李中建，王丛丛．新型农村集体经济与农户相对贫困缓解——基于CLDS数据的实证检验［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2025，24（4）：47-58.
LI Zhongjian，WANG Congcong. New rural collective economy and relative poverty alleviation of farm households——empirical test based on CLDS data［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2025，24（4）：47-58.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2025.04.005

新型农村集体经济与农户相对贫困缓解
——基于CLDS数据的实证检验

李中建，王丛丛
（郑州大学 商学院，河南 郑州 450001）

摘 要：农村集体经济作为社会主义公有制经济在农村的具体实现形式，对于防止两极分化、缓解农户相对贫困具有重要意义。基于中国劳动力动态调查（CLDS）数据，借助IV－2SLS、倾向得分匹配、分位数回归等模型分析新型农村集体经济发展对农户相对贫困的影响及作用机制。研究发现，新型农村集体经济的发展壮大有利于农户相对贫困的缓解，且主要通过增加农户财产性收入、本地非农就业机会及农业社会化服务的可得性三个途径实现。进一步分析发现，新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的效果具有普惠性，对人力资本水平较低和相对贫困指数较高的农户缓解作用更强；但较低的人口规模和地形的复杂度会削弱新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的作用。

关键词：新型农村集体经济；农户相对贫困；财产性收入；非农就业；农业社会化服务
中图分类号：F323 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2025）04-0047-12

一、研究背景

摆脱贫困是社会主义的本质要求，是实现中华民族伟大复兴中国梦的重要内容，也是人民群众的共同期盼[1]。2020年完成脱贫攻坚的伟大胜利后，中国贫困治理的重心转向巩固拓展脱贫攻坚成果，增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力，建立解决相对贫困的长效机制，实现全体人民共同富裕。在城乡发展不平衡、农村发展不充分的背景下，相对贫困人口主要集中在农村地区，缓解农户相对贫困是实现共同富裕的重中之重[2]。根据阿玛蒂亚·森的可行能力理论，缓解相对贫困的关键在于通过建立有效的制度体系，促进机会公平，确保贫困者能够在公平公正的环境中，享有获取个人进步和追求美好生活的基本权利，从而拥有摆脱贫困的基本能力。发展壮大新型农村集体经济是巩固脱贫攻坚成果、缓解农户相对贫困的重要制度安排。党的十八大以来，习近平总书记在深入剖析农业农村的深层次矛盾、继承和发展马克思主义集体经济理论和邓小平“两个飞跃”理论的基础上，系统提出了新时代发展壮大农村集体经济的思想，党的二十届三中全会进一步明确提出要“巩固和完善农村基本经营制度，发展新型农村集体经济，构建产权明晰、分配合理的运行机制，赋予农民更加充分的财产权益”，“因地制宜探索资源发包、物业出租、居间服务、经营性财产参股等多样化途径发展新型农村集体经济，提高集体经济收入，带动农民增收”。新型农村集体经济作为社会主义公有制经济在农村的主要实现形式，由于其本身所具有的产权清晰、利益共享、主体多元等特征[3]，具备能够将农民有效组织起来，提升小农户的发展能力，与防止两极分化、缓解农户相对贫困、实现农民共同富裕的目标具有显著的契合

收稿日期：2024-11-29 **修回日期：**2024-12-12
基金项目：国家社会科学基金项目“共同富裕目标下代际收入流动阻碍因素与提升路径研究”（22BJL074）
作者简介：李中建，研究方向：农业经济与乡村振兴。

性。根据农业农村部的统计，自实行农村集体产权制度改革以来，全国各级农村集体经济组织分红金额累计已超4000亿元，其中，分给集体成员的是3352亿元，占82.1%[①]。农村集体成员不仅可以从集体经济发展中获得分红，集体的经营性收入还广泛用于村庄基础设施建设、公益事业发展与公共服务投入，提升了成员的福利。由此可见，新型农村集体经济的发展能够有效遏制农村的两极分化，为促进农民增收、缓解农户相对贫困做出新的贡献。为此，准确评估新型农村集体经济发展对于农户相对贫困的影响及内在机制，有助于更好地发挥新型农村集体经济联农带农作用，提升农村农民的内生发展动力。

近年来，新型农村集体经济的发展被给予高度重视，学界也对新型农村集体经济发展与农民收入、共同富裕的互动关系进行了探讨，但尚未得到一致观点。一些研究认为新型农村集体经济是适度规模经营、发展现代农业、提高农业综合效率与效益的有效途径，有助于通过推动乡村产业融合发展、激活集体发展内生动力等途径实现农民收入增长、缩小收入差距[3-5]，促进农户物质富裕和精神富裕等[6]。然而，也有一些研究认为农村集体的发展对农民带动作用甚微，在很大程度上是地方财政帮扶和短期政绩考核压力的结果，其自身资源要素匮乏、外部依赖性强，不利于农户相对贫困的缓解和共同富裕的实现[7]。已有文献具有丰富的借鉴意义和参考价值，但仍存在拓展空间。一是现有研究多从农民收入这一视角出发考察新型农村集体经济所发挥的经济效应，对于多维相对贫困视角下农村集体经济能否促进农户机会公平、增强农户内生发展能力关注不够。二是现有直接关注农村集体经济发展减贫效应的研究，大多数是基于理论分析和案例研究，缺乏相关实证研究。三是已有研究对农民增收的机制分析大都集中于乡村产业发展等宏观层面，而这些功能的发挥未必能由全体农民获得，有待进一步从微观层面厘清农村集体经济发展对农户多维相对贫困缓解的影响机制。

基于此，本文使用中国劳动力动态调查（CLDS）数据测算农户多维相对贫困指数，在微观层面实证检验新型农村集体经济发展对农户相对贫困的影响，并探讨其影响机制及在资源禀赋不同的农户和村庄间是否存在异质性。与以往研究相比，本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：一是从体现农户发展机会的多维相对贫困的视角评估新型农村集体经济发展所发挥的经济影响。二是从农户财产性收入、本地非农就业和农业社会化服务可得性的视角分析新型农村集体经济发展缓解农户多维相对贫困的微观作用机制，打通新型农村集体经济发展缓解农户相对贫困的逻辑链条。三是基于不同农户和村庄禀赋差异特征，检验新型农村集体经济发展在不同禀赋的农户和村庄之间是否存在显著的异质性，并进一步识别新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的作用对象，为深入理解新型农村集体经济的制度优势提供新的观察视角。

二、理论分析与研究假说

（一）新型农村集体经济与农户相对贫困

农村经济发展、农民共享发展成果是防止两极分化、缓解农户相对贫困的重要前提。新型农村集体经济作为劳动、资本、技术等生产要素联合的公有制为主体的基本经济制度在农村的主要实现形式，是衔接小农户和现代农业发展的重要纽带、承接各类资源下乡的重要平台[8]。其依托自身的组织基础和治理优势，把农户纳入集体经济的发展轨道，能够有效兼顾效率和公平的问题，促进农户收入增长，提高农村集体经济成员的生活质量[9]。一方面，新型农村集体经济的发展通过有效整合村庄资产资源，引入科技及机械化，依托集体经营管理降低生产经营成本，提高生产经营规模化和专业化水平，增强农户市场竞争力和风险抵御能力[10]。新型农村集体经济通过与涉农企业、农民专业合作社等新型农业经营主体合作，形成生产服务型、联企共建型、农文旅融合型、电商引领型等多种发展模式，促进乡村产业发展，延长农村产业链，为农村劳动力提供就近就业机会，提高农户收入，实现收益共享[11]。另一方面，资源共享、收益共担的新型农村集体经济通过与村民、村干部形成均衡性共享的利益联结机制，在本质上赋予成员平等的权

① 数据来源：发挥农村集体经济组织在共同富裕中的作用[EB/OL].https://ccrs.ccnu.edu.cn/List/H5Details.aspx?tid=20013.

利，能有效保障农户生存发展，避免两极分化。通过将集体积累和发展成果主要用于农村公共基础设施建设、农业社会化服务和教育、医疗等公共服务的供给，提升村民的生活质量，有利于缓解农户相对贫困[12]。据此，本文提出假说H_1：

H_1：新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解有促进作用。

（二）新型农村集体经济对农户相对贫困影响的作用机制

基于经济逻辑和现有文献研究基础，本文从财产性收入、本地非农就业机会、农业社会化服务三个维度探讨新型农村集体经济发展对农户相对贫困的影响机制。

1. 新型农村集体经济发展对农户财产性收入的影响

农民财产性收入的增加对激发农民积极性、缩小收入差距具有重要意义。一方面，新型农村集体经济强调明晰的产权关系和清晰的成员边界，通过农村集体产权制度改革建立以股份合作制为基础的新型集体经济组织，有助于确保农民在集体经济中的权益得到保障，为农民提供稳定的财产性收入来源[13]。2024年6月审议通过的《中华人民共和国农村集体经济组织法》中规定，农村集体经济组织成员是户籍在或者曾经在农村集体经济组织并与农村集体经济组织形成稳定的权利义务关系，以农村集体经济组织成员集体所有的土地等财产为基本生活保障的居民，农村集体经济组织成员享有参与分配集体收益的权利。因此，成员资格的界定使具有财产性身份的集体经济成员平等地参与分配，共享发展成果[14]。另一方面，集体经济组织成员经营性资产折股量化工作的完成，为农民将合法拥有的土地、林地、住房等资源通过出租、入股、合作等方式盘活利用，凭借其股东的身份参与集体经济项目效益分红，分享集体经济发展的成果，获得土地增值收益等财产性收入提供了保障[15]。

2. 新型农村集体经济发展对本地非农就业的影响

非农就业是消除农村贫困的重要手段，但户籍制度在较大程度上影响着进城农民[16]。新型农村集体经济是实现产业振兴的有效形式，通过创新组织形式，实现土地、劳动、投资联合，增强了农业农村主体的力量，为延长农业产业链、开发农村多种产业和服务提供机遇，通过发展现代物流、休闲旅游等新产业、新业态可吸纳村民实现就地就近就业，增强村集体经济对贫困个体和社区发展能力的带动作用，培育激发贫困人口和贫困社区的内生脱贫动力和可持续发展能力[17]。农村集体经济的发展吸引新型农业经营主体的进入，不仅其自身需要劳动力，还通过带动相关产业链发展创造更多就业机会，增加对本地劳动力的需求[18]。此外，新型农村集体经济与地方经济深度融合，通过参与地方经济建设，承接各级政府基础设施建设项目，为农民提供本地非农就业机会。

3. 新型农村集体经济发展对农业社会化服务的影响

当前和今后一个时期，小农户仍是我国农业生产经营的基本面，家庭经营在极大调动农户生产积极性、解放和发展农村社会生产力的同时，也面临经营规模过小、组织化程度低、与大市场衔接难等现实挑战。因此，需要在小农生产基础上健全便捷高效的农业社会化服务体系，促进生产规模化、经营现代化，将小农户引入现代农业发展轨道。新型农村集体经济的公有制性质使其承担着维护农村公共利益的责任，其发挥着维持公共品供给和保障农民基本福利的功能。农村集体经济组织在实现乡村资源整合、承接农业社会化服务等方面具有天然优势[19]，可以有效克服市场机制不能兼顾公平的问题，同时相较于政府能更好地了解区域内农业社会化服务的需求，能够提供更具针对性的服务[20]。通过为农户提供代耕代种、机械收割等服务，实现农业适度规模经营和小农户与现代农业发展有机衔接，有效帮助小农户降本增效，提高农业综合效率和效益，对于提升农民福利、防止两极分化发挥着关键作用。此外，农业社会化服务为农户提供全产业链服务，有利于优化农户家庭劳动力资源配置，为家庭劳动力提供了更多从事非农就业的时间和机会，进而实现农户家庭增收、缓解相对贫困[21]。基于以上分析，提出如下研究假说：

H_{2a}：新型农村集体经济发展通过增加财产性收入缓解农户相对贫困。

H_{2b}：新型农村集体经济发展通过增加本地非

农就业机会缓解农户相对贫困。

H_{2c}：新型农村集体经济发展通过提供农业社会化服务缓解农户相对贫困。

三、研究设计

（一）数据来源

本文研究数据来自于中山大学社会科学调查中心2014年、2016年和2018年在全国范围内开展的中国劳动力动态调查（China Labor－force Dynamics Survey，CLDS）。该调查采用多阶段、多层次抽样方法，搜集了个体人口特征及就业信息、家庭特征以及村庄特征，样本覆盖中国28个省（直辖市、自治区）（不包括港澳台、西藏、海南、新疆），具有全国代表性。考虑到本文主要关注农村集体经济实力与农户相对贫困状况，筛选出户口为农村的样本，将村庄与家庭和个体调查数据进行匹配，剔除了集体经济发展变量和相对贫困等关键变量缺失和存在异常值的样本，得到12 836户家庭的非平衡面板数据。

（二）变量选取及说明

1. 被解释变量：农户相对贫困

相对于绝对贫困所指的基本生存需求难以满足而言，相对贫困在深度和广度上都有所拓展[22]，不仅包括经济层面收入相对不足的“贫”，还包括非经济层面住房、教育、医疗等机会和能力相对缺失的“困”[23]。因此，现阶段我国的相对贫困标准应该是多维的，本文基于相对贫困理论，参考吉星等[24]、刘格格等[25]等的相关研究，在《人类发展报告（2010）》提出的全球多维贫困指数中涵盖的教育、健康、生活水平3个维度的基础上，加入收入、资产、社会保障、主观态度4个维度，最终构建7个维度共10个二级指标构成的多维相对贫困体系，各二级指标的贫困界限如表1所示。各指标权重采用等权重法予以度量，计算出多维相对贫困指数。

表1 农户多维相对贫困指标体系

维度	指标	贫困界限	权重
收入	家庭人均收入	家庭人均收入低于农村家庭人均收入中位数的40%赋值为1	1/7
资产	耐用消费品	家中耐用消费品数量小于3件赋值为1	1/7
生活水平	用水状况	水污染比较严重或非常严重的赋值为1	1/21
	通电情况	经常断电或没通电的赋值为1	1/21
	住房产权	家庭未完全拥有住房所有权赋值为1	1/21
教育	平均受教育程度	平均教育经历低于小学的赋值为1	1/7
健康	自评健康状况	由“非常不健康”至“非常健康”打分1～5分，家庭平均健康得分小于3的赋值为1	1/7
社会保障	保险参与	家庭任一成员未参与任何医疗或养老保险赋值为1	1/7
主观态度	自评社会地位	共10分，自评值小于3分的赋值为1	1/14
	自评幸福感	由“非常不幸福”至“非常幸福”打分1～5分，家庭平均健康得分小于2的赋值为1	1/14

2. 核心解释变量：农村集体经济发展水平

参照向楠和乐章的做法，采用CLDS村庄问卷中的村组统一经营收入作为判断村级集体经济发展水平的主要标志[26]，并在具体分析中进行对数处理。

3. 控制变量

分别从个体、农户家庭与村庄三个层面选取控制变量。在个体和家庭层面，选择户主的性别、年龄、受教育程度、家庭规模作为控制变量。在村庄层面，选择村庄人口男性比例、乡镇政府距离、村庄面积、财务信息公开频率、村主任年龄、村主任户籍是否在本社区作为控制变量。

4. 中介变量

从家庭财产性收入、本地非农就业机会、农业社会化服务供给三个方面分析农村集体经济对农户相对贫困缓解的影响机制。在本地非农就业机会方面，参考张衡和穆月英[27]的做法，从家庭工资性收入以及是否常年外出务工两个角度来衡量。在农业社会化服务供给方面，选取机耕服务、统一灌溉排水服务、防虫服务、统一购置生产资料服务、种植规划服务、生产技术培训服务通过熵值法计算出的农业社会化服务综合得分代表村庄农业社会化服务的供给情况。变量的具体说明与描述性统计如表2所示。

表2 变量描述性统计

变量名称	变量定义赋值	均值	标准差
农户相对贫困	多维贫困指数	0.295	0.193
农村集体经济发展水平	村集体经营性收入	416.506	5613.7
户主性别	男性=1，女性=0	0.914	0.281
户主年龄	户主年龄（岁）	52.829	11.458
户主受教育程度	户主受教育年限（年）	7.226	3.26
家庭规模	家庭成员数量（人）	4.594	2.025
村庄人口男性比例	本村常住劳动力男性比例（%）	52.094	10.837
乡镇政府距离	村庄到最近乡镇的距离（公里）	6.978	24.551
地域面积	村庄面积	102.732	584.749
财务信息公开频率	村每季度财务信息公布情况：2次及以上=1，1次及以下=0	0.399	0.49
村主任年龄	村主任年龄	49.054	8.163
村主任户籍是否在本社区	村主任户籍在本社区=1，否则=0	0.965	0.184
财产性收入	家庭财产性收入	451.391	3397.096
工资性收入	家庭工资性收入	16 450.239	24 095.045
是否外出务工	经常外出务工赋值为1，否则=0	0.209	0.407
农业经营收入	家庭农业经营收入	8204.84	0.251
农业社会化服务	农业社会化服务综合得分	0.290	0.250
村主任管理经验	村主任是否有企业（工厂）管理经验：是=1，否=0	0.222	0.415
村主任受教育程度	村主任受教育年限（年）	11.057	2.855

（三）模型设定

1. 基准模型设定

基于前文的分析，本文利用2014－2018年12 836户家庭的非平衡面板数据进行检验，采用双向固定效应模型考察农村集体经济发展水平对农户相对贫困的影响，模型的设定如下：

$$Y_{it}=\beta_1+\beta_2 Collective_{it}+\beta_3 X_{it}+\mu_i+\omega_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

（1）式中Y_{it}表示i农户在t时期的相对贫困指数；$Collective_{it}$表示农户所在村庄t时期集体经济发展水平，X_{it}为控制变量。此外本文控制了农户所在省份固定效应μ_i、时间固定效应ω_t，$\varepsilon_{i,t}$为随机误差项。村集体经营性收入、村庄到最近乡镇的距离、村庄面积等变量在回归中取对数。

2. 中介模型设定

为进一步检验新型农村集体经济发展水平对农户相对贫困缓解的作用机理，参考江艇对因果推断研究中中介效应的建议[28]，设置如下模型：

$$M_{it}=\alpha_1+\alpha_2 Collective_{it}+\alpha_3 X_{it}+\mu_i+\omega_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

（2）式中M_{it}代表中介变量，包括家庭财产性收入、本地非农就业机会、农业社会化服务供给等变量，其他变量与（1）式一致。

四、回归结果与分析

（一）基本回归结果

本文使用双向固定效应模型考察新型农村集体经济发展水平对农户相对贫困的影响。表3第（1）列仅控制了省份固定效应和年份固定效应，结果显示，新型农村集体经济发展水平对农户相对贫困的缓解具有显著作用。第（2）列、第（3）列进一步加入了个体和家庭层面及村庄层面的控制变量，在控制了个体和家庭及村庄层面变量后，核心解释变量农村集体经济发展水平的系数依然在1%的水平下显著。村庄财务信息的公开有利于增强民主监督与透明度、促进村民信任与参与、优化资源配置与提高经济效益，对农户相对贫困的缓解具有显著影响。这一系列回归结果表明，新型农村集体经济发展水平对农户相对贫困缓解存在显著的影响，假说H_1得到初步验证。

（二）内生性处理

在评估新型农村集体经济发展水平对农户相对贫困的影响时可能受到内生性的影响。第一，现实情况中影响农户相对贫困的因素复杂多样，可能存在遗漏不可观测的变量的问题，导致回归

表3 基本回归结果

变量	（1）	（2）	（3）
农村集体经济发展水平	−0.016***	−0.013***	−0.012***
	（−6.40）	（−5.98）	（−6.19）
性别		0.026***	0.025***
		（4.24）	（4.01）
年龄		0.002***	0.002***
		（7.69）	（7.29）
受教育程度		−0.018***	−0.018***
		（−22.30）	（−21.44）
家庭规模		−0.000	0.000
		（−0.09）	（0.25）
村庄常住劳动力男性比			0.000
			（0.56）
乡镇政府距离			0.002
			（0.49）
村庄面积			0.005**
			（2.49）
财务信息公开频率			−0.020**
			（−2.49）
村主任年龄			0.000
			（0.06）
村主任户籍			0.010
			（1.06）
_cons	0.304***	0.307***	0.286***
	（106.63）	（17.07）	（8.52）
观测值数	12836	12 762	12 219
调整后R2	0.094	0.214	0.218

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，括号内为t值，下同

结果出现偏差。第二，与发达地区相比，中西部的大多数村庄集体经济收入十分微薄，新型农村集体经济发展总体呈现“东高西低，梯次下降”的分布特征[29]，因此集体经济发展水平与当地经济发展可能有着互为因果的联系，村集体经济发展水平有可能成为一个内生的解释变量。第三，为促进农村地区经济发展、提高农民收入，发展相对滞后的落后偏远地区更可能得到政府的政策和资金支持来激活农村集体经济发展的内生动力[30]，即是否发展新型农村集体经济可能是政府的政策等因素产生的非随机自选择行为。对于可能存在的这三个问题，本文使用工具变量法和倾向得分匹配的方法进行处理。

1. 工具变量讨论

首先，为解决模型中可能存在的遗漏变量和反向因果问题，本文使用村主任企业管理经验和村主任受教育程度作为工具变量进行两阶段最小二乘估计（2SLS）。一方面，高学历和具备企业管理经验的村主任更有可能具备将现代企业经营的运作模式和规律引入当地新型农村集体经济的发展中，推动农村经济的转型升级，为农村集体经济的发展注入新的活力，因此村主任的管理经验和受教育水平与当地集体经济发展情况存在相关关系。另一方面，村主任是否具备企业管理经验和村主任受教育程度不会直接影响微观层面当地农户的相对贫困状况，表明本文所选工具变量满足外生性要求。表4估计结果显示，Kleibergen−Paap rk LM statistic统计量在1%水平上显著，表明所选工具变量可以识别，一阶段F值为18.237，Cragg−Donald Wald−F统计量的值为26.548，均大于常规的临界值10，表明本文选取的工具变量不存在弱工具变量问题。过度识别检

验的p值为0.855，接受了“所有工具变量均外生”的原假设，即所选工具变量与扰动项不相关。表4（2）列显示，在解决内生性问题后，新型农村集体经济发展水平在1%水平上显著，估计系数的绝对值较基准模型的结果变大，可能是由于存在不可观测的因素同时与新型农村集体经济的发展水平正相关、与农户相对贫困负相关，导致使用线性概率模型估计的系数偏小。

表4 内生性检验

变量	（1）新型农村集体经济发展水平		（2）农户相对贫困指数	
	系数	标准误	系数	标准误
新型农村集体经济发展水平			−0.131***	（0.027）
村主任企业管理经验	0.292***	（0.061）		
村主任受教育程度	0.019***	（0.006）		
控制变量	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制	
Kleibergen−Paap rk LM statistic	37.296***			
一阶段F值	18.237			
Cragg−Donald Wald−F统计量	26.548			
过度识别检验（Hansen J statistic）	0.855			
观测值数	6006			

2. 倾向得分匹配（PSM）

为解决可能存在的样本自选择偏差而导致的内生性问题，使用倾向得分匹配PSM构建反事实框架加以纠正。参考向楠和乐章等已有文献的做法[25]，采用农业农村部的统计口径，将集体经济组织没有收益或收益在5万元以下的村庄视为“空壳村”，以此为依据将样本分为处理组和对照组并从村支书个人特征、村庄特征等方面选取匹配变量进行半径匹配与核匹配，检验结果如表5所示。结果表明，匹配后偏差均在10%以内，匹配后的结果满足平衡性假定。匹配后处理效应结果表明，半径匹配与核匹配的平均处理效应均在1%水平上显著，表明在克服可能存在的样本自选择偏差问题后，新型农村集体经济发展水平对农户相对贫困的缓解依然有显著影响。

表5 PSM估计结果及平衡性检验

匹配方法	实验组	控制组	平均处理效应	T值	均值偏差（%）	B值（%）	R值
匹配前	0.282	0.283	−0.025***	（−6.34）	28.8	59.5*	1.63
半径匹配	0.283	0.318	−0.031***	（−7.65）	3.7	10.4	1.28
核匹配	0.283	0.314	−0.027***	（−6.65）	0.2	1.8	1.02

注：B>25%或者R在区间［0.5−2］外者均标注*，未标注*代表匹配比较成功

（三）稳健性检验

1. 更换回归模型

鉴于相对贫困指数是处于［0，1］的值，本文使用Tobit模型对样本重新进行回归，进行稳健性检验，表6（1）列回归结果显示核心解释变量的系数显著为负并与基准回归结果基本一致。

2. 更换被解释变量

一是计算出多维相对贫困指数后，依据联合国开发署（UNDP）发布的全球多维贫困指数，将多维贫困指数大于等于1/3的农户认定为年度多维相对贫困户，赋值为1，否则赋值为0，二是通过家庭问卷中“您的家庭是贫困户吗？”这一问题对回答是贫困户的赋值为1，不是贫困户的赋值为0，采用Logit模型进行稳健性检验。表6（2）列和（3）列估计结果显示，新型农村集体经济发展水平在1%水平上显著且系数为负。

3. 更换解释变量

由于不同地区的农户规模存在差异，集体经

表6 稳健性检验

变量	（1） 更换回归模型：Tobit模型	（2） 更换被解释变量：是否陷入相对贫困	（3） 更换被解释变量：是否为贫困户	（4） 更换解释变量：人均集体经济收入
集体经济发展水平	−0.015*** （−15.00）	−0.143*** （−9.53）	−0.166*** （−4.86）	
人均集体经营收入				−0.044*** （−4.23）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	12 219	12 871	6316	12 219

济的人均收入能够更加客观地反映不同区域集体经济发展的真实水平，因此将核心解释变量用人均集体经济收入来表征，继续考察新型农村集体经济发展水平对缓解农户相对贫困的影响。表6（4）列显示，人均集体经营收入在1%水平上显著为负，说明新型农村集体经济发展水平对农户相对贫困缓解作用稳健性良好。

（四）作用机制分析

为更好地理解新型农村集体经济发展水平对缓解农户相对贫困的原因，本文基于理论分析，从农户财产性收入、非农就业和农业社会化服务可及性的角度分析新型农村集体经济发展水平对缓解农户相对贫困的影响，并对理论分析部分提出的假说加以检验。

1. 农户财产性收入

表7第（1）列回归结果显示，新型农村集体经济发展对农户财产性收入有显著的正向影响，且在1%的水平上显著，这表明新型农村集体经济发展可以促进农户财产性收入的增加。2016年开始逐步推行的农村集体产权制度改革使农村集体经济发展迎来了新局面，归属清晰、权能完整、流转顺畅的农村集体产权制度为农户参与集体经济和获取财产性收入提供了保障，赋予了农民更完整和更加清晰的占有权、收益权等权益，可以有效防止农村两极分化，缓解农户相对贫困。假说H_{2a}得到验证。

表7 机制检验回归结果

变量	（1） 财产性收入	（2） 工资性收入	（3） 是否常年外出务工	（4） 农业社会化服务	（5） 农业收入
农村集体经济发展水平	0.099*** （4.18）	0.184*** （3.13）	−0.072*** （−3.59）	0.011*** （8.18）	−0.234*** （−3.22）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	12227	12227	9731	12227	12227
调整后R2	0.058	0.101		0.243	0.196

注：第（3）列使用Logit回归模型

2. 农户非农就业机会

表7第（2）列回归结果显示，新型农村集体经济发展对农户工资性收入存在显著的正向影响。本文根据个人调查问卷中“是否有外出务工（跨县流动半年以上）经历?”这一问题设定外出务工变量，若被调查者的回答为“是”，变量赋值为1，否则赋值为0。由第（3）列回归结果可知，新型农村集体经济发展对受访者外出务工选择有显著负向影响，这一系列结果表明新型农村集体经济发展可以创造本地非农就业机会，增加农户工资性收入，并减少劳动力外流，即新型农村集体经济发展促进了“离土不离乡”型非农就业，为本地经济社会发展和乡村振兴的实现产生支撑作用。假说H_{2b}得到验证。

3. 农业社会化服务可及性

表7第（4）列～第（5）列回归结果表明，新型农村集体经济发展对农户农业社会化服务可及性具有显著的正向影响，但对农户的农业经营收入却有显著的负向影响。这可能的原因是尽管村集体经济通过集体积累资金承接和提供了农业社会化服务，可以有效促进适度规模经营、现代农业的发展及农业综合效率与效益的提高，但相比于农业收入，非农收入越来越成为农户家庭收入的主要渠道。本地非农就业机会的增加促使有些小农户选择将土地流转出去，将更多的时间用于非农劳动上，通过非农收入实现收入增长。假说H_{2c}得到验证。

（五）异质性分析

1. 个体层面异质性

家庭人力资本水平是影响家庭收入和相对贫困状态的重要因素，人力资本水平较高的农户，其获得收入、改善生活水平的能力相对更强，本文使用户主是否具备互联网技能和户主的受教育年度来衡量家庭人力资本水平，考察新型农村集体经济的发展对农户相对贫困的影响是否存在个体层面使用互联网获取信息和受教育程度的异质性，估计结果如表8所示。由表8（1）～（2）列可知，对于户主使用互联网和户主不使用互联网的家庭来说，核心解释变量农村集体经济发展水平对农户相对贫困的影响都显著为负，且系数基本相等，说明新型农村集体经济的发展对农户相对贫困的影响不受户主是否具备互联网技能的影响。由表8（3）～（4）列可知，对于户主受教育水平为小学及以下和小学以上的家庭来说，核心解释变量对农户相对贫困的影响都显著为负，对于户主受教育水平为小学及以下的家庭来说核心解释变量的估计系数的绝对值更大，且通过计算发现贫困指数对户主受教育水平为小学及以下和小学以上的组间系数差异在10%水平上显著。因此，可以认为新型农村集体经济的发展是以“涓滴”方式惠及所有农户，对于农户相对贫困的缓解和防止两极分化具有重要作用。

表8 个体层面异质性分析

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	使用互联网	不使用互联网	接受小学以下教育	接受小学以上教育
新型农村集体经济发展水平	−0.009***	−0.009***	−0.018***	−0.012***
	（−5.85）	（−2.79）	（−2.82）	（−6.53）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	5741	6476	1347	10872
调整后R^2	0.158	0.158	0.122	0.191

2. 村庄层面异质性

村庄的地势和人口规模是影响当地经济发展水平及农业生产力的重要因素，本文考察新型农村集体经济发展水平对农户相对贫困的影响在不同地形区域之间和不同人口规模的村庄之间是否存在显著差异，估计结果如表9所示。

表9 村庄层面的异质性分析

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	平原	丘陵	山区	小型村庄	中型村庄	大型村庄
新型农村集体经济发展水平	−0.015***	−0.009***	−0.013	−0.020	−0.081	−0.013***
	（−3.69）	（−4.67）	（−0.82）	（−1.36）	（−1.42）	（−5.56）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	5236	3290	2875	852	1238	10129
调整后R^2	0.208	0.252	0.219	0.284	0.277	0.220

表9（1）～（3）列结果表明，新型农村集体经济发展水平的估计系数在平原地区和丘陵地区均显著为负，但对平原和丘陵地区农户相对贫困的缓解效应存在差异。其中，对平原地区农户相对贫困的缓解作用为0.016，丘陵地区为0.011。同时，通过计算发现平原和丘陵地区的组间系数差异检验结果在1%水平上显著，因此可以认为新型农村集体经济发展水平对平原地区农户相对贫困缓解的作用大于对丘陵地区农户相对贫困缓解的作用，而对山区农户相对贫困的缓解作用不显著，说明地形的复杂度会削弱新型农村集体经济对农户相对贫困缓解的作用。可能的原因是：第一，地形起伏度高的山区农业生产条件受限、资源开发难度大，影响农产品的产量和质量，限制了农业的发展。第二，复杂地形可能导致农户居住分散，组织化程度低，参与新型农村集体经济的意愿和能力受限，影响新型农村集体经济的凝聚力和发展动力，削弱其对缓解农户相对贫困的作用。第三，地形复杂的山区交通条件相对较差，基础设施建设较为滞后，这不仅影响农户的生产生活，也不利于要素在区域内流动，制约新型农村集体经济的规模化、产业化发展，使得新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的潜力较小。表9（4）～（6）列结果表明，新型农村集体经济发展水平对小型村庄和中型村庄农户的相对贫困影响不显著，对大型村庄农户相对贫困的缓解具有显著影响。其可能的原因是相比于中小型村庄而言，大型村庄拥有更多的土地、人口和资源，具备更好的资源配置和整合能力，有利于组织起更大规模的农业生产、农产品加工或乡村旅游等产业，从而创造更多的就业机会和经济收入，有效缓解农户的相对贫困状况。

3. 新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的作用对象识别

为了更加深入分析新型农村集体经济的发展缓解农户相对贫困的作用对象，本文进一步采用面板分位数回归模型进行分析。参考魏滨辉和罗明忠的做法[31]，选择10%、50%、90%三个分位点进行估计，以覆盖从贫困指数最低到最高的广泛范围。根据表10（1）～（3）列回归结果，新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解在不同分位点上均在1%水平上显著，从系数值来看，在10%分位点上估计系数的绝对值最小，50%分位点次之，90%分位点估计系数的绝对值最大。这一结果表明，新型农村集体经济发展有助于缩小农村内部的不平等程度，为那些相对贫困指数较高的农户提供了一种有效的贫困缓解机会。

表10 新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的作用对象识别

变量	（1）	（2）	（3）
	10%	50%	90%
新型农村集体经济发展水平	−0.007***	−0.019***	−0.021***
	（−93.55）	（−13.30）	（−6.34）
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	12 863	12 863	12 863

五、结论与政策启示

新型农村集体经济的发展壮大为缓解农户相对贫困提供了契机。本文在理论分析的基础上，基于中国劳动力动态调查（CLDS）微观调查数据，采用双向固定效应、工具变量、倾向得分匹配和分位数回归等量化分析手段进行了实证研究，得出以下结论：第一，新型农村集体经济发展能够缓解农户相对贫困，这表明农户能够共享集体经济发展成果、获得创造收入的机会和能力，对防止两极分化、缓解农户相对贫困具有重要作用。第二，探究了新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的作用机制。新型农村集体经济发展通过增加农户财产性收入、本地非农就业机会及农业社会化服务的可得性三个途径促进农户相对贫困缓解。第三，通过异质性分析和分位数回归识别了新型农村集体经济发展对农户相对

贫困缓解的作用对象，发现新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的效果具有普惠性，对人力资本水平较低和相对贫困指数较高的农户缓解作用更强。村庄较低的人口规模和地形的复杂度会削弱新型农村集体经济发展对农户相对贫困缓解的作用。

基于上述结论，本文得到如下政策启示：第一，继续鼓励并引导新型农村集体经济的发展壮大，深化新型农村集体经济发展对增强农户内生发展动力、缓解相对贫困的带动作用。通过落实农村土地确权、宅基地确权等政策，进一步完善农村产权制度，通过加速农村资源要素合理有序的流动，提高资源配置效率，为农民获得稳定的财产性收入提供支撑。第二，鉴于新型农村集体经济发展对大型村庄农户相对贫困缓解具有显著的积极影响，通过鼓励打破行政村边界限制，整合中小型村庄的资本、土地等资源，实现集体经济的抱团发展，实现资源集聚和互补共享，形成规模效应和集聚效应，充分发挥新型农村集体经济发展对农户的带动作用。第三，重视发挥新型农村集体经济发展在地形较为复杂的地区特别是山区农户相对贫困缓解的作用，对于地形复杂的地区，应制定更为精准的支持政策，如通过改善交通、加强基础设施建设、推广适应复杂地形的农业技术和生产方式等措施来降低地形复杂度对经济发展的制约，从而增强新型农村集体经济发展在缓解农户相对贫困中的作用。

参 考 文 献

[1] 习近平．扎实推动共同富裕[J]．求是，2021（20）：4-8.

[2] 檀学文．走向共同富裕的解决相对贫困思路研究[J]．中国农村经济，2020（6）：21-36.

[3] 王禾，宗成峰．党建引领新型农村集体经济发展的基本逻辑与实践路径——以晋南F村为例[J]．山西农业大学学报(社会科学版)，2025，24（2）：97-105.

[4] 徐鹏杰．新型农村集体经济、产业融合发展与农民农村共同富裕[J]．财经科学，2023（12）：68-81.

[5] 邓金钱．新型农村集体经济赋能脱贫户生计转型：优势、机制与进路[J]．中国人口·资源与环境，2023，33（2）：143-152.

[6] 孙雪峰，张凡．农村集体经济的富民效应研究——基于物质富裕和精神富裕的双重视角[J]．南京农业大学学报(社会科学版)，2022，22（6）：183-194.

[7] 夏柱智．农村集体经济发展与乡村振兴的重点[J]．南京农业大学学报(社会科学版)，2021，21（2）：22-30.

[8] 高鸣，魏佳朔，宋洪远．新型农村集体经济创新发展的战略构想与政策优化[J]．改革，2021（9）：121-133.

[9] 栾健，张哲晰．兼顾效率与公平：农村集体经济发展与农民农村共同富裕[J]．经济学家，2024（1）：118-128.

[10] 李宁，李增元．新型集体经济赋能农民农村共同富裕的机理与路径[J]．经济学家，2022（10）：119-128.

[11] 陈锡文．充分发挥农村集体经济组织在共同富裕中的作用[J]．农业经济问题，2022（5）：4-9.

[12] 张锦兰，何湾．新型农村集体经济促进农民共同富裕的内在逻辑与路径选择[J]．探索，2023（6）：134-146.

[13] 胡凌啸，舒文，周应恒．产权改革促进新型农村集体经济发展的效能及深化方向[J]．农业经济问题，2024（2）：87-97.

[14] 肖盼晴，姚玉凤．新型农村集体经济促进共同富裕的实践进路——基于嵌入理论的分析[J]．哈尔滨工业大学学报(社会科学版)，2024，26（5）：145-152.

[15] 刘儒，郭提超．新型农村集体经济促进乡村全面振兴的内在逻辑与路径优化[J]．西北农林科技大学学报(社会科学版)，2023，23（6）：28-40.

[16] 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.

[17] 左停，苏武峥．乡村振兴背景下中国相对贫困治理的战略指向与政策选择[J]．新疆师范大学学报(哲学社会科学版)，2020，41（4）：88-96.

[18] 李江一，仇童伟，秦范．新型农业经营主体的非农就业带动效应研究[J]．华中农业大学学报(社会科学版)，2022（3）：10-21.

[19] 周娟．农村集体经济组织在乡村产业振兴中的作用机制研究——以“企业＋农村集体经济组织＋农户”模式为例[J]．农业经济问题，2020（11）：16-24.

[20] 郭晓鸣，王蔷．农村集体经济组织治理相对贫困：特征、优势与作用机制[J]．社会科学战线，2020（12）：67-73.

[21] 张哲晰，潘彪，高鸣，等．农业社会化服务：衔接赋能抑或歧视挤出[J]．农业技术经济，2023（5）：129-144.

[22] 谢小芹，王孝晴，廖丽华．共同富裕背景下相对贫困治理的实践类型及其机制[J]．公共管理学报，

2023，20（4）：107-120，173.
[23] 苏芳，常江波，范冰洁，等. 多维视角下相对贫困治理的中国探索[J]. 中国软科学，2023（11）：66-73.
[24] 吉星，厚轶，张红霄. 农业机械化选择与农户相对贫困缓解——来自2014—2018年的经验证据[J]. 农业技术经济，2023（6）：115-128.
[25] 刘格格，周玉玺，葛颜祥. 多样化生态补偿有助于缓解生态保护红线区农户相对贫困吗[J]. 中国农村观察，2023（6）：161-180.
[26] 向楠，乐章. 村庄民主与治理有效：集体经济实力如何影响村民自治[J]. 农业技术经济，2024（3）：114-127.
[27] 张衡，穆月英. 村集体经营性资产价值实现的农户增收和追赶效应：外生推动与内生发展[J]. 中国农村经济，2023（8）：37-59.
[28] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022（5）：100-120.
[29] 张新文，杜永康. 共同富裕目标下新型农村集体经济发展：现状、困境及进路[J]. 华中农业大学学报（社会科学版），2023（2）：23-33.
[30] 彭凌志，赵敏娟. 农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响——来自中国1873个县域的证据[J]. 中国农村经济，2024（2）：112-130.
[31] 魏滨辉，罗明忠. 返乡创业活动的收入效应研究[J]. 经济学家，2024（6）：117-127.

New rural collective economy and relative poverty alleviation of farm households——empirical test based on CLDS data

LI Zhongjian，WANG Congcong

（*School of Business*， *Zhengzhou University* ，*Zhengzhou* 450001，*China*）

Abstract：Rural collective economy，as a concrete realization form of socialist public ownership economy in rural areas，is of great significance in preventing polarization and alleviating the relative poverty of farm households. Based on the data of China Labor Dynamics Survey（CLDS），this paper analyzes the impact and mechanism of the development of new rural collective economy on the relative poverty of farm households with the help of IV-2SLS，propensity score matching，quantile regression and other models. It is found that the development of new rural collective economy is conducive to the alleviation of relative poverty of farm households，and it is mainly realized through increasing the property income of farm households，local non-farm employment opportunities and the availability of agricultural socialization services. Further analysis reveals that the effect of the development of new rural collective economy on the relative poverty alleviation of farm households is universal，and the alleviation effect is stronger for farm households with lower human capital levels and higher relative poverty indexes；however，the smaller population size and complexity of the terrain will weaken the effect of the development of new rural collective economy on the relative poverty alleviation of farm households.

Keywords：New rural collective economy；Relative poverty of farm households；Property income；Non-farm employment；Agricultural socialization services

（编辑：程俐萍）