

《农地制度变迁与农业现代化》专栏

主持人语

党的二十届四中全会提出，“加快农业农村现代化，扎实推进乡村全面振兴”。农地制度是农业现代化的基础性制度安排，既关系到土地资源的高效配置，也深刻影响着农户行为、农业生产方式与农村社会结构的演变。在推进乡村全面振兴的新阶段，农地制度的优化与创新已成为破解农业可持续发展难题、提升农业综合效益的关键议题。近年来，从农民合作社的组织创新到“小田并大田”的土地整合实践，从高标准农田建设的政策推动到农地流转市场机制的完善，中国农地制度持续深化改革。制度创新的目标，不仅在于促进土地要素集约高效利用，更在于通过制度供给激发农户和新型农业经营主体的内生动力，实现农业现代化的系统性突破。为此，《湖南农业大学学报（社会科学版）》特推出“农地制度变迁与农业现代化”专栏，旨在聚焦农地制度改革、组织创新与政策演进的前沿问题，探索制度变迁、政策效应与行为机制的互动逻辑，为构建符合中国国情的现代农业制度体系提供理论参考与实践启示。

主持人：陈卓

DOI: 10.13331/j.cnki.jhau(ss).2026.01.003

农民专业合作社抑制农户农地撂荒：效应与机制

陈小知¹, 洪伟杰², 胡新艳^{2*}

(1. 广东金融学院 华南创新金融研究院, 广东 广州 510521;

2. 华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)

摘要：基于中国劳动力动态调查(CLDS)数据, 从农户视角探究农民专业合作社对农地撂荒的影响效应与机制。结果表明, 合作社能显著抑制农地撂荒, 但边际影响相对较小。异质性分析发现, 合作社能显著抑制水田撂荒, 但对旱地的影响不显著; 以销售为主要功能的合作社能显著抑制农地撂荒, 但以生产功能为主的合作社的影响则不显著。机制检验显示, 合作社抑制农地撂荒的可能机制在于提高农户种植收益和优化种植结构。不过, 没有证据表明合作社能降低种植成本和增加务农人数, 这可能是其影响效应较小的原因。

关键词：农民专业合作社; 农地撂荒; 小农户; 大市场; 种植收益

中图分类号: F321.42; F321.1

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2026)01-0020-10

Farmers' specialized cooperatives curb land abandonment: Effects and mechanisms

CHEN Xiaozhi¹, HONG Weijie², HU Xinyan^{2*}

(1. South China Innovation Finance Research Institute, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China;

2. College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

Abstract: Based on the data of the China Labor-force Dynamics Survey (CLDS), the impact of farmers' specialized cooperatives on farmland abandonment and its mechanism have been explored from the perspective of farm households.

收稿日期: 2025-06-27

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(72203064); 广东省哲学社会科学规划专项(GD25ST08); 广州市哲学社会科学“十四五”规划课题(2025GZQN18); 广东人文社会科学研究重点实验室特别委托项目(GD24TWCXGC08)

作者简介: 陈小知(1995—), 女, 湖南湘西人, 博士, 助理研究员, 主要从事农村土地制度与金融研究。*为通信作者。

The results show that cooperatives can significantly curb farmland abandonment, yet their marginal effect is relatively small. Heterogeneity analysis reveals that cooperatives can significantly reduce the abandonment of paddy fields but have no significant impact on dryland abandonment. Cooperatives focused on sales functions can notably curb farmland abandonment, whereas those centered on production functions show no significant impact. Mechanism

tests indicate that the potential pathways through which cooperatives inhibit farmland abandonment include enhancing farmers' planting income and optimizing planting structure. However, no evidence was found to suggest that cooperatives can reduce planting costs or increase the number of agricultural workers, which may account for their relatively limited impact effect.

Keywords: agricultural cooperatives; land abandoned; smallholder farmers; large market; planting income

一、问题的提出

自20世纪90年代以来，中国农村存在不同程度的农地撂荒现象^[1-3]。徐莉^[4]对四川省的研究发现，截至2008年4月底，被调查区域中农地撂荒面积占农地总面积的5.3%。庄健和罗必良^[5]在广东丘陵山区的研究发现，农地撂荒率高达20%^[5]。更严重的是，即使在重要粮食主产区也存在农地撂荒^[6]，且该现象呈现持续蔓延趋势^[7]。《农业农村部关于统筹利用撂荒地促进农业生产的指导意见》明确指出，农地撂荒导致土地资源浪费和耕地质量下降，给国家粮食安全与重要农产品有效供给带来不利影响，须予以高度重视。

厘清农地撂荒的发生机理是有效遏制其蔓延的基础。既有研究通常从人地关系出发，将劳动力非农转移视为农地撂荒最直接因素^[8-10]，并指出农户家庭外出务工人口数量、非农就业比例和非农就业意愿等因素均会助推撂荒行为发生^[11,12]。然而，也有研究指出，劳动力非农转移只是表象，其深层诱因在于农业收益过低^[4,13]。其中，小规模经营被认为是造成农业生产收益低的重要因素之一^[14]。这种分散化的经营格局不仅在生产端给农业生产带来挑战，也使得农户天然地在市场博弈中处于不利地位，只能被动地接受市场价格，进一步压低了务农收益^[15,16]。2023年中央一号文件明确指出，要深入开展新型农业经营主体提升行动，支持家庭农场组建农民专业合作社、合作社根据发展需要办企业，带动小农户合作经营、共同增收。通过农户联合，将分散的农户集中起来是提高农户生产效率的关键，通过成立农民专业合作社自助互助是市场经济中弱者的必然选择^[17,18]。由此，一个值得讨论的问题是：农民通过专业合作社实现联合，能否提高种植收益、降低生产成本，从而抑制农地撂荒？

现有文献多关注农民专业合作社与农业收益或者农民收入之间的关系^[18,19]，直接讨论合作社与

农地利用尤其是农地撂荒之间关系的研究仍相对匮乏。李家辉和陆迁^[20]基于山西和陕西627份农户数据分析了农民专业合作社对农户农地转入行为的影响，发现加入合作社能使农户土地转入显著提高，且具有销售功能的合作社的作用更为明显。陈卓等^[21]利用CLDS 2016年和2018年两期村庄数据，发现农民专业合作社能够显著降低村庄农地撂荒发生率，其机制在于合作社提供的社会化服务降低了农户生产成本。

已有研究存在两方面局限：第一，多数基于村庄层面问卷对农地撂荒的测度，可能存在较大测量误差，导致估计结果偏误；相比之下，农户对自家农地的经营决策信息更为准确，因此，有必要从农户视角重新审视该问题。第二，现有机制分析多聚焦于农民专业合作社通过社会化服务降低农业生产成本的一面，却忽视了其在提升农户市场议价能力和提高农产品销售价格方面的收益增强机制。实际上，农民专业合作社通过组织小农户形成集体供给、对接大市场，可增强其市场势力，提高农业经营收益，抑制农地撂荒。基于此，本文拟利用中国劳动力动态调查（CLDS）数据，探究农民专业合作社对农户农地撂荒的影响效应及机制，以期为中国土地利用、粮食安全以及农业现代化转型中的经营主体培育提供针对性的政策借鉴。

二、理论分析

（一）小农户的细碎化经营困境

小农户是农业生产经营的主体，在保障粮食安全、促进农村减贫与维护生物多样性等方面发挥着重要作用^[22,23]。然而，随着经济社会的转型与发展，传统小农经营面临严峻挑战，突出表现为生产与销售的两大困境。

第一，生产环节面临严重的土地细碎化问题^[24]。2015年《全国农村固定观察点调查数据汇编》显示，全国农户户均经营农地面积仅7.07亩，且被

划分为3.27个地块，块均面积约2亩。这种高度细碎化的经营格局带来多重不利影响：一是削弱了农户在购买农资时的议价能力，使其只能被动接受市场价格；二是增加了农户来往地块之间的劳动与时间成本^[25]；三是限制了农业机械的使用效率与经济性，提高了外包服务的协调复杂度，因而不利于农业机械化的推进^[26]；四是制约了先进农业技术的采纳与应用^[27]，加大了小农户向现代化转型的难度，导致“小农锁定”现象。

第二，销售环节处于弱势地位。阮文彪指出，小农户经营虽然可以维持一定的生产效率，但经营规模小易导致单位农产品交易成本偏高，流通环节缺乏规模效益^[15]。小规模农户难以应对千变万化的大市场，在供应链利益分配中处于边缘位置，大部分利润为其他主体所占有^[28]。实际上，对于大多数农户而言，农产品要么在本地农副产品市场售卖，要么由收购商到田间地头购买。无论是哪种情况，小农户都不具有定价权。同时，小农户的市场信息收集和整理能力弱，难以根据市场需求做出有效生产决策^[29]。叶敬忠等指出，小规模、组织化程度低等问题，导致小农户生产具有明显的“生存理性”特征，遭受市场与商品经济双重排斥，农产品商品化率普遍较低^[30]。

（二）农民专业合作社：对接小农户与大市场的重要桥梁

小农户与大市场之间的衔接困境，根源在于其规模不经济与组织化不足^[31]。因此，在推进农业产业化过程中，一个亟须解决的问题在于如何实现分散小农的组织化^[32]。培养新型农业经营主体，是小农户对接大市场、提高农户组织化程度的重要途径。与龙头企业、家庭农场等需要大量资本和土地的农业经营主体不同，农民专业合作社立足于现有农户基础将其组织起来，是相对节省交易费用和投入成本的组织方式。实际上，农民专业合作社是市场经济条件下世界各国农业领域的重要组织形式，农民专业合作社能实现单个农户所无法实现的集体功能^[33]。尤其是在农产品的生产和销售中，农民专业合作社发挥着重要作用^[34]。《中华人民共和国农民专业合作社法》明确规定，农民专业合作社为农户提供农业生产资料的购买，农产品的销售、加工、运输、贮藏以及与生产经营有关的技术、

信息等服务。党的十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》提出要“扶持农民专业合作社加快发展，使之成为引领农民参与国内外市场竞争的现代农业经营组织”。经过多年的发展，中国的农民专业合作社已初步具备了种苗供应、农资采购、生产管理、产品加工和销售等多元化服务功能，并能够降低市场风险，保障农户收益的长期稳定^[35]。

（三）农民专业合作社抑制农地撂荒的机制

小农户从农资经营门店购买农药、种子、化肥等农业生产资料，通常面临两个问题：一是经营规模小，缺乏议价能力，只能被动地接受定价；二是农资经过多个中间商加价，价格高昂。相比较而言，农民专业合作社通过集中采购，能够显著增强议价能力，获得更优惠的价格。同时，农民专业合作社可直接提供农资统一采购服务，减少中间环节，不仅能降低成本，还能保障农资质量，便利农户生产，进而抑制农地撂荒。

针对小农户弱势，农民专业合作社将其组织起来，以集体形式对接市场，提升谈判地位，具有更强的议价能力，能够提高农户在销售链中的利润份额^[36,37]。对于在市场交易中缺乏优势的农户，农民专业合作社通过统一销售不仅可以提高农产品售价，还能够按交易量返还盈余，使成员获得“组织收益”^[38,39]，从而直接提高其种植收益，进而抑制农地撂荒。

农民专业合作社能够帮助农户获得更多有关外部环境、市场变化等信息^[16]，提高其信息获取与预判能力，促使其能够根据市场需求及时调整种植结构。例如，在农民专业合作社引导下，农户由单一品种粮食作物转向兼种市场价值更高的经济作物，包括蔬菜和水果等，从而提高农业经营收益。因此，农民专业合作社不仅能够通过议价能力影响收益，还能通过需求诱导供给、优化种植结构，拓宽农户盈利空间，抑制农地撂荒。

上述理论分析表明，农民专业合作社可通过种植成本节约、收益提升和种植结构优化三条路径激励农户耕作，抑制农地撂荒。然而，该机制有效运行的前提是农民专业合作社真正发挥农民自组织功能，在生产、加工和流通等环节为社员提供服务。现实中，农民专业合作社发展存在“名实分离”现

象：部分“伪合作社”以争取政策资源为目的^[40]；另一些则由强势主体主导形成“利益共谋体”，仅在农资购买和产品销售环节赚取利差，而不是真正意义上的农民合作^[41]。这类农民专业合作社对小农户与大市场的连接作用有限。因此，农民专业合作社对农地撂荒的影响需结合微观数据进行实证检验，方能得出可靠结论。

三、实证研究设计

(一) 数据来源

本文数据来自中国劳动力动态调查。该调查采用多阶段、分层与PPS抽样方法，覆盖中国除港澳台、新疆和西藏外的29个省级行政区，系统记录了劳动力的教育、收支、就业、健康、保障以及农村治理、经济、文化、家庭结构与农业生产等信息。结合研究主题与变量可得性，本文选取2016年与2018年两期追踪数据。首先按照村庄编码将村庄—农户两层数据匹配；其次合并两期样本，剔除缺失值与无地农户，最终获得11 439份农户样本。从农民专业合作社功能分布看，2016年样本中仅具有生产功能的合作社占24.60%，仅具有销售功能的占1.61%，同时具备产销功能的占67.25%；2018年样本中，上述对应比例依次为26.19%、6.02%、58.66%，另有9.13%的农民专业合作社衍生出金融、技术等其他服务。可见，当前农民专业合作社的核心职能主要集中在产销环节，尤其以生产环节的功能最为突出。

(二) 实证模型

根据研究目的和数据结构的特征，本文构建的模型如下：

$$\text{abandon}_{ijt} = \alpha + \theta \text{cooperation}_{jt} + X'_{ijt}\beta_1 + X'_{jt}\beta_2 + \lambda_t + \gamma_c + u_{it} \quad (1)$$

其中， abandon_{ijt} 是被解释变量，指j村第i个农户t期是否出现农地撂荒； cooperation_{jt} 是核心解释变量，指j村在t期农民专业合作社的数量； X'_{ijt} 是农户层面的控制变量； X'_{jt} 是村庄层面的控制变量； λ_t 是时间固定效应； γ_c 是区域（农户所在市）固定效应。 u_{it} 为随机扰动项。由于本文的被解释变量是0-1变量，因此如无特别说明，均选择Probit模型进行估计。

(三) 变量设置

1. 被解释变量

被解释变量为农地撂荒，若农户农地出现撂荒则赋值为1，否则为0。同时，在稳健性检验中，使用农地撂荒程度进行测度，即农户农地撂荒面积占家庭农地面积的比例。

2. 核心解释变量

核心解释变量为合作社数量。尽管农民专业合作社理论上以服务社员为主，但本文将其数量作为影响农地撂荒的关键指标，主要基于两点考虑：其一，相关研究表明，农民专业合作社的辐射效应并非局限于社员，对非社员的农业生产行为亦可能产生溢出效应^[42,43]；其二，相较于区分社员与非社员的微观比较，更具政策价值的是评估农民专业合作社发展对整体农地撂荒的净效应。在稳健性检验部分，将进一步引入“是否有合作社”和“参与合作社的农户数”两项指标，以验证基准结论的可靠性。

3. 控制变量

参考刘同山和苑鹏的做法^[36]，在模型中控制如下变量：户主性别、学历和健康水平等个体特征；农户农地面积、男性占比、初中以下学历占比和老一代成员占比等家庭特征；到县城距离、到镇政府距离、村庄农地总面积等区域特征。此外，为捕捉宏观时变冲击，模型纳入年份固定效应。对于个体效应而言，核心解释变量合作社数量是村庄层面的变量，理论上宜控制村庄固定效应以消除不随时间变化的村级异质性。然而CLDS样本中有合作社的村庄占比仅约四分之一（2016年为27.23%，2018年为28.31%），而且两期有农民专业合作社的村庄高度重叠，且抽样规则允许轮换样本，若加入村庄固定效应，则会因解释变量变异不足而损失大量有效信息。权衡之下，本文先控制区域固定效应，并在稳健性检验部分补充村庄固定效应与工具变量估计，以检验结论的可靠性。

4. 机制变量

农民专业合作社影响农地撂荒的机制包括种植成本节约、收益提升和种植结构优化。本文采用农户农业经营总成本测度种植成本，采用农户粮食作物收入衡量种植收益，采用农户种植粮食、蔬菜、水果等不同作物的种类数反映种植结构。另外，后文还将讨论农民专业合作社是否会激励农户增加劳动投入，因此，本文采用农业生产人数测度务工人数。各个变量的基本情况如表1所示。

表1 各变量的基本情况

变量	定义	CLDS 2016		CLDS 2018	
		均值	标准差	均值	标准差
农地撂荒	农地存在撂荒为1; 否则为0	0.141	0.348	0.137	0.343
农地撂荒程度	撂荒面积/家庭农地面积	0.087	0.254	0.089	0.260
合作社数量	村庄合作社数量(家)	0.979	2.371	1.313	2.626
覆盖农户数	参与合作社的农户数(户)	58.039	194.611	87.123	258.166
户主性别	男性为1; 女性为0	0.597	0.491	0.581	0.493
户主学历	初中以上学历为1; 否则为0	0.110	0.314	0.114	0.318
户主健康水平	健康为1; 否则为0	0.763	0.425	0.766	0.423
农户农地面积	农户家庭农地面积(亩)	8.034	58.385	7.554	17.194
男性占比	男性家庭成员占家庭人口比例	0.524	0.172	0.525	0.181
初中以下学历占比	初中以下学历人数占家庭人口比例	0.813	0.219	0.806	0.224
老一代成员占比	1980年以前出生人口占家庭人口比例	0.589	0.255	0.597	0.269
到县城距离	村庄到县城距离(公里)	27.579	26.335	28.996	34.638
到镇政府距离	村庄到镇中心距离(公里)	7.179	9.986	6.166	6.139
村庄农地总面积	村庄农地的总面积(亩)	3 355.264	5 416.833	4 198.959	7 916.201
种植收益	农户粮食作物收入(万元)	0.799	1.998	0.996	2.280
种植结构	农户作物种植种类(类)	0.746	0.652	0.717	0.657
种植成本	农户农业经营总成本(万元)	0.771	3.375	1.170	17.286
务工人数	农户农业生产人数(人)	1.193	1.108	1.129	1.040

四、实证结果及解释

农民专业合作社对农户农地撂荒影响的基准回归结果如表2所示。

(一) 基准回归结果分析

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
合作社数量	-0.013*	-0.018*	-0.019*	-0.004**
	(0.007)	(0.010)	(0.010)	(0.002)
户主性别	0.072**	0.012	0.012	0.001
	(0.031)	(0.035)	(0.035)	(0.006)
户主学历	-0.061	0.004	0.004	-0.002
	(0.055)	(0.061)	(0.061)	(0.011)
户主健康水平	-0.340***	-0.248***	-0.248***	-0.050***
	(0.033)	(0.038)	(0.038)	(0.008)
农户农地面积	-0.090***	0.105***	0.104***	0.021***
	(0.020)	(0.028)	(0.028)	(0.005)
男性占比	-0.111	-0.187*	-0.187*	-0.031*
	(0.087)	(0.099)	(0.099)	(0.018)
初中以下学历占比	-0.079	-0.009	-0.006	-0.001
	(0.077)	(0.089)	(0.089)	(0.016)
老一代成员占比	-0.209***	0.095	0.096	0.017
	(0.058)	(0.073)	(0.073)	(0.013)
到县城距离(对数)	0.053***	0.032	0.029	0.005
	(0.016)	(0.030)	(0.030)	(0.005)
到镇政府距离(对数)	-0.094***	-0.105***	-0.104***	-0.019***
	(0.020)	(0.033)	(0.033)	(0.006)
村庄农地总面积(对数)	-0.021*	0.045**	0.045**	0.010**
	(0.011)	(0.022)	(0.022)	(0.005)
截距项	-0.304**	-1.772***	-1.813***	0.098**
	(0.129)	(0.545)	(0.546)	(0.039)
区域固定效应	不控制	控制	控制	控制
时间固定效应	不控制	不控制	控制	控制
观测值	11 439	11 439	11 439	11 437
R ²				0.166

注: ***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著, 括号内是考虑异方差的标准误。下同。

由于被解释变量“农地撂荒”是二值变量，列(1)—列(3)采用Probit模型进行估计。其中，列(1)仅包含控制变量，列(2)在此基础上加入区域固定效应，列(3)进一步控制时间固定效应。结果显示，合作社数量的系数均显著为负。为便于直观解释，列(4)采用OLS进行估计，结果显示：合作社数量的系数为-0.004，且在5%的统计水平上显著，意味着每新增1家合作社，农户农地撂荒的概率平均下降0.4个百分点。在全样本中，农户农地撂荒的均值为0.141，即样本农户的平均农地撂荒概率为14%。因此，上述下降幅度相当于使总体农户的农地撂荒概率降低2.9%。该结果证明了农民专业合作社对抑制农户农地撂荒具有积极作用，但其边际效果相对有限。

控制变量方面，户主健康对农地撂荒的影响显著为负，且在1%的统计水平上显著。农户农地面积的系数显著为正，说明农地越多越易撂荒，反映城镇化背景下农村正在从人多地少的状态逐渐转变为劳动力相对稀缺的局面。男性占比越高，农地撂荒概率越低，这佐证了男性仍是务农主力。另外，到镇政府距离显著为负，表明离镇中心越近，非农就业机会越多，农地撂荒概率上升。

(二) 异质性分析

1. 农地灌溉条件异质性

农地按灌溉条件差异可分为水田与旱地，水田灌溉便利，土壤也相对肥沃，农民专业合作社对两类农地撂荒的影响可能不同，本文以此进行分组回归，结果如表3列(1)和列(2)所示。合作社数量对水田的影响系数为负且在10%的统计水平上显著，对旱地的影响系数为负但不显著。由此可知，农民专业合作社能抑制水田撂荒，但不能有效地抑制旱地撂荒。

2. 合作社功能异质性

根据前述理论分析，农民专业合作社可能在生产和销售等多个环节对农地撂荒产生影响。为此，本文将合作社按其是否具备生产功能、销售功能或同时具备两者（即产销一体化）进行分类，进而考察不同功能类型的农民专业合作社对农户农地撂荒的影响，估计结果如表3列(3)所示。结果显示，仅具备销售功能的合作社能够显著抑制农地撂荒，而仅具备生产功能或同时具备产销一体化功能的

合作社则对抑制农地撂荒无显著作用。

表3 异质性分析结果

变量	农地灌溉条件		
	(1) 水田	(2) 旱地	(3)
合作社数量	-0.025 [*] (0.013)	-0.012 (0.012)	
生产合作社			0.116 (0.079)
销售合作社			-0.157 [*] (0.083)
产销一体化合作社			0.150 (0.177)
其他控制变量	控制	控制	控制
区域固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	11 399	11 407	10 357

(三) 稳健性检验

针对研究中可能存在遗漏重要变量和测量误差的问题，本文从四个方面进行稳健性检验，以确保基准回归结论的可靠性。

1. 控制经营绩效变量

理论上，农民专业合作社可能通过改善农户经营绩效而抑制农地撂荒，但经营绩效本身也可能影响合作社设立，从而带来遗漏变量偏误。为此，本文在基准回归中分别纳入农业总收入和单位农地农业收入两大经营绩效指标进行回归，估计结果见表4列(1)和列(2)。结果显示，在控制上述变量后，合作社数量对农地撂荒的抑制作用依然显著，且系数大小与基准回归基本一致，表明结论具有稳健性。

2. 控制区域层面时变因素

尽管基准模型已控制区域固定效应和时间固定效应，但仍可能存在区域层面随时间变化的遗漏变量（如地方农业政策、气候条件与宏观经济波动等）。为此，表4列(3)进一步加入区域与时间的交互固定效应，以捕捉各区域特有的时间趋势。结果显示，合作社数量的系数为-0.037，在1%的统计水平上显著，与基准回归结果一致，进一步验证了结论的稳健性。

3. 改变核心解释变量测度方式

为排除变量测度方式对结果的影响，本文分别采用是否有合作社和参与合作社的农户数作为

核心解释变量进行回归,结果如表4列(4)和列(5)所示。结果表明,无论采用何种测度方式,合作社数量对农地撂荒均具有显著抑制效应。由此可见,改变核心解释变量的测度方式并不会影响前述结论。

4. 替换被解释变量

表4列(6)将被解释变量替换成农地撂荒程度(即撂荒面积/家庭农地面积)进行回归,结果显示,合作社数量的系数为-0.006,在1%的统计水平上显著,说明基准回归结论是稳健的。

表4 稳健性检验结果

变量	控制经营绩效变量		控制区域层面 时变因素	改变核心解释变量 测度方式		替换被解释变量
	(1)	(2)		(4)	(5)	
合作社数量	-0.016*	-0.017*	-0.037***			-0.006***
	(0.010)	(0.010)	(0.014)			(0.002)
农业总收入	-0.119***					
	(0.022)					
单位农地农业收入		-0.322***				
		(0.078)				
是否有合作社				-0.150*		
				(0.079)		
参与合作社的农户数(对数)					-0.031*	
					(0.017)	
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域×时间的固定效应	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
观测值	11 234	11 234	11 439	11 439	11 439	11 407
R ²						0.166

注:列(6)采用Tobit模型进行估计。

(四) 内生性问题处理

农民专业合作社设立与农地撂荒之间可能存在反向因果或自选择偏差,从而引发内生性问题。为确保结论可靠,本文进一步对潜在的内生性问题进行处理。

1. 控制村庄固定效应

农民专业合作社是村庄层面的变量,若存在同时影响合作社数量与农地撂荒的村级不可观测特征,则可能导致估计结果出现偏误。为此,表5列(1)进一步引入村庄固定效应。结果显示,合作社数量的系数为-0.020,在10%的统计水平上显著,与基准回归结果一致。这表明,本文的核心结论并非由遗漏的村庄特征所驱动。

2. 工具变量模型

尽管已控制村庄固定效应,但仍可能存在某些时变因素同时影响农地撂荒和农民专业合作社设立,导致模型估计仍有偏误。因此,本文在控制村庄固定效应的基础上,进一步以自然村数量为工具

变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行再估计。农民专业合作社本质上是农户自组织,其设立与村庄社群结构密切相关。农村社群可按宗族或自然村划分:宗族血缘纽带紧密,农地常在亲友或同宗之间流转,可能与农地撂荒行为直接相关;而自然村的形成或调整多由历史地理因素决定,在户均农地细碎、流转半径有限的背景下,其对农户种植决策的影响微乎其微,更具外生性特征。同时,自然村数量又直接影响村民之间组织联合与集体行动难度:一方面,自然村数量的增加,导致行政村内部小团体数量的增加,每个团体内部都可能成立农民专业合作社;另一方面,团体越多,村组织成立农民专业合作社的难度反而越大。因此,自然村数量与农民专业合作社的设立密切相关,具备作为工具变量的相关性条件。

考虑到自然村数量对农民专业合作社的设立存在双重影响,本文在2SLS第一阶段回归中同时加入自然村数量的一次项及平方项,估计结果见表5

列(2)。可以看出，自然村数量的一次项系数显著为正，而二次项系数显著为负，说明自然村数量和合作社数量之间存在倒U型关系。也就是说，随着自然村数量增加，合作社数量先增加，但是当自然村数量超过一定程度后，其增加反而会使合作社数量下降。这一结果验证了前文的逻辑分析，同时也说明工具变量和内生变量之间存在较强的相关性。该阶段的F统计量高达181.630，远超过常规临界值，表明不存在弱工具变量问题。表5列(3)报告了第二阶段的估计结果。合作社数量的系数为-0.025，内生性检验的P值大于0.1，说明模型不存在明显的内生性问题，因此应以列(1)的估计结果为准。过度识别检验亦显示，加入二次项和不加入二次项对估计结果的影响不大。综上，工具变量估计结果进一步验证了农民专业合作社对农地撂荒具有抑制效应。

表5 内生性检验结果

变量	控制村庄固定效应		工具变量模型
	(1)	(2)	(3)
合作社数量	-0.020*	-0.025	
	(0.012)	(0.016)	
自然村数量(对数)		0.492***	
		(0.072)	
自然村数量(对数) 平方		-0.325*** (0.032)	
其他控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
区域固定效应	控制	控制	控制
第一阶段F统计量		181.630	
内生性检验p值		0.178	
过度识别检验p值		0.939	
观测值	11 439	11 434	11 434
R ²		0.794	0.001

注：列(2)和列(3)是两阶段最小二乘法的第一、二阶段的回归结果。

(五) 机制分析

如前文所述，本文认为农民专业合作社对农地撂荒的影响机制在于降低种植成本、提高种植收益和优化种植结构。为验证上述逻辑，本文进行了如下检验。表6列(1)和列(2)以种植粮食的农户为样本，分别检验了农民专业合作社对种植成本和种植收益的影响。列(1)结果显示，在控制农地面积的情况下，合作社数量的系数为负，但不显著。这表明农民专业合作社并不能通过降低种植成本抑

制耕地撂荒。列(2)结果显示，合作社数量的系数为正，且在1%的统计水平上显著。这说明农民专业合作社能够通过增加农户的种植收益抑制耕地撂荒。表6列(3)采用全样本进行分析，识别了农民专业合作社对种植结构(采用家庭同时经营粮食、蔬菜、水果等作物种类数度量)的影响。结果显示，合作社数量对农户种植结构具有显著的正向影响，这说明农民专业合作社能通过促进农民多样化种植抑制耕地撂荒。

表6 作用机制分析的结果

变量	种植成本 (对数)	种植收益 (对数)	种植结构 (3)	务农人数 (对数)
	(1)	(2)	(3)	(4)
合作社数量	-0.012 (0.019)	0.092*** (0.033)	0.008* (0.004)	0.003 (0.004)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
区域固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
截距项		5.763*** (0.641)	4.640*** (1.160)	0.724*** (0.161)
观测值	7 381	6 712	11 434	11 431
R ²	0.323	0.499	0.229	0.262

注：所有模型采用OLS进行估计。

本文关心的另一个问题是，农民专业合作社能否引导农户投入更多的劳动力，从而在一定程度上缓解或者逆转劳动力的流失，对农地撂荒起到长期的抑制作用。鉴于此，本文同样采用全样本，并将务农人数作为被解释变量进行分析，检验了农民专业合作社对劳动力投入的影响。表6列(4)结果显示，合作社数量的系数为正，但不显著。这说明农民专业合作社并不能扭转劳动力流失的趋势。这可能是农民专业合作社对农地撂荒影响效应较小的原因。即农民专业合作社更多是提高已有务农劳动力的土地利用强度，而不是诱导更多劳动力回乡务农进而抑制农地撂荒。

五、研究结论及启示

上述研究表明：一是农民专业合作社能够显著抑制农地撂荒，但其边际贡献有限——农民专业合作社每增加1家，农地撂荒可能性仅降低0.4%。二是农地撂荒抑制效应呈现显著的灌溉条件与合作社功能异质性。具体而言，合作社能显著抑制水田撂荒，但对旱地撂荒的影响不显著；以销售为主要功

能的合作社能显著抑制农地撂荒，但以生产功能为主的合作社对农地撂荒的影响则不显著。三是机制检验表明，农民专业合作社能通过提升种植收益、优化种植结构抑制农地撂荒。

本研究的政策启示在于：第一，应强化农民专业合作社对接小农户与大市场的枢纽功能。财政支持与金融激励应重点投向统一农资采购、共享仓储物流等设施建设的合作社，以降低小农户交易成本、拓展市场接入半径。同时，应建立动态考评与退出机制，及时清理“空壳社”“挂牌社”，确保公共资源精准配置于具有实际运营绩效的合作社。第二，以合作社为实施载体，推进质量较差农地的集中连片整治。政府应整合高标准农田建设、土地整治、节水灌溉等项目资金，优先支持合作社对碎片化、劣质化地块进行统一改良。鼓励合作社联合金融机构与保险公司，推广“土壤改良+订单收购+收入保险”一体化服务模式，构建“地力提升—销路保障—收益稳定—农户复种”的良性循环。第三，提升种粮收益与优化种植结构，以充分释放合作社对抑制撂荒的边际效应。一方面，设立“优质优价”奖励资金，对合作社统一销售且品质达到国家“优质粮食工程”一级标准的粮食给予溢价补贴，提高农户种粮净收益；另一方面，通过财政保费补贴扩大多样化种植收入保险覆盖面，有效化解农户“扩种风险”，从而进一步巩固合作社在稳定播种面积、优化种植结构、抑制撂荒中的积极作用。

参考文献：

- [1] 李升发,李秀彬.耕地撂荒研究进展与展望[J].地理学报,2016,71(3):370-389.
- [2] 赵华建.农地撂荒与农村土地产权制度变迁[J].贵州财经学院学报,1996(4):6-11.
- [3] 唐代盛,李春兰,胡豪.土地“撂荒”的制度分析及对策[J].财经科学,2002(2):116-120.
- [4] 徐莉.城市化进程中如何解决农地抛荒问题——以四川省为例[J].农村经济,2010(3):21-24.
- [5] 庄健,罗必良.农田整治对农户撂荒行为的影响——基于“农田整治—要素市场—作物布局”治理策略的分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(6):132-145.
- [6] 周旭海,罗崇佳.农机服务市场发育如何影响耕地撂荒:理论分析与实证检验[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2023,24(5):18-26,46.
- [7] 洪炜杰.农地撂荒的治理策略:一个“市场-组织-政府”的分析线索[J].华中农业大学学报(社会科学版),2025(1):31-40.
- [8] MACDONALD D, CRABTREE J R, WIESINGER G, et al. Agricultural abandonment in mountain areas of Europe: Environmental consequences and policy response[J]. Journal of environmental management, 2000, 59(1): 47-69.
- [9] JIANG L, DENG X Z, SETO K C. The impact of urban expansion on agricultural land use intensity in China[J]. Land use policy, 2013, 35: 33-39.
- [10] 李辉尚,郭昕竺,曲春红.区位效应对农户耕地撂荒行为的影响及异质性研究——基于4省529户农户调查的实证分析[J].经济纵横,2020(10):86-95.
- [11] 花晓波,閻建忠,袁小燕.劳动力务农机会成本上升对丘陵山区农地弃耕的影响——以重庆市酉阳县为例[J].西南大学学报(自然科学版),2014,36(1):111-119.
- [12] 周丽娟,冉瑞平,林武阳,等.农户耕地撂荒影响因素研究——基于宜宾市南溪区158户农户的调查[J].农村经济,2014(4):46-50.
- [13] ZHANG Y, LI X B, SONG W. Determinants of cropland abandonment at the parcel, household and village levels in mountain areas of China: A multi-level analysis[J]. Land use policy, 2014, 41: 186-192.
- [14] 洪炜杰,胡新艳.农地撂荒如何影响粮食安全?——基于边际变化及时空反馈的考察[J].华南农业大学学报(社会科学版),2025,24(5):61-72.
- [15] 阮文彪.小农户和现代农业发展有机衔接——经验证据、突出矛盾与路径选择[J].中国农村观察,2019(1):15-32.
- [16] 田伟,易向益,向平安.合作社对小农户发展生态农业的影响——基于倾向得分匹配法的实证分析[J].重庆社会科学,2021(6):53-65.
- [17] 应瑞瑶.合作社的异化与异化的合作社——兼论中国农业合作社的定位[J].江海学刊,2002(6):69-75.
- [18] 管曦,谢向英.参与农民专业合作社对农户生产效率的影响——基于福建省的实证分析[J].福建农林大学学报(哲学社会科学版),2013,16(3):6-10.
- [19] 洪名勇,王极,田梦婕.农民专业合作社对农户消费结构升级的影响[J].消费经济,2023,39(5):90-101.
- [20] 李家辉,陆迁.加入合作社对农户土地转入行为的影响[J].资源科学,2022,44(6):1181-1195.
- [21] 陈卓,刘子玉,张连刚.农民专业合作社能抑制农地抛荒吗?[J].农村经济,2023(5):57-67.
- [22] VANLAUWE B, COYNE D, GOCKOWSKI J, et al. Sustainable intensification and the African smallholder

- farmer[J]. Current opinion in environmental sustainability, 2014, 8: 15-22.
- [23] ANDERSSON DJURFELDT A. Urbanization and linkages to smallholder farming in sub-Saharan Africa: Implications for food security[J]. Global food security, 2015, 4: 1-7.
- [24] 卢华, 胡浩. 土地细碎化、种植多样化对农业生产利润和效率的影响分析——基于江苏农户的微观调查[J]. 农业技术经济, 2015(7): 4-15.
- [25] 罗必良, 万燕兰, 洪炜杰, 等. 土地细碎化、服务外包与农地撂荒——基于9省区2704份农户问卷的实证分析[J]. 经济纵横, 2019(7): 63-73.
- [26] 展进涛, 张燕媛, 张忠军. 土地细碎化是否阻碍了水稻生产性环节外包服务的发展?[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016, 16(2): 117-124.
- [27] 岳梦, 张露, 张俊飚. 土地细碎化与农户环境友好型技术采纳决策——以测土配方施肥技术为例[J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(8): 1957-1968.
- [28] 黄祖辉, 梁巧. 小农户参与大市场的集体行动——以浙江省箬横西瓜合作社为例的分析[J]. 农业经济问题, 2007(9): 66-71.
- [29] 李钟帅, 刘青青, 毛轶, 等. 参加农业合作社行为对农户收入的影响——以丹阳市丹徒区为例[J]. 农村经济与科技, 2010, 21(7): 52-53.
- [30] 叶敬忠, 豆书龙, 张明皓. 小农户和现代农业发展: 如何有机衔接?[J]. 中国农村经济, 2018(11): 64-79.
- [31] 王佳美, 胡向东. 构建三大体系推进农业现代化——基于生产要素视角[J]. 江西财经大学学报, 2025(1): 86-99.
- [32] 洪炜杰. 正规金融支农有助于培育新型农业经营主体吗——以涉农贷款增量奖励试点为例[J]. 金融经济学研究, 2024, 39(4): 105-120.
- [33] CANDEMIR A , DUVALEIX S , LATRUFFE L . Agricultural cooperatives and farm sustainability—A literature review[J]. Journal of economic surveys, 2021, 35(4): 1118-1144.
- [34] 黄祖辉, 扶玉枝, 徐旭初. 农民专业合作社的效率及其影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2011(7): 4-13, 62.
- [35] 郭勇. 在政府服务与农民主体的互动中发展农民组织——基于双峰县农村科技合作社实践的思考[J]. 农业经济问题, 2009, 30(9): 37-44, 111.
- [36] 刘同山, 苑鹏. 农民合作社是有效的益贫组织吗? [J]. 中国农村经济, 2020(5): 39-54.
- [37] 巩慧臻. 关系嵌入、利益联盟与“大托管”经营方式创新——基于淮南市店集村的案例分析[J]. 农村金融研究, 2024(3): 55-66.
- [38] 邓衡山, 徐志刚, 黄季焜, 等. 组织化潜在利润对农民专业合作组织形成发展的影响[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(4): 1515-1532.
- [39] 张晓山. 促进以农产品生产专业户为主体的合作社的发展——以浙江省农民专业合作社的发展为例[J]. 中国农村经济, 2004(11): 4-10, 23.
- [40] 冯小. 农民专业合作社制度异化的乡土逻辑——以“合作社包装下乡资本”为例[J]. 中国农村观察, 2014(2): 2-8, 17.
- [41] 温铁军. 农民专业合作社发展的困境与出路[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2013, 14(4): 4-6.
- [42] 王云, 张光强, 霍学喜. 合作社提高了种植户的增收能力吗? ——来自陕西省600户苹果种植户的经验证据[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2017, 17(3): 95-103.
- [43] 顾庆康, 林乐芬. 信息传递、家庭养老保险与农户农业规模经营参与决策分析——以农户农地股份合作社入股决策为例[J]. 农业技术经济, 2021(3): 121-131.

责任编辑: 李东辉