

合作社能成为中国乡村治理的有效载体吗？*

——兼论合作社的意外功能

崔宝玉 马康伟

摘要：随着乡村振兴战略的推进，合作社的意外功能日益成为政学两界关注的重要问题。基于治理主体视角，本文分析了合作社对于乡村治理效能的影响及其机制，并利用CFD2017年和2019年数据，通过面板固定效应模型进行实证检验。研究表明：其一，合作社能够显著提升村民主体性和村委会主体性，一定程度上能够成为中国乡村治理的有效载体，但对非正式自治组织建立没有显著影响，其乡村治理功能具有局限性。其二，合作社的乡村治理效能会随合作社数量增加与规模扩大而提升，但合作社数量过多则将引致村委会主体性下降，合作社规模对村民主体性没有显著影响。其三，在中等规模、与县政府所在地的距离较近和中部地区的村庄，合作社的乡村治理效能更为明显。其四，合作社还会通过资源获取机制、产权共有机制提升村民主体性，通过激励监督机制、社会动员机制提升村委会主体性，从而提升乡村治理效能。本文研究结论为坚定把合作社作为乡村治理有效载体的政策信心提供了经验证据，为引导合作社发挥乡村治理功能、推动乡村善治提供了重要启示。

关键词：合作社 乡村治理效能 主体性 意外功能

中图分类号：F306.4 **文献标识码：**A

一、引言

当前，中国“三农”工作重心已转向乡村振兴，乡村社会进入到国家输入资源推动乡村振兴的新阶段，这对乡村治理体制机制提出了更高要求。一方面，国家资源输入对乡村资源整合与集体诉求有效表达的要求越来越高；另一方面，乡村资源整合和集体诉求表达却过度依赖行政力量而导致乡村自治受到压制、村民权益受到侵犯。在此背景下，杨洪林和顿山（2021）认为，提高农民组织化程度是消解自治困境并实现集体诉求有效表达的必要条件。农民合作社（以下简称“合作社”）作为农民组织化的重要载体，在新阶段乡村治理体系中的作用得到了中央政府的关注和重视。截至2021年11月

*本文系国家自然科学基金面上项目“数字化转型背景下新农人参与对农民合作社多维绩效的影响机制及其效应研究”（编号：72173001）和教育部人文社会科学研究规划基金项目“农民合作社新农人参与：契约制度与社会资本转型及其对组织绩效的影响研究”（编号：21YJA790012）的阶段性成果。感谢匿名审稿人的建议，但文责自负。

底，中国依法登记的合作社数量达到 221.9 万家^①。正是由于数量众多及其特殊的质性规定，合作社往往被政府作为政策实施的载体来对待。例如，2013 年中央“一号文件”明确指出，合作社是乡村治理的有效载体。2019 年中共中央、国务院颁布的《关于加强和改进乡村治理的指导意见》强调，要积极引导合作社参与乡村治理。这些政策的实施既为完善乡村治理机制提供了制度支撑，也显示出中央政府对推动合作社破解乡村治理困境的政策期许。然而，合作社真的能成为中国乡村治理的有效载体吗？

就乡村治理而言，一方面，合作社作为一种治理机制，民主管理和按交易量（额）分配盈余是其质性底线，重视社员参与权利是其基本要求，规范治理是其实现功能的根本保障。由于合作社社员与村民的高度重合性和同一性，合作社治理的正外部性可能溢出并影响乡村治理，一定程度化解乡村治理困境与症结。另一方面，合作社的成立和运行根植于中国乡村社会独特的历史、文化等情境，与乡村治理具有共生共荣的存在条件和生态环境。相较于机械地移植到乡村的外来治理文化，具有区域根植性的合作社更易利用乡村熟人社会网络和丰富自治资源，提高乡村治理的有效性。因此，从理论上说，合作社是可以成为中国乡村治理的有效载体并进而成为实现国家乡村治理政策意图的有效工具的。

然而，从发展路径看，中国合作社践行的是专业合作的发展道路而非日韩等国家的综合合作道路。综合合作更突出乡村嵌入和社区服务，而专业合作更强调分工协调和利益整合，中国合作社对乡村治理的促进功能到底有多大可能本身就值得考问。从对合作社的定位看，政府也更多强调合作社是自愿联合、民主管理的互助性经济组织，凸显其经济组织属性。而从合作社发展情况看，在成员异质性、市场纵向整合等因素制约下，合作社本能地更关注企业属性的塑建，忽视共同体属性的构造。治理问题已成为合作社发展的主要瓶颈，也减弱了其对于乡村治理的增益效应。尽管中央政府多次颁布政策文件强调合作社在乡村治理中的作用，但由于中国合作社独特的股份化色彩以及名实不符现象的存在（徐旭初和吴彬，2017），组织定位和政策期许的悖离可能会使政府对于合作社乡村治理功能的期待落空。

在目前已有的相关文献中，关于合作社功能的研究主要集中于经济功能，例如合作社在农民技术采纳（Ma et al., 2018）和农民收入提升（Grashuis and Magnier, 2018）等方面的作用。除经济功能外，也有一些文献关注了合作社的非经济功能，例如合作社在成员集体意识唤醒和集体行动塑建等方面的作用（赵昶和董翀，2019），抑或考察合作社对于农民幸福感的增进效应（刘同山，2017）。然而，无论是收入增进等经济功能还是集体行动培育等非经济功能，对于具有企业与共同体双重属性的合作社而言，都是应有之义，其实并不“意外”。合作社的意外功能意味着超越组织本身应有功用边界的功能，体现为对外部乡村社会的增益效应。合作社作为治理机制，其乡村治理功能实质上超越了合作社的应有功能，是“分外”功能，在合作社载体化的情境下，其乡村治理功能的实现实则是意外的结果。部分文献虽然关注到了合作社的乡村治理功能（于福波和张应良，2021），但对其内在机理尚未形成系统性的理论分析框架，且多局限于小样本的案例分析和基于质性研究的思辨性探讨，对于合作社在实践中到底有没有乡村治理功能尚未得出一致的研究结论。因此，有必要对合作社的乡村治理功

^①参见《国家农民合作社示范社发展指数（2020）研究报告在京发布》，http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202201/t20220122_6387449.htm。

能进行基于大样本的检验，全面评估将合作社作为乡村治理载体这一政策的科学性，并找寻中国合作社存在与发展意义的另外可能证据。如果合作社真的具有乡村治理功能，那么，就取得了合作社制度设计的意外收获，就需要拓展对于合作社意外功能的认知。这对全面、客观认识和评价合作社的多维功能及其在乡村治理中的价值具有重要意义，对坚定把合作社作为乡村治理有效载体的政策信心具有重要价值。

本文试图回答以下几个关键问题：合作社能否成为中国乡村治理的有效载体？应该如何看待和认识合作社的意外功能？如果合作社具有意外功能，它通过哪些机制来实现？

二、理论分析与研究假说

（一）乡村治理效能的内涵界定

国家治理效能表现为基于国家制度进行治理的综合效益（谭文邦，2021）。乡村治理作为国家治理的延伸，其效能表现为治理主体达成乡村治理目标的程度，包含治理效果和治理能力两层含义。在乡村振兴战略实施背景下，国家资源大量投向乡村，然而行政本位往往使乡村发展异化为服务政绩，乡村面临资源供需错位和公共性消解等困境。乡村有效治理需实现行政本位向村庄本位的逻辑转换，其关键在于激发治理主体在村庄治理中的主体性（毛一敬和刘建平，2021）。就实践主体而言，村庄治理主体性涵盖村民、村委会与非正式自治组织三个主体。从村民主体性看，发挥村民自主性、自为性和创造性是村庄集体诉求自下而上表达的基础。从村委会主体性看，组织能动性、服务性和群众性是国家资源自上而下精准供给的关键保障。建立非正式自治组织如乡贤理事会、村民恳谈会等将使乡村治理更加组织化、有序化和多样化，从而提升村民需求表达有效性和政府资源供给精准性。在乡村发展由行政本位向村庄本位转变的逻辑中，村民主体性实践、村委会主体性实践和非正式自治组织参与作为乡村治理的主体内容，是推动乡村善治的“三驾马车”。因而，本文重点从治理主体视角考察合作社对乡村治理效能的影响，村民主体性实践、村委会主体性实践和非正式自治组织参与既能体现乡村治理能力，又能反映乡村治理效果，兼顾三者，能够更有效地识别和评价合作社的乡村治理效能。

（二）合作社对乡村治理效能的直接影响

民主机制是合作社区别于投资者所有的企业以及保持生命力的根本所在。国际合作社联盟 1895 年提出“罗虚代尔原则”，规定“一人一票”，1995 年提出“曼彻斯特原则”，细化和突出民主控制原则。尽管世界各国根据当地实践对合作社原则进行调整，但民主控制原则是亘久不变的主题。中国于 2006 年制定并于 2018 年修订的《中华人民共和国农民专业合作社法》（以下简称“《农民专业合作社法》”）虽给予交易量（额）较大成员附加表决权，但在成员（代表）大会选举和表决时仍赋予全体成员一人一票的基本表决权。合作社民主控制原则不仅培育了成员的民主参与和监督意识，还通过服务提供（如交易服务、技术培训）以及乡村熟人社会的相互熏染，使民主意识在乡村社会扩散，进而提升村民整体的民主参与和监督意识。一方面，合作社通过增进村民的民主参与意识，直接激发

村民主体性^①。另一方面，合作社通过增进村民的民主监督意识，加剧村委会面临的监督压力，促使村委会积极响应村民集体诉求，增强服务意识（金东日和石绍成，2017），激发村委会主体性。由于实践中部分村干部缺乏有效权力约束，为促进权力监督，村民民主参与和监督意识增进还可能催生非正式自治组织建构。然而，非正式自治组织的建立并不能一蹴而就。一方面，建立非正式自治组织需要乡村社会精英的政治参与和资源整合，但合作社的核心成员更多是经济精英，可能难以具备相应的民主实践和社会统合能力。另一方面，建立非正式自治组织更多遵循的是社会规则，而合作社运营更多遵循的是经济规则，两者差异较大，合作社运营的经济规则难以直接移植到非正式自治组织的运行中。综上，提出假说1。

H1：合作社通过增进村民民主意识，能够提升村民主体性和村委会主体性，从而提升乡村治理效能，但合作社对非正式自治组织建立没有显著影响。

（三）合作社对乡村治理效能的间接影响

1.资源获取机制。共同体与企业的双重属性决定了合作社具有准公共品特征，合作社难以完全通过市场配置资源，需要政府扶持以减弱市场失灵带来的影响。然而，在治理不完善和存在精英俘获的背景下，政府扶持力度越大，反而越可能加剧核心成员的“掏空”和“剥夺”行为（王化成等，2015）。根据《农民专业合作社法》，政府扶持形成的财产应平均量化到所有成员。因此，基于维护自身合法权益的激励，普通成员可能会积极表达利益诉求。在这一过程中，其民主参与意识不断强化，并可能在乡村社会外溢扩散，提升村民整体民主参与意识进而提升村民主体性。另外，合作社作为实现农业产业化有效组织形式，能够通过产业发展效应和产业集聚效应吸引政府资源投放乡村进而增加乡村社会村民整体利益，村民对自身利益也将更为关切。依据“任何民主都是跟着利益走”的民主政治逻辑（蒋红军和张东，2020），村民利益增加将会催生出利益驱动型的政治表达，进而激发村民主体性。

2.产权共有机制。在承接政府项目、提供社会化服务以及参与“三变”改革日益成为多数合作社建立的基本动因的背景下，村集体将集体土地、集体资金等资产入股合作社，或者将集体资产承包给合作社，会形成集体股收益和集体土地租金等，由此提高村庄共有资产规模。此外，公共服务供给、公共设施建设运营等属于村庄公共事务，合作社作为经济组织，基于拓宽业务范围、增进经营绩效的目标，具有承担设施建设、提供公共服务的能力和动力（阎占定，2014）。产权共有是形成社会联系的起点，也是实现乡村有效治理的基础。因此，村庄共有资产规模的提高，会激励村民积极主动地参与民主选举、乡村事务管理等以维护共有产权，进而激发其主体性。

3.激励监督机制。村务公开要求村庄重大决策等内容公开透明，接受村民监督质疑。但实践中，乡村社会陷入个体化、碎片化困境，村务监督委员会形同虚设（杨郁和刘彤，2018），村委会在关乎全体村民利益的重大问题上可能会滥用权力。合作社能够借助其一定的政治经济影响力，参与对民主选举、村庄事务决策等的监督活动中，维护成员及全体村民合法权益。另外，在乡村的狭小场域中，

^①由于中国合作社规模普遍较小，合作社对村民主体性的影响多限于合作社所在村庄内部，即提升合作社所在村庄村民在乡村治理中的主体性。此外，合作社对村委会主体性以及非正式自治组织建立的影响也多局限于合作社所在村庄内部。

合作社发展势必带来乡村利益格局分化，这种分化部分表现为村委会与合作社间的利益分化。作为经济组织，合作社对经济发展自主权利的拓展不可避免地会在经济、社会等领域冲击村委会的垄断性权力。同时，合作社也会基于自身权利拓展的目标而成为村委会的监督者。因此，乡村治理中监督机制的完善会激励村委会将合作社的监督压力转化为服务动力，增强治理能力，进而激发村委会主体性。

4.社会动员机制。合作社具有一定的动员村民的感召力，主要表现为以下两点：一方面，乡村社会中家族集体主义行为逻辑盛行。尽管经过市场经济洗礼，潜存宗族意识仍然较大程度地影响村民行为取向，村民的“自己人”意识主要来源于以血缘关系为纽带的宗族。在合作社与村委会权力争夺过程中，由于合作社成员集社员与村民双重身份于一体，因而合作社便能够动员“自己人”为其“捧场”。另一方面，合作社与村委会的利益争夺行为客观上需要普通村民参与。如果合作社在与村委会的利益竞争中能够增进普通村民利益，那么，在“理性人”假定下，当合作社与村委会发生利益冲突时，普通村民将会为合作社投出“民意选票”。合作社一定的社会动员能力可能会弱化村委会治理权威，引致村委会“弱则思变”。为巩固自身政治地位，防止权威衰变，村委会可能会积极满足村民的集体利益诉求，提高乡村事务的治理能力，进而增强村委会主体性。据此，提出以下假说。

H2: 合作社能够通过资源获取机制提升村民主体性，从而提升乡村治理效能。

H3: 合作社能够通过产权共有机制提升村民主体性，从而提升乡村治理效能。

H4: 合作社能够通过激励监督机制提升村委会主体性，从而提升乡村治理效能。

H5: 合作社能够通过社会动员机制提升村委会主体性，从而提升乡村治理效能。

综上所述，本文了构建合作社影响乡村治理效能的理论分析框架，具体如图 1 所示。

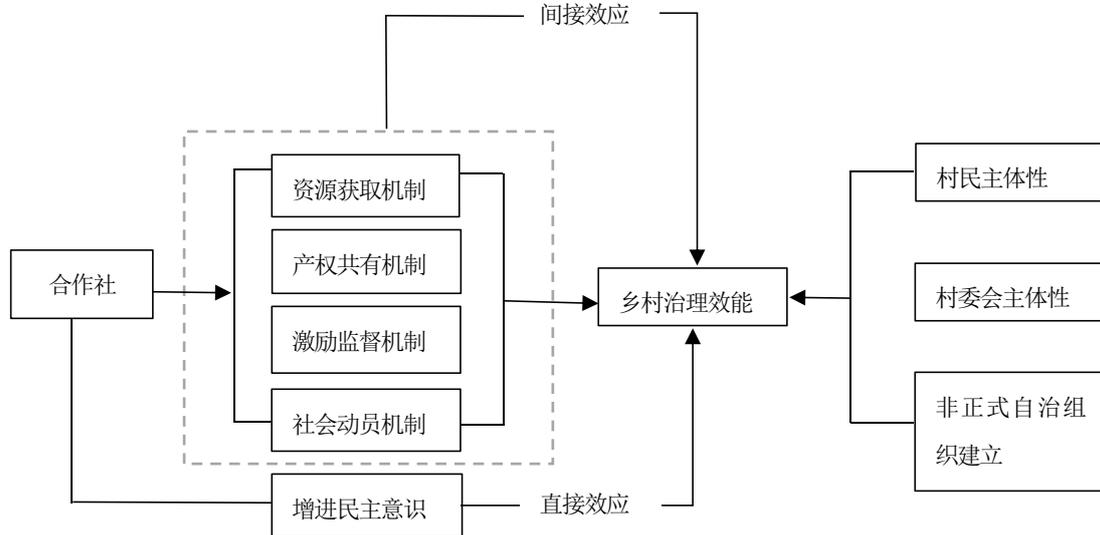


图 1 合作社影响乡村治理的逻辑

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

本文所用数据来自浙江大学中国家庭大数据库（CFD）。该数据能够为本研究提供翔实可靠的数据支撑，主要有以下原因：第一，该调查数据涵盖中国农村社区治理比较完整的信息，涉及村庄合作社、常设议事机构、村民（代表）大会召开次数以及农民民主参与等信息。第二，该调查数据2017年和2019年样本均覆盖全国29个省（自治区、直辖市），在全国层面具有代表性。本文获取由566个农村社区共1132个观测值组成的两期非平衡面板数据。由于变量存在缺失值，不同模型中用于回归的样本量存在差异，具体参见下文模型估计结果。

（二）变量选取

1.被解释变量。本文以村民主体性、村委会主体性和非正式自治组织建立作为衡量乡村治理效能的测量指标。在村民主体性上，自主性、积极性是衡量村民主体性强弱的显著标志，参与村委会选举是村民自主性、积极性的主要判断标准（赵昶和董翀，2019）。因此，选取最近一次村委会选举中村民投票率反映村民主体性。村委会主体性主要表现为乡村治理的能动性和对村民集体利益诉求的响应性（毛一敬和刘建平，2021），而村民（代表）大会是村委会与村民互动并响应村民诉求的重要通路，且村委会实际拥有村民（代表）大会的召集权。因此，选取过去1年村民（代表）大会召开次数反映村委会主体性。选取是否建立常设议事机构来考察非正式自治组织建立情况^①。

2.核心解释变量。核心解释变量为“村庄是否有合作社”，村庄有合作社赋值为1，否则为0。除此之外，村庄合作社数量与规模能够反映合作社组建、运行以及深刻嵌入乡村社会的程度。因此，本文进一步将核心解释变量分别替换为合作社数量、合作社总规模和合作社平均规模，更加全面地检验合作社对乡村治理效能的影响，并据此讨论合作社未来的发展方向。

3.控制变量。借鉴崔宝玉和王孝璠（2022）的研究，选取村庄禀赋条件和村“两委”特征作为控制变量。村庄禀赋条件包括人口数、大姓^②、村民受教育结构、道路数、村民流动性、党员人数和年人均支配收入。村“两委”特征包括村“两委”人数、“一肩挑”、村“两委”成员受教育结构和村“两委”补贴满意度。此外，本文还考虑了可能影响乡村治理效能的政策与环境变量。一是土地确权政策。实施土地确权政策能通过明晰产权、化解地权纠纷改善乡村治理。二是突发性危机事件^③。应对突发性危机事件能够唤醒村民的共同体意识，进而提升乡村治理韧性。三是环境污染。环境污染作为公共性问题，可能促使村民更加重视自身权益，积极关注环境信息，提升村民民主参与积极性。村委会也可能通过建设环保基础设施、加强与村民协商等方式来应对环境污染，进而提升治理能力。

4.中介变量。第一个中介变量是村庄承接上级政府项目数量。项目制是政府向乡村输入资源的主

^①常设议事机构包括联席会、议事会、恳谈会、评议会等。

^②大姓指该姓氏人口占村庄户籍人口比例在20%以上的姓氏。

^③突发性危机事件包括自然灾害、事故灾难、公共卫生事件和社会安全事件等。

要形式，因此选取村庄承接上级政府项目数量作为检验资源获取机制的中介变量。第二个中介变量是村庄集体资产规模。村庄集体资产为全体村民共同所有，因此选取村庄集体资产规模作为检验产权共有机制的中介变量。第三个中介变量是村庄信息公开次数。村务公开程度能够反映村委会受到监督的程度，因此选取村庄信息公开次数作为检验激励监督机制的中介变量。第四个中介变量是村庄志愿者人数。合作社能够通过自身威望与感召力动员村民，激发村民集体行动意识，促使村庄建立志愿者组织和队伍，因此选取村庄志愿者人数作为检验社会动员机制的中介变量。

上述各变量定义及描述性统计见表 1。

表 1 变量名称、定义及描述性统计

类别	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
被解释变量	村民投票率	最近一次村委会选举中村民投票率 (%)	87.475	16.959
	村民(代表)大会召开次数	过去1年村民(代表)大会召开次数(次)	6.371	4.463
	是否建立常设议事机构	村庄是否建立常设议事机构(是=1, 否=0)	0.780	0.414
核心解释变量	村庄是否有合作社	村庄是否有合作社(是=1, 否=0)	0.445	0.497
	合作社数量	村庄合作社数量(家)	1.752	4.319
	合作社总规模	村庄所有合作社经营的土地规模总和(公顷)	56.285	192.249
	合作社平均规模	村庄合作社经营的平均土地规模(公顷)	20.841	48.066
村庄禀赋条件	人口数	村庄户籍人口数(人)	2090.362	1455.857
	大姓	村庄是否有大姓(是=1, 否=0)	0.763	0.425
	村民受教育结构	村庄大专及以上学历文化程度人口数与户籍人口数之比	0.094	0.120
	道路数	村庄通往县城的道路数(条)	2.777	0.875
	村民流动性	村庄常住人口数与户籍人口数之比	0.152	0.222
	党员人数	村庄党员人数(人)	57.726	43.075
	年人均可支配收入	村庄年人均可支配收入(元, 取对数)	8.900	1.137
村“两委”特征	村“两委”人数	村“两委”人员的总数(人)	6.675	2.540
	“一肩挑”	村庄是否实行书记主任“一肩挑”(是=1, 否=0)	0.350	0.477
	村“两委”成员受教育结构	村“两委”中大专及以上学历文化程度人数与村“两委”人数之比	0.188	0.236
	村“两委”补贴满意度	村“两委”对自身补贴收入满意度(不满意=0, 一般满意=1, 满意=2)	1.669	0.818
政策与环境	土地确权政策	村庄是否推行土地确权政策(是=1, 否=0)	0.914	0.281
	突发性危机事件	村庄过去2年内是否发生突发性危机事件(是=1, 否=0)	0.072	0.258
	环境污染	村庄过去5年内环境污染是否加剧(是=1, 否=0)	0.214	0.410

(续表 1)

中介变量	村庄承接上级政府项目数量	村庄过去1年承接的上级政府项目数量 (个)	1.402	2.475
	村庄集体资产规模	村庄当前集体资产规模(元, 取对数)	12.056	4.773
	村庄信息公开次数	村庄过去1年的信息公开次数(次)	11.213	12.513
	村庄志愿者人数	村庄当前的志愿者人数(人)	47.114	265.811

(三) 模型构建

1. 基准模型。本文使用面板固定效应模型估计合作社对乡村治理效能的影响。横截面数据分析无法控制难以观测的村庄层面特征, 而这些特征可能同时影响村庄是否有合作社与乡村治理效能, 此时估计的回归系数易存在偏误。本文根据是否有合作社将样本村庄分为实验组和控制组。其中, 有合作社的村庄属于实验组, 没有合作社的村庄属于控制组。固定效应模型通过差分消除实验组和控制组不随村庄和时间变化的特征, 进而消除潜在的、不随时间变化的村庄特征的影响。基准模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \alpha_1 C_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在(1)式中, 下标*i*和*t*分别代表村庄、年份; 被解释变量 Y_{it} 分别表示村庄*i*在*t*年的村民投票率、村民(代表)大会召开次数和是否建立常设议事机构; C_{it} 是本文核心解释变量; X_{it} 表示村庄禀赋条件、村“两委”特征、政策与环境等控制变量; μ_i 为村庄固定效应, λ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。特别地, 在估计方法上, 当被解释变量是是否建立常设议事机构时, 使用面板 Logit 固定效应模型进行估计。

2. 机制分析。本文借鉴中介效应模型(温忠麟和叶宝娟, 2014), 采用逐步回归法检验合作社影响乡村治理效能的间接机制, 回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \alpha_1 C_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = \gamma + \gamma_1 C_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i' + \lambda_t' + \varepsilon_{it}' \quad (3)$$

$$Y_{it} = \eta + \eta_1 C_{it} + \eta_2 M_{it} + \eta_3 X_{it} + \mu_i'' + \lambda_t'' + \varepsilon_{it}'' \quad (4)$$

(2)式与(1)式相同。在(3)式中, M_{it} 表示中介变量。在(2)式中核心解释变量显著的基础上, 依次检验(3)式中核心解释变量和(4)式中中介变量的显著性。若二者均显著, 则中介效应存在。在此基础上, 若(4)式中核心解释变量不显著, 则表明存在完全中介效应。若(4)式中核心解释变量显著且 η_1 与 $\gamma_1 \times \eta_2$ 的符号一致, 则表明存在部分中介效应。如果符号相异, 则存在遮掩效应。

四、实证结果分析

(一) 合作社对乡村治理效能影响的分析

表2给出了合作社对乡村治理效能影响的估计结果。回归(1)和回归(3)结果显示, 合作社的存在显著提高了村民投票率和村民(代表)大会召开次数, 说明合作社能有效提升村民主体性和村委会主体性。为进一步检验相关结果, 排除其他因素干扰, 在回归(2)和回归(4)中加入村庄禀赋条件、村“两委”特征和政策与环境变量, 结果没有显著变化。然而, 回归(5)和回归(6)结果显示,

合作社对是否建立常设议事机构并无显著影响，即没有明显促进非正式自治组织的建立。这表明，合作社成员的民主参与和监督意识可能在乡村社会外溢，村民整体的民主参与和监督意识得到提升。村民民主参与意识的提升可能增进其对于自身选举权利的认知水平，进而提高其对于村委会选举的重视程度，激发投票意愿。民主监督意识的提升可能增进村民对于村务公开重要性、村务监督组织的认知程度，进而激发其参与村务监督的意愿，促使村委会通过召开村民（代表）大会响应集体诉求。然而，由于非正式自治组织与合作社对治理精英种类以及组织规则的需求类型不同，本文观测到合作社对常设议事机构的建立并无显著影响。这意味着，即使合作社增进了村民民主意识，也难以显著促进常设议事机构的建立，其乡村治理功能具有一定局限性，即主要通过正式机制而不是非正式机制来改善乡村治理。以上结果验证了本文的研究假说1。

表2 合作社对乡村治理效能影响的估计结果

变量	村民投票率		村民（代表）大会召开次数		是否建立常设议事机构	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
村庄是否有合作社	2.561** (1.217)	3.690** (1.874)	0.751* (0.421)	0.833* (0.463)	0.342 (0.282)	0.235 (0.357)
人口数		-0.003* (0.002)		0.001*** (0.000)		-0.001 (0.001)
大姓		-5.700* (3.034)		-0.450 (0.688)		-0.162 (0.456)
村民受教育结构		3.951 (6.999)		-1.079 (1.726)		-1.653 (1.569)
道路数		-0.185 (1.033)		0.060 (0.282)		0.128 (0.239)
村民流动性		0.857 (4.624)		-1.392 (1.129)		-1.620* (0.940)
党员人数		0.068*** (0.017)		-0.008*** (0.003)		0.028 (0.018)
年人均可支配收入		-1.039 (0.761)		0.089 (0.208)		0.403* (0.231)
村“两委”人数		-1.007** (0.415)		-0.305*** (0.105)		0.035 (0.088)
“一肩挑”		-0.159 (2.398)		0.994* (0.578)		0.086 (0.455)
村“两委”成员受教育结构		-13.289** (5.602)		1.239 (1.239)		-0.914 (0.986)
村“两委”补贴满意度		-1.873* (1.070)		-0.101 (0.275)		0.065 (0.191)

(续表 2)

土地确权政策	5.215*		-0.498		-0.089	
	(2.710)		(0.813)		(0.557)	
突发性危机事件	4.969**		0.509		-0.741	
	(2.291)		(0.761)		(0.691)	
环境污染	-1.228		0.065		-0.536	
	(1.957)		(0.478)		(0.387)	
常数项	87.463***	109.949***	5.841***	5.182**		
	(0.691)	(8.126)	(0.217)	(2.320)		
村庄固定效应	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
观测值	1114	1008	1090	986	318	258
R ²	0.015	0.083	0.012	0.053		

注：①村民主体性和村委会主体性模型估计结果中，括号内数字为稳健标准误；非正式自治组织建立模型估计结果中，括号内数字为标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

本文进一步检验合作社对村民民主意识的影响，以验证合作社能够通过直接机制提升村民主体性和村委会主体性。其一，对基本公共服务的了解程度既能反映村民在公共服务中的参与意识，也能在一定程度上形塑村民民主行为，因此选取对基本公共服务的了解程度作为民主参与意识的代理变量^①。其二，村民会通过关注村务公开内容对村委会工作实施监督，因此选取是否对村务公开内容提出过质疑作为民主监督意识的代理变量（是=1，否=0）。以上两个代理变量对应的问卷数据属于 CFD 家庭层面问卷数据，因此，将（1）式模型的被解释变量分别替换为对基本公共服务的了解程度和是否对村务公开内容提出过质疑，并加入农户的个体固定效应。特别地，当被解释变量为是否对村务公开内容提出过质疑时，使用面板 Logit 固定效应模型进行估计。表 3 给出了合作社对民主意识影响的估计结果。回归（1）和回归（2）结果显示，合作社能够显著提高村民对基本公共服务的了解程度，也能显著增加村民对村务公开内容提出质疑的可能性。可以认为，相较于没有合作社的村庄，有合作社村庄村民的整体民主意识更高，即合作社显著增进了村民的民主意识。

表 3 合作社对民主意识影响的估计结果

变量	对基本公共服务的了解程度	是否对村务公开内容提出过质疑
	(1)	(2)
村庄是否有合作社	0.015*** (0.001)	0.190* (0.108)
控制变量	已控制	已控制

^①采用 8 个指标衡量基本公共服务，分别为公共教育服务、劳动就业创业服务、社会保险服务、医疗卫生服务、社会服务、住房保障服务、公共文化体育服务和残疾人公共服务。按照农民对以上每个公共服务的了解情况，对这 8 个指标分别赋值 0（“不了解”）和 1（“了解”），对基本公共服务了解程度等于这 8 个指标对应取值之和。

(续表 3)

个体固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
观测值	10341	1346
R ²	0.012	

注：①括号内数字为稳健标准误。②***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

(二) 内生性讨论和稳健性检验

1. 内生性讨论。本文着重分析两类内生性问题，以保障估计结果的可信性^①。首先，解决样本选择性偏差导致的内生性问题。本文参考郭云南和王春飞（2016）的做法，采用倾向得分匹配回归法纠正选择性偏差^②。将模型（1）分别应用于实验组与控制组成功匹配的样本以及处于倾向分的共同支持区间的样本上。根据倾向分匹配基础上的估计，所得结果均支持合作社对村民投票率和村民（代表）大会召开次数的显著正向效应，但合作社对是否建立常设议事机构的影响依然不显著。

其次，模型中的内生性问题还可能体现在反向因果关系方面。不过，合作社与乡村治理效能的反向因果关系可能并不严重。这是因为，一方面，合作社是互助性经济组织，而提高乡村治理效能则属于合作社制度设计的意外性作用。因此，农户可能会由于乡村治理效能的提高而组建维权性组织，却不会基于参与民主管理等政治目标而成立合作社。另一方面，合作社的成立和运行需要具备一系列前提和基础，即便乡村治理效能提高了，村民也可能受限于自身禀赋、经营条件等而无法成立合作社。本文参考钱龙等（2019）的做法验证以上逻辑判断。以村庄是否有合作社为被解释变量，分别以村民投票率、村民（代表）大会召开次数和是否建立常设议事机构作为核心解释变量，构建影响村庄是否有合作社的实证模型。结果证实，核心解释变量均未通过显著性检验，反向因果关系导致的内生性问题并不严重。综上，模型中可能存在的内生性问题得到了较好的解决。

2. 稳健性检验。本文通过控制一系列时间趋势来验证估计结果的稳健性^③。借鉴 Li et al.（2016）的做法，在模型（1）基础上加入村庄禀赋条件、村“两委”特征和政策与环境变量与时间趋势项的交互项，从而排除由这些变量的时间趋势导致的差异。结果显示，合作社能显著提高村民投票率和村民（代表）大会召开次数，对是否建立常设议事机构依旧无显著影响，与基准回归结果相一致。本文还进一步加入地区固定效应与时间趋势项的交互项。结果显示，核心解释变量显著性水平与系数符号都未发生变化，再次证明结果的稳健性。

(三) 拓展性分析

1. 数量效应分析。表 4 给出了合作社数量对乡村治理效能影响的估计结果。回归（1）和回归（3）结果显示，合作社数量对村民投票率和村民（代表）大会召开次数具有显著正向影响。这表明，合作

^①限于篇幅，未报告内生性讨论的具体结果，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

^②本文采用了 1:4 近邻匹配、核匹配和卡尺匹配等方法，匹配结果较为类似。

^③限于篇幅，本文未报告稳健性检验的具体结果，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

社对村民主体性和村委会主体性的正向影响随村庄合作社数量增加而提升。回归（4）结果表明，合作社数量对村民（代表）大会召开次数的影响呈现“倒U型”。这意味着，如果合作社数量过多反而会导致村委会主体性下降。原因可能是，过多的合作社及其发展会形成乡村复杂的利益格局，在与村委会竞争中，合作社可能陷入集体行动困境，无法给村委会带来压力和挑战，难以激发村委会治理动力。

表4 合作社数量效应的估计结果

变量	村民投票率		村民（代表）大会召开次数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
合作社数量	0.317** (0.142)	0.760* (0.400)	0.122* (0.062)	0.279** (0.108)
合作社数量平方项		-0.012 (0.008)		-0.005** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	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
观测值	1007	1007	985	985
R ²	0.080	0.083	0.056	0.063

注：①括号内数字为稳健标准误。②**和*分别表示5%和10%的显著性水平。

2. 规模效应分析。CFD数据仅在2019年包含了合作社规模情况，因此，分别以合作社总规模和合作社平均规模为核心解释变量，使用普通最小二乘法进行估计。表5结果显示，就总规模和平均规模而言，合作社均能显著提高村民（代表）大会召开次数。可能原因是，较大规模的合作社在乡村治理系统内具有举足轻重的地位，能够对村委会行为进行监督，激发村委会的治理动力。表5结果还显示，合作社总规模与合作社平均规模对村民投票率均未产生显著影响。可能原因是，合作社较大的规模是其优先追求效率获得经济利益的结果，而没有特别重视成员民主意识培育等“软件建设”。这也意味着，越大规模的合作社越可能发生本质规定性的漂移。

表5 合作社规模效应的估计结果

变量	村民投票率		村民（代表）大会召开次数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
合作社总规模	-0.001 (0.004)		0.001* (0.000)	
合作社平均规模		0.006 (0.015)		0.004*** (0.000)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	252	251	246	247
R ²	0.062	0.062	0.112	0.116

注：①括号内数字为稳健标准误。②***和*分别表示1%和10%的显著性水平。

(四) 异质性分析

在具有不同特征的村庄中，合作社对乡村治理效能的影响可能存在显著差异，本文分析不同村庄中合作社对乡村治理效能影响的异质性。以 0.3 和 0.7 分位点为界限，按人口规模将观察值分为三组，估计结果如表 6 所示。合作社对中等规模村庄的村民投票率和村民（代表）大会召开次数有显著提升作用。可能原因是，一方面，村庄规模越小，村庄中合作社数量就可能越少，合作社规模也可能越小，因而合作社的乡村治理功能较弱。另一方面，在规模较大的村庄中，社会关联往往较弱，合作社成员民主意识的溢出效应也可能较弱。而中等规模村庄由于人口数量适中，多兼有合作社数量适中、合作社规模较大和社会关联较强等优势，因而合作社对乡村治理效能的影响可能是最显著的。

表 6 按照不同人口规模分组回归的估计结果

变量	村庄人口规模					
	[0, 30%)		[30%, 70%)		[70%, 100%]	
	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数
村庄是否有合作社	2.217 (3.513)	1.098 (0.909)	3.173** (0.564)	1.005** (0.171)	1.072 (2.358)	0.642 (0.959)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	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
观测值	298	289	408	400	302	297
R ²	0.131	0.148	0.092	0.108	0.169	0.115

注：①括号内数字为稳健标准误。②**表示 5% 的显著性水平。

以 0.3 和 0.7 分位点为界限，按与县政府所在地的距离将观察值分为三组，估计结果如表 7 所示。合作社能显著提升与县政府所在地的距离较近村庄的村民投票率，以及距县政府较近距离和中等距离村庄的村民（代表）大会召开次数。可能原因是，由于地理位置优势，与县政府所在地的距离较近的村庄的合作社更可能获取政府资源。政府资源的社会溢出效应会增加村民利益，进而激发村民参与选举的积极性。而在与县政府所在地的距离较远的村庄中，合作社获得政府扶持资源的可能性较低。合作社发展缓慢，甚至可能遭遇村委会的打压，无法产生较强的政治经济影响力，对正式权威的监督约束作用较小，难以激励村委会提升服务能力和治理能力。

表 7 按照与县政府的距离分组回归的估计结果

变量	与县政府所在地的距离					
	[0, 30%)		[30%, 70%)		[70%, 100%]	
	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数
村庄是否有合作社	5.156*** (0.090)	1.128*** (0.196)	2.320 (3.072)	1.948** (0.772)	6.269 (4.714)	-0.414 (0.733)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

(续表 7)

村庄固定效应	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
观测值	282	280	397	383	329	323
R ²	0.196	0.121	0.138	0.148	0.129	0.115

注：①括号内数字为稳健标准误。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

表 8 按照不同地区分组回归结果显示，合作社能显著提升中部和西部地区村庄的村民投票率，以及中部地区村庄的村民（代表）大会召开次数。可能原因是，在东部地区村庄，市场经济渗入乡村程度更深，村民的村庄归属感逐渐减弱，村民对村庄公共事务漠不关心，合作社非经济功能的发挥受到“陌生人社会”限制。而在西部地区村庄，可能由于较低的村集体经济收入，村委会开展工作面临资源不足问题。即使合作社增进了村民的民主监督意识，但由于村委会履职无法获得相应的经济或政治收益，其服务效率和治理效率也会降低。而中部地区村庄多兼有“熟人社会”关系较强与村集体经济收入合理等优势，因而合作社的乡村治理效能更为明显。

表 8 按照不同地区分组回归的估计结果

变量	地区					
	东部地区		中部地区		西部地区	
	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数	村民投票率	村民（代表） 大会召开次数
村庄是否有合作社	0.641 (3.890)	0.571 (0.871)	3.512** (1.553)	1.302* (0.754)	7.073* (4.115)	-0.007 (0.841)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	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
观测值	345	336	381	380	282	270
R ²	0.111	0.230	0.178	0.090	0.123	0.109

注：①括号内数字为稳健标准误。②**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

五、机制分析

中介效应检验结果可能受到潜在内生性问题影响，所得结论更多只具有参考价值（Maccini and Yang, 2009）。本文借鉴孙琳琳等（2020）的研究，在模型（1）基础上加入中介变量与核心解释变量的交乘项，检验合作社影响乡村治理效能的间接机制。

表 9 回归（1）和回归（2）估计结果表明，合作社通过提升村庄承接上级政府项目数量提高了村民投票率。在加入村庄是否有合作社与村庄承接上级政府项目数量的交乘项后，回归（3）估计结果印证了这一结论。由此，资源获取机制的部分中介效应得以验证。同样，表 9 回归（4）、回归（5）和回归（6）估计结果验证了产权共有机制的部分中介效应。这表明，合作社确实能够获取政府扶持资源

或吸引政府资源发展村庄产业，进而提升村民主体性。此外，合作社还能通过增加村集体收益、承接公共事务等形式增加村民共有资产规模，提升村民主体性。以上机制分析结果验证了假说 2 和假说 3。

表 9 合作社对乡村治理效能（村民主体性）影响机制的检验结果

变量	村庄承接上	村民投票率	村民投票率	村庄集体资	村民投票率	村民投票率
	级政府项目	村民投票率	村民投票率	产规模	村民投票率	村民投票率
	数量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
村庄是否有合作社	0.378** (0.186)	3.450** (1.397)	2.664* (1.459)	0.993*** (0.338)	2.873* (1.606)	2.973** (1.382)
村庄承接上级政府项目数量		0.608*** (0.165)				
村庄是否有合作社×村庄承接上级政府项目数量			0.632*** (0.217)			
村庄集体资产规模					0.243** (0.105)	
村庄是否有合作社×村庄集体资产规模						0.253* (0.150)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	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
观测值	1008	997	997	984	972	972
R ²	0.098	0.090	0.087	0.063	0.087	0.085

注：①括号内数字为稳健标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 10 回归（1）和回归（2）估计结果表明，合作社通过激励监督机制提升了村民（代表）大会召开次数。在加入是否有合作社与村庄信息公开次数的交乘项后，回归（3）估计结果验证了这一结论。同样，表 10 回归（4）、回归（5）和回归（6）的估计结果验证了社会动员机制的部分中介效应。这表明，合作社确实在乡村社会拥有一定“话语权”，能够对村委会工作进行监督，提升村委会服务能力和治理能力。合作社在乡村社会的号召力也确实可能弱化村委会治理权威，引致村委会“弱则思变”，主动增强服务意识，进而提升村委会主体性。以上机制分析结果验证了假说 4 和假说 5。

表 10 合作社对乡村治理效能（村委会主体性）影响机制的检验结果

变量	村庄信息公开	村民（代表）	村民（代表）	村庄志愿者	村民（代表）	村民（代表）
	次数	大会召开次数	大会召开次数	人数	大会召开次数	大会召开次数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
村庄是否有合作社	0.941** (0.323)	1.055** (0.505)	1.088** (0.117)	22.793** (3.703)	0.818* (0.463)	0.837* (0.463)
村庄信息公开次数		0.057** (0.025)				

(续表 10)

村庄是否有合作社× 村庄信息公开次数	0.030** (0.004)			0.001* (0.000)		
村庄是否有合作社× 村庄志愿者人数				0.001** (0.001)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	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
观测值	920	891	891	1019	985	985
R ²	0.060	0.080	0.062	0.036	0.056	0.058

注：①括号内数字为稳健标准误。②**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

六、结论与政策启示

中国乡村治理一直是国家治理的难点，也是乡村振兴的基础。作为成立和运行于乡村社会的经济组织，合作社除具有诸多学者论及的经济功能以及民主意识增进、幸福感提升等非经济功能外，还具有意外的乡村治理功能，能够在一定程度上化解乡村治理困境，可以成为乡村治理的有效载体。本文从治理主体视角出发，分析合作社对乡村治理效能的影响及作用机制，并利用中国家庭大数据库 2017 年和 2019 年数据，通过面板固定效应模型进行了实证检验。研究表明：其一，合作社能够显著提升所在村庄的村民主体性和村委会主体性，某种程度上可以成为实现国家乡村善治的有效载体，政府将合作社作为乡村治理的载体具有一定的科学性。然而，由于合作社与非正式自治组织对治理精英种类以及组织规则的需求存在差异，因此，合作社对非正式自治组织的建立没有显著影响，其乡村治理功能又具有一定局限性。其二，合作社的乡村治理效能会随合作社数量增加与规模扩大而提升。但是，由于合作社数量过多可能引发集体行动困境，因而村庄内过多的合作社将引致村委会主体性下降。由于合作社规模可能与其治理规范程度背道而驰，因而合作社规模对村民主体性没有显著影响。其三，在中等规模、与县政府所在地的距离较近和中部地区的村庄，合作社的乡村治理效能更为明显。其四，合作社不仅会直接提升村民主体性和村委会主体性，还会通过资源获取机制和产权共有机制提升村民主体性，通过激励监督机制和社会动员机制提升村委会主体性，从而提升乡村治理效能。

上述结论有四个方面的政策启示。第一，亟需转变对合作社功能的认识。在关注合作社经济功能的同时，也应关注并重视合作社的乡村治理功能，而合作社的乡村治理功能一定程度上也表明了中国合作社存在与发展的重要意义。刚性制度支撑是合作社嵌入乡村治理过程并获得秩序认可的关键，应实现合作社嵌入乡村治理的制度化，通过合作社形成的乡村制衡机制，改善和提升乡村治理效能。第二，合作社发展需要兼顾规模壮大与规范治理。尤其在当下合作社发展质量普遍偏低的情形下，规范治理更应该成为合作社高质量发展的焦点。当前政府对合作社的扶持、示范社评定等主要依据经营面

积、经营收入等“硬指标”，但由于合作社具有乡村治理功能，因此还应将民主意识培养、民主管理规范等“软指标”作为重要考核内容，促进软性约束指标“硬指标”化，引导合作社规范治理。第三，发挥好中等规模、与县政府所在地的距离较近和中部地区村庄中合作社的嵌入优势，继续引导该类村庄中的合作社嵌入乡村治理。通过培育农民社会网络、增强乡村社会关联、遏制宗族势力、重塑乡村共同体理念以及吸纳乡村精英回归乡村等方式，突破其他类型和地区村庄中合作社嵌入乡村治理的现实梗阻。第四，合作社乡村治理功能的显现还需充分激活其资源获取能力、提升共有资产规模，并发挥组织影响力和感召力。具体而言，要积极挖掘乡村资源以对接上级政府政策和项目资源，通过赋权量责、选拔晋升和报酬兑现等方式激励自治组织协助合作社发展，增强合作社对基础设施建设和公共服务的承载能力。通过政策引导、建立产业链型联合社等途径，增强合作社服务农民的积极性 and 能力。

参考文献

1. 崔宝玉、王孝璠，2022：《村书记村主任“一肩挑”能改善中国村治吗？》，《中国农村观察》第1期，第71-90页。
2. 郭云南、王春飞，2016：《新型农村合作医疗保险与自主创业》，《经济学（季刊）》第4期，第1463-1482页。
3. 蒋红军、张东，2020：《产权性质、经济发展与村庄民主——一个三元逻辑竞合的整体性解释》，《华中师范大学学报（人文社会科学版）》第4期，第22-33页。
4. 金东日、石绍成，2017：《农民参与、村干部监督与基层善治》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第2期，第58-65页、第72页。
5. 刘同山，2017：《农民合作社的幸福效应：基于ESR模型的计量分析》，《中国农村观察》第4期，第32-42页。
6. 毛一敬、刘建平，2021：《乡村振兴实现阶段的乡村主体性》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第6期，第131-140页。
7. 钱龙、陈方丽、卢海阳、钱文荣，2019：《城市人“身份认同”对农村宅基地使用权流转的影响研究——基于浙江温州农户的调查》，《农业技术经济》第8期，第40-52页。
8. 孙琳琳、杨浩、郑海涛，2020：《土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析》，《经济研究》第11期，第156-173页。
9. 谭文邦，2021：《国家治理效能实现的内在机理和实践路径》，《社会科学家》第4期，第20-25页。
10. 王化成、曹丰、叶康涛，2015：《监督还是掏空：大股东持股比例与股价崩盘风险》，《管理世界》第2期，第45-57页、第187页。
11. 温忠麟、叶宝娟，2014：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》第5期，第731-745页。
12. 徐旭初、吴彬，2017：《异化抑或创新？——对中国农民合作社特殊性的理论思考》，《中国农村经济》第12期，第2-17页。
13. 阎占定，2014：《新型农民合作经济组织乡村社会建设参与分析》，《理论月刊》第8期，第5-9页。
14. 杨洪林、顿山，2021：《农民再组织化与乡村振兴——以贵州省Z县“新时代乡村青年农民学校”建设的村治实践为例》，《云南民族大学学报（哲学社会科学版）》第3期，第107-114页。
15. 杨郁、刘彤，2018：《土地适度规模经营、农民组织化与乡村治理》，《东北师大学报（哲学社会科学版）》第

6期，第112-117页。

16.于福波、张应良，2021：《基层党组织领办型合作社运行机理与治理效应》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第5期，第54-64页。

17.赵昶、董翀，2019：《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》，《中国农村观察》第6期，第45-58页。

18.Grashuis, J., and A. Magnier, 2018, “Product Differentiation by Marketing and Processing Cooperatives: A Choice Experiment with Cheese and Cereal Products”, *Agribusiness*, 34(4): 813-830.

19.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.

20.Ma, W., A. Renwick, P. Yuan, and N. Ratna, 2018, “Agricultural Cooperative Membership and Technical Efficiency of Apple Farmers in China: An Analysis Accounting for Selectivity Bias”, *Food Policy*, 81: 122-132.

21.Maccini, S., and D. Yang, 2009, “Under the Weather: Health, Schooling, and Economic Consequences of Early-Life Rainfall”, *American Economic Review*, 99(3): 1006-1026.

（作者单位：安徽大学中国三农问题研究中心）

（责任编辑：马太超）

Can Cooperatives Become an Effective Carrier for Rural Governance in China? On the Unexpected Function of Cooperatives

CUI Baoyu MA Kangwei

Abstract: From the perspective of governance subjects, this article analyzes the impact of cooperatives on rural governance efficiency and its mechanism and verify them through a panel fixed effect model with the data of CFD. The findings are as follows. First, cooperatives can enhance the subjectivity of both villagers and village committees, so as to become an effective carrier of rural governance in China to a certain extent. However, cooperatives have no significant impact on the establishment of informal autonomous organizations. Second, the efficiency of rural governance will improve with the increase of the number and scale of cooperatives, but excessive amount of them can reduce the subjectivity of village committees while the expansion of them has no significant impact on the subjectivity of villagers. Third, rural governance efficiency of cooperatives is higher in medium-sized villages, in villages close to county government and those in central China. Fourth, cooperatives will enhance the subjectivity of villagers through resource acquisition and common property rights, and enhance the subjectivity of village committees through incentives, supervision and social mobilization. The conclusions of this article provide evidence for firming policy confidence of taking cooperatives as an effective carrier of rural governance and provide inspiration for guiding cooperatives to promote rural governance.

Key Words: Cooperative; Rural Governance Efficacy; Subjectivity; Unexpected Function