

劳动力禀赋、非农就业与相对贫困

宋嘉豪¹, 吴海涛², 程威特^{2*}

(1. 四川农业大学 管理学院, 四川 成都 611130;
2. 中南财经政法大学 工商管理学院, 湖北 武汉 430073)



摘 要 基于脱贫攻坚决战决胜的现实背景,利用 2018 年中国家庭追踪调查数据(CFPS)农村家庭样本,探讨劳动力禀赋对农村家庭相对贫困的影响,并采用中介效应模型验证了非农就业在影响机制中的作用。研究表明:22.8%的农村家庭样本存在收入上的相对贫困;劳动力禀赋对农村家庭相对贫困具有显著影响。且不同禀赋特征的影响具有异质性,其中劳动力数量对农村家庭相对贫困的发生具有显著的正向影响,而受教育程度、健康状况等质量特征变量表现出了显著的负向影响;非农就业在劳动力禀赋对农村相对贫困的影响机制中起到中介作用。提出应建立解决农村相对贫困的长效机制,适度增加非农就业机会,鼓励农村家庭人力资本开发,建立农村弱势群体的相对贫困识别体系及相应的政策支持体系。

关键词 劳动力禀赋; 非农就业; 相对贫困; 中介效应

中图分类号: F 303.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2022)01-0064-11

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.01.007

2020 年是中国脱贫攻坚决战决胜之年。在全国脱贫攻坚总结表彰大会上,习近平总书记庄严宣告,我国脱贫攻坚取得了全面胜利^[1]。至 2020 年末,中国实现了现行贫困标准下农村贫困人口全部脱贫、贫困县全部摘帽,这代表着中国历史性地消除了绝对贫困现象。但脱贫摘帽不是终点,而是新生活、新奋斗的起点,绝对贫困问题的解决并不代表着扶贫工作的结束,实现人的全面发展和全体人民共同富裕仍任重道远^[2]。党的十九届四中全会提出“打赢脱贫攻坚战,建立解决相对贫困的长效机制”,这意味着消除绝对贫困后,扶贫工作的重心之一将转向相对贫困^[2-3]。如何识别相对贫困群体、缓解相对贫困状况也日渐成为政府、学界重点关注的问题。农户生计资本与农村贫困发生紧密相关,生计资本存量低且配置不合理、生计策略选择能力弱、生计途径单一或缺乏等原因是造成农村贫困家庭堕入“贫困陷阱”,形成贫困与生计脆弱恶性循环的根本原因。因而有效提升、合理配置生计资本,提高内生发展能力,选择适当的生计策略是减缓贫困的重要举措。在众多生计策略中,非农就业对农户收入增长,贫困缓解的影响高效且直观^[4]。

当前城乡间、行业间的收入差距促使农村劳动力大量外流参与非农生产,进而出现“一人务工,全家脱贫”的现实状况。尽管非农就业这一生计策略能在较大程度上增加收入,缓解贫困,但不同行业、工种间仍存在极大的工资水平差异。农村劳动力作为劳动参与,收入获取的主要群体,其人力资本作为一种关键的“可行能力”,对劳动者的劳动供给、劳动效率等劳动力市场表现均有重要影响^[5]。在绝对贫困已经消除的背景下,农村劳动力人力资本与禀赋特征提升是否会在缓解相对贫困过程中依旧产生积极作用?如若农村劳动力禀赋提升能够对相对贫困产生缓解作用,那劳动力非农就业在其影

收稿日期:2021-07-03

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国相对贫困的多维识别与协同治理研究”(19ZDA151);国家自然科学基金青年项目“巴黎协定下中国农业碳排放权省域分配及协同减排策略研究”(71903197)。

* 为通讯作者。

响机制中又起到何种作用?相关问题在已有的文献资料中并未得到很好的回答,但上述问题的解决对于了解中国农村劳动力禀赋特征,提高农村低收入人口内生发展能力,缓解相对贫困具有较强的理论与现实意义。基于此,本文利用2018年中国家庭追踪调查数据(China family panel studies,CFPS)农村家庭样本,探讨劳动力禀赋对农村家庭相对贫困的影响,并对其作用机制展开探究。

一、文献综述与理论分析

1. 文献综述

自Schultz创建人力资本理论以来,人力资本相关研究日益兴起^[6]。基于人力资本视角,学界对农村劳动力非农就业、农户收入等问题展开广泛探讨,且得到较为一致的结论,即“人力资本与非农就业、农户收入间均有着高度的相关性”^[7-10]。人力资本意为人力形成的资本,劳动力作为农村家庭的主要收入来源,其人力资本存量势必会对家庭生计策略选择、收入水平等家庭情况产生影响。但人力资本概念较为抽象,其难以像物质资本一样通过货币化衡量,而劳动力禀赋特征作为人力资本投资的结果,是人力资本存量的外在表现,可以较大程度反映人力资本所有量。

在当前促进人民增收与实现乡村振兴的现实背景下,学者们围绕农村劳动力数量、文化程度、专业技能等禀赋特征对非农就业与收入水平等相关问题的影响展开讨论,并得出较为一致的结论。首先,劳动力禀赋的提升对非农就业行为具有积极的影响。其中文化程度对农村劳动力非农就业具有显著的促进作用,劳动力的文化程度越高,越倾向于非农就业和外出务工^[11-12]。健康状况同样对农村劳动力非农就业具有显著的正向影响^[7,9,13]。其次,劳动力禀赋特征对农村家庭收入具有显著的影响,且主要体现在三个方面:一是劳动力禀赋对农村家庭收入水平,尤其是非农收入具有显著影响,在劳动力禀赋中文化程度、健康状况等特征对农村家庭非农收入提升均具有显著作用^[8,13];二是文化程度、健康状况等农村劳动力禀赋对收入增长具有显著的正向影响^[14-15];三是农村劳动力禀赋对收入不平等具有显著影响,一方面文化程度、健康状况等劳动力禀赋特征会扩大农村内部收入不平等,但另一方面农村劳动力禀赋会对城乡间的收入不均等起到抑制作用^[16-17]。再者,文化程度等禀赋特征对农村贫困的发生具有显著的缓解效应^[18]。尽管相对贫困的内涵与收入水平、收入不平等、绝对贫困的概念有所差异,但测度的核心指标均是围绕可支配收入开展,因而劳动力禀赋对农村家庭相对贫困发生也可能产生显著影响。

在学界就劳动力禀赋特征对非农就业与收入水平作用具有一致结论的同时,学者们还发现非农就业对农户收入、贫困的发生具有显著影响:刘魏通过研究发现非农就业能够显著提升城郊农民收入水平^[19];刘一伟等发现农村剩余劳动力非农就业对缓解农村居民贫困具有积极作用^[20];周力等从主客观标准的二维视角分析认为农村居民非农就业能够改善农户相对贫困状况^[21]。其他学者也认为农村劳动力非农就业不仅给农村居民带来了可观的经济收益,而且打破了原有固化的社会阶层,降低了收入不平等,优化了绝对收入状况^[22-23]。

通过上述文献梳理可以发现,当前国内外学者就农村劳动力禀赋特征对非农就业、贫困发生的影响,非农就业对农户收入、贫困发生影响等相关问题展开了丰富而系统的研究,并得出较为一致的结论:首先劳动力禀赋特征对其非农就业行为具有积极的影响,其次劳动力禀赋特征对农村家庭收入具有显著的影响,再者非农就业对农户收入、贫困的发生具有显著影响。但同时,现有相关文献仍存在不足,主要体现在三个方面:一是劳动力禀赋与人力资本特征对贫困影响的研究较为缺乏;二是部分文献就农村劳动力禀赋特征对收入不平等与贫困状况等相关问题的影响展开讨论,但均未关注到需要重点考虑的相对贫困概念;三是学界对农村劳动力禀赋特征、非农就业与贫困发生三者中的两两关系进行了大量探究,但鲜有研究关注三者间的关系及作用机制。鉴于此,本文将探究劳动力禀赋对农村相对贫困的影响,并对其作用机制展开探究,以期在农村人力资本开发与相对贫困缓解提供政策启示。

2. 理论分析

(1) 劳动力禀赋对农村家庭相对贫困的影响。学界已在理论与实践上对农村人力资本的增收与减贫作用予以认同^[18]。Sen 可行能力理论认为贫困的成因是由于教育和健康水平低下导致创造收入的能力或机会被剥夺^[24]。因而教育与健康对农村人口,尤其是农村劳动力的能力发展与收入获取起到至关重要的作用。劳动力在教育、健康上的人力资本投资,会直观地转换为文化程度、健康状况等劳动力禀赋特征,而其投入也将回报于就业机会的增多与收入水平的提高,相关影响也可能会进一步作用于贫困的发生。根据以往的经验研究,文化程度、健康状况等劳动力禀赋不仅会对农村家庭收入水平具有积极影响,还会对收入不平等产生作用^[17]。相对贫困是基于收入相对差距的一种贫困类型,其常规的测度指标基尼系数、泰尔指数与收入不平等的相关定义、测度具有较大的相似性,据此,本文提出假设:

H₁: 劳动力禀赋提升对农村相对贫困的发生具有缓解作用。较高的农村家庭劳动力禀赋对应较低的相对贫困发生率。

(2) 非农就业的中介作用。文化程度、健康状况等劳动力禀赋特征作为人力资本投资的结果较大程度反映了劳动力的质量,并会进一步作用于非农就业这一生计策略的选择。已有关于非农就业对贫困的影响研究大多围绕非农就业与绝对贫困的关系展开探究。根据以往的经验研究,农村劳动力过剩与农业产品价值低是造成农村贫困发生的重要原因,农村劳动力的生计策略改变势必会对其收入水平与绝对贫困发生产生影响。现有的相对贫困常通过收入法为核心进行识别,因而劳动力非农就业对农村相对贫困也可能同对收入水平一样产生影响^[21]。可以认为农村家庭的非农就业参与,最直接的目的是为了获取较农业生产更高的劳动报酬,进而提高家庭收入以缓解相对贫困。具体而言,非农就业对农村相对贫困的影响主要的实现途径有二:一是增收效应,即劳动力通过从农业生产向工业、服务业这种跨生产部门的配置策略改变,以实现家庭总体收入水平的增加;二是稳定效应,由于生产周期与价格波动,农业生产具有不稳定性,非农就业能够有效熨平由自然环境的多变性和市场价格的波动性所导致的收入不确定性,以平滑因农业生产而致的风险,进而影响贫困发生^[25]。据此,本文提出假设:

H₂: 非农就业在劳动力禀赋对农村相对贫困的影响机制中起到中介作用。即劳动力禀赋对农村相对贫困除了直接效应外还会通过非农就业起到间接效应。

基于上述理论分析与可持续生计分析框架(sustainable livelihood framework, SLF),本文构建了劳动力禀赋对农村家庭相对贫困的影响路径如图 1。即劳动力禀赋特征作为生计资本会通过非农就业这一生计策略途径进一步对农村相对贫困这一生计结果产生影响。

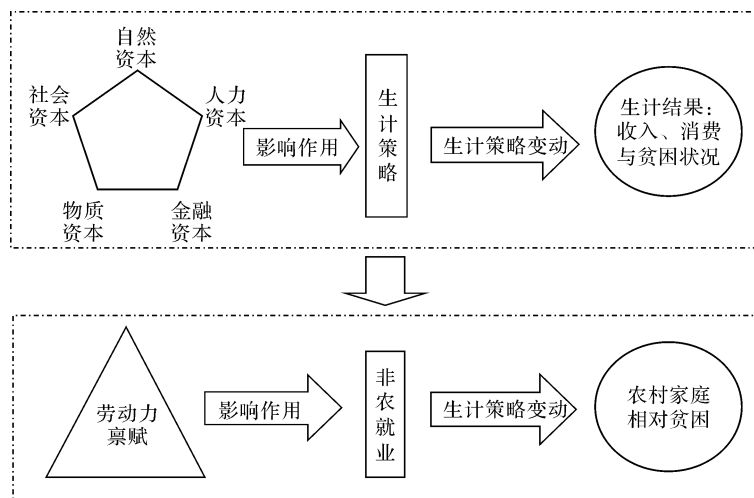


图 1 理论分析框架

二、数据来源与研究方法

1. 数据来源

本文旨在探究劳动力禀赋对农村家庭相对贫困的影响,相对贫困问题在 2020 年绝对贫困消除之际逐渐得到重视,但相对贫困问题在绝对贫困消除前也一直存在于现实生活中。基于数据的可获得性,本文采用 CFPS 数据,该数据由北京大学中国社会科学调查中心自 2010 年开始组织实施,范围覆盖了中国 25 个省、直辖市、自治区。根据研究目的,本文选用最新公布的 2018 年调查的个体与家户数据,按照户口类型等特征,并剔除无效和漏缺样本,最终获得 5583 个农村家庭数据样本,内容包括农村家庭经济状况、生活状况以及社会福利水平等。

2. 研究方法

中介效应分析相较回归分析而言,其不仅能够解释变量间的直接作用关系,还可以揭示变量间的间接作用机制,为了弄清劳动力禀赋是否通过非农就业影响农村家庭相对贫困状况,本文将采用逐步检验回归系数法,并构建如下中介效应模型:

$$Poverty_i = a_0 + a_1 Endowment_i + a_2 X_i + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$Employment_i = b_0 + b_1 Endowment_i + b_2 X_i + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$Poverty_i = c_0 + c_1 Endowment_i + c_2 Employment_i + c_3 X_i + \varepsilon_3 \quad (3)$$

式(1)~式(3)中 $Poverty_i$ 表示第 i 个农村家庭的相对贫困状况; $Endowment_i$ 表示农村家庭 i 劳动力禀赋特征;中介变量 $Employment_i$ 表示农村家庭 i 的非农就业状况; X_i 为来自调查对象的一系列控制变量。式(1)中的 a_1 是第 i 个农村家庭劳动力禀赋特征影响相对贫困状况的总体效应;式(2)中的 b_1 是劳动力禀赋特征对中介变量非农就业的影响;式(3)中的 c_1 和 c_2 分别是劳动力禀赋、非农就业对第 i 个农村家庭相对贫困的直接效应。将式(2)代入式(3)可以得出劳动力禀赋的中介效应 $b_1 c_2$,即劳动力禀赋特征通过中介变量非农就业对农村家庭相对贫困状况所产生的间接影响。同时本文将采用 Bootstrap 检验方法对中介效应的显著性进行检验。

3. 变量选取

(1)被解释变量。相对贫困状况表示农村家庭是否陷入相对贫困。是否陷入相对贫困需要通过相对贫困标准进行测度,在已有的相对贫困研究中,相对贫困标准往往设为平均收入或收入中位数的一个比例,由于中位数比平均值更为稳健,大多数情况下都采用中位数^[26]。

按 2010 年国家扶贫标准 2300 元不变价推算,2015 年可比价约为 3072 元,2016 年约为 3255 元,2017 年约为 3449 元,2018 年约为 3655 元,2019 年约为 3873 元,2020 年约为 4103 元。对 CFPS 数据 2016 与 2018 年农村样本数据,分别取值平均数、中位数的 60%、50%、40%测算相对贫困线,如表 1 所示。其中 2016 年农村样本家庭人均收入的平均值约为 14250 元,中位数为 8000 元,2018 年农村样本家庭人均收入的平均值约为 11862 元,中位数为 8000 元。从测算结果来看,与众多学者观点一致,即中位数比平均值更为稳健。而就中国现行的绝对贫困标准而言,中位数的 40%甚至低于现行的绝对贫困标准,中位数的 50%与现行的绝对贫困标准较为接近,同时根据 Vliet 等的参考指标建议,即将人均可支配收入中位数的 50%作为相对贫困线^[27]。综上所述,本文选取样本家庭人均可支配收入中位数的 50%作为相对贫困临界值,即选取 5583 个农村家庭数据样本人均可支配收入中位数的 50%作为相对贫困线以衡量农村家庭是否存在相对贫困问题,低于该相对贫困线则赋值为 1,即存在相对贫困,反之,则赋值为 0^[27-28]。

表 1 贫困线测算

年份	平均数			中位数			贫困线 不变价推算
	40%	50%	60%	40%	50%	60%	
2016	5700	7125	8550	3200	4000	4800	3255
2018	4745	5931	7117	3200	4000	4800	3655

(2)核心解释变量。劳动力禀赋主要选取劳动力数量、劳动力受教育程度与劳动力健康状况。劳动力禀赋特征需要从数量和质量两个维度来刻画,家庭劳动力禀赋在数量上可以通过家庭拥有的劳动力绝对数量来测度,劳动力禀赋质量维度的衡量上本文选取较为常用的劳动力受教育程度与劳动力健康状况。

(3)中介变量。本文选取非农就业为中介变量,由于研究为验证非农就业在劳动力禀赋对农村家庭相对贫困影响中的中介作用,因而非农就业情况需要从家庭层面进行测度,因此,本文选取家庭非农就业劳动力所占比重来衡量非农就业情况。

(4)控制变量。除了劳动力禀赋特征与非农就业情况外农村家庭的相对贫困状况还受到诸多其他因素的影响,为了保证模型的科学与完整性,结合以往研究与数据可获得性,特纳入农地转出、劳动力负担系数、人情支出、重大事件、医疗保险参与、养老保险参与和政府补助等变量加以控制,表 2 为模型中变量的描述。

表 2 主要变量及计算方法

变量类型	变量含义	计算方法	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	相对贫困	家庭人均纯收入低于全样本家庭中位数的 50% 赋值为 1,反之则赋值为 0	0.228	0.420	0	1
核心解释变量	劳动力数量	家庭劳动力数量	3.453	2.214	0	13
	劳动力受教育程度	家庭劳动力平均受教育年限	4.529	4.892	0	19
	劳动力健康状况	家庭健康劳动力所占比重	0.412	0.464	0	1
中介变量	非农就业	家庭非农就业劳动力所占比重	0.101	0.224	0	1
	农地转出	农地存在转出行为赋值为 1,反之则赋值为 0	0.169	0.375	0	1
	劳动力负担系数	非劳动年龄人口数/劳动年龄人口数	0.006	0.074	0	3
	人情支出	过去 12 个月的人情支出金额取对数	7.018	2.509	0	11.002
其他解释变量	重大事件	红白喜事等重大事件的收支差额为正赋值为 1,反之则赋值为 0	0.056	0.230	0	1
	医疗保险参与	适龄人员参与医疗保险比重	0.845	0.352	0	1
	养老保险参与	适龄人员参与养老保险比重	0.682	0.441	0	1
	政府补助	过去 12 个月有收到政府补助为 1,未收到为 0	0.647	0.478	0	1

三、实证结果

1. 基准回归结果

在 Stata 软件中运用 Logit 模型就劳动力禀赋对农村相对贫困影响进行回归估计。在进行模型估计前,考虑到变量间可能存在共线性问题,本文采取方差膨胀因子法对所有核心变量、中介变量与其他解释变量进行多重共线性检验,结果表明所有变量的 VIF 最大值均小于 10,不存在共线性问题。表 3 报告了相关实证估计结果,由表 3 可以发现劳动力禀赋特征对农村家庭相对贫困的发生具有显著的影响,然而劳动力禀赋特征中劳动力数量特征与质量特征对相对贫困的影响有所区别。

由表 3 可以看出,劳动力数量对农村家庭相对贫困的发生具有显著的正向影响,即家庭所拥有的劳动力绝对数量越多,其陷入相对贫困的可能性越高,另一方面无论是从受教育程度还是健康状况来看,劳动力质量特征对农村家庭相对贫困的发生均具有显著的负向影响。这与以往的“人多力量大”“人多好办事”的传统观念相左,劳动力数量的优势并不会减缓相对贫困,相反可能会增加陷入贫困的可能性。造成这种现象可能的原因是劳动力数量通过年龄界定,尽管劳动力成本逐年上升、非农就业机会不断增多,但相关非农就业岗位对劳动力的年龄、禀赋特征要求也越来越高,缺乏经验的年轻劳动力与年龄较大的劳动力可能存在失业风险或从事较低收入的非农工作,考虑在城市的生活支出,其非农就业的比较优势难以显现,进而提高了农村家庭陷入贫困的可能性^[20]。尽管劳动力能够通过劳动就业获取收入,劳动力数量的增加可能在一定程度上增加收入获取的能力,但农业产出低,同时经济发展、产业结构升级,城市部门的就业岗位对农民工的素质与技能要求越来越高,岗位间收入分化也日益加大,这就使得劳动力禀赋对收入、贫困发生的减贫作用更多的依托于劳动力质量的提高,从

表 3 实证结果的相关系数大小比较也可以印证此观点。

其他控制变量对农村家庭相对贫困发生也具有重要影响。其中人情支出、重大事件与养老保险参与对相对贫困发生具有显著的负向影响,即人情支出越低、重大事件的收入额越小、养老保险参与比重越低其家庭陷入相对贫困的概率越高。原因可能是人情支出作为农村家庭日常开支的重要部分,它已成为衡量社会网络关系及经济交易水平的重要指标,人情支出越高意味着更丰富的社会网络关系与更高的经济交易水平,尽管人情支出以往被认为是家庭负担,但近年来学者发现人情支出成为家庭负担的可能性在减弱,甚至被看作是非正式的保险与储蓄制度,并在婚丧嫁娶等重大事件发生时通过礼金得到反馈^[29-31]。养老保险参与程度不仅反映了农村家庭的抗风险意识还体现其经济交易水平,参与程度越高表明其抗风险意识越强、经济交易能力越高,其陷入贫困的可能性也会随之降低。与此同时,农村家庭医疗保险参与比重对相对贫困发生具有显著的负向影响,即农村家庭医疗保险参与比重越高,其陷入相对贫困的可能性越高。造成这种现象可能原因有二:一是自选择机制,由于医疗保险的选择机制与用户需求等原因,使其瞄向健康状况较差的农村居民,可能出现因病致贫的情况;二是因为医疗保险一定程度释放了农村居民的医疗卫生服务需求,增加了经济负担,进而对相对贫困状况产生影响。

表 3 劳动力禀赋对相对贫困影响的估计结果

N=5583

变量类型	变量名称	模型 I		
		系数	标准误	P 值
核心变量	劳动力数量	0.133***	0.016	0.000
	劳动力受教育程度	-0.102***	0.009	0.000
	劳动力健康状况	-0.464***	0.092	0.000
	农地转出	-0.107	0.093	0.248
	劳动力负担系数	0.575	0.432	0.183
	人情支出	-0.193***	0.012	0.000
控制变量	重大事件	-0.456***	0.168	0.007
	医疗保险参与	0.160*	0.095	0.092
	养老保险参与	-0.177**	0.081	0.030
	政府补助	0.057	0.072	0.426
	常数项	0.158	0.139	0.255
	Prob>chi2	560.830(0.000)		
	Pseudo R ²	0.094		
	Log likelihood	-2715.684		

注:***、**和*分别表示解释变量系数在 1%、5%、10%的水平下显著,后表同。

2. 分样本回归结果

为了进一步检验基准回归模型估计结果的稳健性,同时考虑区域差异对相关分析的影响。本文进行了东中西部区域分样本下农户劳动力禀赋对相对贫困的实证估计。表 4 中模型 II、模型 III、模型 IV 分别代表东、中、西部区域的回归模型,从模型 II、模型 III、模型 IV 实证估计结果可以看出劳动力禀赋特征对相对贫困具有显著的影响且在东中西部之间没有差异,其中劳动力数量对农村家庭相对贫困的发生具有显著的正向影响,受教育程度和健康状况对农村家庭相对贫困的发生均具有显著的负向影响。这在一定程度上验证了研究假设 H₁,即劳动力禀赋对农村相对贫困的发生具有缓解作用,较高的农村家庭劳动力禀赋对应较低的相对贫困发生率。但由表 4 的实证估计结果可以发现劳动力数量对农村家庭相对贫困的发生非但不具有缓解作用,反而可能会使相对贫困状况更加恶劣,可能的原因是劳动力数量通过年龄界定,尽管劳动力成本逐年上升、非农就业机会不断增多,但相关非农就业岗位对劳动力的年龄、禀赋特征要求也越来越高,缺乏经验的年轻劳动力与年龄较大的劳动力可能存在失业风险或从事较低收入的非农工作,考虑其在城市的生活支出,其非农就业的比较优势难以显现。也正如前文所分析劳动力禀赋对收入、贫困发生的减贫作用更多地依托于劳动力质量的提高,而非简单的劳动力数量增加这种“人多力量大”“人多好办事”的传统逻辑。

表 4 东中西部农户劳动力禀赋对相对贫困的实证估计结果

变量名称	模型 II		模型 III		模型 IV	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
劳动力数量	0.122***	0.029	0.109***	0.032	0.117***	0.026
劳动力受教育程度	-0.088***	0.018	-0.092***	0.019	-0.098***	0.013
劳动力健康状况	-0.517***	0.181	-0.807***	0.204	-0.424***	0.129
农地转出	0.036	0.165	-0.071	0.163	-0.208	0.161
劳动力负担系数	-0.016	2.176	0.681	0.894	0.409	0.523
人情支出	-0.174***	0.020	-0.230***	0.024	-0.196***	0.021
重大事件	-1.270***	0.406	-0.282	0.353	-0.158	0.225
医疗保险参与	0.036	0.168	0.365*	0.192	0.081	0.149
养老保险参与	-0.100	0.141	-0.185	0.161	-0.416***	0.133
政府补助	-0.090	0.126	0.030	0.148	0.081	0.115
常数项	-0.055	0.238	0.266	0.272	0.686	0.238
Prob>chi2	171.63(0.000)		200.26(0.000)		205.79(0.000)	
Pseudo R ²	0.096		0.121		0.082	
Log likelihood	-806.931		-728.504		-1146.888	
样本量	1842		1627		2114	

3. 机制分析

在前文劳动力禀赋农村家庭相对贫困具有显著影响的相关研究结论基础上,为了进一步探究劳动力禀赋对农村相对贫困的影响机制,本文将考察农村家庭劳动力非农就业的中介效应。表 5 中模型 V 是在表 3 模型 I 的基础上,加入非农就业变量的回归结果。模型 I 和模型 V 的估计结果中劳动力数量、受教育程度与健康状况等劳动力禀赋特征都对农村家庭相对贫困的发生有显著影响,但加入非农就业变量后,系数有所减小,影响有所收敛,可以证实非农就业在劳动力数量、受教育程度与健康状况等劳动力禀赋影响农村家庭相对贫困中具有一定的中介作用。

表 5 中介效应判断

N=5583

变量类型	变量名称	模型 V		
		系数	标准误	P 值
核心变量	劳动力数量	0.120***	0.016	0.000
	劳动力受教育程度	-0.073***	0.009	0.000
	劳动力健康状况	-0.335***	0.093	0.000
中介变量	非农就业	-1.813***	0.269	0.000
	农地转出	-0.062	0.093	0.506
	劳动力负担系数	0.598	0.504	0.236
	人情支出	-0.196***	0.012	0.000
控制变量	重大事件	-0.460***	0.168	0.006
	医疗保险参与	0.083	0.093	0.375
	养老保险参与	-0.223***	0.083	0.001
	政府补助	0.040	0.072	0.580
	常数项	0.287**	0.140	0.041
Prob>chi2		583.410(0.000)		
Pseudo R ²		0.097		
Log likelihood		-2704.391		

本文选取非农就业为中介变量,但非农就业与相对贫困的发生可能互为因果关系,存在内生性问题。为了对中介变量进行内生性检验,本文借鉴王恒等学者相关研究^[32],利用含内生变量的 IV-Probit 模型对中介变量非农就业的内生性进行检验,选取除被访农户外同地区其他农户的平均非农

就业劳动力所占比重作为内生性检验的工具变量,原因在于同一地区不同农户的社会地位和经济状况等相近,被访农户的劳动力非农就业情况与其他农户的劳动力非农就业情况并不直接相关,不会直接对本家庭的相对贫困产生影响,可以认为是外生变量,满足工具变量选取条件。由表 6 模型 VI 中 Wald 模型检验结果可知,模型接受了非农就业作为外生性的原假设,表明模型不存在内生性,变量选取合理。

为验证上述推断,并对研究假设 H_2 进一步判定,采用中介效应模型根据计量方程(1)~(3)可以得到如图 2 所示的影响机制,结果显示在劳动力禀赋特征中,劳动力数量对农村家庭相对贫困的总效应为 -0.175 ,其中间接效应为 -0.027 ,劳动力数量对农村家庭相对贫困通过非农就业的中介效应在总效应中占比为 15.6% 。但此时方程(1)~(3)中的 b_1c_2 与 c_1 的符号相反,根据温忠麟等的相关判定方法可能存在遮掩效应,这时总效应就出现了被遮掩的情况,其绝对值比预料的要低^[33]。劳动力受教育程度对农村家庭相对贫困的总效应为 -0.215 ,间接效应为 -0.067 , b_1c_2 与 c_1 的符号相同,此时部分中介效应可以解释为劳动力数量使农村家庭相对贫困实际下降 21.50% ,其中通过非农就业的中介效应在总效应中占比为 31.2% ,即劳动力受教育程度会通过劳动力非农就业这一路径进而使农村家庭陷入相对贫困的概率减少 6.70% 。劳动力健康状况对农村家庭相对贫困的总效应为 -0.161 ,间接效应为 -0.013 ,其中通过非农就业的中介效应在总效应中占比为 8.0% ,根据符号判断此时为部分中介效应,可以解释为劳动力健康状况使农村家庭相对贫困实际下降 16.1% ,其中 8.0% 的影响效应会通过非农就业这一路径实现,研究假设 H_2 得到验证。

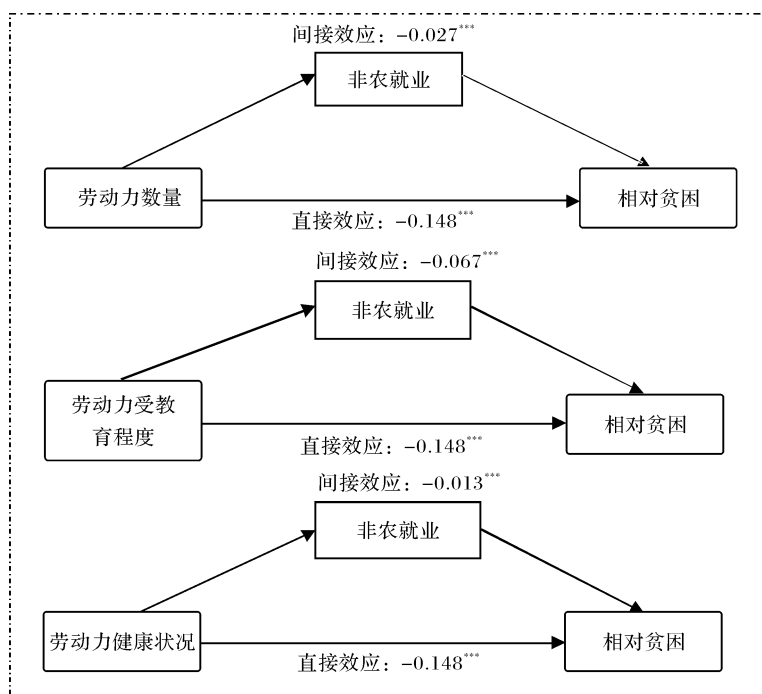


图 2 中介效应关系图

为了更精确地判断非农就业的中介效应,本文进行了 Bootstrap 检验,如表 7 所示上述的直接效应与间接效应均在 1% 的水平上显著,同时由 95% 的置信区间可以发现不论是偏差矫正前还是偏差矫正后,直接效应与间接效应的置信区间均不包含 0 ,中介效应通过 Bootstrap 检验。这使假设 H_2 得到验证,即劳动力禀赋会通过非农就业这一路径进而对农村家庭相对贫困产生影响。但从上述研究结论中可以发现劳动力禀赋特征对农村家庭相对贫困发生的影响除了非农就业这一中介途径外,还可能存在直接效应或通过其他中介变量产生影响。也就是说非农就业是增加收入、缓解相对贫困的

表 6 内生性及工具变量检验

N=5583			
变量类型	变量名称	模型 VI	
		系数	标准误
中介变量	非农就业	-2.365 *	1.388
控制变量	控制变量	控制	控制
Wald chi2		596.15	
Log likelihood		-1362.814	
Wald test		0.302	

重要途径,但却不是唯一的途径。同时需要注意的是非农就业在增加收入的同时,可能会对非农就业群体相对剥夺、幸福感与身份认同感等问题产生负作用^[34-35],因而非农就业要适度,需要通过市场机制与政府引导合理开展。当前国家提倡人才返乡、人才振兴,较高劳动力禀赋的“人才”不论在城市还是农村都是紧缺的,都能够发挥作用,创造价值^[36]。因而相对贫困的缓解重点还在于优化农村劳动力禀赋特征,需要把人力资本开发放在首要位置,这也要求我们回到可持续生计分析框架(SLF)的源头生计资本中去解决问题。

表 7 Bootstrap 方法检验的中介效应及 95% 置信区间

劳动力禀赋	影响机制	效应估计	标准误	95% 的置信区间		偏差校正后 95% 的置信区间	
				下限	上限	下限	上限
劳动力数量	间接效应	-0.027***	0.004	-0.036	0.019	-0.037	0.020
	直接效应	-0.148***	0.019	-0.184	-0.111	-0.185	-0.112
劳动力受教育程度	间接效应	-0.067***	0.009	-0.085	-0.051	-0.085	-0.051
	直接效应	-0.148***	0.019	-0.181	-0.107	-0.180	-0.104
劳动力健康状况	间接效应	-0.013***	0.004	-0.021	-0.006	-0.021	-0.006
	直接效应	-0.148***	0.019	-0.185	-0.111	-0.184	-0.110

四、结论与启示

本文利用 2018 年中国家庭追踪调查数据农村家庭样本,探讨了劳动力禀赋对农村家庭相对贫困的影响,并采用中介效应模型与 Bootstrap 检验验证了非农就业在影响机制中的中介作用,主要结论如下:

第一,当前中国农村家庭相对贫困问题依然较为严峻,以家庭人均纯收入低于全样本家庭中位数 50% 的标准计算,22.8% 的农村家庭存在收入上的相对贫困。第二,劳动力禀赋对农村家庭相对贫困具有显著影响,且不同禀赋特征的影响具有异质性,其中劳动力数量对农村家庭相对贫困的发生具有显著的正向影响,而受教育程度、健康状况等劳动力质量特征变量则表现出了显著的负向影响,即劳动力禀赋对相对贫困的缓解作用更多地依托于劳动力质量的提高。第三,非农就业在劳动力禀赋对农村相对贫困的影响机制中起到中介作用。非农就业是增加收入、缓解相对贫困的重要途径,但却不是唯一的途径,当前“人才”不论在城市还是农村都是紧缺的,因而解决相对贫困重点还在于优化农村劳动力禀赋,开发人力资本。

基于研究结论,引申出以下政策启示:其一,在实现乡村振兴和共同富裕的目标指引下,应着力关注相对贫困问题,建立解决农村相对贫困的长效机制。当前中国农村家庭相对贫困问题依然严峻且将长期存在,这需要政府尽快出台识别相对贫困群体、缓解相对贫困状况的举措与政策^[37-38]。其二,适度增加非农就业机会,提供非农就业信息服务与社会保障支持。政府部门因地制宜地在本县市、本乡镇发展非农产业,重视中小城镇吸纳农民就业的能力,创造本地非农就业机会,同时应提供充分的就业信息、就业渠道和农民工群体的社会保障支持。其三,把人力资本开发放在首要位置,提升劳动力禀赋并发挥其收入增长效应。随着产业结构升级,农村劳动力的收入增长效应与减贫效应越来越依赖于劳动力受教育程度、健康状况等质量的提升而非以往的绝对数量,这就要求政策、舆论引导农村家庭重点关注教育培训、医疗保障的投入,政府各级部门也要通过培训、政策引导等方式支持农村人力资本开发,例如通过非农工作经验传授、就业技能培训等多种形式活动的开展促使农村劳动力适应非农就业岗位的用人要求。其四,关注农村弱势群体的贫困状况,逐步建立相应的支持政策体系。随着城乡劳动力市场流动限制不断减弱,青壮年劳动力已经在绝大多数地区实现了较为充分的外出就业,农村未来的相对贫困不仅是家庭与家庭间的,还可能体现在回乡务农的中老年人和年轻人间,流动群体与留守群体间。这就要求政府部门逐步构建农村弱势群体的相对贫困识别体系及相应的政策支持体系。

参 考 文 献

- [1] 习近平.在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话[R/OL].(2021-02-25)[2021-07-22].https://www.ccps.gov.cn/xtt/202102/t20210225_147575.shtml.
- [2] 顾仲阳.书写人类反贫困史上的中国奇迹[N].人民日报,2021-01-02(2).
- [3] 邢成举,李小云.相对贫困与新时代贫困治理机制的构建[J].改革,2019(12):16-25.
- [4] 何仁伟,李光勤,刘邵权,等.可持续生计视角下中国农村贫困治理研究综述[J].中国人口·资源与环境,2017,27(11):69-85.
- [5] 杨金凤,史江涛.人力资本对非农就业的影响:文献综述[J].中国农村观察,2006(3):74-79,81.
- [6] SCHULTZ T M. Investment in human capital[J].American economic review,1961,151(1):1-17.
- [7] 魏众.健康对非农就业及其工资决定的影响[J].经济研究,2004(2):64-74.
- [8] 张艳华,李秉龙.人力资本对农民非农收入影响的实证分析[J].中国农村观察,2006(6):9-16,22,80.
- [9] 于大川,赵小仕.人力资本能否促进农村劳动力的非农就业参与——基于CHNS面板数据的实证分析[J].农业经济,2016(7):61-63.
- [10] 唐林,罗小锋.贫困地区农户生计资本对大病风险冲击的影响研究——基于结构和水平的双重视角[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(2):49-58,164.
- [11] 任国强.人力资本对农民非农就业与非农收入的影响研究——基于天津的考察[J].南开经济研究,2004(3):3-10.
- [12] 王卫东,白云丽,罗仁福,等.人力资本、政治资本与农村劳动力非农就业[J].劳动经济研究,2020,8(1):26-43.
- [13] 邓力源,唐代盛,余驰晨.我国农村居民健康人力资本对其非农就业收入影响的实证研究[J].人口学刊,2018,40(1):102-112.
- [14] 程名望,盖庆恩, JIN Y H, 等.人力资本积累与农户收入增长[J].经济研究,2016,51(1):168-181,192.
- [15] 刘魏,张应良,田红宇.人力资本投资与农村居民收入增长[J].华南农业大学学报(社会科学版),2016,15(3):63-75.
- [16] 孙敬水,于思源.物质资本、人力资本、政治资本与农村居民收入不平等——基于全国31个省份2852份农户问卷调查的数据分析[J].中南财经政法大学学报,2014(5):141-149,160.
- [17] 杨晶,邓大松,申云.人力资本、社会保障与中国居民收入不平等——基于个体相对剥夺视角[J].保险研究,2019(6):111-124.
- [18] 马文武,刘虔.异质性收入视角下人力资本对农民减贫的作用效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(3):137-147.
- [19] 刘魏.非农就业对城郊农民收入的影响研究[J].西南大学学报(社会科学版),2016,42(5):61-73,190.
- [20] 刘一伟,刁力.社会资本、非农就业与农村居民贫困[J].华南农业大学学报(社会科学版),2018,17(2):61-71.
- [21] 周力,邵俊杰.非农就业与缓解相对贫困——基于主客观标准的二维视角[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(4):121-132.
- [22] 李实.中国农村劳动力流动与收入增长和分配[J].中国社会科学,1999(2):3-5.
- [23] KUNDU A, SARANGI N. Migration, employment status and poverty: an analysis across urban centres[J]. Economic and political weekly, 2007, 42(4): 299-306.
- [24] SEN A. Development as freedom[M]. Oxford: Oxford University Press, 1999.
- [25] 孙伯驰, 段志民. 非农就业对农村家庭贫困脆弱性的影响[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2019, 39(9): 97-113.
- [26] 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.
- [27] VAN VLIET O, WANG C. Social investment and poverty reduction: a comparative analysis across fifteen European countries[J]. Journal of social policy, 2015, 44(3): 611-638.
- [28] FUCHS V. Comment on measuring the size of the low-income population[C]//LEE S. Six papers on the size distribution of wealth and income. New York: National Bureau of Economic Research, 1969.
- [29] 邹宇春, 茅倬彦. 人情支出是家庭负担吗——中国城镇居民的人情支出变化趋势与负担假说[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2018, 32(3): 46-54.
- [30] 臧敦刚, 夏凡迪, 许紫葳. 人情支出会影响农业保险购买意愿吗?——来自四省藏区的经验证据[J]. 管理学报, 2020, 33(3): 83-94.
- [31] 程名望, 史清华, 徐剑侠. 中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释[J]. 经济研究, 2006(4): 68-78.
- [32] 王恒, 秦国庆, 王博, 等. 社会资本、金融借贷与农户多维贫困——基于秦巴山区3省的微观调查数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(11): 167-176.
- [33] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [34] 杨菊华. 中国流动人口的社会融入研究[J]. 中国社会科学, 2015(2): 61-79, 203-204.
- [35] 刘丹, 雷洪. 就业质量、相对剥夺感与农民工的地位层级认同[J]. 学习与实践, 2020(9): 85-97.

- [36] 聂伟.就业质量、获得感对农民工入户意愿的影响[J].农业技术经济,2020(7):131-142.
- [37] 郭儒鹏,周冬梅.精准扶贫:地方经验、现实困境与实践反思——以贵州省苗县为例[J].湖北民族大学学报(哲学社会科学版),2020,38(1):55-62.
- [38] 黄承伟.从脱贫攻坚到乡村振兴的历史性转移——基于理论视野和大历史观的认识与思考[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(4):5-10.

Labor Endowment, Non-agricultural Employment and Relative Poverty

SONG Jiahao, WU Haitao, CHENG Weite

Abstract Based on the realistic background of resolute victory in poverty alleviation, using rural household samples of 2018 China Family Tracking Survey (CFPS), this paper explores the impact of labor endowment on the relative poverty of rural households, and uses the mediating effect model to verify the role of non-agricultural employment in the influence mechanism. The research shows that 22.8% of rural household samples are in relative poverty in terms of income. Labor endowment has a significant impact on the relative poverty of rural households, and the impact of different endowment characteristics is heterogeneous. Among them, the quantity of labor has a significant positive impact on the occurrence of relative poverty in rural households while quality characteristics such as labor's education level and health status show a significant negative impact. Non-agricultural employment plays an intermediary role in the mechanism of labor endowment on rural relative poverty. Therefore, this paper suggests establishing a long-term mechanism to solve the relative poverty in rural areas, encouraging the development of rural household human capital, moderately increasing non-agricultural employment opportunities, and setting up a relative poverty identification system and corresponding policy support system for rural vulnerable groups.

Key words labor endowment; non-agricultural employment; relative poverty; mediating effect

(责任编辑:陈万红)