空间差异分析: 以四川省凉山州为例[J]. 中国科学院大学学报, 2014(2):221-230.
- [32] 韩峥. 脆弱性与农村贫困[J]. 农业经济问题, 2004(10):8-12.
- [33] 世界银行. 2000—2001 年世界发展报告: 与贫困作斗争[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2001:12-16.
- [34] 李小龙, 董强, 饶小龙, 赵丽霞. 农户脆弱性分析方法及其本土化应用[J]. 中国农村经济, 2007(4):32-39.
- [35] 文晶. 筑牢致贫返贫“防火墙”[N]. 经济日报, 2017-08-23(15).
- [36] 黄承伟, 王小林, 徐丽萍. 贫困脆弱性: 概念框架和测量方法[J]. 农业技术经济, 2010(8):4-11.
- [37] DAVID P, DENIS C. IV quantile regression for group-level treatments, with an application to the distributional effects of trade[J]. Econometrica, 2016(2):809-833.
- [38] MVD B. Household income strategies and natural disasters: dynamic livelihoods in rural Nicaragua[J]. Ecological economics, 2010(69):592-602.
- [39] YUNEZ A, TAYLOR JE. The determinants of nonfarm activities and incomes of rural households in Mexico, with emphasis on education[J]. World development, 2001(29):561 - 572.

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>