引用格式：
罗明忠 , 刘子玉 , 郭如良 . 合作参与、社会资本积累与农户相对贫困缓解——以农民专业合作社参与为例 [J]. 农业现代化研究 , 2021, 42(5): 930-940.
Luo M Z, Liu Z Y, Guo R L. Cooperative participation, social capital accumulation, and relative poverty alleviation of farmers: From the perspective of farmers' participation in professional cooperatives[J]. Research of Agricultural Modernization, 2021, 42(5): 930-940.
DOI: 10.13872/j.1000-0275.2021.0070

合作参与、社会资本积累与农户相对贫困缓解
——以农民专业合作社参与为例

罗明忠[1]，刘子玉[1]，郭如良[2*]

（1. 华南农业大学经济管理学院，广东 广州 510642；2. 江西农业大学乡村振兴战略研究院，江西 南昌 330045）

摘 要：合作参与是增加农户社会资本积累、提升农村贫困人口可行能力，进而缓解相对贫困的重要方式之一。基于可行能力理论，构建多维相对贫困指标体系，以河南省农户微观调查数据为例，运用二元 Probit 模型和中介效应模型，分析农民专业合作社的参与率和农户相对贫困水平，探讨合作参与对农户相对贫困的缓解效应及其作用机制。结果表明，样本地区农民专业合作社的参与率为 17.6%，参与度较低；63.6% 的农户存在任意 3 个及以上相对贫困指标被剥夺，相对贫困水平较高。合作参与对农户相对贫困缓解具有显著正向效应，在控制其他变量的情况下，参与农民专业合作社的农户，发生相对贫困的概率会降低 22.9%，进行稳健性检验并考虑内生性后，结论仍然成立。合作参与通过增加社会资本积累缓解农户相对贫困，社会网络和社会信任是其主要的传导机制。同时，户主年龄、性别、政治面貌和家庭成员外出打工经历对农户相对贫困缓解有显著影响。因此，提出要加强和完善农村合作组织建设，增强农户对合作组织减贫的信念，充分发挥农村合作组织的益贫性功效，缓解相对贫困，实现共同富裕。

关键词：农村减贫；相对贫困；合作参与；可行能力；社会资本
中图分类号：F323　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1000-0275（2021）05-0930-11

Cooperative participation, social capital accumulation, and relative poverty alleviation of farmers: From the perspective of farmers' participation in professional cooperatives

LUO Ming-zhong[1], LIU Zi-yu[1], GUO Ru-liang[2]

（1. College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou, Guangdong 510642, China; 2. Rural Revitalization Strategy Research Institute, Jiangxi Agricultural University, Nanchang, Jiangxi 330045, China）

Abstract：Cooperative participation is one of the important ways to increase farmers' social capital accumulation, to enhance the executive ability of the rural poor, and to alleviate relative poverty. Based on the feasibility theory and a micro-survey data of farmers in Henan Province, this paper constructs a multi-dimensional relative poverty index system, analyzes farmers' participation rate of professional cooperatives and the relative poverty level of farmers, and discusses the alleviation effects of cooperative participation on farmers' relative poverty and its mechanism by the binary Probit model and the intermediary effect model. Results show that farmers' participation rate of professional cooperatives in sample areas is low, only 17.6% and 63.6% of farmers are deprived in three or more relative poverty indicators and the relative poverty level is relatively high. Cooperative participation has a significant positive effect on alleviating the relative poverty of farmers. Controlling other variables, the probability of relative poverty of farmers' participation in professional cooperatives will be reduced by 22.9%. After the robustness test and considering the endogeneity, the conclusion is still valid. Cooperative participation can alleviate farmers' relative poverty by increasing social capital accumulation, while social network and social trust are the main transmission mechanism. Simultaneously, age, gender, political status of the household and family members' working experiences have significant impacts on

基金项目：广东省软科学项目（2019A101002115）；广东省自然科学基金项目（2020A1515011202）；江西省社科规划重点项目（20GL03）。
作者简介：罗明忠（1969—），男，江西永新人，教授，博士生导师，主要从事农业经济、减困治理研究，E-mail: luomingzhong@scau.edu.cn；
通信作者：郭如良（1969—），男，江西上犹人，教授，硕士生导师，主要从事农村人力资源研究，E-mail: grlqh26@163.com。
收稿日期：2021-02-01；**接受日期：**2021-06-08
Foundation item: Guangdong Soft Science Project (2019A101002115); Natural Science Foundation of Guangdong Province (2020A1515011202); Key Projects of Social Science Planning in Jiangxi Province (20GL03).
Corresponding author: GUO Ru-liang, E-mail: grlqh26@163.com.
Received 1 February, 2021; **Accepted** 8 June, 2021

the relative poverty alleviation of farmers. Therefore, to alleviate relative poverty and to achieve common prosperity, this paper provides the following suggestions: strengthening and completing the construction of rural cooperative organizations, enhancing farmers' confidence in poverty reduction through cooperative organizations, and giving a full play to the poverty-benefiting function of rural cooperative organizations.

Key words：rural poverty reduction; relative poverty; cooperative participation; feasible ability; social capital

中国已经进入以相对贫困治理为核心的“后减贫时代”，重点是实现巩固拓展脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接。在此过程中，贫困内涵由关注生存需求拓宽到关注多维需求，这意味着减贫治理将更具复杂性和挑战性。提升贫困人口的可行能力被认为是缓解相对贫困和保障减贫治理成效可持续性的关键，其中增加农户的社会资本积累有利于提升可行能力[1]。特别在贫困地区，农民专业合作社等合作组织是产业扶贫的重要载体，有利于丰富农户的社会资本[2]。因此，研究农户参与合作组织的减贫效应及其作用机制，对健全减贫治理长效机制，实现 2035 年远景目标和共同富裕宏伟目标具有重要现实意义。

学术界对合作参与的减贫效应研究主要集中在三个方面。一是农民专业合作社减贫的演变轨迹。从 20 世纪 50 年代初至今，农民专业合作社数量持续扩展（以下简称“合作社”）。特别在 2006 年《中华人民共和国农民专业合作法》颁布后，国内合作社数量呈现快速增长态势。据统计，2020 年全国依法登记注册的合作社达 222.54 万家，辐射带动全国近一半的农户，成为农村居民合作参与的主要途径。合作社被视为贫困群体通过自助、互助等方式实现益贫、脱贫的理想载体[3]，以及提高农业部门绩效、实现农村减贫的重要工具[4]，其在减困治理中既是目的也是手段[5]，有助于贫困人口获取脱贫机会、共享合作组织发展成果、提高相对贫困缓解所需的基本可行能力，对相对贫困缓解具有重要作用。二是农民合作组织对减贫治理的有效性。合作社是减贫的关键，是帮助小农摆脱贫困的主要方式[6]。合作社作为中国发展速度最快、数量最多、覆盖农户最广和接受度最高的合作组织形式[7]，通过提升农户信息获取能力、技术应用能力和需求表达能力等渠道发挥缓贫作用[8]，对农户收入、健康、教育和信息等维度均具有减贫效应[9]，因此，合作参与对改善农户贫困状况具有显著影响[10]。三是农民合作组织参与减贫治理的困境。农户的参与意愿、能力和行为的多维脱嵌，可能导致合作社减困治理功能失灵[11]，合作组织与贫困社员联系不够紧密，合作社与贫困户的利益联结机制仍待完善[12]。但是，既往就合作参与对农户减贫效应的研究，主要以单一收入维度对农户贫困进行测度，难以客观反映农户多维度的“真实贫困”状况；主要聚焦于消除绝对贫困，较少涉及缓解农户相对贫困及其作用机制。当然，合作参与对农户的人力资本、社会资本和金融资本的积累都可能造成影响，基于研究目的，本文聚焦合作参与对农户社会资本积累的积极效应，尝试检验社会资本积累在合作参与影响农户相对贫困路径关系中可能扮演的中介作用。

基于此，本文借鉴可行能力理论，利用 1 002 份河南省农户微观调查数据，构建农户多维相对贫困指标体系，通过二元 Probit 模型和中介效应模型，分析农民专业合作社的参与率和农户相对贫困水平，探讨农民专业合作社参与对农户相对贫困的缓解效应及其作用机制。遵循“合作参与—社会资本积累—农户相对贫困缓解”的逻辑思路，进一步为“后减贫时代”推进乡村振兴与减贫治理有效衔接提供决策参考。

1 理论分析

随着减贫治理历程的演进，人们愈益意识到贫困不仅仅是收入低下，更是基本可行能力的剥夺。而且，收入贫困与多维贫困之间无法划等号，收入贫困难以代表非收入维度的剥夺，收入贫困的消除与多维贫困缓解并不同步[13]。因此，相对贫困的治理目标不仅要兼顾增加农民收入与缩小收入差距，更要关注无法用收入衡量的各种功能性活动组合，即可行能力的剥夺。可行能力被定义为一个人能够实现的各种可选功能活动的机会。从本质上讲，它包括政治自由、经济条件、社会机会、透明性保证和防护性保障 5 种基本的工具性自由[14]。

农民合作组织是支持农村民生发展和扶贫的重要组织[15]，因为合作组织的本质是弱势群体的联合，利益联结是其重要的合作纽带[16]。合作组织不仅具有制度安排上的“天然益贫性”，而且是市场经济条件下实现农村人口相对贫困缓解的理想载体和高效经济组织[17]。相对贫困缓解的关键在于让贫困群体获得自身持续发展的可行能力，而参与式合作可以激发和强化在贫困地区组织参与者的发展能力[18]。由此，合作参与成为农户相对贫困缓解的重要途径之一。

1.1 合作参与对农户减贫治理的效应

合作参与通过资源禀赋重新整合配置的方式，提高贫困农户进入市场的组织化程度，使其突破人力资本和社会资本的束缚。这不仅能有效开发贫困地区的资源，提高农户的可行能力，缓解相对贫困，而且对巩固脱贫成果产生积极作用[19]。“后减贫时代”的农村减贫治理面临着贫困脆弱性问题，从可持续性角度来看，强化贫困农户自身获利机会的能力，才是提高减贫治理整体水平的关键[20]。合作参与除了为贫困农户带来直接的经济收益，还使得贫困社员有机会参与农民专业合作社的具体业务。这一定程度上，能够帮助贫困社员提升个人能力，修复农民在社会适应性和竞争力方面的可行能力缺陷，为缓解农户相对贫困奠定基础。

首先，贫困农户通过与合作社的业务往来，能够拓宽信息获取的渠道，及时掌握农业政策和农产品市场等相关信息，有效减少市场风险带来的经济损失。这意味着合作参与能够有效改善农户经济条件。其次，通过参与合作社提供的各类培训，贫困社员能够采用更先进的生产经营方式，提高农业生产效率，再将释放的剩余劳动时间投入到非农就业或闲暇之中。因此，合作参与能够增加贫困社员的社会机会，改善贫困社员的相对贫困水平。最后，企业导向型模式是农民专业合作社的主要类型之一，企业导向型合作社通过与贫困社员签订具有法律效力的劳动合同，明确保障贫困农户的合法权益，增强贫困农户的透明性保证。另外，贫困社员在农民专业合作社中出资入股能够让其拥有更多的话语权，促进自身社会保障需求的表达，增强其防护性保障。可见，合作参与能够缓解农户相对贫困，当农户参与合作社时，可行能力得到提升，有利于降低其相对贫困发生的可能性。

1.2 社会资本积累在合作参与对农户减贫治理影响中的效应

合作参与通过增加农户社会资本积累缓解其相对贫困。社会资本被视为脱离持续性贫困的重要影响因素，在反贫困领域的重要作用已被理论和实践所证实[21]，主要包括社会网络、社会信任和社会规范等维度。本文聚焦于社会网络和社会信任两个核心维度，因此，将“社会资本积累”定义为通过拓宽社会网络和增强社会信任，实现社会资本的增加。下文将从两条主要传导机制阐述社会资本积累在合作参与对农户减贫治理影响中的效应，从理论上厘清合作参与、社会资本积累和农户减贫治理三者之间的关系。

首先，社会资本是以社会网络为核心载体的资源。社会网络是建立在个体成员之间互动和接触基础上的一种相对稳定的社会关系，合作参与对贫困农户构建社会网络具有重要影响。第一，合作社的运营以广泛合作互动为基础，任何合作都离不开社会基础和关系网络的支持。然而，贫困来自社会固化，而社会固化源于家庭所处的社会网络，即贫困人群所植根的人际网络不能提供取得成功所需的信息和机遇。贫困农户的社会网络圈较小，可利用的社会资源较少，加入农民专业合作社成为农村地区农民间社会交往，扩大社会网络的重要方式。第二，农民参与是合作社发挥“益贫性”功能的前提，参与合作社的决策与贫困农户的社会网络密切相关[22]。根据关系强度，社会网络可分为弱关系网络和强关系网络。弱关系网络有助于改善贫困农户对合作社的认知，提高贫困农户参与合作社的程度；强关系网络有利于增进合作社成员间的关系，提高合作社成员间的互信，最终提高贫困农户参与合作社的程度[23]。第三，通过合作参与搭建起贫困农户互帮互助的平台，不仅有助于扩大个体社会网络和强化家庭社会网络，而且合作社提供的各类培训活动，有利于贫困社员的人力资本积累，促进其与社会资本的良性互动，实现可行能力的综合提高。总之，合作参与通过扩大社会网络，增加农户社会资本积累，进而在缓解农户相对贫困方面产生积极效应。

其次，社会资本的另一核心维度是社会信任。社会信任是个体交往行为的基石，信任来自于共同社群个体反复交往的历史和互惠模式[24]。第一，加入合作社有助于提升成员的认知能力，提高成员参与积极性，并进一步提升成员间的互信程度。因此，合作社参与有助于提高社会信任[25]。第二，社会信任是合作社内部资金互助的前提和基础。社会信任有益于农户之间沟通，减少农户之间的合作障碍，有利于参与者之间开展更多的合作，为实现更高层次的合作提供可能，有助于减少信息不对称和规避风险，缓解贫困社员的相对贫困状况[26]。第三，合作社作为农户之间的共同社群，通过畅通组织成员之间合作共赢的互动渠道，联结合作共事纽带，降低交易的时间和物质成本，形成社员间的互惠模式，建立起更稳固的社会信任，积累更丰富的社会资本，实现相对贫困缓解。

总之，合作参与通过扩大农户的社会网络，增强农户间的社会信任，进而增加农户社会资本积累，对农户相对贫困缓解发生作用。

2 研究方法

2.1 数据来源

本文所使用的数据来源于项目团队 2017 年对河南省部分农户的调研数据。调查内容主要包含农民家庭特征、合作参与、社会保障、经营特征和村庄特征等方面。调研共分为两个阶段实施。第一阶段选取正阳县作为样本县，以村庄人均纯收入等指标为依据，从中抽取 10 个乡镇，每个乡镇选取 5 个村庄，在每个村庄随机抽取 40 户样本农户，共发放 2 000 份问卷，回收有效问卷为 1 914 份。第二阶段调查基于小麦播种面积、农村居民人均可支配收入和地理位置等指标，在河南省东部、西部、中部、南部和北部分别抽取一个县作为样本县，分别为杞县、新安县、舞阳县、上蔡县和安阳县。同时，依据每个样本县的乡镇经济发展水平进行五等分，在每份中抽取一个乡镇。并且，对每个样本乡镇按照经济水平将所有村庄分为两组，在两组村庄中各抽取一个样本村，每个样本村抽取 40 户样本户，共计 2 000 个样本。课题组两次累计调查 4 000 户农户，最终获得有效问卷 3 914 份，问卷有效率为 97.85%。依据本研究所需指标，删除缺失关键解释变量的样本，最终获得有效样本 1 002 个。

河南省是全国的农业大省和人口大省，据中国统计年鉴（2020）的数据显示，河南省农村居民人均可支配收入为 15 163.7 元，低于全国农村居民人均可支配收入（16 020.7 元），位列全国的第 16 位，处在全国中等水平。此外，2012 年底河南省贫困发生率为 9.28%，贫困人口中有 70% 以上生活在“三山一滩”地区，贫困人口分布广、贫困程度相对较深，减贫治理任务繁重。2017 年河南省 106.2 万农村贫困人口脱贫，完成了年度脱贫人口 100 万的目标，2020 年实现贫困人口全部脱贫。采用河南省抽样调查数据研究农村减贫治理问题，具有一定的代表性。

2.2 变量选取

1）被解释变量。本文以世界银行的多维贫困指标体系为依据，基于阿玛蒂亚 · 森的可行能力贫困理论，借鉴罗明忠等 [27]、仲超和林闽钢 [28] 的研究，构建农户多维相对贫困识别指标体系，共由经济条件（收入水平）、社会机会（教育水平和技术培训）、透明性保证（劳动合同）和防护性保障（养老保险和医疗保险）4 个维度的 6 个指标组成。采用学界普遍使用的等权重方法计算出农户被剥夺指标数，设定 3/6 作为相对贫困的剥夺临界值，即指标体系中，存在任意 3 个及以上的指标被剥夺，则该农户被视为处于相对贫困状态，赋值为 0；否则赋值为 1。详细相对贫困的剥夺临界值判断标准见表 1。

表 1　农户多维相对贫困识别指标体系

Table 1　Multi-dimensional relative poverty identification index system for farmers

维度	指标	相对贫困剥夺临界判断标准
经济条件	收入水平	收入水平低于所在地农村居民中位数收入的 50% 视为相对贫困
社会机会	教育水平	最高学历低于初中视为相对贫困
	技术培训	没有参加过技术培训视为相对贫困
透明性保证	劳动合同	家人外出务工没有签订书面劳动合同视为相对贫困
防护性保障	养老保险	没有购买养老保险视为相对贫困
	医疗保险	没有购买医疗保险视为相对贫困

2）关键解释变量。有研究显示，在众多合作参与的形式中，合作社的“益贫性”具有较强的代表性 [17]，发展合作社是小农户的理性选择，也是伴随农业生产现代化与规模化发展的必然产物 [29]。基于此，本文选取农民专业合作社参与作为合作参与的代理变量，参与赋值为 1，未参与赋值为 0。

3）中介变量。前所述及，合作参与通过增加社会资本积累，缓解农户相对贫困。社会资本是能够通过行动提高经济效率的网络、信任和规范。由于规范与制度的概念比较相近，属于较为宏观的概念，难以在家庭层面进行度量，且其发挥的作用很难与社会网络和信任的作用独立分开，因此，本文从社会网络和社会信任两个维度刻画样本的社会资本。参考刘一伟和刁力 [30] 的研究，选取“家庭人均礼金支出的对数”和“对村集体信任度”分别作为社会网络和社会信任的代理变量。

4）其他控制变量。参考陈爱丽等 [31] 的研究，选取个人特征、家庭特征和村域特征作为控制变量纳入回归分析。个人特征变量包括年龄、性别、是否党员和风险偏好，其中，风险偏好包括 5 种类型，主要依据受访者对 5 种情形的选择划定：如果选择“确定获得 1 000 元人民币”，归为风险保守型；如果选择“有一半机会获得 900，一半机会获得 1 600”，归为风险稳健型；如果选择“有一半机会获

得 800，一半机会获得 2 000”，归为风险平衡型；如果选择“有一半机会获得 400，一半机会获得 3 000”，归为风险积极型；如果选择“有一半机会获得 0，一半机会获得 4 000”，归为风险激进型。家庭特征变量包括承包地总面积、家庭人口数和外出打工经历；村域特征变量包括地形条件和交通条件。

具体变量定义和描述性统计见表 2。

表 2 变量定义与描述性统计分析

Table 2 Variable definitions and descriptive statistics

变量类型	变量名称	定义与度量	均值	标准差
被解释变量	农户相对贫困	多维相对贫困识别指标体系中有 3 个及以上的指标被剥夺视为相对贫困，赋值为 0；否则赋值为 1	0.364	0.481
解释变量	合作参与	是否参与农民专业合作社：1= 是；0= 否	0.176	0.461
中介变量	社会网络	家庭人均礼金支出的对数	7.616	0.893
	社会信任	对村集体信任度：1= 不信任；2= 一般；3= 信任	2.078	0.519
控制变量	户主年龄	户主年龄（岁）	55.662	11.471
	户主性别	1= 男；0= 女	0.937	0.243
	是否党员	1= 是；0= 否	0.096	0.294
	风险偏好	1= 风险保守型；2= 风险稳健型；3= 风险平衡型；4= 风险积极型；5= 风险激进型	1.520	1.026
	承包地总面积	家庭承包地总面积（hm^2）	0.461	0.340
	家庭人口数	家庭人口数（人）	4.333	1.740
	外出打工经历	家庭成员是否拥有外出打工经历：1= 是；0= 否	0.753	0.431
	地形条件	村所处地形：1= 山区；2= 丘陵；3= 平原	2.890	0.340
	交通条件	村交通条件：1= 很差；2= 较差；3= 一般；4= 较好；5= 很好	3.096	0.925

2.3 分析方法

1）基准回归模型。由于被解释变量为二分类变量，且本文所用数据符合正态分布，在借鉴相关研究的基础上，选择建立二元 Probit 模型进行实证检验 [32]，模型设定为：

$$\begin{aligned}\text{Probit}\left(P_i\right) &= \ln\frac{P(Y_i=1)}{1-P(Y_i=1)} \\ &= \alpha_0+\alpha_1 C_i+\alpha_{2n}X_i+\varepsilon_i\end{aligned} \quad (1)$$

式中：P_i 代表农户相对贫困的概率，Y_i 为因变量，表示农户 i 的相对贫困状况；C_i 表示农户 i 的合作参与情况，X_i 表示其他影响农户相对贫困的控制变量，包括个体、家庭和村域等层面的变量，a_0 为常数项，a_1 和 a_{2n} 为待估参数，ε_i 为随机扰动项。

2）中介效应模型。为检验合作参与对农户相对贫困缓解的作用机制，本文参照一般通用的中介检验方法，设定中介效应模型为：

$$R_i = c_0 + c_1 C_i + c_{2n} X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$S_i = a_o + a_1 C_i + a_{2n} X_i + \mu_i \quad (3)$$

$$R_i = b_0 + c' C_i + b_1 S_i + b_{2n} X_i + \tau_i \quad (4)$$

式中：R_i、C_i 和 S_i 分别表示农户相对贫困、合作参与和社会资本；a_0、b_0 和 c_0 为常数项，a_1、b_1、c_1、c'、a_{2n}、b_{2n} 和 c_{2n} 为待估参数；ε_i、μ_i 和 τ_i 为误差项。

具体检验步骤为：首先，对回归系数 c_1 的显著性进行检验，如果显著，则继续进行检验，否则，停止检验；其次，检验回归系数 a_1 和 b_1 的显著性，如果都显著，则对回归系数 c' 进行检验，如果 c' 不显著，表明 M 是完全中介效应，如果 c' 显著，且 a_1b_1 与 c' 同符号，则 M 是部分中介效应；最后，如果回归系数 a_1 和 b_1 至少有一个不显著，则用 Bootstrap 法直接检验 H_0：a_1b_1=0，如果显著，且 c' 显著，a_1b_1 与 c' 同符号，表明 M 发挥了部分中介效应。

3 结果与分析

3.1 农户相对贫困与合作参与情况分析

调研结果显示，1 002 个有效样本中，有 638 个农户在多维相对贫困指标体系内存在任意 3 个及以上的指标被剥夺，占比达 63.6%，有 364 户被剥夺程度低于 3 个维度，占比为 36.4%（表 2）。究其原因，可能是本文聚焦多维贫困，不局限在单一收入贫困问题上，侧面反映与解决绝对贫困相比，相对贫困治理任务更加艰巨。

样本农户参与农民专业合作社的均值为 0.176（表 2），表明样本地区农户合作参与度较低。这可能与样本家庭承包地面积较小有关，小规模种植户还未能充分意识到加入合作社对家庭相对贫困缓解的重要作用，从而导致合作参与率较低。样本地区农户的社会网络和社会信任所表征的社会资本积累较为明显。样本农户的户主性别大部分为男性，户

主年龄平均 55.662 岁，以中老年为主；风险偏好的均值为 1.520，该数值介于风险保守型与风险稳健型之间，表明多数农户的主观风险承受能力较低。样本家庭承包地总面积的均值为 0.461 hm^2，家庭人口数均值为 4.333 人，家庭成员存在外出打工经历的概率为 0.753，表明非农就业现象在农村地区十分普遍。从村域层面看，样本地区以平原为主，交通条件较好。

3.2 合作参与对农户相对贫困缓解的影响分析

基准回归结果显示，合作参与有利于农户相对贫困缓解。是否参与合作社对农户相对贫困缓解通过了 1% 统计水平的检验，且回归系数为正，进一步计算边际效应得到的结果显示，在其他控制变量不变的前提下，参与合作社的农户发生相对贫困的概率会降低 22.9%（表 3），表明合作社参与能够有效缓解农户相对贫困。可能的原因在于，合作社作为一种紧密型的合作参与形式，使农户能够更为充分利用地缘、血缘和业缘的优势，帮助不同禀赋的农户重新整合配置资源，有利于促进农户社会资本积累、拓宽信息渠道和提高可行能力，为农户避免陷入相对贫困提供机会和可能。由于本文的被解释变量是以可行能力为度量依据构建的农户多维相对贫困，表明合作参与通过对多维相对贫困的社会机会、透明性保证和防护性保障等多个维度发挥积极作用，降低农户相对贫困的发生率。可见，减贫治理，尤其是相对贫困的缓解，不是简单地提高收入，而是要努力实现人们能够实际享有的生活改善和实际拥有的自由提升。

表 3　合作参与对农户相对贫困影响的基准回归结果

Table 3　Benchmark regression results of the impacts of cooperative participation on farmers' relative poverty

变量	基准模型		边际效应	
	系数	标准误	系数	标准误
合作参与	0.653***	0.230	0.229***	0.080
户主年龄	0.016***	0.004	0.005***	0.001
户主性别	0.481***	0.184	0.169***	0.064
是否党员	0.807***	0.144	0.283***	0.048
风险偏好	-0.008	0.041	-0.003	0.014
承包地总面积	-0.169	0.132	0.059	0.046
家庭人口数	-0.048*	0.026	-0.017*	0.009
外出打工经历	0.341***	0.105	0.120***	0.036
地形条件	0.100	0.122	0.035	0.043
交通条件	0.037	0.046	0.013	0.016
常数项	-2.170***	0.511		
调整后的 R^2	0.062			

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著（下同）。

控制变量对农户相对贫困缓解的影响效应各异。其中，户主年龄、性别、政治面貌和外出打工经历对农户相对贫困缓解具有显著正向影响；家庭人口数量对农户相对贫困缓解具有显著的负向影响（表 3）。需要说明的是：具有外出打工经历的农户会依托其在打工经历中获取的知识和经验，通过消化、吸收和融合，提高家庭资源获取和整合能力，并使其成为自身能力的一部分，进而使其相对贫困状况得以缓解 [33]。

3.3 稳健性检验

为进一步验证上述结果的稳健性，本文通过更换核心解释变量的方法重新进行回归估计，选用“专业技术协会参与”替换基准模型中的“农民专业合作社参与”，并运用二元 Probit 模型进行估计。结果显示，专业技术协会参与对农户相对贫困缓解具有显著正向影响，并通过 1% 的显著性检验，相较于未参与专业技术协会的农户，在其它控制变量不变的条件下，参与专业技术协会的农户发生相对贫困的概率将减少 35.1%（表 4），表明前文研究结论具有稳健性。

从边际效应的具体数值来看，专业技术协会参与对农户相对贫困缓解的作用高于合作社参与。可能的原因在于，专业技术协会主要为农户提供最基本的技术帮助，有技术需求的农户均可参与，因此农户具有较低的参与门槛，而低参与门槛增加了农户参与的可能性，使得可行能力较低的农户也能够参与其中，更大程度地帮助贫困农户积累社会资本，最终导致专业技术协会参与的减贫效应高于合作社参与。表明参与门槛较低的合作组织，在缓解农户相对贫困方面的“益贫性”功效强于参与门槛较高的合作组织，需降低合作组织的参与门槛，提高农户参与合作组织的可及性，才能更好促进农户相对

表 4 稳健性检验结果

Table 4 Robustness test results

变量	基准模型		边际效应	
	系数	标准误	系数	标准误
合作参与	1.005***	0.294	0.351***	0.101
户主年龄	0.015***	0.004	0.005***	0.001
户主性别	0.465**	0.185	0.162**	0.064
是否党员	0.843***	0.145	0.295***	0.048
风险偏好	-0.011	0.041	-0.004	0.014
承包地总面积	-0.143	0.131	-0.050	0.046
家庭人口数	-0.044*	0.026	-0.015*	0.009
外出打工经历	0.296***	0.105	0.103***	0.036
地形条件	0.065	0.121	0.023	0.042
交通条件	0.046	0.045	0.016	0.016
常数项	-1.994***	0.507		
调整后的 R^2	0.066			

贫困缓解。

3.4 内生性检验

1）自选择偏差导致的内生性问题检验。由于是否参与合作是农户自选择行为，因此合作参与对农户相对贫困缓解的影响效应可能存在自选择偏差，从而产生内生性问题。忽视自选择偏差导致的内生性问题会使得回归结果有偏，为此，本文采用倾向得分匹配法（PSM）重新估计了合作参与对农户相对贫困缓解的影响。结果显示，农户参与合作社对农户相对贫困缓解具有显著正向影响，并通过显著性检验，且三种匹配方法估计结果相似（表 5），可以在一定程度上反映匹配结果的稳健性。通过进一步匹配分析的结果显示，农户加入合作社有利于缓解农户的相对贫困状态，与基准回归结果一致，表明前文研究结论可靠。

表 5 合作参与对农户相对贫困缓解的倾向匹配得分法估计结果

Table 5 Estimation result of the tendency matching score model

匹配方法	处理组	控制组	ATT	标准误	T 值
最近邻匹配法	0.314	0.114	0.200**	0.096	2.08
卡尺匹配法	0.600	0.358	0.242***	0.088	2.76
核匹配法	0.600	0.360	0.240***	0.088	2.73

为检验 PSM 估计结果的可靠性，需要进行平衡性检验来验证匹配后处理组和控制组是否存在系统差别。本文以卡尺匹配法为例，对样本数据进行了平衡性检验，结果显示，参与合作社的农户和未参与合作社的农户，经过匹配后的样本均值更加接近。由 T 检验结果可知，匹配前的处理组和控制组在年龄、是否党员、承包地总面积等均存在显著的差异，经过匹配后，大多数变量的标准化偏差均大幅度减少，且多数变量匹配后的标准化偏差低于 10%（表 6），意味着多数变量接受实验组和控制组无系统差异的原假设，可以认为样本之间的个体差异基本消除，倾向匹配得分法进行内生性检验合理。

2）互为因果导致的内生性问题检验。基准回归模型可能存在互为因果导致的内生性问题，因而，使用可处理内生性的扩展回归模型（Extended regression model，ERM）重新进行回归，以规避可能存在的内生性问题。ERM 模型与传统的回归模型相比，最大优点是可以同时应对解释变量或控制变量的内生性、内生性的样本选择等多重内生性问题，是国际较为前沿的内生性处理模型，能够适用于变量为离散和连续等多种类型。本文借鉴郭如良等[34]的研究，选取“村庄其他农户合作社参与”的均值作为合作参与的工具变量。从相关性来看，“羊群效应”在农户行为中广泛存在，因此村庄其他农户参与合作社的行为，与农户合作参与行为密切相关，这一相关性在表 7 的工具变量回归结果中得到验证，工具变量对农户合作参与的回归系数为 1.639，并在 1% 的显著性水平下显著；从外生性考虑，工具变量很难直接影响农户个体的相对贫困水平，因此符合工具变量要求。利用 ERM 中的内生 Probit 模型（eprobit）重新估计的结果，合作参与对相对贫困缓解的影响系数为 1.728，并通过了 1% 显著性水平的检验（表 7）。说明在考虑内生性后，合作参与仍能显著抑制农户相对贫困，前文研究结论具有可

表 6　平衡性检验结果

Table 6　Balance test results

控制变量	匹配前均值		匹配后均值		标准化偏差（%）	T 检验	
	实验组	控制组	实验组	控制组		t 值	P > t
户主年龄	51.03	55.84	51.51	53.27	-14.70	-0.63	0.532
户主性别	0.95	0.93	0.94	0.94	1.00	0.04	0.967
是否党员	0.30	0.09	0.26	0.20	14.80	0.56	0.577
风险偏好	1.43	1.52	1.43	1.45	-2.60	-0.11	0.912
承包地总面积	11.68	6.73	10.48	9.61	13.40	0.56	0.577
家庭人口数	4.49	4.33	4.57	4.51	3.80	0.16	0.870
外出打工经历	0.68	0.76	0.69	0.71	-4.80	-0.20	0.842
地形条件	2.81	2.89	2.80	2.83	-7.00	-0.26	0.799
交通条件	3.08	3.10	3.14	3.12	2.90	0.13	0.900

表 7　合作参与对农户相对贫困影响的 ERM 回归结果

Table 7　Extended regression results of the impacts of cooperative participation on farmers' relative poverty

变量	合作参与		相对贫困	
	系数	标准误	系数	标准误
合作参与	-	-	1.728***	0.506
户主年龄	-0.022***	0.008	0.017***	0.004
户主性别	-0.339	0.329	0.488***	0.185
是否党员	0.751***	0.219	0.682***	0.148
风险偏好	-0.059	0.083	-0.007	0.040
承包地总面积	0.062***	0.013	-0.018**	0.009
家庭人口数	0.035	0.059	-0.044*	0.025
外出打工经历	-0.287	0.180	0.355***	0.104
地形条件	-0.550***	0.194	0.136	0.121
交通条件	0.065	0.071	0.035	0.045
工具变量	1.639***	0.285	-	-
常数项	0.472	0.902	-2.354***	0.510
Wald 检验值	73.58***			

靠性。

3.5 合作参与对农户相对贫困缓解的作用机制

从前文分析可见，合作参与对农户相对贫困缓解具有显著正向影响。合作参与可能通过增加社会资本积累，缓解农户相对贫困，包括社会网络和社会信任维度。本文借鉴 Baron 和 Kenny[35] 的研究，采用中介效应法对上述作用机制进行验证。

1）社会网络在合作参与影响农户相对贫困路径关系中的中介效应检验。合作参与对社会网络的回归结果显示，合作参与对社会网络具有显著正向影响，并通过 5% 的显著性检验（表 8），表明农户参与农民专业合作社有助于农户扩大社会网络，增加社会资本积累；引入社会网络变量后，合作参与和社会网络对农户相对贫困缓解均具有显著的正向影响，社会网络的影响通过 10% 的显著性检验，依据前文中介效应模型检验步骤可知，社会网络在合作参与影响农户相对贫困缓解的关系中起着部分中介作用。原因在于，对比未加入合作社的农户，加入合作社的农户家庭，拥有了在农村地区进行社会交往并扩大社会网络的互动机会，有利于突破固化的社会网络圈层，拓展可利用的社会资源。缓解农户进入由于家庭社会网络不能提供成功所需的信息和资源，继而导致社会固化所产生的贫困陷阱之中[24]。

2）社会信任在合作参与影响农户相对贫困路径关系中的中介效应检验。合作参与对社会信任具有显著正向影响，并通过 1% 的显著性检验（表 8），表明农户参与合作社有利于农户增强社会信任，增加社会资本积累；引入社会信任变量后，合作参与和社会信任对农户相对贫困缓解均具有显著的正向影响，社会信任的影响通过 1% 的显著性检验，依据前文中介效应模型检验步骤可知，社会信任在合作参与影响农户相对贫困缓解的关系中起着部分中介作用。原因在于，合作社参与有助于提高社会信任，而社会信任的提升，不仅是社员间资金互助的前提和基础，更有益于减少农户合作的沟通阻碍，

表 8 合作参与对农户相对贫困缓解的作用机制检验结果

Table Test results of the mechanism of cooperative participation in alleviating farmers' relative poverty

变量名称	农户相对贫困		社会网络		农户相对贫困		社会信任		农户相对贫困	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
合作参与	0.653***	0.230	0.291**	0.159	0.821***	0.249	0.865***	0.234	0.594***	0.230
社会网络					0.100*	0.058				
社会信任									0.200***	0.068
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制		已控制	
调整后的 R^2	0.062		0.082		0.041		0.021		0.069	

形成社员间的互惠模式，进而缓解贫困社员的相对贫困状况。

综上所述，合作参与通过扩大社会网络和增强社会信任，缓解农户相对贫困。

4 结论与启示

4.1 结论

研究表明，合作参与对农户相对贫困缓解具有显著正向影响，在控制其它变量不变的前提下，参与合作社的农户陷入相对贫困的概率会减少 22.9%，通过替换核心解释变量进行稳健性和内生性检验后，结论仍然成立。户主年龄、性别、政治面貌和家庭成员外出打工经历对农户相对贫困缓解具有显著正向影响。参与门槛较低的农村专业技术协会在缓解农户相对贫困的“益贫性”强于参与门槛较高的农民专业合作社。低参与门槛的专业技术协会对农户相对贫困缓解的边际效应为 35.1%。合作参与通过社会资本积累作用于农户相对贫困缓解，其中，社会网络和社会信任是其主要的传导机制。加入农民专业合作社的农户家庭，拥有了在农村地区进行社会交往并扩大社会网络、增强社会信任的互动机会，有助于农户相对贫困缓解。

当然，限于数据的可获得性，本研究的样本来源仅限于河南省。尽管具有河南省较大样本的农户抽样调查数据做支撑，但样本在全国范围的代表性仍然受限，结论推广可能存在一定的局限性。扩大样本范围进行研究将是未来的努力方向之一。同时，相对贫困具有多维性特征，农户相对贫困尚无统一的衡量标准，尽管本文通过参考已有研究对农户相对贫困进行了刻画，但随着社会经济发展状况变化，农户相对贫困测度标准也在不断变化，需要在未来研究中作进一步探讨。另外，由于农户相对贫困的影响因素复杂多样，本文的控制变量可能不足以完美涵盖所有影响因素，需要在未来研究中进一步完善。

4.2 启示

1）进一步加强和完善农村合作组织建设。应加大对吸纳相对贫困农户的合作组织的扶持力度，引导农户转变生产经营理念 [36]，创造相对宽松的外部环境，支持在农村发展具有益贫功能的合作社、农民技术协会等合作组织；加强合作组织规范化建设与管理，鼓励相对贫困人口自主联合，进一步提高农民的组织化程度，充分发挥各种经济联合体的益贫性功能，实现自我服务与自我发展 [37]。

2）重视发挥合作组织对农户相对贫困的减贫作用。要采用多种形式，积极推动合作社减贫理念的发展和成熟，鼓励合作社负责人、专业大户和家庭农场主等拥有较丰富社会资本的主体，自觉自愿参与减贫治理。在全社会营造“共生、共赢、共享”的环境和机制，强化人们的互助意识，增强人们扶贫济困的社会责任，激励社会资本充沛的主体与社会资本匮乏的主体融入合作组织，既实现相对贫困人口社会资本增加，进而带动其脱贫致富，又实现社会资本丰富群体参与减贫的经济理性与价值理性的统一，让广大人民群众真正获得幸福感、安全感和获得感，让民生福祉水平切实得以提升，促进共同富裕宏伟目标的实现。

3）增强贫困农户对合作组织减贫的信念。正如 2019 年诺贝尔经济学奖获得者班纳吉和迪弗洛所言，要摆脱贫困，需要改变穷人的信念 [38]。合作组织的减贫效应，必须基于贫困主体的广泛参与才能更好地发挥功效，因此，应加大合作理念的普及与宣传，帮助贫困农户确立合作组织助贫益贫的信念，降低合作参与的门槛，提高参与的积极性和可得性，增进农户的合作参与度，推进农户相对贫困缓解，实现乡村振兴与减贫治理的有效衔接，最终实现共同富裕的发展目标。

参考文献：

[1] 张子豪，谭燕芝．认知能力、信贷与农户多维贫困 [J]. 农业技术经济，2020(8): 54-68.
Zhang Z H, Tan Y Z. Cognitive abilities, credit and multidimensional poverty of farmers[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2020(8): 54-68.

[2] 张连刚，陈卓．农民专业合作社提升了农户社会资本吗？——

基于云南省 506 份农户调查数据的实证分析 [J]. 中国农村观察 , 2021(1): 106-121.
Zhang L G, Chen Z. Do farmers' specialized cooperatives increase farmers' social capital? An analysis based on survey data from 506 farmers in Yunnan Province[J]. China Rural Survey, 2021(1): 106-121.

[3] 赵晓峰 , 邢成举 . 农民合作社与精准扶贫协同发展机制构建 : 理论逻辑与实践路径 [J]. 农业经济问题 , 2016, 37(4): 23-29, 110.
Zhao X F, Xing C J. Construction of cooperative development mechanism of farmers' cooperatives and precision poverty alleviation: Theoretical logic and practical path[J]. Issues in Agricultural Economy, 2016, 37(4): 23-29, 110.

[4] 丁忠兵 . 农村集体经济组织与农民专业合作社协同扶贫模式创新 : 重庆例证 [J]. 改革 , 2020(5): 150-159.
Ding Z B. The model innovation of cooperative poverty alleviation between rural collective economic organizations and farmers' professional cooperatives: The case of Chongqing[J]. Reform, 2020(5): 150-159.

[5] 陈家涛 . 农民合作组织参与贫困治理的动力机制及制约因素 [J]. 管理学刊 , 2019, 32(6): 36-43.
Chen J T. The dynamic mechanism and confinement factors of peasant cooperative organization participating in poverty governance[J]. Journal of Management, 2019, 32(6): 36-43.

[6] 联合国粮食及农业组织 . 世界粮食日 : 联合国强调农业合作社是与饥饿作斗争的关键 [EB/OL]. [2012-10-16]. https://news.un.org/zh/story/2012/10/182112.
Food and Agriculture Organization of the United Nations. World food day: The United Nations emphasizes that agricultural cooperatives are the key to fighting hunger[EB/OL]. [2012-10-16]. https://news.un.org/zh/story/2012/10/182112.

[7] 董莹 , 穆月英 . 合作社对小农户生产要素配置与管理能力的作用——基于 PSM-SFA 模型的实证 [J]. 农业技术经济 , 2019(10): 64-73.
Dong Y, Mu Y Y. Research on the role of cooperatives in production factor allocation and management ability of small farmers—Empirical analysis based on PSM-SFA model[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2019(10): 64-73.

[8] 杨艳琳 , 袁安 . 精准扶贫中的产业精准选择机制 [J]. 华南农业大学学报 (社会科学版), 2019, 18(2): 1-14.
Yang Y L, Yuan A. Industrial accurate selection mechanism in accurate poverty alleviation[J]. Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition), 2019, 18(2): 1-14.

[9] 张淑辉 . 合作经济组织的多维减贫效应分析 [J]. 财经问题研究 , 2019(10): 122-129.
Zhang S H. The multi-dimensional poverty reduction effect of the cooperative economic organization[J]. Research on Financial and Economic Issues, 2019(10): 122-129.

[10] 刘俊文 . 农民专业合作社对贫困农户收入及其稳定性的影响——以山东、贵州两省为例 [J]. 中国农村经济 , 2017(2): 44-55.
Liu J W. The impact of farmers' specialized cooperatives on rural poor households' income: Evidences from Shandong and Guizhou provinces[J]. Chinese Rural Economy, 2017(2): 44-55.

[11] 崔宝玉 , 孙倚梦 . 农民合作社的贫困治理功能会失灵吗——基于结构性嵌入的理论分析框架 [J]. 农业经济问题 , 2020(12): 17-27.
Cui B Y, Sun Y M. The poverty governance function of farmer cooperatives will fail: Theory analysis framework based on structural embedding[J]. Issues in Agricultural Economy, 2020(12): 17-27.

[12] 袁伟民 , 唐丽霞 . 农民合作社资产收益扶贫 : 理论阐释与路径创新 [J]. 西北农林科技大学学报 (社会科学版), 2020, 20(5): 48-55.
Yuan W M, Tang L X. Poverty alleviation through asset income of farmers' cooperatives: Theoretical interpretation and path innovation[J]. Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition), 2020, 20(5): 48-55.

[13] Bourguignon F, Chakravarty S R. The measurement of multidimensional poverty[J]. Journal of Economic in Inequality, 2003, 1(1): 25-49.

[14] 阿玛蒂亚 · 森 . 以自由看待发展 [M]. 任赜 , 于真 , 译 . 北京 : 中国人民大学出版社 , 2002: 86-89.
Sen A. Development as Freedom[M]. New York: Alfred A. Knopf, 1999.

[15] Getnet K, Anullo T. Agricultural cooperatives and rural livelihoods: Evidence from Ethiopia[J]. Annals of Public and Cooperative Economics, 2012, 83(2): 181-198.

[16] 罗明忠 , 邱海兰 . 声誉机制、利益联结与合作治理——源于江西 LN 公司的思考 [J]. 江苏大学学报 (社会科学版), 2020, 22(2): 24-38.
Luo M Z, Qiu H L. Reputation mechanism, benefit linking and cooperative governance: A case study of Jiangxi LN company[J]. Journal of Jiangsu University (Social Science Edition), 2020, 22(2): 24-38.

[17] 吴彬 , 徐旭初 . 农民专业合作社的益贫性及其机制 [J]. 农村经济 , 2009(3): 115-117.
Wu B, Xu X C. Pro-poverty and its mechanism of farmer professional cooperatives[J]. Rural Economy, 2009(3): 115-117.

[18] 王佩 , 刘晓 . 嵌入式发展、参与式合作与贫困治理研究 [J]. 西北大学学报 (哲学社会科学版), 2017, 47(6): 87-93.
Wang P, Liu X. Poverty governance based on participatory cooperation and embedded development[J]. Journal of Northwest University (Philosophy and Social Sciences Edition), 2017, 47(6): 87-93.

[19] 牟永福 , 刘娟 . 贫困农户合作机制研究 : 合作式贫困治理结构的视角 [J]. 河北师范大学学报 (哲学社会科学版), 2013, 36(4): 140-143.
Mu Y F, Liu J. A co-op mechanism of the poor farmers as a mode of poverty alleviation[J]. Journal of Hebei Normal University (Philosophy and Social Sciences Edition), 2013, 36(4): 140-143.

[20] 王任 , 陶冶 , 冯开文 . 贫困农户参与农民专业合作社减贫增收的机制 [J]. 中国农业大学学报 , 2020, 25(10): 216-224.
Wang R, Tao Y, Feng K W. Poverty reduction and income increase mechanism of poor farmers' participation in farmers' professional cooperatives[J]. Journal of China Agricultural University, 2020, 25(10): 216-224.

[21] 焦克源 , 陈晨 . 社会资本对农村贫困代际传递影响机制研究 [J]. 中国人口 · 资源与环境 , 2020, 30(4): 166-176.

Jiao K Y, Chen C. Research on the influence mechanism of social capital on intergenerational transmission of rural poverty[J]. China Population, Resources and Environment, 2020, 30(4): 166-176.

[22] Hellin J, Lundy M, Meijer M. Farmer organization, collective action and market access in Meso-America[J]. Food Policy, 2009, 34(1): 16-22.

[23] 周宇 , 赵敏娟 , 康健 . 社会资本对农户参与合作社决策行为的影响 [J]. 农业现代化研究 , 2019, 40(2): 226-233.
Zhou Y, Zhao M J, Kang J. The influence of social capital on farmers' decision-making behaviors on participation in cooperatives[J]. Research of Agricultural Modernization, 2019, 40(2): 226-233.

[24] 马修·杰克 . 人类网络 : 社会位置决定命运 [M]. 余江 , 译 . 北京 : 中信出版社 , 2019.
Jackson M O. The Human Network: How Your Social Position Determines Your Power, Beliefs, and Behaviors[M]. New York: Pantheon Books, 2019.

[25] 赵昶 , 董翀 . 民主增进与社会信任提升 : 对农民合作社"意外性"作用的实证分析 [J]. 中国农村观察 , 2019(6): 45-58.
Zhao C, Dong C. Democracy promotion and social trust improvement: An empirical analysis of the "Unexpected" effect of farmers' cooperatives[J]. China Rural Survey, 2019(6): 45-58.

[26] 李明贤 , 周蓉 . 社会信任、关系网络与合作社社员资金互助行为——基于一个典型案例研究 [J]. 农业经济问题 , 2018(5): 103-113.
Li M X, Zhou R. Social trust, ties network and mutual funds behavior of members in cooperatives: Based on a typical case in Hunan Province[J]. Issues in Agricultural Economy, 2018(5): 103-113.

[27] 罗明忠 , 唐超 , 吴小立 . 培训参与有助于缓解农户相对贫困吗 ?——源自河南省 3278 份农户问卷调查的实证分析 [J]. 华南师范大学学报 (社会科学版), 2020(6): 43-56, 189-190.
Luo M Z, Tang C, Wu X L. Does training participation help alleviate the relative poverty of farmers? Empirical analysis of 3278 questionnaires from farmers in Henan Province[J]. Journal of South China Normal University (Social Science Edition), 2020(6): 43-56, 189-190.

[28] 仲超 , 林闽钢 . 中国相对贫困家庭的多维剥夺及其影响因素研究 [J]. 南京农业大学学报 (社会科学版), 2020, 20(4): 112-120.
Zhong C, Lin M G. A study of multidimensional deprivation and influencing factors of relatively poor families in China[J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Science Edition), 2020, 20(4): 112-120.

[29] 罗明忠 , 陈江华 . 农民合作社的生成逻辑——基于风险规避与技术扩散视角 [J]. 西北农林科技大学学报 (社会科学版), 2016, 16(6): 43-49.
Luo M Z, Chen J H. Generation logic of farmers' cooperatives: Perspective of risk aversion and technology diffusion[J]. Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition), 2016, 16(6): 43-49.

[30] 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.
Liu Y W, Diao L. Social capital, non-farm employment and poverty of rural residents[J]. Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition), 2018, 17(2): 61-71.

[31] 陈爱丽 , 郑逸芳 , 许佳贤 , 等 . 农村家庭人力资本的减贫效应研究——基于非农就业的作用机制 [J]. 农业现代化研究 , 2020, 41(1): 84-92.
Chen A L, Deng Y F, Xu J X, et al. Poverty reduction effect of rural household human capital: Based on the mechanism of non-farm employment[J]. Research of Agricultural Modernization, 2020, 41(1): 84-92.

[32] 陈强 . 高级计量经济学及 Stata 应用 [M]. 北京 : 高等教育出版社 , 2014: 192-209.
Chen Q. Advanced Econometrics and Stata Applications[M]. Beijing: Higher Education Press, 2014: 192-209.

[33] 罗明忠 , 雷显凯 . 非农就业经历对新型职业农民农业经营性收入的影响 [J]. 广东财经大学学报 , 2020, 35(4): 103-112.
Luo M Z, Lei X K. The impact of non-agricultural employment experience on agricultural operating income of new-type professional farmers[J]. Journal of Guangdong University of Finance & Economics, 2020, 35(4): 103-112.

[34] 郭如良 , 刘子玉 , 陈江华 . 农户兼业化、土地细碎化与农机社会化服务——以江西省为例 [J]. 农业现代化研究 , 2020, 41(1): 135-143.
Guo R L, Liu Z Y, Chen J H. Part-time farming, land fragmentation, and socialized agricultural machinery services: A case study of Jiangxi Province[J]. Research of Agricultural Modernization, 2020, 41(1): 135-143.

[35] 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.

[36] 罗明忠 , 邱海兰 . 农机社会化服务采纳、禀赋差异与农村经济相对贫困缓解 [J]. 南方经济 , 2021(2): 34-51.
Luo M Z, Qiu H L. Agricultural machinery socialization service adoption, endowment difference and alleviation of rural economic relative poverty[J]. South China Journal of Economics, 2021(2): 34-51.

[37] 陈杰 , 朱红根 , 翁辰 . 精准扶贫政策与农村相对贫困——基于贫困村与建档立卡的分析 [J]. 江苏大学学报 (社会科学版), 2020, 22(5): 39-51.
Chen J, Zhu H G, Weng C. Precision poverty alleviation policies and relative rural poverty—An analysis based on the establishment of filing riser and poverty-stricken villages[J]. Journal of Jiangsu University (Social Science Edition), 2020, 22(5): 39-51.

[38] 阿比吉特 · 班纳吉 , 埃斯特 · 迪佛洛 . 贫穷的本质——我们为什么摆脱不了贫穷 [M]. 景芳 , 译 . 北京 : 中信出版社 , 2018.
Banerjee A V, Duflo E. Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty[M]. New York: Public Affairs, 2012.

（责任编辑：童成立）