

“财散人聚”还是“人财两散”：股份合作制改革对村庄集体行动的影响*

——来自河南省 381 宗农村集体经营性资产的经验证据

秦国庆¹ 马九杰¹ 史雨星² 朱玉春³

摘要：股份合作制改革为中国村庄集体行动的再造绘就了美好愿景，但其实践成效仍有待检验。本文利用河南省 381 宗农村集体经营性资产的追踪调查数据，采用渐进双重差分法分析了股份合作制改革对村庄集体行动的影响。研究发现：第一，股份合作制改革显著提升了村庄集体行动水平；第二，股份合作制改革通过提高集体制度供给能力、增进集体成员互信程度、强化集体成员监督意识等方式提升村庄集体行动水平；第三，股份合作制改革对村庄集体行动的影响依村庄成员规模、有无“第一书记”、资产类型、村庄区位的差异而存在异质性；第四，“严要求、宽落实”“重自选、轻规定”两类政策执行偏差均显著抑制了改革的集体行动促进效应。

关键词：股份合作制改革 政策执行偏差 集体行动 农村集体经营性资产 渐进双重差分法
中图分类号：F321.32 **文献标识码：**A

一、引言

集体经营性资产^①是中国多数村庄最具创收潜力的资产，是实现共同富裕的重要保障。截至 2021 年，中国已清查核实的农村集体经营性资产账面价值高达 3.5 万亿元^②。与庞大资产存量不相称的是，集体经营性资产治理普遍面临集体行动失灵问题。一方面，由资产使用、分红等引发的村民纠纷事件

*本文研究得到国家自然科学基金青年科学基金项目“农户分化、规则变迁与农田灌溉系统管护绩效研究”(编号: 72003056) 的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：马九杰。

^①依据《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》的界定，农村集体资产可划分为资源性资产、经营性资产和非经营性资产 3 类。其中，经营性资产主要包括“用于经营的房屋、建筑物、机器设备、工具器具、农业基础设施、集体投资兴办的企业及其所持有的其他经济组织的资产份额、无形资产等”。

^②参见《2022 中国农业农村发展趋势报告——保障农业农村优先发展（经济日报 1 月 21 日第 11 版）》，http://www.moa.gov.cn/ztl/ymksn/jjrbbd/202201/t20220121_6387414.htm。

呈现多发态势，但村集体协商、调解活动却常处于缺位状态，这导致越来越多的农户维权活动开始陷入“不闹不灵”困境（陆益龙，2019）。另一方面，由“卖光”“分光”“用光”等行为引发的资产价值耗减问题较为突出（耿羽，2019），但村集体筹资、筹劳活动却愈发难以得到村民积极响应（秦国庆等，2021），这导致越来越多的集体经营性资产陷入“竭泽而渔”困局。为此，中共中央、国务院于2016年底印发了《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》^①，提出力争用5年左右时间基本完成农村集体经营性资产股份合作制改革，以期解决集体经营性资产的治理乱象。

围绕集体行动失灵引发的各类治理乱象，现有研究总结出了3个层面的原因。一是个体因素，诸如机会主义行为（秦国庆等，2021）、短视性行为（汪敏达等，2019）。二是社群因素，诸如传统道德秩序的失灵（唐有财，2020）、成员异质性的加剧（王亚华和臧良震，2020）。三是制度因素，诸如集体产权模糊（曾纪芬等，2016）、基层公共领导力不足（舒全峰等，2018）。针对以上原因，理论界曾提出过“市场化”（market-oriented completion）和“找回国家”（bring the state back in）两类解决方案。前者认为应通过产权私有化促成自发合作秩序（Sinn，1984），以市场交易活动代替集体行动。后者认为应通过“行政化”重塑社区公共性（Evans et al.，1985），以行政命令动员代替集体行动。然而，两类方案的实践成效均未达到预期水平。一方面，产权私有化思路忽视了集体资产本身的公共性，容易边缘化弱势群体，引发社会撕裂和阶层矛盾（魏伯乐等，2006）。另一方面，自上而下的行政命令动员忽视了集体成员的需求表达与禀赋差异，容易陷入“一刀切”困境，引发供需错配和效率损失问题（袁方成和陈泽华，2015）。那么，究竟该如何克服“市场化”和“找回国家”方案所存在的顾此失彼的缺陷？蕴涵“财散人聚”愿景的股份合作制改革正是对此问题的深刻回应。

在既有公共事务治理研究中，“财散人聚”常被用以刻画“利益联结—行动一致”的作用机制（龙贺兴等，2017）。所谓“财散”，指的是向个体分配一定的集体资产份额，激励其将自身利益与集体利益捆绑联结。所谓“人聚”，指通过利益联结驱动集体行动。在某种程度上，“市场化”和“找回国家”方案的实践成效之所以未达到预期水平，在于其割裂了集体成员间的利益联结，忽视了这种联结关系作为社会稳定器的重要价值。与之不同的是，股份合作制改革试图重构集体成员间的利益联结，并基于此酝酿集体合作意识、强化集体合作动力（林雪霏和周治强，2021）。在政策取向上，股份合作制改革强调向农民还权赋能。在治理导向上，股份合作制改革标志着农村集体经济组织的法人化转向。在理论谱系上，股份合作制改革是介于政府全能治理和集体自主治理之间的一种“赋能式干预”^②。综合来看，股份合作制改革是一个公平与效率的协调过程。它既强调普惠共享，又注重合作共治，同时不易侵蚀集体原有的动员能力，有利于实现“共建共治共享”的乡村公共事务治理新格局。

尽管股份合作制改革体现了不容忽视的善治内涵，但应当注意的是，“财散人聚”并非一种必然

^①参见《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-12/29/content_5154592.htm。

^②虽然股份合作制改革引入了股权激励等现代公司治理手段，但其设置股权的首要目标是保障资产“人人有份”，这种股权并不具备市场流通性。因此，股份合作制改革并不等同于市场导向型治理。

成立的逻辑。从“利益联结”到“行动一致”的衔接仍面临三大难题：首先，在股份合作制改革的各个环节，村集体均需结合自身实际情况进行补充性制度供给。倘若村集体缺乏相应的制度供给能力，初始改革所构筑的利益联结将无法维系，集体行动将难以为继。其次，凭借股权激励构建的利益联结本质上仍是一种信用关系，而信用是信任累积的结果（于纪涓，2011）。如果集体成员间缺乏信任，实质性的利益联结将难以形成，集体行动也无从谈起。最后，股份合作制虽然通过分配股份形成了利益联结，但股份分配过程可能被少数管理者控制，致使股份本身沦为抽取租金的工具（张建等，2016）。当这种破坏利益联结的行为缺乏有效监督时，集体行动同样无法形成。

此外，从政策执行来看，由于牵扯到众多利益主体，涉及的利益关系错综复杂，股份合作制改革可能面临政策执行偏差的威胁。例如，一些地区虽出台了严格的改革任务要求，但为避免在改革过程中发生群体性事件，会刻意设置模糊的任务考核标准（陈明，2021）。这种模糊的考核标准导致改革任务在落实过程中被层层弱化，催生了一系列“严要求、宽落实”的政策执行偏差。又如，一些地区的改革过度寻求地方特色，出现了以邀功为目标的“伪创新”（姜晓萍和吴宝家，2021）。这些“伪创新”将过多资源投入“概念创造”和“模式打造”，却忽视了国家“规定动作”的要求，引发了一系列“重自选、轻规定”的政策执行偏差。

综上，股份合作制改革为新时期再造村庄集体行动绘就了美好愿景，但其实践成效仍有待检验。同时，政策执行偏差的存在也可能导致一系列非预期后果。从时间进度看，中共中央、国务院设定的农村集体经营性资产股份合作制改革计划已进入收官阶段。2022年，中央“一号文件”要求回顾和审视有关改革。鉴于此，本文使用河南省381宗农村集体经营性资产的追踪调查数据，基于渐进双重差分法评估股份合作制改革对村庄集体行动的影响。本文边际贡献在于：第一，关于股份合作制改革如何影响乡村治理的因果推断研究尚付阙如，本文对此领域进行了一定的补充。第二，本文展示了中国在破解集体行动失灵、促进公共事务治理方面的独特经验，剖析了这种经验背后的作用机制，丰富了集体行动和公共事务治理相关理论。第三，本文研究结论能够为优化相关政策提供一定经验支撑。

二、政策回顾与理论分析

（一）政策回顾

1980年至2010年期间，广东、北京、浙江、江苏等经济发达地区曾陆续开展一系列农村集体资产股份合作制探索。这些早期探索具有“自下而上”的特征，其实施范围虽局限于经济发达地区的部分区域，但积累了一定的宝贵经验。2016年年底，中共中央、国务院印发了《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》，进一步明确了股份合作制改革的基本内容（见表1），并提出力争用5年左右时间基本完成农村集体经营性资产股份合作制改革。2017年，相关改革工作开始在全国有序推进，发生于这一阶段的改革更接近于一场准自然实验，为开展本文研究提供了有利契机。

表1 股份合作制改革的内容与具体措施

改革内容	具体措施
清产核资	摸清资产形成历史，厘清资产负债债权债务构成，核实资产总量，明晰资产产权归属 进行台账登记，对资产进行估值
成员认定	经集体民主协商界定股东成员边界，公示并报送相关部门登记备案
股权设置	经集体民主协商确定股份类型（如人口股、劳龄股、集体股等） 明确股份权能（如占有、收益、使用、有偿退出等） 折股量化，即确定配股规则，并通过填制发放股权证书向集体成员配股
股份管理	经集体民主协商确定股份调整方案（如“入不增、出不减、生不增、死不减”的静态管理方案、 按一定周期进行“入增、出减、生增、死减”的动态管理方案等）
组织建设	成立股份合作社或具有类似性质的集体经济组织，设置股东大会、理事会、监事会 完善股份合作社或集体经济组织章程，规范资产运营管理 进行组织章程备案，逐步为组织登记赋码，落实其特殊法人地位

（二）股份合作制改革影响村庄集体行动的理论分析

当前，卓有成效的集体行动已被认为是实现公共事务长效治理的重要前提。更有学者认为，建立在利益联结基础上的集体行动是最为有效的村治形式，建立在集体行动基础上的“自组织”是最为合适的村治单元（邓大才，2014）。然而，集体行动的形成并非易事，其形成通常面临三大难题：制度供给、可信承诺与相互监督（Ostrom, 1990）。首先，成功的集体行动不应是临时性的，而应具备韧性^①。这要求集体必须提供一套制度以保障成员间利益联结的稳定性，推动集体行动由运动式动员向适应性触发转变，最终实现制度性集体行动。但是，制度供给本身就是一种高阶集体行动，同样面临困境。其次，制度不仅需要被供给，更需要被遵守。如果集体成员无法在遵守制度方面做出可信承诺，成员间的利益联结将被削弱，制度性集体行动同样无法实现。最后，可信承诺不仅需要被做出，更需要被落实。倘若那些“言行不一”的行为无法被监督制裁，集体成员间的利益联结将遭受破坏，制度性集体行动将难以为继。

可以发现，从“利益联结”到“行动一致”的三类衔接难题与集体行动三大难题密切相关，前者是后者在特定情境中的具体体现。因此，改革措施对“制度供给”“可信承诺”“相互监督”难题的破解既是集体行动的再造过程，也是“利益联结-行动一致”逻辑的实现过程。基于以上论述，可从以下三个角度阐释股份合作制改革提升村庄集体行动水平、促成“财散人聚”善治格局的作用机制。

1. 股份合作制改革、制度供给与村庄集体行动。自主治理理论认为，集体组织比任何外部权威都更了解自身，能够更好地将地方性知识融入自身制度建设。因此，在自主治理理论语境中，制度供给一般由集体自主开展（Ostrom, 1990）。从中国现实看，“村民说事”“村民理事会”等基层自主制度创新确实促成了制度性集体行动，取得了显著的善治成效。但纵观全局，村集体制度供给能力不足仍是一种普遍现象。不少学者认为，这一现象背后的症结在于四类制度供给成本。一是预见成本，指

^①所谓“韧性”，指集体行动能够在不确定性事态来临时被稳定触发和实施。

围绕潜在问题进行前瞻性制度设计的成本（邓大才，2004）。二是试错成本，指通过反复试错优化制度设计的成本（邓大才，2004）。三是缔约成本，指整合不同主体观念、协调不同主体冲突的制度表述成本^①（张靖会，2012）。四是证实成本，指请求第三方证实制度信息的成本^②（唐勇，2019）。以上成本时刻阻碍集体制度供给活动的开展，但其纾解又依赖于集体制度供给经验的积累，这构成一种悖论。对于那些缺乏制度供给能力的村庄，破解上述悖论亟须寻求一种“赋能式干预”思路（林雪霏和周治强，2021），而股份合作制改革正是这一思路的典型代表，其提高村集体制度供给能力的逻辑在于：第一，在成员认定、股权设置、股份管理等各个环节，股份合作制改革均包含“规定动作”和“自选动作”两类政策措施。其中，“自选动作”赋予了村集体剩余控制权，如股权类型的选择、股份管理模式的选择、具体管理规章的制定等。“规定动作”则是一系列预见性设计，如资产台账登记、特殊人群资格认定、“三会”设置等。这些“规定动作”的设计充分汲取了前期改革的经验与教训，为村集体开展“自选动作”规避了大量预见成本与试错成本。第二，股份合作制改革要求实行股东表决制，配套文件《农村集体经济组织示范章程（试行）》明确规定以“一人一票”和“三分之二绝对多数”原则作为基本表决原则^③。这为村集体开展制度提案、调整、废除等表决活动提供了判定标准，降低了因表决原则“不清晰、不公正、不权威”而导致的缔约成本。第三，股份合作制改革落实了农村集体经济组织的特殊法人地位，使得村集体在股份合作框架下所制定的规则具备了一定的援引效力，实际上将相关规则的证实责任转移至了司法机构（唐勇，2019）。这打破了“民事主体定位不清”对村集体制度供给活动的束缚，降低了因制度公证^④“申请难、流程繁、速度慢”而导致的证实成本。综上，股份合作制改革降低了村集体进行制度供给所面临的预见成本、试错成本、缔约成本与证实成本，提高了村集体的制度供给能力，有利于提升村庄集体行动水平。

2.股份合作制改革、可信承诺与村庄集体行动。可信承诺是集体成员对彼此善意、互惠、诚信行为的正向预期，这种预期集中体现为组织内部的信任水平（戚玉觉等，2017）。在传统乡土社会，信任水平通常依血缘和拟血缘关系纽带而伸缩，这极大限制了村庄成员间的合作规模。但越来越多的经验证据表明，股份合作社等农户合作组织能够增进集体成员互信程度。基本逻辑在于：第一，股份合作社创设了大量经济利益互动场景，使得血缘及拟血缘关系不再是农户信任水平高低的唯一标准，并使利益计算成为农户信任生成的重要来源。这种“重义尚利”的转变能够扩大农户信任半径，推动农户信任由特殊信任向普遍信任演化（赵晓峰，2018）。第二，股份合作制改革将部分集体资产以股份形式量化至具体成员，并切实保障农户参与资产运营管理的权利。这有利于塑造“责任共担、资产共

^①在农户分化情形下，异质性偏好通常难以加总，这容易催生“投票循环”问题，引发持续性争议。

^②农村集体经济组织的民事主体定位长期模糊不清，权责边界缺乏固定解释。这意味着由村集体所制定的规则很难得到外部公证，依据这些规则所进行的活动也很难得到法律保障。

^③参见《农业农村部关于印发〈农村集体经济组织示范章程（试行）〉的通知》，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-11/18/content_5562197.htm。

^④此处“制度公证”指村集体请求第三方对自身制定的规则信息进行公证。

治、收益共享”的集体记忆，使集体成员在追求个人获得感的过程中“相互在场”，并由此产生组织身份认同，衍生出组织内部的相互信任（胡伟斌，2020）。综上，股份合作制改革拓展了农户的信任生成面，使得利益计算和身份认同成为农户信任建构的重要基础，增进了集体成员互信程度，有利于提升村庄集体行动水平。

3.股份合作制改革、相互监督与村庄集体行动。相互监督是集体成员对彼此投机、失信、违规行为的揭露、劝阻与惩戒响应（Ostrom, 1990）。长期以来，高昂的监督成本使农户在公共事务问责方面多处于失语境地，对违规侵权行为多抱以“理性无知”^①态度。已有研究表明，股份合作制改革能有效改善基层监督失灵问题。基本逻辑在于：第一，股份合作制改革使集体成员能够按照所持份额对集体经营性资产享有收益、使用、有偿退出等权利。这改变了相关资产集体所有权模糊的特性，将个体从胶着化的共同共有关系中解放出来，降低因权责不清引发的监督成本。同时，股权登记制度的引入和股权证书的发放显著增进了农户的权利意识。这改变了个体面对寻租者非法侵占集体资产时不知所措的状态，增强了个体捍卫自身权益的信念（唐勇，2019）。第二，股份合作制改革实际形成了一种集体成员相互“委托-代理”的治理结构。多场景、多环节的治理互动能够充分显示农户偏好信息，增进农户相互了解，降低信息不对称程度，降低农户作为委托人的监督成本。高频、重复的治理互动促使农户更加看重自身声誉与远期利益，增加农户作为代理人的投机成本，提升其自我规范与自我监督意识（李祖佩，2016；赵晓峰，2018）。综上，股份合作制改革为集体成员捍卫自身权利提供了明确的法定凭证，降低了监督成本，强化了集体成员监督意识，有利于提升村庄集体行动水平。

图1展示了股份合作制改革影响村庄集体行动的理论机制，据此提出如下研究假说：

- H1：股份合作制改革能够提升村庄集体行动水平。
- H2：股份合作制改革通过提高集体制度供给能力提升村庄集体行动水平。
- H3：股份合作制改革通过增进集体成员互信程度提升村庄集体行动水平。
- H4：股份合作制改革通过强化集体成员监督意识提升村庄集体行动水平。

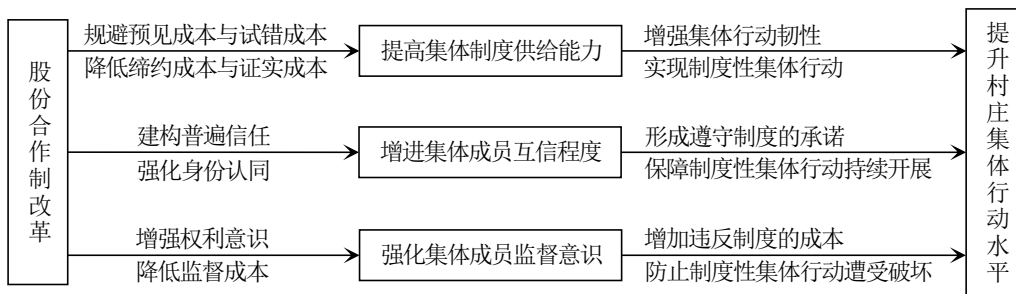


图1 股份合作制改革影响村庄集体行动的理论机制

^① “理性无知”概念由唐斯在《民主的经济理论》一书中首次提出（唐斯，2005），在本文语境中，其含义为：当个体认为维护自身权益的成本过高时，会拒绝花费任何成本来实施监督问责行为，对违规行为视而不见。

三、研究设计

（一）数据来源

本文所使用的数据来源于课题组 2017 年和 2019 年在河南省开展的农村集体经营性资产治理追踪调查。其中，2017 年开展的调查除记录当年样本信息外，还追溯了 2016 年的样本信息。2019 年开展的调查增加了股权证书发放状况、有无“第一书记”等问卷题项，既记录和追溯了 2019 年和 2018 年的样本信息，还针对新增题项补录了 2017 年和 2016 年的对应信息。调查地点涵盖滑县、荥阳市、巩义市、中牟县、内乡县和固始县 6 个县（县级市）。选择河南省作为调查省份的主要原因在于：第一，2016—2019 年正值河南省城镇化加速推进阶段，农村集体资产治理失序问题呈现出日益严峻的态势。2016—2019 年，河南省年末城镇人口占总人口的比重由 48.78% 增至 54.01%，增幅位居全国第三^①。同期，河南省因农村集体资产权益纠纷而产生的民事案件数由 355 起增至 1054 起，增幅位居全国第五^②。第二，2016—2019 年，河南省各地区开展的股份合作制改革呈现出差异化特征，既有地区作为国家试点单位开展改革的现象，也有地区作为非试点单位响应国家改革要求的现象^③，这使得课题组有更多机会记录下各类改革样态与政策执行偏差。

调查步骤如下：首先，在考虑城镇化进程和经济发展水平差异的基础上，从河南省选取滑县、荥阳市、巩义市、中牟县、内乡县和固始县 6 个观测县。其次，在地图上随机选择一条以各县人民政府所在地为原点的射线，沿射线方向在起点和县边界之间选取 3~5 个乡镇或街道，并从各乡镇或街道选取 20~30 宗农村集体经营性资产。再次，在每宗资产所在行政村选取一名村干部或股份合作社管理人员开展问卷访谈。最后，记录每宗资产确切位置以便回访调查。选取资产作为基本观测单位的原因在于：第一，村庄进行股份合作制改革并不等同于村内所有集体经营性资产都进行了改革，这种现象普遍存在。第二，多数村庄集体行动都是围绕某一资产或某类资产而非村内所有资产的治理展开的。

问卷内容除了资产类型、资产使用状况、股份合作制改革状态、集体行动等信息外，还包含资产所处行政村的类型、行政区域面积、自然村个数、农户数量、有无“第一书记”等基本信息。此外，在 2017 年和 2019 年，课题组还从每宗资产的所有者、使用者人群中随机抽取了 20~30 位村（居）民，主要追溯调查其资产收益分红状况、筹资筹劳状况、信任特征、监督意愿、改革满意度等信息。这些个人信息主要被用来辅助计算一些资产层面、村级层面的指标，同时还被用来核对村干部问卷的可信度。在清理含有缺失值和异常值的样本并删除可信度较差的样本后，最终形成了 381 宗资产从 2016 年至 2019 年的 4 期非平衡面板数据。

表 2 显示了 381 宗农村集体经营性资产的基本特征。从资产类型看，调查样本主要由厂房建筑和

^①数据来源：《中国统计年鉴（2017—2020）》。

^②通过中国裁判文书网（<https://wenshu.court.gov.cn/>）检索获得。

^③无论是作为国家试点单位开展的改革，还是作为非试点单位开展的改革，均是对中共中央、国务院相关政策要求的响应。两者主要区别在于政策干预强度的不同，例如，前者可能会比后者获得更多的财政支持、面临更为严格的考核督察。

小农水及配套机电装备（下文简称“小农水”）构成，机器设备和村办企业^①的占比较低。从形成时间看，调查样本主要由老旧资产构成，半数以上资产形成于人民公社解体前，逾七成资产形成于农村税费改革前。从改革开展状况看，2016—2019年，被追踪调查的381宗资产中有279宗未进行股份合作制改革（对照组），有102宗进行了改革（处理组）。其中，2016—2019年开启改革的资产数量呈现上升趋势。就资产使用状况而言，处于闲置或停产歇业状态的资产数量在2016—2019年间明显减少。就资产分布而言，位于豫北、豫中、豫南地区的资产数量相近，地处城郊村及乡镇中心区村庄（下文简称“城郊村”）、典型农区村庄的资产数量较多，而地处城中村的资产数量则相对较少。

表2 调查样本基本特征

分类标准	具体类别	数量 (宗)	比重 (%)	分类标准	具体类别	数量 (宗)	比重 (%)	
资产类型	机器设备	42	11.02	2016年 使用状况	出租、集体使用或经营	303	79.62	
	厂房建筑	103	27.04		闲置或停产歇业	78	20.38	
	村办企业	17	4.46	2019年 使用状况	出租、集体使用或经营	324	84.91	
	小农水及配套机电装备	219	57.48		闲置或停产歇业	57	15.09	
改革开展 状况	2016年开启改革	0	0.00	资产形成 时间	人民公社解体之前	209	54.86	
	2017年开启改革	31	8.14		人民公社解体后至农村税 费改革前	87	22.83	
	2018年开启改革	32	8.40		农村税费改革后			
	2019年开启改革	39	10.24					
	2016—2019年一直未改革	279	73.22				85	22.31
资产地域 分布	豫北	124	32.55	资产所处 村庄区位	城中村	74	19.42	
	豫中	137	35.95		城郊村及乡镇中心区村庄	163	42.78	
	豫南	120	31.50		典型农区村庄	144	37.80	

注：①本文资产类型划分参考了《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》关于“经营性资产”的界定。调查样本中的机器设备、厂房建筑、村办企业、小农水及配套机电装备均为农村集体经济组织直接所有。那些属于村办企业所有的机器设备、厂房建筑、小农水及配套机电装备是村办企业的资产组成部分，不被单列为样本。②厂房建筑包含集体所有的厂房间、门面房、小产权房、可用于其他用途的废弃校舍、废弃村委会办公场所等。③依据生态气候、地形地貌和生产条件的不同，河南省在地理上可被划分为豫北（灌区）、豫中（补灌区）、豫南（雨养区）。根据这一通用划分标准，滑县位于豫北，中牟县、荥阳市、巩义市位于豫中，内乡县、固始县位于豫南。

（二）变量选取

1. 因变量：村庄集体行动。现有文献常用过程测度法或结果测度法表征一个组织的集体行动水平。

^①依据《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》对“经营性资产”的界定，村办企业是一种农村集体经营性资产。与其他3类资产不同的是，村办企业由固定资产、存货商品、应收账款等一系列资产组成，难以使用单一的会计科目指代。这意味着，村办企业可能本身就包含一些机器设备、厂房建筑与小农水。为避免资产统计重复，那些由村办企业所有的机器设备、厂房建筑、小农水被认定为村办企业的资产组成部分，不被单列为样本。

过程测度法常用指标为集体协商频率、公共物品供给参与率等 (Fujiie et al., 2005)。结果测度法常用指标为公共物品使用秩序、经营维护状况等 (Adhikari and Lovett, 2006)。但有研究指出,对集体行动的评估不应泛化于过程或结果,而应充分考虑行动情境,以凸显集体行动对特定问题的解决程度 (Bowles, 2004)。例如,相较于日常交流,磋商集体利益事项更能体现集体行动水平。相较于情感支持,贡献资金或劳务更能体现集体行动水平。因此,在测度村庄集体行动之前,应首先厘清农村集体经营性资产治理所面临的核心困境。现有研究认为,农村集体经营性资产是一类容易发生“异化”和“拥挤”的俱乐部产品。“异化”问题根源于集体产权虚置的二重性:对于集体代理人而言,相关资产的代行经营权是清晰且缺乏监督的,这为其设租行为创造了空间,增加了资产流失风险。对于普通成员而言,集体所有权是模糊的,这使其无法清晰表达自身权益,难以参与资产收益分红 (张晓山等, 2015; 唐勇, 2019)。“拥挤”问题根源于集体经营性资产的“不完全排他”特征。具体而言,集体经营性资产在集体内部具有非排他性,这容易催生“只用不管”等内部投机行为,降低成员收益预期,进而引发资产挤兑与租值内耗 (秦国庆等, 2021)。

在农村集体经营性资产治理情境中,“异化”和“拥挤”是两类普遍存在的问题。因此,对村庄集体行动的测度应充分反映集体行动本身对上述两类问题的解决程度。为此,本文在过程测度法基础上融入相应问题情境,使用如下两个指标表征村庄集体行动水平:一是“集体经济组织关于某宗资产使用、分红事项的协商次数” (*nego*),这一指标主要用于反映集体行动对资产“异化”问题的解决程度。关于资产使用、分红事项的协商频次越高,资产流失、分配不公、收益不清问题得到解决的概率越大。二是“参与某宗资产筹资、筹劳的农户比例” (*input*),这一指标主要用于反映集体行动对资产“拥挤”问题的解决程度。参与资产筹资、筹劳的农户比例越高,资产可持续经营概率越大。

2.核心自变量:股份合作制改革。本文将开展股份合作制改革的农村集体经营性资产视为处理组,其判定标准为:在研究时段内,农村集体经营性资产已完成折股量化,其份额归属已在集体经济组织内部进行登记和备案,并已完成股权证书录入或填发工作。同时,资产所属集体经济组织已制定组织章程,并完成组织登记。在识别处理组的基础上,本文设置了核心自变量 $post_{it}$,取值为1表示第*i*宗资产在第*t*年已进行股份合作制改革,取值为0表示第*i*宗资产在第*t*年未进行股份合作制改革。

3.控制变量。参考已有研究 (秦国庆等, 2021),本文选取了资产所处行政村区域面积、所处行政村的自然村个数、所处行政村区位、资产类型等一系列不随时间变动或短期内不随时间变动的控制变量 (X_i)。借鉴已有研究 (舒全峰等, 2018; 秦国庆等, 2021),本文还选取了农村集体经营性资产使用状况、参与资产使用或分红的成员数、所处行政村经济发展水平、所处行政村有无专业协会、所处行政村有无“第一书记”、所处行政村是否位于试点县等一系列随时间变动的控制变量 (G_{it})。此外,本文因变量取值存在口头估算和资料摘录两种确定方式,这意味着因变量极有可能存在测度偏差。具体而言,有25.37%的调查样本可依据“一事一议”记录、村民大会纪要、协商调解记录等规范性书面资料确定集体行动指标,其余调查样本的集体行动指标由村干部或股份合作社管理人员口头估算确定。为抑制因变量测度偏差造成的估计偏误,本文进一步控制了因变量统计口径指标 (*accord*)。

4.作用机制变量。为检验假说H2、假说H3与假说H4,本文选择如下3个作用机制变量。一是制

度供给 (*rules*)。对公共事务治理而言,形成制度性集体行动一般依赖于7类规则的有效确立,分别为边界规则、位置规则、选择规则、信息规则、范围规则、聚合规则和偿付规则(Ostrom and Basurto, 2011)。这些规则分别从资产使用边界、组织人事安排、资产收益分配、运营信息披露、资产提取限度、冲突纠纷调解、维护费用摊派等方面规定和约束了集体成员的行为,是推动集体行动由运动式动员向适应性触发转变的关键。因此,本文使用集体经济组织近一年确立的资产边界、位置、选择、信息、范围、聚合和偿付规则总数表征制度供给水平。二是可信承诺 (*trust*)。可信承诺是集体成员对彼此守德行为的正向预期(戚玉觉等, 2017),在某种程度上,守则行为是守德行为的底线。因此,本文以这种底线为参照点,计算资产所有者、使用者对彼此守则行为的信任水平均值,用以表征可信承诺水平。三是相互监督 (*monitor*)。相互监督指集体成员对彼此违规失德行为的监督(Ostrom, 1990)。因此,本文将计算资产所有者、使用者对彼此投机、失信、违规行为的监督意愿均值,用以表征相互监督水平。

5.其他变量:政策执行偏差。所谓政策执行偏差,指一线行政人员在执行上级公共政策时表现出的“选择性执行”等行为。结合实地调查所观测到的典型事实,本文使用如下2个指标识别股份合作制改革中存在的选择性执行偏差。一是“严要求、宽落实” (*devI*),即集体经济组织负责人已参加过上级部门组织的改革培训会,或已接收到了上级部门的考核要求,但相关资产在改革过程中仍存在清产核资不透明、理事监事机构虚设等问题。二是“重自选、轻规定” (*devII*),即相关资产设置了名目繁多、功能重叠的自选型股份(如好干部股与干部绩效股,好公婆股、夕阳红股与敬老股等),但这些股份的设置及评比过程并不公开,违背了集体民主协商的规定。

上述所有变量的定义与描述性统计见表3。

表3 变量定义与描述性统计

变量名称	符号	变量说明	均值	标准差
因变量				
集体协商次数	<i>nego</i>	近一年,集体经济组织关于该资产使用、分红事项的协商次数(次)	2.681	1.504
筹资筹劳参与比例	<i>input</i>	近一年,参与该资产筹资、筹劳的农户比例:参与该资产筹资、筹劳的农户数量/参与该资产使用、分红的农户数量(%)	40.199	12.520
核心自变量				
股份合作制改革	<i>post</i>	截至观测年份,资产是否已进行股份合作制改革:是=1,否=0	0.150	0.357
控制变量				
行政村面积	<i>area</i>	资产所处行政村的行政区域面积(万亩)	0.455	0.412
自然村个数	<i>numvlg</i>	资产所处行政村的自然村个数(个)	4.505	4.317
机器设备	<i>assetI</i>	资产类型:机器设备=1,其他=0	0.131	0.338
厂房建筑	<i>assetII</i>	资产类型:厂房建筑=1,其他=0	0.317	0.465
村办企业	<i>assetIII</i>	资产类型:村办企业=1,其他=0	0.051	0.220
小农水	<i>assetIV</i>	资产类型:小农水及配套机电装备=1,其他=0。作为控制变量时将被设定为其他3类资产的参照基准	0.501	0.500

(续表3)

城中村	<i>ruralI</i>	资产所处行政村区位：城中村=1，其他=0	0.199	0.399
城郊村	<i>ruralII</i>	资产所处行政村区位：城郊村及乡镇中心区村庄=1，其他=0	0.427	0.495
典型农区村庄	<i>ruralIII</i>	资产所处行政村区位：典型农区村庄=1，其他=0。作为控制变量时将被设定为其他2类村庄的参照基准	0.375	0.484
使用状况	<i>usefor</i>	资产使用状况：出租、集体使用或经营=1，闲置或停产歇业=0	0.819	0.385
成员规模	<i>nummbr</i>	近一年，参与集体经营性资产使用、分红的成员数（万户）	0.039	0.028
经济发展状况	<i>eco</i>	资产所处行政村相较周边行政村的经济发展状况：发展最好=5，发展相对较好=4，发展水平相当=3，发展相对较差=2，发展很差=1	3.366	1.261
专业协会组织	<i>coop</i>	资产所处行政村是否有专业协会组织：是=1，否=0	0.052	0.222
“第一书记”	<i>firsecr</i>	资产所处行政村是否被派驻“第一书记”：是=1，否=0	0.396	0.489
改革试点单位	<i>pilot</i>	资产所处县是否为农业农村部分确定的农村集体产权制度改革试点单位：是=1，否=0	0.137	0.344
因变量统计口径	<i>accord</i>	因变量取值由村干部或股份经济合作社管理人员口头估算确定=1，因变量取值依据规范性书面资料（包含“一事一议”记录、村民大会纪要、协商调解记录、清产核资审计记录、村庄财务账目、资产管理台账等）确定=0	0.746	0.435
作用机制变量				
制度供给	<i>rules</i>	集体经济组织近一年确立的资产边界规则、位置规则、选择规则、信息规则、范围规则、聚合规则、偿付规则总数（项）	0.420	1.003
可信承诺	<i>trust</i>	集体经营性资产所有者、使用者对彼此守则行为的信任水平均值。该资产的其他所有者、使用者会遵守资产运营规则：非常认同=5，比较认同=4，不确定=3，不认同=2，非常不认同=1	2.691	1.003
相互监督	<i>monitor</i>	集体经营性资产所有者、使用者对彼此投机、失信、违规行为的监督意愿均值。您会举报资产运营过程中其他所有者、使用者的投机、失信、违规行为（如私自占用资产、偷窃变卖资产、煽动挤兑资产、少缴漏缴费用等）：一定会=5，有可能会=4，不确定=3，不大可能会=2，一定不会=1	2.348	0.829
其他变量				
严要求、宽落实	<i>devI</i>	集体经济组织负责人已参加过上级部门组织的改革培训会，或已接收到了上级部门的考核要求，但该资产在改革过程中仍存在清产核资不透明、理事监事机构虚设等问题：是=1，否=0。	0.029	0.168
重自选、轻规定	<i>devII</i>	集体经营性资产设置了名目繁多、功能重叠的自选型股份，且这些股份的评配过程并未公开：是=1，否=0。	0.017	0.127

注：篇幅所限，未展示处理组与对照组各变量的组间差异，更为详尽完整的描述性统计结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncjj> 下载。

（三）典型事实分析

依据处理组 102 宗资产的调查数据，本文归纳出股份合作制改革的一些典型事实。首先，由图 2

(a)、(b)可知,改革过程中存在“严要求、宽落实”“重自选、轻规定”政策执行偏差的资产比例分别为19.61%和13.72%,表明多数资产的改革过程是相对规范的。其次,由图2(c)、(f)可知,经历改革后,村庄集体行动水平呈现明显的增长态势。具体而言,有78.43%的资产在使用、分红事项方面得到了更高频次的集体协商,有82.35%的资产在筹资、筹劳事务方面吸纳了更多农户参与。最后,通过横向观察图2(c)、(d)、(e)以及图2(f)、(g)、(h)可以发现,即便发生了政策执行偏差,改革后村庄集体行动水平的平均变化趋势仍以增长为主,但与未发生偏差的情形相比增幅较小。

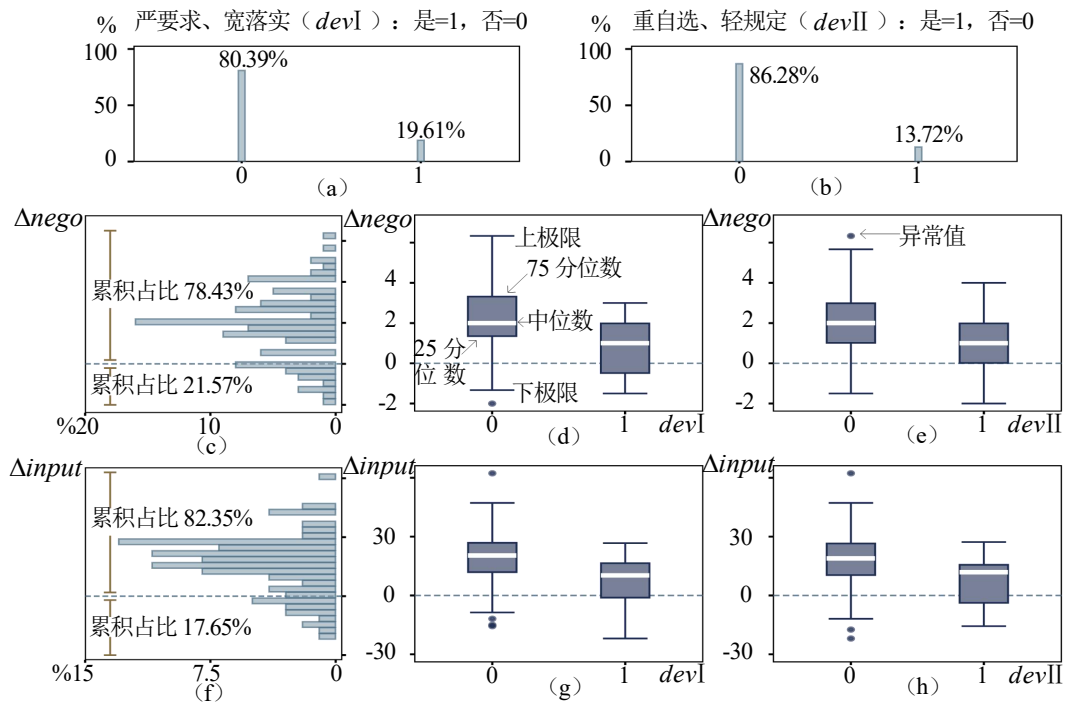


图2 处理组实施股份合作制改革的一些典型事实呈现

注:① $\Delta nego$ 指改革前后关于资产使用、分红事项协商次数的均值变动, $\Delta input$ 指改革前后参与资产筹资、筹劳农户比例的均值变动。② $\Delta nego$ 的计算过程为:对处理组每宗资产在改革前和改革后的 $nego$ 求均值,并计算改革后与改革前的均值之差, $\Delta input$ 的计算过程与 $\Delta nego$ 类似。③通过横向对比图(c)、(d)、(e)或图(f)、(g)、(h),可对处理组发生政策执行偏差的典型事实进行更为深入的分析,相应分析结果可在<https://gitee.com/gqishereforoyou/zgncij>下载。

(四) 基准回归模型设定

由于处理组开展股份合作制改革的年份并不一致,故本文采用渐进双重差分法识别股份合作制改革对村庄集体行动的影响,基准回归模型设定如下^①:

^①在双重差分识别框架下,即使因变量为计数变量、比例变量、二分类变量,线性OLS依然可以实现相对合意的估计效果(Angrist and Pischke, 2008),故(1)式采取线性OLS设定。

$$y_{it} = \alpha + \beta post_{it} + X_i\gamma + G_{it}\rho + \delta accord_{it} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： i 为资产编号， t 为年份， v_i 为个体固定效应， μ_t 为时间固定效应， ε_{it} 是误差项。 y_{it} 是因变量，包含 $nego_{it}$ 和 $input_{it}$ 两个集体行动指标。 $post_{it}$ 为核心自变量，表示第 i 宗资产在第 t 年的改革状态，若已进行股份合作制改革，则取值为 1，否则取值为 0。 X_i ^① 为不随时间变动的控制变量向量组， G_{it} 为随时间变动的控制变量向量组， $accord_{it}$ 为因变量统计口径指标。系数 β 代表股份合作制改革对村庄集体行动的影响。

四、实证结果分析

(一) 平行趋势检验

使用渐进双重差分法的前提是处理组与对照组的因变量在干预发生前满足平行趋势。为此，下面采用事件研究法进行平行趋势检验。由表 2 可知，除 2016 年外，2017—2019 年均有资产进行了股份合作制改革。对于 2017 年开启的改革，事件研究过程可设置“改革前第 1 年”至“改革后第 2 年”4 个时点变量。对于 2018 年开启的改革，事件研究过程可设置“改革前第 2 年”至“改革后第 1 年”4 个时点变量。对于 2019 年开启的改革，事件研究过程可设置“改革前第 3 年”至“改革当年”4 个时点变量。综合而言，事件研究过程可设置“改革前第 3 年”至“改革后第 2 年”共计 6 个时点变量，本文以“改革前第 1 年”作为参照基准。由图 3 可知，“改革前第 3 年”和“改革前第 2 年”两个时点变量对村庄集体行动的影响均不显著，表明处理组与对照组的因变量在改革前满足平行趋势。

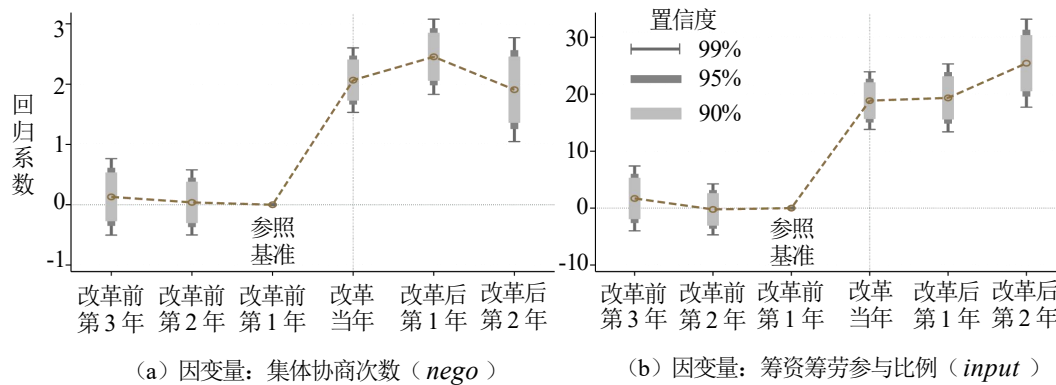


图3 平行趋势检验结果

(二) 基准回归结果分析

对(1)式进行估计，回归结果如表4所示。其中，(1)列和(3)列仅控制了双向固定效应，(2)列和(4)列同时加入了控制变量。由(1)列和(3)列回归结果可知，股份合作制改革显著提升了农村集体经济组织关于资产使用、分红事项的协商频次，显著提高了参与资产筹资、筹劳的农户比例。由(2)列和(4)列回归结果可知，在加入控制变量后，上述结果依旧成立。具体而言，开展改革后，

^①为估计 X_i 的系数，需采取 LSDV (least squares dummy variable) 法控制双向固定效应。

关于资产使用、分红事项的协商次数平均增加了 2.15 次，参与资产筹资、筹劳的农户比例平均上升了 19.15 个百分点。至此，本文假说 H1 得到初步验证。上述结果蕴涵着重要的理论和现实意义：在现实层面，股份合作制改革是提升集体经营性资产治理绩效的有效措施，能够改善“不闹不灵”“竭泽而渔”等治理乱象，实现“共建共治共享”的治理新秩序。在理论层面，股份合作制改革是破解村庄集体行动失灵问题的可行方案，能够实现“利益联结”和“行动一致”的有效衔接，促成“财散人聚”的善治格局。

表 4 基准回归结果

变量或指标名称	集体协商次数				筹资筹劳参与比例			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
股份合作制改革	1.997***	0.176	2.151***	0.185	17.341***	1.562	19.153***	1.709
行政村面积			-0.360***	0.111			-3.518***	0.898
自然村个数			-0.071***	0.010			-0.251***	0.090
机器设备			0.031	0.682			12.375***	5.074
厂房建筑			-0.215	0.661			9.934**	4.213
村办企业			-0.687	0.645			14.021***	4.113
城中村			-0.298	0.234			-17.552***	1.998
城郊村			-0.730	1.541			0.187	4.055
使用状况			0.594	0.392			1.127	3.467
成员规模			-2.221	1.630			-20.788	14.353
经济发展状况			0.200***	0.032			0.825***	0.277
专业协会组织			0.407***	0.154			-0.292	1.456
“第一书记”			0.156*	0.089			1.229	0.786
改革试点单位			1.672	1.068			5.215	6.324
因变量统计口径			0.624***	0.092			4.970***	0.843
个体固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	1273		1273		1273		1273	
adj-R ²	0.316		0.444		0.319		0.380	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②标准误为稳健标准误。

(三) 稳健性检验与安慰剂检验

1. 剔除位于试点单位的处理组样本。在本文处理组中，有 19 宗资产位于农业农村部确定的县级试点单位^①，其他 83 宗资产则位于非试点单位。一般而言，省级政府部门可能会秉承“择优推荐”原则向上报送县级试点单位，中央政府相关部门可能会秉承“优中选优”原则评审县级试点单位，那些最终获批试点单位的县（区）可能原本便具有更好的治理基础，更容易取得显著的改革成效。此外，试

^①2018 年，巩义市被评为农村集体产权制度改革县级试点，样本中有 19 宗资产的股份合作制改革属于此试点任务范畴。

点单位在开展改革时通常面临更为严格的考核督察与更为充分的财政支持。这意味着，基准回归结果极有可能因为含混“试点效应”而被高估。为此，本文将处理组中位于国家县级试点单位的 19 宗资产剔除，并在此基础上再次估计（1）式。由表 5（1）列和（2）列可知，剔除上述 19 宗资产后的回归结果与基准回归结果保持一致。这表明，股份合作制改革对村庄集体行动的促进作用并非一种“盆景”现象，基准回归结果具有稳健性。

2.PSM+Staggered DID。除了试点单位的确定过程具有非随机性外，基层政府在挑选改革对象时也可能具有非随机性。例如，部分一线行政人员在挑选改革对象时会遵循“先易后难”原则：如果实施改革的预期成效较高，则该资产便会被选为改革对象，否则不会被选为改革对象。这导致处理组中有一部分资产原本便更容易取得显著的改革成效，而对照组中有一部分资产原本便难以取得显著的改革成效。为控制由此造成的估计偏误，本文采用倾向得分匹配法（propensity score matching, PSM）删除共同支撑域之外的样本^①，并基于清理后的样本再次估计（1）式。由表 5（3）~（6）列可知，PSM+Staggered DID 方法的回归结果与基准回归结果具有一致性。这表明，基准回归结果具有稳健性。

表 5 剔除位于试点单位的处理组样本、PSM+Staggered DID 的回归结果

变量或指标名称	剔除位于试点单位的处理组样本		PSM-DID（一对二近邻匹配）		PSM-DID（核匹配）	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	集体协商次数	筹资筹劳参与比例	集体协商次数	筹资筹劳参与比例	集体协商次数	筹资筹劳参与比例
股份合作制改革	2.346*** (0.207)	19.220*** (1.942)	2.171*** (0.189)	18.751*** (1.726)	2.168*** (0.187)	18.979*** (1.727)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1197	1197	1243	1243	1240	1240
adj-R ²	0.422	0.360	0.443	0.352	0.440	0.365

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③篇幅所限，未展示控制变量系数估计结果，完整估计结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncij> 下载。

3. 更换因变量测度方式。在已有文献中，衡量集体行动的方法包括过程测度法和结果测度法两类，本文因变量“集体协商次数”和“筹资筹劳参与比例”实际是基于过程测度法构造的。下面将更换因

^①资产类型、村庄类型等变量影响着一线行政人员对改革实施难易程度的判断，故采用 PSM 方法时选取 *area*、*numvlg*、*assetI*、*assetII*、*assetIII*、*ruralI*、*ruralII*、*nummbr*、*eco*、*coop*、*firsecr* 作为协变量。共同支撑假设检验结果显示，无论采取一对二近邻匹配，还是采取核匹配，匹配后的协变量在处理组和对照组间均不存在系统性差异。篇幅所限，未展示共同支撑假设检验结果，相关结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncij> 下载。

变量测度方式为结果测度法，使用集体协商效果（*negoeff*）^①和集体筹资筹劳效果（*inputeff*）^②两个结果变量表征村庄集体行动，并在此基础上重新估计（1）式。由表6（1）列和（2）列可知，股份合作制改革显著改善了集体协商效果与筹资筹劳效果，这与基准回归结果具有一致性。

4.剔除处理组中治理基础较好的样本。将“集体协商次数”的正向变动视作集体行动水平提升的前提是，集体经营性资产普遍面临“纠纷易发，协商缺位”的治理失灵现象。在此前提下，若股份合作制改革能够增加资产使用、分红事项协商频次，相关权益纠纷事件得到解决的概率便会上升。此时，“集体协商次数”的正向变动能够充分体现集体行动水平的提升。但是，倘若集体原本就具备良好的资产占用秩序与纠纷调解机制，股份合作改革可能会进一步降低其治理成本，使集体能够以更低频次的协商维持原本治理成效。此时，“集体协商次数”的负向变动反而更能够体现集体行动水平的提升。以上两类影响逻辑所揭示的核心事实是：对于治理基础不同的样本，集体行动水平上升时“集体协商次数”的表现可能是相反的，这可能导致基准回归结果产生偏误。在本文识别情境中，只要剔除那些治理基础较好的处理组样本，就能够尽量排除上述第二类影响逻辑的干扰。本文调查数据统计了各年度的资产权益纠纷事件发生次数（*disp*）^③，可使用改革前*disp*的均值表征“治理基础”。改革前*disp*的平均发生频次越低，资产治理基础越好。在处理组内，按照治理基础由好到差的顺序分别剔除前10%、前25%和前50%的样本，并在此基础上再次估计（1）式。由表6（3）～（5）列可知，剔除相应样本后，对应回归结果与基准回归结果仍旧保持一致。这表明，基准回归结果是相当稳健的。

5.排除“积分制”干扰。除股份合作制改革外，可能影响村庄集体行动的另一项重要政策是“积分制”。所谓“积分制”是指将各项乡村治理活动量化为具体指标，对农户参与行为进行评价和打分，依据积分给予相应精神或物质奖励。作为引导农户参与乡村治理的激励机制，“积分制”可能对村庄集体行动具有正向影响。在本文对照组中，资产所处村庄或乡镇在研究时段内均未实施“积分制”。在本文处理组中，有14宗资产所处村庄或乡镇^④在调查期间实施了“积分制”（“道德银行”“积分超市”）。以上现象意味着，基准回归结果可能叠加了“积分制”的政策效应。对此，本文将这14宗资产剔除，并在此基础上再次估计（1）式。由表6（6）列和（7）列可知，排除“积分制”干扰后的回归结果与基准回归结果保持一致。这表明，基准回归结果并未因“积分制”干扰而产生严重偏误。

^①集体协商活动对该资产使用秩序、增值盈余分配秩序的改善效果：多数权益纠纷能够得到有效解决=1，多数权益纠纷无法得到有效解决，仍需诉诸仲裁诉讼手段=0。该变量描述性统计结果可在<https://gitee.com/gqishereforyou/zgncjj>下载。

^②集体筹资、筹劳活动对该资产价值耗减状况的改善效果：资产价值耗减能够得到有效补充=1，资产价值耗减无法得到有效补充=0。该变量描述性统计结果可在<https://gitee.com/gqishereforyou/zgncjj>下载。

^③变量*disp*对应的问卷题项为“近一年，集体经营性资产使用冲突及权益纠纷事件的发生次数（次）”。

^④这些村庄或乡镇是巩义市永安街道后泉沟村、荥阳市索河街道槐树洼村、中牟县大孟镇。

表 6 更换因变量测度方式、剔除处理组中治理基础较好的样本、排除“积分制”干扰的回归结果

变量或指标名称	更换因变量测度方式		剔除处理组中治理基础较好的样本			排除“积分制”干扰	
			剔除前 10%	剔除前 25%	剔除前 50%		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	集体协商效果	筹资筹劳效果	集体协商次数	集体协商次数	集体协商次数	集体协商次数	筹资筹劳参与比例
股份合作制改革	0.351*** (0.043)	0.614*** (0.056)	2.172*** (0.188)	2.066*** (0.194)	2.037*** (0.207)	2.176*** (0.199)	19.906*** (1.694)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1273	1273	1233	1173	1077	1218	1218
adj-R ²	0.043	0.042	0.433	0.430	0.398	0.435	0.384

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③篇幅所限，未展示控制变量系数估计结果，完整估计结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncjj> 下载。

6.非线性渐进双重差分法。由于因变量“集体协商次数”和“筹资筹劳参与比例”分别为计数变量和比率变量，本文还采用非线性渐进双重差分法识别了股份合作制改革对村庄两类集体行动的影响。相较于线性渐进双重差分法，非线性渐进双重差分法不仅能够提高模型拟合优度，还能够克服“负权重”问题（Wooldridge, 2021）。估计结果显示，非线性渐进双重差分回归结果与基准回归结果具有一致性^①。这表明，基准回归结果并未因函数形式设定问题和“负权重”问题而产生严重偏误。

7.安慰剂检验。若基准模型遗漏了与核心自变量变化趋势一致的其他非观测因素，则基准回归结果可能仅仅是一种“伪回归”结果。为此，本文通过随机生成“伪处理组”进行安慰剂检验。具体而言，2016—2019 年间分别有 0 宗、31 宗、32 宗和 39 宗资产开展了股份合作制改革。根据以上改革进程生成 1000 组随机样本，并使用随机样本对（1）式进行回归。由于“伪处理组”是随机生成的，基准回归系数估计值与随机样本对应的系数估计值应存在明显差异，否则可认为基准回归结果存在遗漏变量偏误。安慰剂检验结果显示，无论以“集体协商次数”为因变量，还是以“筹资筹劳参与比例”为因变量，基准回归中的系数估计值均显著偏离于随机样本对应的系数估计值^②。这表明，基准回归结果并未因遗漏变量而产生严重偏误。

（四）作用机制检验

接下来，本文进一步揭示基准回归结果背后的作用机制。由于村庄集体行动变量、作用机制变量均不是严格的连续变量，故采用广义结构方程模型（generalized structural equation model）检验“股份合作制改革-制度供给-集体行动”“股份合作制改革-可信承诺-集体行动”“股份合作制改革-相互监

^①篇幅所限，未展示非线性渐进双重差分回归结果，相关结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncjj> 下载。

^②篇幅所限，未展示安慰剂检验结果，相关结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncjj> 下载。

督-集体行动”三条作用路径。由图4可知，无论以“集体协商次数”为因变量，还是以“筹资筹劳参与比例”为因变量，三条作用路径均是显著成立的。具体而言，股份合作制改革能够提高集体制度供给能力、增进集体成员互信程度、强化集体成员监督意识，进而提升村庄集体行动水平。至此，假说H2、假说H3和假说H4均得到验证。以上结论表明，股份合作制改革确实能够克服集体行动三大难题，能够将“利益联结-行动一致”逻辑成功应用于集体经营性资产治理实践。这意味着，股份合作制改革不仅提升了村庄集体行动的频次和参与率，还增强了村庄集体行动的规范性和韧性。在此意义上，股份合作制改革是一项“管长远、管根本”的制度创新。

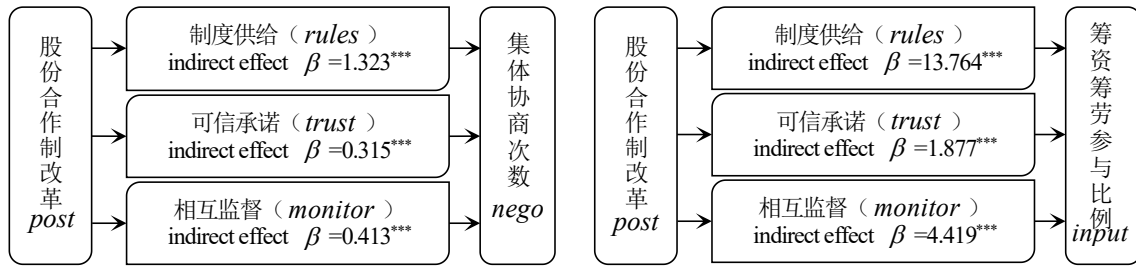


图4 作用机制检验结果

注：①***表示1%的显著性水平。② β 为中介效应系数。③篇幅所限，未展示广义结构方程模型完整估计结果，相应结果可在<https://gitee.com/gqishereforyou/zgncjj>下载。

五、进一步讨论：异质性分析以及政策执行偏差的影响分析

（一）异质性分析

1.村庄成员规模与股份合作制改革影响村庄集体行动的异质性。已有研究认为，成员规模越大，集体内部产生冲突的可能性越大，执行规则的成本越高（王亚华和臧良震，2020）。虽然上文基准回归结果显示，成员规模对村庄两类集体行动的直接影响并不显著，但成员规模仍可能影响股份合作制改革的实施。因此，本文进一步分析不同成员规模情形下，股份合作制改革对村庄集体行动影响的异质性。由表7（1）列和（2）列可知，股份合作制改革显著提升了村庄两类集体行动的水平，但股份合作制改革与成员规模的交互项显著降低了村庄两类集体行动的水平。在开展改革的情形下，成员规模每增加1000户，关于资产使用、分红事项的协商次数会减少1.04次，参与资产筹资、筹劳的农户比例会下降15.25个百分点。以上结果表明，股份合作制改革的集体行动促进效应会随着成员规模的扩大而受到抑制，原因可能在于：第一，成员规模越大，成员认定、股权设置、股份管理等环节的改革推进难度越大，围绕资产使用、分红事项的协商成本越高。第二，成员规模越大，建构普遍信任所需的信息越多，相互监督的成本越高，实施改革所带来的股权筹资、筹劳激励效应越弱。

2.是否驻派“第一书记”与股份合作制改革影响村庄集体行动的异质性。已有研究认为，“第一书记”能够为基层组织注入动员权威，重塑村庄公共领导力，推动村庄集体向心力的再生产（舒全峰等，2018）。虽然上文基准回归结果显示，“第一书记”仅增加了资产使用、分红事项协商频次，并未对参与资产筹资、筹劳的农户比例产生直接影响，但其仍可能会影响股份合作制改革的实施。因此，

本文进一步分析有无“第一书记”情形下，股份合作制改革对村庄集体行动影响的异质性。由表 7（3）列和（4）列可知，无论是否派驻“第一书记”，股份合作制改革均具有显著的集体行动促进效应。但在派驻“第一书记”的情形下，关于资产使用、分红事项的协商次数在改革后会额外增加 0.72 次，参与资产筹资、筹劳的农户比例在改革后会额外提升 7.03 个百分点。以上结果表明，派驻“第一书记”能够强化股份合作制改革的实施成效。这一现象的原因可能在于：第一，“第一书记”通常具有明显的计划、组织、协调能力优势，能够助力改革推进，降低集体民主协商活动实施成本。第二，“第一书记”通常具有社交优势，能够通过有效的政策宣传动员农户参与资产筹资、筹劳。

表 7 成员规模、是否驻派“第一书记”与股份合作制改革影响村庄集体行动的异质性

变量或指标名称	(1)		(2)		(3)		(4)	
	集体协商次数		筹资筹劳参与比例		集体协商次数		筹资筹劳参与比例	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
股份合作制改革	2.624***	0.259	26.101***	2.243	1.872***	0.195	16.434***	1.871
股份合作制改革× 成员规模	-1.038***	0.366	-15.249***	3.202				
股份合作制改革× “第一书记”					0.722***	0.230	7.030***	2.285
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
个体固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	1273		1273		1273		1273	
adj-R ²	0.449		0.397		0.450		0.389	

注：①***表示 1% 的显著性水平。②标准误为稳健标准误。③篇幅所限，未展示控制变量系数估计结果，完整估计结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncj> 下载。

3. 资产类型与股份合作制改革影响村庄集体行动的异质性。不同类型的农村集体经营性资产具有不同的盈利能力、股份量化难度与监管成本，而这些属性差异影响着股份合作制改革的实施效果。因此，本文进一步分析不同类型资产情形下，股份合作制改革对村庄集体行动影响的异质性。由表 8（1）列和（2）列可知，相较于村办企业，农村集体经济组织关于机器设备、厂房建筑、小农水使用、分红事项的协商次数在股份合作制改革后有较大幅度提升。相较于其他类型资产，参与村办企业筹资、筹劳的农户比例在股份合作制改革后提升幅度最大。以上现象的形成原因可能在于：第一，相较于村办企业，机器设备、厂房建筑和小农水均为构成相对单一的固定资产，其形成历史容易追溯，资产边界较为清晰，清产核资及折股量化难度较小，关于资产使用、分红事项的协商往往不需要过于专业的财务会计知识。第二，相较于其他类型资产，村办企业的创收能力最强，这使其实施改革所带来的股权筹资、筹劳激励效应也最强。

4. 村庄区位与股份合作制改革影响村庄集体行动的异质性。在不同区位的村庄，集体经营性资产的创收途径和增值能力存在差异，这些差异会影响股份合作制改革的实施。因此，本文进一步分析股

份合作制改革对不同区位村庄集体行动影响的异质性。由表 8（3）列和（4）列可知，在城中村和城郊村，关于资产使用、分红事项的协商频次在改革后有较大幅度提升，参与资产筹资、筹劳的农户比例在改革后也大幅度提升。以上现象的形成原因可能在于：第一，在城中村和城郊村，集体经营性资产更易被外部寻租者觊觎，成为集体利益纷争的焦点，也更易获得政策执行部门的关注，成为改革重点验收对象。因此，在改革后，这些村庄关于资产使用、分红事项的协商次数往往更多。第二，在城中村和城郊村，集体经营性资产往往具备更加广泛的创收途径和更强的创收能力，因此改革所带来的股权筹资、筹劳激励效应也更强。

表 8 资产类型、村庄区位与股份合作制改革影响村庄集体行动的异质性

变量或指标名称	(1)		(2)		(3)		(4)	
	集体协商次数		筹资筹劳参与比例		集体协商次数		筹资筹劳参与比例	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
股份合作制改革× 机器设备	2.534***	0.253	18.436***	2.097				
股份合作制改革× 厂房建筑	2.111***	0.243	18.445***	2.291				
股份合作制改革× 村办企业	1.203***	0.449	32.342***	4.159				
股份合作制改革× 小农水	2.359***	0.491	10.832**	4.316				
股份合作制改革× 城中村					2.571***	0.303	22.830***	2.510
股份合作制改革× 城郊村					2.275***	0.244	19.979***	2.475
股份合作制改革× 典型农区村庄					1.493***	0.272	13.712***	2.622
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
个体固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	1273		1273		1273		1273	
adj-R ²	0.448		0.395		0.450		0.386	

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。②标准误为稳健标准误。③篇幅所限，未展示控制变量系数估计结果，完整估计结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncjj> 下载。

（二）政策执行偏差对股份合作制改革实施成效的影响

由前文实证结果可知，股份合作制改革确实提升了村庄集体行动水平，促成了“财散人聚”的善治格局。但无法忽视的是，仍有一定比例的资产在改革过程中存在不同类型的政策执行偏差，可能会导致一系列非预期后果。为此，本文接下来分析政策执行偏差的潜在影响，回归结果如表 9（1）列和（2）列所示。可以发现，“严要求、宽落实”“重自选、轻规定”两类政策执行偏差均对股份合作制

改革实施成效具有显著的负向调节作用，这意味着两者均显著抑制了改革实施成效。进一步，通过对比各变量的系数大小可以发现：当两类偏差只发生一类时，改革的集体行动促进效应虽有所下降，但仍旧较为可观。当两类偏差同时发生时，改革的集体行动促进效应则会大幅度下降。

表 9 政策执行偏差影响股份合作制改革实施成效的回归结果

变量或指标名称	(1)		(2)	
	集体协商次数		筹资筹劳参与比例	
	系数	标准误	系数	标准误
股份合作制改革	3.155***	0.248	27.712***	2.066
股份合作制改革×“严要求、宽落实”	-1.574***	0.396	-15.461***	4.607
股份合作制改革×“重自选、轻规定”	-1.403***	0.417	-19.218***	5.972
控制变量	已控制		已控制	
个体固定效应	已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制	
观测值数	1273		1273	
adj-R ²	0.471		0.410	

注：①***表示 1% 的显著性水平。②标准误为稳健标准误。③篇幅所限，未展示控制变量系数估计结果，完整估计结果可在 <https://gitee.com/gqishereforyou/zgncj> 下载。

六、结论与启示

（一）研究结论

基于河南省 381 宗农村集体经营性资产的追踪调查数据，本文使用渐进双重差分法识别了股份合作制改革对村庄集体行动的影响。研究得到以下结论：第一，股份合作制改革显著提升了村庄集体行动水平，这一结论通过了多类稳健性检验。第二，从作用机制来看，股份合作制改革通过提高集体制度供给能力、增进集体成员互信程度、强化集体成员监督意识，进而提升村庄集体行动水平。第三，股份合作制改革对村庄集体行动的影响依成员规模、资产类型、村庄区位、有无“第一书记”的区别而存在显著差异。第四，“严要求、宽落实”“重自选、轻规定”两类政策执行偏差均显著抑制了股份合作制改革的集体行动促进效应。

（二）政策启示

根据研究结论，可以得到以下启示：第一，应完善股份合作制改革验收办法，加强纵向督察力度，适时开展改革“回头看”工作，推动改革任务的准确落实。应坚持“速度服从质量”的进度要求，避免“贪快求全”与“层层加码”扭曲结合所催生的各类政策执行偏差。第二，在人口数量较多的特大型村与大型村，应进行更为周密的任务组织，开展更为深入的政策宣传，提供更为便捷的政策咨询，避免政策理解分歧所导致的群体性争端。应充分发挥“第一书记”在股份合作制改革过程中的组织协调与政策宣传作用，强化改革成效。改革应从地方实际出发，基于村庄区位和资产类型差异分类推进。应优先在资产分布密集、资产价值可观的城中村、城郊村和乡镇中心村开展改革。对于那些资产价值

较为有限、集体经济发展较为薄弱的村庄，应优先为资产增值创造市场机遇。第三，在改革推进的“最后一公里”，应摒弃“行政发包”思路，切忌以行政命令动员代替集体民主协商。应确保农户在股权设置、股份管理等重大事项上的表达权与选择权，通过集体民主实践增进农户的制度合法性感知。

（三）理论对话与研究展望

本文展示了中国在破解集体行动失灵、促进公共事务治理方面的独特经验，丰富和补充了集体行动和公共事务治理相关理论。其理论贡献主要体现在以下两个方面：第一，既有文献多将“选择性激励”作为集体行动困境的纾解之道。但构建“选择性激励”是一种制度供给过程，本质上是一种高阶集体行动，同样面临困境。股份合作制改革为上述问题提供了一种可行解，即政府和集体可基于“规定动作+自选动作”的政策安排开展制度供给合作。第二，既有文献对公共事务治理机制的探讨多局限于“国家”“自组织”和“市场”的三分法。股份合作制改革提供了一种介于“国家”和“自组织”间的治理形态，丰富了相关研究的理论谱系。

应当注意的是，在不同治理阶段，集体行动水平提升的表现可能是截然不同的。随着治理能力的不断提高、治理矛盾的不断转移，对集体行动水平提升的阐释及测度应进行逻辑修正。此外，股份合作制改革不仅会直接影响集体经营性资产的治理活动，还可能对其他乡村治理活动产生溢出效应。在研究股份合作制改革的集体行动促进效应时，未来应逐渐引入更多的溢出效应分析。遗憾的是，受数据观测年限和样本类型的限制，本文难以就治理阶段的差异进行异质性分析，也无法检验股份合作制改革的溢出效应，这些均是相关研究可进一步探讨的方向。

参考文献

- 1.陈明, 2021: 《“十四五”时期农村集体产权制度改革若干重大问题前瞻》, 《扬州大学学报(人文社会科学版)》第2期, 第70-80页。
- 2.邓大才, 2004: 《制度供给效率研究》, 《江海学刊》第4期, 第70-74页。
- 3.邓大才, 2014: 《利益相关: 村民自治有效实现形式的产权基础》, 《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第4期, 第2页、第9-16页。
- 4.耿羽, 2019: 《壮大集体经济 助推乡村振兴——习近平关于农村集体经济重要论述研究》, 《毛泽东邓小平理论研究》第2期, 第14-19页、第107页。
- 5.胡伟斌, 2020: 《农村集体经济股份合作制改革对村庄治理的影响研究》, 浙江大学博士学位论文。
- 6.姜晓萍、吴宝家, 2021: 《警惕伪创新: 基层治理能力现代化进程中的偏差行为研究》, 《中国行政管理》第10期, 第41-48页。
- 7.李祖佩, 2016: 《“新代理人”: 项目进村中的村治主体研究》, 《社会》第3期, 第167-191页。
- 8.林雪霏、周治强, 2022: 《村庄公共品的“赋能式供给”及其制度嵌入——以两村用水户协会运行为例》, 《公共管理学报》第1期, 第134-145页、第175页。
- 9.龙贺兴、林素娇、刘金龙, 2017: 《成立社区林业股份合作组织的集体行动何以可能? ——基于福建省沙县X村股份林场的案例》, 《中国农村经济》第8期, 第2-17页。

- 10.陆益龙, 2019: 《乡村民间纠纷的异化及其治理路径》, 《中国社会科学》第10期, 第184-203页、第207-208页。
- 11.戚玉觉、杨东涛、何玉梅, 2018: 《组织中的制度信任: 概念、结构维度与测量》, 《经济管理》第2期, 第192-208页。
- 12.秦国庆、杜宝瑞、贾小虎、马恒运, 2021: 《工程确权能否推动小型农田水利设施的善治——基于河南省调查数据的多期双重差分检验》, 《中国农村经济》第2期, 第59-81页。
- 13.舒全峰、苏毅清、张明慧、王亚华, 2018: 《第一书记、公共领导力与村庄集体行动——基于CIRS“百村调查”数据的实证分析》, 《公共管理学报》第3期, 第51-65页、第165页。
- 14.唐勇, 2019: 《论共有——按份共有、共同共有及其类型序列》, 北京: 北京大学出版社, 第84-114页。
- 15.唐有财, 2020: 《德治体制与集体主义村落的发展——以全国文明村J村为例》, 《社会学评论》第2期, 第74-84页。
- 16.唐斯, 2005: 《民主的经济理论》, 姚洋、邢予青、赖平耀译, 上海: 上海人民出版社, 第237-254页。
- 17.汪敏达、李建标、殷西乐, 2019: 《偏好结构、策略远见和集体行动》, 《南开经济研究》第2期, 第122-146页、第167页。
- 18.王亚华、臧良震, 2020: 《小农户的集体行动逻辑》, 《农业经济问题》第1期, 第59-67页。
- 19.魏伯乐、马塞厄斯·芬格、奥兰·扬, 2006: 《私有化的局限》, 王小卫、周缨译, 上海: 格致出版社, 第535-542页。
- 20.于纪涓, 2011: 《股份制经济学概论》, 上海: 复旦大学出版社, 第63-88页。
- 21.袁方成、陈泽华, 2015: 《“项目进村”中的执行差距与组织自主性研究——基于全国40县面板数据的实证分析》, 《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第6期, 第1-15页。
- 22.曾纪芬、张帆、曹润林, 2016: 《发展壮大村级集体经济的政策研究——基于对广西的调研》, 《财政科学》第9期, 第130-141页。
- 23.张建、诸培新、王敏, 2016: 《基于内生交易费用的农村集体资产股份制改革》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第11-19页。
- 24.张靖会, 2012: 《农民专业合作社效率评价体系: 基于供给机制视角的研究》, 《中央财经大学学报》第2期, 第12-17页。
- 25.张晓山、苑鹏、陆雷、刘长全, 2015: 《关于农村集体产权制度改革的几个理论与政策问题》, 《中国农村经济》第2期, 第4-12页、第37页。
- 26.赵晓峰, 2018: 《信任建构、制度变迁与农民合作组织发展——一个农民合作社规范化发展的策略与实践》, 《中国农村观察》第1期, 第14-27页。
27. Angrist, J. D., and J. S. Pischke, 2008, *Mostly Harmless Econometrics*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 165-185.
28. Adhikari, D. B., and J. C. Lovett, 2006, “Institutions and Collective Action: Does Heterogeneity Matter in Community-based Resource Management?”, *Journal of Development Studies*, 42(3): 426-445.
29. Bowles, S., 2004, *Microeconomics: Behavior, Institutions, and Evolution*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 93-166.
30. Evans, P. B., D. Rueschemeyer, and T. Skocpol, 1985, *Bringing the State Back In*, New York: Cambridge University Press, 39-43.

31. Fujjie, M., Y. Hayami, and M. Kikuchi, 2005, “The Conditions of Collective Action for Local Commons Management: The Case of Irrigation in the Philippines”, *Agricultural Economics*, 33(2): 179-189.

32. Ostrom, E., 1990, *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action*, New York: Cambridge University Press, 29-57.

33. Ostrom, E., and X. Basurto, 2011, “Crafting Analytical Tools to Study Institutional Change”, *Journal of Institutional Economics*, 7(3): 317-343.

34. Sinn, H. W., 1984, “Common Property Resources, Storage Facilities and Ownership Structures: A Cournot Model of the Oil Market”, *Economica*, 51(203): 235-252.

35. Wooldridge, J., 2021, “Two-Way Fixed Effects, the Two-Way Mundlak Regression, and Difference-in-Differences Estimators”, SSRN Working Paper No.3906345, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3906345>.

(作者单位：¹中国人民大学农业与农村发展学院；

²北京大学现代农学院；

³西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑：马太超)

“Scattering Wealth to Gather Popularity” or “Scattering Both Wealth and Popularity”? An Analysis of the Impact of Shareholding Cooperative Reform on Rural Collective Action Based on an Empirical Study of 381 Rural Collective Operating Assets in Henan Province

QIN Guoqing MA Jiujiie SHI Yuxing ZHU Yuchun

Abstract: The shareholding cooperative reform provides a good vision for the reconstruction of collective action in villages in China, but its practical effects still need to be tested. Using the tracking survey data collected from 381 rural collective operating assets in Henan Province, this article uses the method of staggered difference-in-differences to examine the impact of shareholding cooperative reform on rural collective action and comes to the following conclusions. Firstly, shareholding cooperative reform can significantly promote the level of rural collective action. Secondly, shareholding cooperative reform promotes the level of rural collective action by improving the institutional supply capacity of collective organizations, enhancing the mutual trust of collective members and strengthening their supervision awareness. Thirdly, the impact of shareholding cooperative reform on collective action in villages is heterogeneous, depending on the number of members, the type of assets, the location of villages and whether a “first secretary” exists in villages. Fourthly, the implementation deviations of “strict requirements, lenient implementation” and “favoring self-selection over regulations” have significantly inhibited the collective action facilitation effect of the reform.

Key Words: Shareholding Cooperative Reform; Policy Implementation Deviation; Collective Action; Rural Collective Operating Asset; Staggered Difference-in-differences