

# 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

秦国庆<sup>1</sup> 杜宝瑞<sup>2</sup> 贾小虎<sup>3</sup> 马恒运<sup>3</sup>

**摘要：**产权制度改革是破解小型农田水利设施“组织难、投入难、管理难”的可行理论方案，但其实践效果仍有待检验。本文使用河南省 219 宗小型农田水利设施的 4 期非平衡面板数据，基于多期双重差分法分析了工程确权对小型农田水利设施治理绩效的影响。研究表明：工程确权对小型农田水利设施治理绩效具有显著而稳健的促进作用，即使排除了“试点效应”的干扰，这一实证结果依旧显著成立；工程确权对小型农田水利设施治理绩效的促进作用依设施类型、产权配置形式、管护责任归属、制裁机制、激励传导机制的差异而存在异质性；“工程确权-要素投入水平-治理绩效”的作用路径未通过显著性检验，但“工程确权-要素配置效率-治理绩效”的作用路径通过了显著性检验。

**关键词：**小型农田水利设施 工程确权 治理绩效 多期双重差分

**中图分类号：**F323 **文献标识码：**A

### 一、问题的提出

中国是世界上遭受农业灾害冲击最严重的国家之一。2015—2019 年，平均每年约有 13% 的农作物播种面积受到各类灾害的影响<sup>①</sup>。其中，干旱和洪涝是冲击程度最大的两类灾害，两者不仅降低了农户收入，还威胁着农村秩序稳定与国家粮食安全。作为农村地区最重要的生产性公共池塘资源之一，小型农田水利设施（下文简称“小农水”）具有抗旱排涝的基础功能，在抵御旱涝灾害方面发挥着极其重要的作用，是提升村庄社区韧性与灾害应急能力的重要物质基础，是实现乡村振兴的重要物质保障（柴盈、曾云敏，2020）。然而，公共池塘资源“弱排他性”和“竞用性”的特征使其容易面临“公地悲剧”困境。在某种程度上，中国的小农水治理现状印证了以上论断。“两工制”<sup>②</sup>取消后，田间地

\* 本文系 2020—2021 年度“清华农村研究博士论文奖学金”项目（项目编号：202012）与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”（项目编号：72003056）的阶段性成果。本文通讯作者：贾小虎。

<sup>①</sup> 国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（2016—2020 年，历年），北京：中国统计出版社。

<sup>②</sup> “两工制”是一种要求村民无偿为村庄公益事业提供劳务的用工制度，具体分为“义务工”和“劳动积累工”。

头的末级渠井工程处于治理真空地带，长期面临运行低效问题，骨干农田水利工程向斗渠农渠输水的“最后一公里”问题普遍存在（王亚华等，2016）。与此同时，农户在基层自治过程中缺乏主体意识，对农田灌溉等公共事务往往采取观望态度。这导致下沉的国家资源无法得到有效承接，乡村社会形成了“项目持续输入，治理持续低效”的内卷化格局（陈锋，2015）。

为推动小农水良性运行，国家先后推行了用水户协会改革和农田水利设施产权制度改革。然而，用水户协会改革在实际运行中出现了“水土不服”现象，改革效果低于预期（王亚华，2013）。学界对这一结果进行了深刻反思，认为多数用水户协会并不具备与其组织架构相契合的经济基础，其从建立开始便缺乏激励机制，既不能培育自主治理力量，也无法有效增进农户福祉（王金霞等，2005；贾俊雪、秦聪，2019）。那么，能够孕育善治的改革措施究竟该遵循怎样的底层逻辑？农田水利设施产权制度改革正是对此问题的探索性回应。从公共事物治理的八项原则来看，“清晰的边界”是首要原则。界定公共池塘资源的边界和用户范围是集体行动产生的初始条件，模糊的边界使个体无法确定“治理什么”和“为谁治理”两个最基本的问题。当资源随时可被身份不明的“外来者”占用时，就不会有用户为资源的存续治理付诸长期努力，故所有人都会看低资源在未来时期的贴现价值，选择在当下进行耗竭式的提取。在此意义上，明晰的工程产权是小农水实现善治的基本条件，多数用水户协会失败的根源在于其治理成果可随时被村内非协会成员提取。从契约理论来看，小农水的所有权往往默认属于集体经济组织或地方水管单位，但剩余控制权缺乏明确配置，各种或然状态下的权责归属也因此模糊不清。税费改革前，“三提五统”实际上将小农水的剩余控制权赋予了村集体或乡镇政府，故农村集体经济组织和地方水管单位具有履行治理责任的激励性动机。税费改革后，小农水的剩余控制权逐渐下沉至分散的村民小组成员，但并没有法律表述对其所有权做出明确规定。在公有制思想的指导下，集体经济组织和地方水管单位仍被默认为多数设施的所有者，村民小组成员则在设施的占有、处分、使用方面获得默示授权。然而，在劳动力外流、成员分化等因素的冲击下，村民小组的缔约能力日渐式微，无力对下沉的剩余控制权进行内部再分配，这使得小组成员间无法形成跨期互惠承诺，导致了集体无作为的局面。在此意义上，明晰的产权制度安排是重要性不亚于实体工程设施的制度资源，用水户协会能否超越村民小组成为更优的治理组织，关键在于其制定和执行契约的能力是否更强。

尽管产权明晰的重要性已被诸多理论反复强调，但批评的声音也从未间断。再精确的抽象模型也无法刻画现实世界的全貌，没有哪种特定的产权制度安排能够成为驱动公共事务善治的“万灵药”（Ostrom，2007）。首先，一项由外部权威设计的产权制度能否被当事人理解是无法回避的基本问题（Kassa，2018）。其次，权责清晰是产权发挥激励作用的必要条件而非充分条件，如果侵占违约行为缺乏制裁，那么实质性的产权激励将无法形成。再次，小农水的盈利能力十分有限，产权改革的激励效应可能并不具备充足的吸引力（宋洪远、吴仲斌，2009）。最后，对于公益性较强的一类小农水而言，法定所有权的最小承接单元只能是组织而非个人，这是公有制经济不可动摇的基本原则。然而，现实中最基本的治理单元是农户而非组织，这要求产权激励必须经组织传导至个人。因此，缺乏激励传导机制的产权安排将无法释放权能，也无力推动合作秩序的自发拓展。综上所述，产权制度改革是破解小农水治理困境的可行理论方案，但其实施需解决诸多现实问题。20世纪90年代以来，中国多

省份围绕《水利产业政策》进行了小农水产权改革探索，在一定程度上促进了部分工程的良性运行，积累了一定的宝贵经验，但权责边界不清晰的问题并没有得到普遍解决。2014年，水利部、财政部、国家发展和改革委员会联合印发的《关于开展农田水利设施产权制度改革和创新运行管护机制试点工作的通知》再度将明晰产权的任务列入日程，并将鼓励创新作为首要原则，相关确权工作以“以点带面”的方式在全国范围内陆续推进。那么，以工程确权为代表的产权制度改革是否推动了小农水的善治？本文试图基于河南省219宗小农水的治理历程调查数据回答以上问题。

## 二、文献回顾与研究假说

### （一）小农水的概念演化

小农水指以农业增产为目的的小型水利工程设施，包括小型蓄水工程、渠首工程、小型输水配水工程和田间灌溉工程。它通过灌排设施的协同运作对农田墒情进行干预，为农作物创造良好的生长条件，增强作物种植者抵御水旱灾害的能力，平抑农业产出的波动性，为国民经济的稳定运行创造基础条件。小农水是一类小规模公共池塘资源（common pool resources），因同时面临设施供给和制度供给的双重困境，而被认为是公共池塘资源的“标本”（Ostrom, 1990），其地位类似于生物学研究中的“果蝇”（柴盈、曾云敏，2020）。在以往的认知视角下，小农水属于封闭性公共池塘资源，其一般在互动频率较高的熟人社会中进行分配，且资源本身的重要作用能够唤起使用者强烈的情感共鸣（袁方成、靳永广，2020）。换言之，乡村社会在小农水治理方面达成了心理契约，并就其权责边界形成了隐性共识。然而，当前农村正由熟人社会向半熟人社会转变，农户生计策略愈发多元，小农水在维持生计方面的作用难以再引发情感共鸣（贺雪峰，2000；秦国庆等，2019）。在某种程度上，小农水正在由封闭性向开放性公共池塘资源演化，这种演化使产权模糊的弊端日益显现。在封闭情形下，用户占有、使用资源的合法性来源于“劳动原则”和“公有制原则”。前者认为用户的劳动构成了资源系统的一部分，用户有权支配自己的劳动成果；后者强调资源系统理应为用户群体提供共同发展的机会，用户有权使用资源发展自我。两类原则在一定程度上构成了一种模糊性产权，且这种模糊性产权的清晰运作高度依赖于集体重复博弈所形成的关系契约。在开放情形下，集体原本在同质化农业生产基础上形成的互动博弈场域逐渐瓦解，成员利益异化使集体关系产生张力，并带来诸多不确定性，产权明晰的重要性日益凸显。

### （二）小农水善治的内涵

善治（good governance）是使社会利益最大化的治理过程，它旨在凝聚多元主体的力量，推动个体与组织的合作，最终实现公共事务的长效治理（俞可平，2001）。从理念落脚点来看，善治强调“长效”治理，即有效性和可持续性两大目标。其中，有效性目标意在整合多元主体的优势资源，以较低的成本实现高效的治理；可持续性目标意在推动多元主体形成良性互动格局，实现治理成果的自我巩固。那么，何种治理绩效才能表征小农水的善治？学界对此问题的认识经历了一个不断修正和完善的过程。最早的农田水利工程治理绩效研究强调设施功能，多关注灌溉利用率、水资源配置均匀度、设施应用效率等工程技术指标。随后的研究开始关注作物产出，即灌溉系统是否为农作物生长创造了足

够适宜的条件，集中表现为输水、排水的及时性与可靠性（Burt et al., 1997）。受现代治理观点影响，越来越多的研究将“人本”型指标纳入灌溉系统治理绩效的测度考量之中，比如水资源分配、设施占用的公平性（Bos et al., 2005）。更确切地说，学界愈发认识到，提高灌溉系统治理绩效不仅是工程技术问题，更是公共管理问题。不仅要考虑设施本身的功能与作物生长的需求，更需要考虑使用者的整体福利以及系统可持续运营所依赖的制度规则。在此层面上，小农水的定义已超越实体设施的范畴，运行制度等非实体要素也被囊括其中。正如 Ostrom（1990）指出的那样，设施供给的缺失是一阶困境，制度供给的缺失是二阶困境。在一定程度上，制度供给是更为棘手的难题，是制约公共池塘资源长效治理的根本症结。针对已有研究的不足，王亚华（2013）从小农水的产品属性出发，引入了更符合善治目标的绩效评价方案。这一方案延承了 Lam（1998）的思路，从“供给”和“占用”两大维度评价小农水的治理绩效，其核心理念在于：治理手段对资源系统固有缺陷的克服程度就是治理绩效的体现。基于此理解，供给绩效实际上衡量了治理手段对小农水弱排他性缺陷的克服程度，占用绩效则衡量了治理手段对小农水竞争性缺陷的克服程度。前者反映了小农水的供给有效性，后者反映了小农水的运行存续性，两者分别对应善治的有效性和可持续性目标。与已有研究相比，王亚华（2013）的测度方案不仅具备更成熟的理论框架，还与中国小农水治理面临的“合作供给缺失”、“占用提取无序”等问题深度契合，目前已在国内得到广泛应用（柴盈、曾云敏，2020）。

### （三）工程确权对小农水治理绩效的影响

相当多的理论研究认为“公地悲剧”是公共池塘资源难以规避的结果。从现实来看，地下水、公共渔场、小农水等公共池塘资源或多或少面临着过度使用的危机。学界对此类危机进行了大量理论演绎，提出了“国家”和“市场”两类解决方案。但实际上，两类思路的实践都未能达到预期效果（张克中，2009）。Ostrom（1990）通过大量案例研究发现，小农水等小规模公共池塘资源通过“自组织”实现了长效治理，并由此提出了公共事务长期存续治理的八项原则，打破了“国家”和“市场”的二分法，证明了自主治理（self-governance）的有效性。虽然“国家”、“市场”和“自组织”方案最大的分野在于产权配置思路的不同，但三者实际上均承认了产权明晰的重要性，均认为明确的所有制关系是资源可持续产出的前提。因此，在产权激励的原理层面，三类方案遵循相同的底层逻辑，厘清此逻辑是分析三类方案产权激励异质性的基础。理论上，小农水治理绩效的变化可认为是一种要素投入水平和要素配置效率的变动过程。其中，供给绩效强调这一过程的演进方向，主要表征要素存量聚散及配置效率升降所带来的直接后果，旨在衡量善治理念中有效性目标的实现程度；占用绩效强调这一过程的持续性，主要表征要素存量及配置效率变化的惯性，旨在衡量善治理念中可持续性目标的实现程度。因此，工程确权通过影响当事主体行为进而影响小农水治理绩效的“激励-反应-绩效”逻辑可以从“要素投入水平”和“要素配置效率”两个视角梳理。

依据社会生态系统框架（social-ecological system, SES）的构件特征，小农水治理所需的要素可分为制度、物质和人力（Ostrom, 2009）。对于制度要素而言，小农水治理系统包含 7 类具体的运行规则，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，7 类规则相互啮合而非独立运行，其分别从使用边界、监督制裁、用水分配、信息披露、提取限度、冲突解决、

费用摊派等方面规定了用户的行为 (Ostrom and Basurto, 2011)。其中,清晰的边界规则被认为是其他规则制定和运行的基础,它减小了其他 6 类规则在制定与实施过程中所面临的资源界定成本和用户识别成本,既为其他规则的供给创造了先决条件,也提高了已有规则的实施效率,促进了制度生态的完善与高效运转,推动了资源系统的长效运行 (Crawford and Ostrom, 1995)。以上分析表明,工程确权通过提升当事主体的制度供给水平与实施效率,提升了小农水的治理绩效。

对于物质要素而言,小农水的实体工程是资金和设施有序叠加的结果。明晰的产权能够将外部经济内在化,它为“搭便车”行为的识别与排除提供了依据和凭证,抑制了投资回报和设施功能的外溢,减少了当事主体的无效成本,稳定了当事主体的利润预期,形成了一种可信的跨期承诺,进而激励了当事主体的资金设施投入行为 (Ostrom, 1990)。此外,明晰的产权减少了物质要素流动的不确定性,提升了工程资产的可流转性,降低了当事主体参与治理的交易成本,为物质要素的优化配置提供了保障,减小了资金设施闲置的可能性 (德姆塞茨, 1994)。以上分析表明,工程确权通过提升当事主体的资金设施投入水平与利用效率,提升了小农水的治理绩效。

对于人力要素而言,小农水治理的计划、组织、监督、协调、建设等环节均需要配置一定的劳动力资源,其既包括单纯意义上的体力支出,也包含决策力、执行力、注意力、知识才能、企业家精神等的付出 (Tang, 1992)。劳动是人格的产物,每个人都有支配和发展自身人格的天然动机,明晰的产权实际是对当事主体人格的尊重和劳动的肯定,它保护了当事主体发展自我的动机,提高了当事主体付出劳动的努力程度 (洛克, 1996),即有恒产者有恒心。此外,合作治理是一个当事主体互相委托代理的过程,明晰的产权降低了“委托-代理”过程中潜在的权责模糊性 (刘铁军, 2007),减少了由此引起的决策负担,提高了不同主体间人力资源的配合效率,以及同一主体各类人力资源的衔接效率。以上分析表明,工程确权通过提升当事主体的人力资源配置效率,提升了小农水的治理绩效。基于以上分析,本文提出以下研究假说:

假说 1: 工程确权通过提升当事主体的要素投入水平,进而提升小农水治理绩效。

假说 2: 工程确权通过提高当事主体的要素配置效率,进而提升小农水治理绩效。

### 三、数据说明与典型事实分析

#### (一) 数据说明

本文研究数据来源于课题组 2017 年 6 月和 2019 年 10 月在河南省滑县、中牟县、内乡县、固始县开展的追踪调查,两次调查不仅对当年的相关信息进行记录,还分别追溯记录了 2016 年和 2018 年的对应信息。选取河南省作为调查省份主要有三方面原因。第一,河南省既是产粮大省,也是小农水建设大省,还是小农水老化毁损的重灾区。2018 年河南省在小型水利建设方面的投资总额高达 273.7226 亿元,位居全国第六。与此同时,2018 年河南省因工程老化折损而减少的灌溉面积高达 14080 公顷,位居全国第一<sup>①</sup>。第二,河南省既包含豫中、豫北小麦种植区,也包含豫南水稻种植区,既有丘陵山

<sup>①</sup> 中华人民共和国水利部 (编):《中国水利统计年鉴》(2019 年),北京:中国水利水电出版社。

地，也有平原地区，多元的作物种植体系与多样化的地形条件使其小农水类型十分丰富。第三，课题组长期在河南省进行小农水专项调查，具备良好的前期调查基础，便于追踪调查的开展。调查抽样的基本思路如下：首先，在综合考虑农业经济结构和发展水平的基础上，从豫中、豫北小麦种植区和豫南水稻种植区共选取4个农业大县；其次，从各地灌区沿线选取2~3个小农水分布密集的乡镇，从每个乡镇选取20~30个小农水工程点；最后，在每宗小农水所在行政村选取一名村干部进行面对面的问卷访谈。问卷内容除了包含小农水的确权年份、基本类型、产权配置、管护责任划分、制裁机制、激励传导机制、治理绩效等信息，还包含工程所在村庄的耕地面积、自然村个数、户数、外出务工人员比例、经济发展水平、和睦程度等基本信息。调查共涵盖261宗小农水，在排除异常值和缺失值之后，最终形成了219宗小农水的4期非平衡面板数据，样本有效率为83.91%。

表1 小农水调查样本的基本特征

分类依据	类别	比例	分类依据	类别	比例
工程类型	水库塘坝	9.58%	功能定位	抗旱灌溉为主	93.61%
	机井与提灌站	49.32%		防洪除涝为主	3.65%
	水渠	41.10%		综合型	2.74%
主体工程 修建时间	家庭联产承包责任制实施之前	52.97%	有效灌溉 面积覆盖 范围	0.1万亩以下	13.70%
	家庭联产承包责任制实施之后至	18.72%		0.1~0.5万亩	77.17%
	农村税费改革前			0.5~1万亩	6.39%
	农村税费改革后	28.31%		1万亩以上	2.74%

表1显示了219宗小农水调查样本的基本特征。从工程类型来看，水库塘坝、机井及提灌站、水渠三大类工程所占比例分别为9.58%、49.32%和41.10%；从修建时间来看，52.97%的小农水主体工程修建于家庭联产承包责任制实施之前，18.72%的主体工程修建于家庭联产承包责任制实施之后至农村税费改革前，28.31%的主体工程修建于农村税费改革后；在功能定位方面，93.61%的工程以抗旱灌溉为主，3.65%的工程以防洪除涝为主，2.74%的工程发挥了抗旱除涝的综合功能；就灌溉面积而言，有效灌溉面积在0.1万亩以下的工程占比13.70%，有效灌溉面积在0.1~0.5万亩的工程占比77.17%，有效灌溉面积在0.5~1万亩的工程占比6.39%，有效灌溉面积在1万亩以上的工程占比2.74%。

## （二）典型事实分析

依据调查数据，本文进一步归纳出小农水工程确权的一些典型事实。

1. 确权工程数量与类型。2016至2019年，被追踪调查的219宗小农水中共有71宗进行了工程确权，有148宗未进行工程确权。确权工作形式多样，既有以专项改革形式开展的，也有被并入农业水价综合改革、集体产权制度改革协同开展的。从时间上看，确权工程数量在2016至2018年呈现明显的上升趋势，2019年稍有回落。此外，在处理组中，水库塘坝、机井及提灌站、水渠三大类工程所占比例分别为7.04%、46.48%、46.48%。

2. 产权配置形式与管护责任归属。在完成确权的工程中，76.06%的工程被界定为集体所有，且所有权和经营权未分离；9.86%的工程被界定为地方水管单位所有，村集体负责经营；5.63%的工程被界

定为集体所有，且两权分离，私人可承包经营；此外，还有 5.63%的工程被界定为混合所有，集体和私人混合经营，比如机井被界定为私人所有，但机井房、提灌设备、计量控制设备为集体或联户所有，只有私人 and 集体配合经营，设施才能发挥功能；也有 2.82%的工程被界定为集体所有，但工程系统的一部分可由私人承包经营，比如水库的水面经营权可承包给私人从事农家乐、承包给企业开发旅游业等。此外，85.92%的工程由农村集体经济组织作为管护责任主体，7.04%的工程由私人经营者作为管护主体，5.63%的工程由地方政府委托专人管护，1.41%的工程由集体和私人合作管护。

3. 制裁机制与激励传导机制。在完成确权的工程中，67.61%的工程依靠村庄内部的非正式规范对侵权占用行为进行制裁，主要形式为道德谴责、文明公约等；32.39%的工程依靠地方政府或村集体制定的正式规章制度对侵权占用行为进行制裁。此外，78.87%的工程依靠村庄内部的非正式规范将集体产权激励传导至个体农户，主要形式为集体分配惯例；21.13%的工程通过股权量化实现产权激励传导。

表 2 小农水工程确权的典型特征

分类依据	类别	比例
确权年份分布	2016 年	7.04%
	2017 年	23.94%
	2018 年	36.62%
	2019 年	32.39%
确权工程类型分布	水库塘坝	7.04%
	机井与提灌站	46.48%
	水渠	46.48%
产权配置形式分布	集体所有并经营	76.06%
	水管单位所有+集体经营	9.86%
	集体所有+私人经营	5.63%
	集体所有+部分私人经营	2.82%
	混合所有经营	5.63%
管护责任归属分布	政府委托专人管护	5.63%
	私人经营者管护	7.04%
	村集体管护	85.92%
	村集体和私人经营者合作管护	1.41%
制裁机制类型分布	非正式规范	67.61%
	正式规章制度	32.39%
激励传导机制类型分布	非正式规范	78.87%
	股权量化	21.13%

4. 确权前后的治理绩效变动特征。图 1 显示了确权工程与未确权工程的治理绩效差异，以及确权工程在确权前后的治理绩效变化（指标描述及测度见下文），可以发现以下特征：在确权前，确权工程与未确权工程的供给绩效和占用绩效差异并不明显。在确权后，确权工程的 6 项具体指标得分均有所提升。其中，设施完好程度、新增设施规模、用水纠纷事件、私自偷水事件 4 项得分的提升最为明显。

整体而言，确权工程的供给绩效和占用绩效在确权后明显改善。

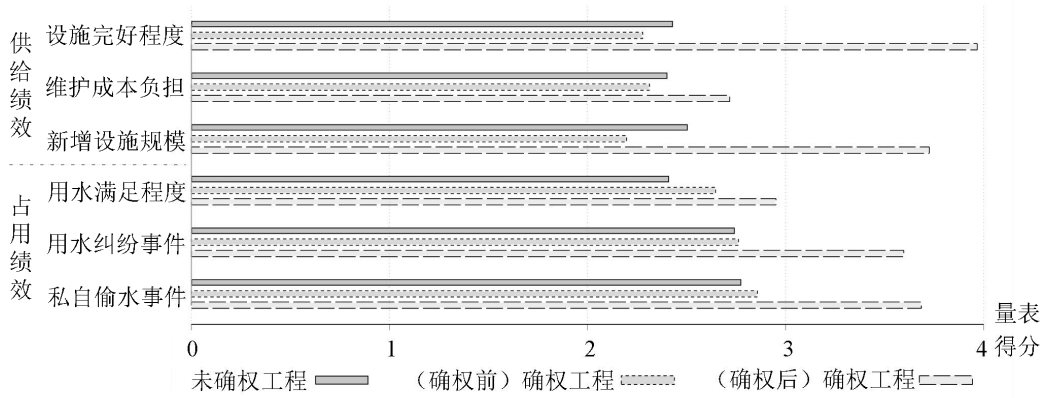


图1 处理组与对照组的治理绩效差异

#### 四、变量说明与模型设定

##### (一) 变量说明

1.因变量：治理绩效。本文根据公共池塘资源“弱排他性”和“竞用性”的特征，结合善治的有效性和可持续性目标对小农水治理绩效进行维度界定。小农水的“弱排他性”特征容易催生“搭便车”行为，并带来成本外溢，降低当事主体进行供给的收益预期，进而导致低效供给，故本文选取设施完好程度 ( $integrity_{it}$ )、维护成本负担 ( $burden_{it}$ )、新增设施规模 ( $newfaci_{it}$ ) 3个指标衡量小农水的供给绩效。三者分别从质量、成本和数量层面表征了小农水的供给特征，反映了治理主体对小农水供给困境的克服程度，以及善治有效性目标的实现程度。小农水的“竞用性”特征容易催生“公地悲剧”现象，造成耗竭式的“占用竞赛”，降低设施资源在未来时期的贴现价值，进而导致当下时期的过度占用，故本文选取用水满足程度 ( $satisfy_{it}$ )、用水纠纷事件 ( $dispute_{it}$ )、私自偷水事件 ( $steal_{it}$ ) 衡量小农水的占用绩效。三者分别从可使用量、使用矛盾和非法侵占层面表征了小农水的占用特征，反映了治理主体对小农水占用困境的克服程度，以及善治可持续性目标的实现程度。为便于实证分析，本文通过因子分析法对以上6个具体指标进行降维，采用方差最大正交旋转法提取“供给因子”和“占用因子”<sup>①</sup>，并使用两个因子的 Bartlett 标准化得分来度量整体层面的供给绩效 ( $supply_{it}$ ) 和占用绩效 ( $occupy_{it}$ )<sup>②</sup>。最后，按照方差贡献率对供给绩效和占用绩效进行加权平均，以计算总体治理绩效 ( $performance_{it}$ )。

2.核心自变量：工程确权。本文将符合以下任一条件的小农水归为处理组 ( $treat_i$ )：第一，在调查年间，小农水具有政府部门颁发的工程产权证书，包括所有权证书（比如所有权登记证、不动产权

<sup>①</sup> 将前3个指标载荷度较高的因子命名为“供给因子”，将后3个指标载荷度较高的因子命名为“占用因子”。

<sup>②</sup> 两个因子的累计方差贡献率为96.36%。其中，“供给因子”的方差贡献率为41.44%，“占用因子”的方差贡献率为54.92%，6个指标的KMO均值为0.7738。



证书等)、经营权证书或具有类似性质的工程移交协议书、使用协议书;第二,在调查年间,小农水虽然没有对应的工程产权证书,但其产权归属已由政府部门进行登记造册和备案。除此之外,本文还设置了小农水进入处理组的时间虚拟变量  $post_{it}$ , 其取值为 1 意味着第  $i$  宗小农水在第  $t$  年处于已确权状态,  $treat_i \times post_{it}$  即为本文的核心自变量。

3.控制变量。借鉴已有研究(王亚华、汪训佑,2014;何凌霄等,2017;苏毅清等,2020),本文控制了小农水所在村庄耕地面积 ( $landarea_i$ )、地形 ( $landform_i$ )、自然村个数 ( $villagenum_i$ )、是否为试点 ( $pilot_i$ ) 4 个非时变性控制变量 ( $X_i$ )。借鉴已有研究(高瑞等,2016;舒全峰等,2018;张志原等,2019),本文还控制了小农水所在村庄农户户数 ( $popu_{it}$ )、受灾情况 ( $disa_{it}$ )、经济发展水平 ( $eco_{it}$ )、年度灌溉次数 ( $irritime_{it}$ )、外出务工人员占比 ( $worker_{it}$ )、和睦程度 ( $harmony_{it}$ )、是否有专业协会 ( $asso_{it}$ )、是否被派驻“第一书记” ( $firsecre_{it}$ ) 8 个时变性控制变量 ( $X_{it}$ )。

4.用于异质性分析的变量。已有研究表明,小农水的管护效果可能依设施类型、产权配置、管护责任归属、制裁机制、激励传导机制的不同而存在差异(宋洪远、吴仲斌,2009;刘辉、周长艳,2018),因此本文进一步引入设施类型 ( $facitype_i$ )、产权配置形式 ( $righttype_{it}$ )、管护责任归属 ( $mantype_{it}$ )、制裁机制 ( $santype_{it}$ )、激励传导机制 ( $incentye_{it}$ ) 5 个变量用于异质性分析。其中,  $facitype_i$  将同时作为控制变量加入基准模型,其余 4 个变量刻画了工程确权的异质性特征,在本质上均为核心自变量  $treat_i \times post_{it}$  的线性组合,作为控制变量加入基准模型将导致完全共线性问题。

5.用于机制检验的变量。为了检验假说 1,分别选取工程管护制度 ( $institution_{it}$ )、工程年度投资总额 ( $investment_{it}$ )、工程投劳参与比例 ( $labor_{it}$ ) 3 个变量衡量小农水对应的制度要素、物质要素与人力要素投入水平,三者将同时作为控制变量加入基准模型。为了检验假说 2,必须先计算出制度、物质与人力要素的配置效率,现有研究常用边际产出价值或要素配置扭曲指数来反映要素配置效率。但在现实中,当事主体对小农水的要素投入选择并非是一个孤立理性决策过程,而同时涉及到小农水与其他项目的权衡。这意味着只有获知不同项目间的产出替代弹性,才能从一般均衡视角计算边际产出价值或要素配置扭曲指数。然而,现阶段尚未有研究结合中国情境对小农水与其他项目间的产出替代弹性进行定量测度。为此,本文参照张宁等(2012)的测度方法,使用技术效率反映 3 类要素的总体配置效率,构建随机前沿生产模型如下所示<sup>①</sup>:

<sup>①</sup> 对随机前沿生产模型进行设定检验,检验结果在 1% 的统计水平上拒绝了  $\beta_{11} = \beta_{22} = \beta_{33} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$  的原假设,这意味着(1)式是比 C-D 生产函数更优的模型设定;对随机前沿生产模型进行希克斯中性检验,检验结果在 5% 的统计水平上拒绝了  $\beta_{14} = \beta_{24} = \beta_{34} = 0$  的原假设,这意味着 3 类要素配置效率随时间  $t$  的变化幅度并不相同。

$$\begin{aligned}
 \ln(\text{performance}_{it} + c) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{institution}_{it} + 1) + \alpha_2 \ln \text{investment}_{it} + \alpha_3 \ln \text{labor}_{it} \\
 & + \alpha_4 t + 0.5\beta_{11} \ln(\text{institution}_{it} + 1)^2 + 0.5\beta_{22} \ln \text{investment}_{it}^2 \\
 & + 0.5\beta_{33} \ln \text{labor}_{it}^2 + 0.5\beta_{44} t^2 \\
 & + \beta_{12} \ln(\text{institution}_{it} + 1) \ln \text{investment}_{it} \\
 & + \beta_{13} \ln(\text{institution}_{it} + 1) \ln \text{labor}_{it} + \beta_{23} \ln \text{investment}_{it} \ln \text{labor}_{it} \\
 & + \beta_{14} \ln(\text{institution}_{it} + 1)t + \beta_{24} \ln \text{investment}_{it}t \\
 & + \beta_{34} \ln \text{labor}_{it}t + v_i + (v_{it} - \mu_{it})
 \end{aligned} \tag{1}$$

(1) 式中，由于总体治理绩效  $\text{performance}_{it}$  存在小于 0 的取值，无法取自然对数，故使用常数值  $c$  对其进行修正<sup>①</sup>；同理，由于  $\text{institution}_{it}$  的最小值为 0，故加上常数值 1 对其进行修正； $v_i$  为设施固定效应，以 LSDV 方式加入，当观测值属于第  $i$  宗小农水时，其取值为 1； $v_{it} - \mu_{it}$  为混合误差项，其中， $v_{it}$  为统计误差项，服从正态分布， $\mu_{it}$  为技术无效率造成的绩效损失，服从非负截断正态分布。制度要素、物质要素与人力要素的总体配置效率 ( $te_{it}$ ) 测算公式如下：

$$te_{it} = \frac{E(\text{performance}_{it} + c \mid \mu_{it}, \text{institution}_{it}, \text{investment}_{it}, \text{labor}_{it}, t, v_i)}{E(\text{performance}_{it} + c \mid \mu_{it} = 0, \text{institution}_{it}, \text{investment}_{it}, \text{labor}_{it}, t, v_i)} = \exp(-\mu_{it}) \tag{2}$$

(2) 式中， $te_{it}$  表示实际治理绩效与前沿绩效的比例，取值介于 0 到 1 之间。由 (2) 式可知， $te_{it}$  是  $\mu_{it}$  的非线性变换，而  $\mu_{it}$  在本质上是  $\text{performance}_{it}$  的一部分，所以  $te_{it}$  虽然间接地衡量了总体要素配置效率，但其本身在某种程度上是  $\text{performance}_{it}$  的直接构成部分，而非影响因素，且  $te_{it}$  有较大可能性为内生变量，故  $te_{it}$  并不适合作为控制变量加入基准模型。

以上所有变量的具体说明及描述性统计见表 3。

表 3 变量说明与描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差
原始绩效指标			
<i>integrity</i>	小农水的设施完好程度：毁损极为严重=1；毁损较为严重=2；正常折旧破损=3；设施比较完好=4；设施几近完好=5	2.6967	1.1998
<i>burden</i>	小农水的维护成本负担：维护负担很重=1；维护负担较重=2；维护收支平衡=3；维护负担较轻=4；维护负担很轻=5	2.4439	1.1420
<i>newfaci</i>	小农水新增设施规模：没有任何新建或翻新=1；新建或翻新数量小于毁损废弃量=2；新建或翻新数量与毁损废弃量相当=3；新建或翻新数量略多于毁损废弃量=4；新建或翻新数量远多于毁损废弃量=5	2.6730	1.2848
<i>satisfy</i>	小农水的输水和排涝能力：从未满足生产需求=1；经常无法满足生产需求=2；偶尔无法满足生产需求=3；日常使用基本满足生产需求=4；旺季使用基本满足生产需求=5	2.5719	1.0636
<i>burden</i>	用水纠纷事件的发生频率：非常频繁=1；经常发生=2；偶尔发生=3；极	2.9147	1.2282

<sup>①</sup>  $c = 1 - \min(\text{performance}_{it})$ 。

工程确权能否推动小型农田水利设施的善治

	少发生=4; 从未发生=5		
<i>steal</i>	私自扒渠引水、放泵抽水事件的发生频率: 非常频繁=1; 经常发生=2; 偶尔发生=3; 极少发生=4; 从未发生=5	2.9731	1.1723
因变量			
<i>supply</i>	“供给因子”的 Bartlett 标准化得分	0.0000	1.1116
<i>occupy</i>	“占用因子”的 Bartlett 标准化得分	0.0000	1.1092
<i>performance</i>	“供给因子”和“占用因子”按方差贡献率进行加权平均的取值	0.0000	0.7598
控制变量			
<i>landarea</i>	小农水所在村庄的耕地面积(千亩)	3.6188	3.1152
<i>landform</i>	小农水所在村庄的地形: 低山丘陵=1; 平原=0	0.0379	0.1911
<i>villagenum</i>	小农水所在村庄的自然村个数(个)	4.4755	4.3563
<i>pilot</i>	小农水所在村镇是否为地方政府认定的工程确权试点地区: 是=1; 否=0	0.1991	0.3996
<i>popu</i>	小农水所在村庄农户数(千户)	0.8234	0.4579
<i>disa</i>	小农水所在村庄近一年发生旱涝灾害的次数(次)	1.6919	0.5722
<i>eco</i>	小农水所在村庄相较周边地区的经济发展水平: 差很多=1; 相对较差=2; 一般水平=3; 相对较好=4; 好很多=5	3.3649	1.2608
<i>iritime</i>	小农水近一年进行大规模排灌的次数(次)	1.6066	1.0607
<i>worker</i>	小农水所在村庄外出务工人员比例(%)	37.3697	19.6811
<i>harmony</i>	小农水所在村庄农户间的和睦程度: 非常紧张=1; 比较紧张=2; 一般水平=3; 比较和谐=4; 非常和谐=5	3.1374	1.3716
<i>asso</i>	小农水所在村庄是否有专业协会或合作社组织: 是=1; 否=0	0.0506	0.2193
<i>firsecre</i>	小农水所在村庄是否被派驻“第一书记”: 是=1; 否=0	0.3981	0.4899
异质性分析变量			
<i>facitype</i>	小农水类型: 水库塘坝=I; 机井与提灌站=II; 水渠=III	—	—
<i>righttype</i>	小农水产权配置形式: 集体所有并经营=I; 地方水管单位所有+集体经营=II; 集体所有+私人经营=III; 集体所有+部分私人经营=IV; 部分集体所有+部分私人所有+混合经营=V	—	—
<i>mantype</i>	小农水确权后的管护责任主体: 政府委托专人管护=I; 私人经营者管护=II; 农村集体经济组织或村委会管护=III; 集体和私人合作管护=IV	—	—
<i>santype</i>	小农水确权后的制裁机制: 主要依据道德谴责、文明公约等非正式规范=I; 主要依据地方政府或村集体制定的正式规章制度=II	—	—
<i>incentype</i>	小农水确权后的激励传导机制: 集体分配习惯等非正式规范=I; 股权量化=II	—	—
机制检验变量			
<i>institution</i>	小农水所在村庄近一年确立边界、位置、选择、信息、范围、聚合、偿付等相关治水规定的项数(项)	0.4313	0.7305
<i>investment</i>	近一年小农水的建管筹资总额(万元)	1.1597	0.4752
<i>labor</i>	村庄近一年参与小农水建管投劳的农户比例: 一成左右=1; 两成左右=2; 三成左右=3; 四成左右=4; 五成左右=5; 六成左右=6; 七成左右=7; 八成左右=8; 九成左右=9; 几乎全员=10	2.7852	1.9780

<i>te</i>	随机前沿生产模型估计出的制度、物质、人力要素总体配置效率 (%)	90.3327	1.2077
-----------	----------------------------------	---------	--------

注：为节省篇幅，此处未展示处理组与对照组，以及处理组在工程确权前后各变量的差异。包含组间差异与处理组确权前后差异的描述性统计结果可在 [https://github.com/QGQ931001/cn\\_rural\\_eco](https://github.com/QGQ931001/cn_rural_eco) 下载。

## （二）多期 DID 模型设定

由表 2 可知，处理组的工程确权年份并不一致，因此，本文将采用多期双重差分法（time-varying difference-in-differences, TV-DID），将工程确权视为准自然实验，构建如下基准模型：

$$performance_{it} = \alpha + \beta treat_i \times post_{it} + X_i \gamma + X_{it} \rho + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（3）式为考虑了设施固定效应  $v_i$ <sup>①</sup> 和年份固定效应  $v_t$  的 TV-DID 模型。其中， $i$  为设施编号， $t$  为年份编号； $performance_{it}$  为总体治理绩效； $treat_i$  为标记处理组的虚拟变量，若第  $i$  宗小农水进行了确权，则取值为 1； $post_{it}$  为标记处理效应时期的虚拟变量，若  $t$  大于等于第  $i$  宗小农水的确权年份，则取值为 1； $X_i$ <sup>②</sup> 和  $X_{it}$  分别为不随时间和随时间变化的控制变量向量组；系数  $\beta$  代表工程确权的治理绩效改进效应。通常情况下，TV-DID 模型还应单独控制  $treat_i$  和  $post_{it}$ ，但本文采用 LSDV 法控制  $v_i$  和  $v_t$ ，而  $treat_i$  是部分  $v_i$  的线性组合， $post_{it}$  是部分  $v_t$  的线性组合，加入  $treat_i$  和  $post_{it}$  将导致共线性问题。

## 五、实证结果分析

### （一）多期 DID 的估计结果

根据公式（3）进行估计，回归结果如表 4 所示。表 4 的（1）列、（3）列、（5）列分别汇报了以供给绩效、占用绩效、总体绩效为因变量的估计结果。结果显示，工程确权显著提升了小农水的治理绩效。从表 4 的（2）列、（4）列、（6）列可知，在加入控制变量之后，工程确权的治理绩效促进效应依然显著，这意味着基准模型估计结果比较稳健。以上结果表明，工程确权确实能够形成充分的产权激励，进而提高小农水治理绩效。这再次印证了“清晰的边界”原则对于小农水等公共池塘资源长期存续治理的重要性（Ostrom, 1990），其潜在作用机制正如前文所言：明晰的产权制度安排能够提升当事主体制度、物质、人力要素的投入水平与配置效率，促进治理资源的吸纳，推动治理工具的高效运转，进而优化小农水的供给水平与占用秩序。

表 4 多期 DID 的估计结果

	供给绩效		占用绩效		总体绩效	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post$	1.5225*** (0.1699)	1.3923*** (0.1960)	0.7118*** (0.1294)	0.6229*** (0.1398)	1.0218*** (0.0862)	0.9191*** (0.0955)
$X_i$ 、 $X_{it}$	否	是	否	是	否	是
$v_i$ 、 $v_t$	是	是	是	是	是	是
样本数	633	633	633	633	633	633

<sup>①</sup> 由于不同的“小农水”可能同属一个村庄，所以“小农水”的设施固定效应比村庄固定效应包含更多信息。

<sup>②</sup> 采用组内估计量将无法估计非时变性控制变量  $X_i$  的回归系数，故本文采取 LSDV 法估计基准回归模型。

adj-R <sup>2</sup>	0.32	0.38	0.65	0.69	0.73	0.75
--------------------	------	------	------	------	------	------

注：模型估计采用 LSDV 法控制设施固定效应  $v_i$  和年份固定效应  $v_t$ ，下同；括号内为稳健标准误，下同；\*、\*\*和\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的水平显著，下同；为节省篇幅，此处未展示控制变量回归结果，完整回归结果可在 [https://github.com/QGQ931001/cn\\_rural\\_eco](https://github.com/QGQ931001/cn_rural_eco) 下载，下同。

## (二) 多期 DID 估计的有效性分析

1. 平行趋势检验。使用多期 DID 的一个重要前提是，在干预事件发生前，处理组与对照组的变化趋势应基本一致。由图 1 可知，在工程确权前，处理组与对照组的治理绩效较为接近，但其时间变动趋势并未在图 1 中体现。为此，本文借鉴 Beck et al. (2010) 的做法，对工程确权的动态效应进行分析，进而检验处理组和对照组在工程确权之前是否满足平行趋势。具体而言，构建如下动态回归方程：

$$performance_{it} = \alpha + \sum_{k=-2}^3 \delta_k dright_{i,t+k} + X_i \gamma + X_{it} \rho + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中， $dright_{i,t+k}$  是一个虚拟变量，若第  $i$  宗小农水在  $t+k$  时期进行了工程确权，则取值为 1。由表 2 可知，2016 至 2019 年间均有小农水进行工程确权，因此  $k$  可以取  $[-3, 3]$  之间的所有整数， $dright_{i,t+k}$  共对应 7 个虚拟变量，但所有  $dright_{i,t+k}$  变量的线性组合与设施固定效应  $v_i$  具有较强的共线性，故删除  $k = -3$  情形下的虚拟变量  $dright_{i,t+k}$  以避免共线性问题<sup>①</sup>。由图 2 (a)、(b)、(c) 可知，无论基于供给绩效、占用绩效视角，还是基于总体绩效视角，工程确权前  $dright_{i,t+k}$  的回归系数值均不显著，而工程确权后  $dright_{i,t+k}$  的回归系数显著上升。也就是说，处理组和对照组治理绩效在工程确权前具备平行趋势，而工程确权后处理组治理绩效获得了显著增长。这表明，TV-DID 模型可以较好地对工程确权与小农水治理绩效之间的因果关系进行推断识别。

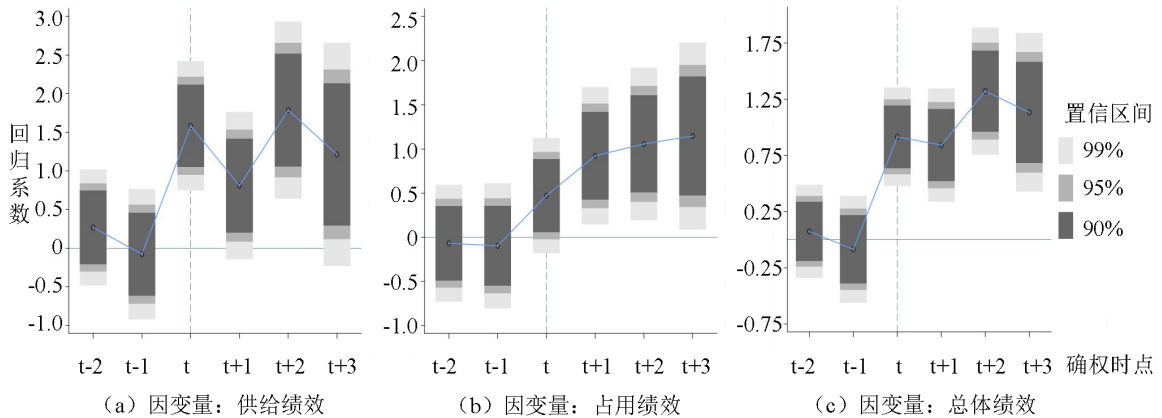


图 2 平行趋势检验

2. 安慰剂检验。导致基准模型回归结果产生偏误的另一潜在原因是遗漏了“设施-时间”层面的变量，这些变量无法作为固定效应控制，且可能与核心自变量  $treat_i \times post_{it}$  存在相关性。因此本文参照沈坤荣、金刚 (2018) 的做法，采用 bootstrap 法从 219 宗小农水中随机抽取 71 宗作为“伪处理组”，

<sup>①</sup> 仅需删除 7 个虚拟变量中的任意一个即可。

将剩余样本作为“伪对照组”，并重复以上过程形成 500 组随机样本。由于“伪处理组”是随机产生的，所以基于随机样本进行 TV-DID 估计所得到的  $treat_i \times post_{it}$  系数应分布于 0 附近，且真实样本系数估计值应偏离于随机样本系数估计值的主要分布范围，否则可认为基准模型设定存在遗漏变量偏误。图 3 汇报了 500 组随机样本的  $treat_i \times post_{it}$  系数估计值概率密度分布。由图 3 (a)、(b)、(c) 可知，无论以供给绩效和占用绩效为因变量，还是以总体治理绩效为因变量，随机样本回归系数均分布于 0 附近，且竖虚线所代表的真实样本系数估计值偏离于随机样本系数估计值的主要分布范围。这表明，基准模型的估计结果并未因遗漏变量而产生严重的偏误。

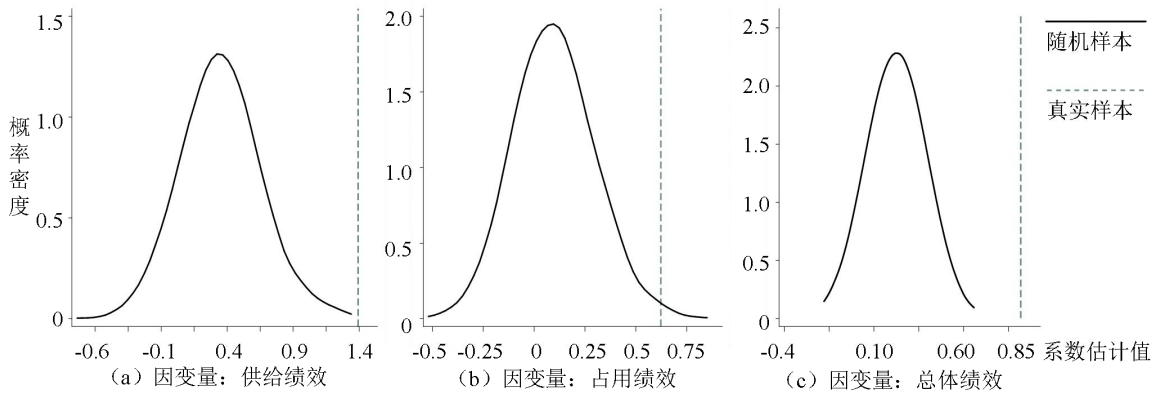


图 3 安慰剂检验

3.稳健性检验。由图 1 可知，工程确权前，处理组与对照组的 6 项治理绩效指标得分虽然接近，但处理组的供给绩效在整体上略低于对照组，而占用绩效则略高于对照组。与此同时，由图 3 (b) 可知， $treat_i \times post_{it}$  对占用绩效的真实回归系数虽然偏离于随机样本系数估计值的主要分布范围，但偏离幅度较小。这表明，处理组可能本身就具有更高的占用绩效，即小农水进入处理组的过程可能是非随机的，比如相关部门在小农水运行相对有序的地区率先开展了确权工作。为此，本文将采用倾向得分匹配法 (propensity score matching, PSM) 消除非随机确权造成的估计偏误，并在此基础上再次使用 TV-DID 模型对工程确权的治理绩效促进效应进行因果识别，回归结果如表 5 所示。由表 5 可知，使用 PSM 法删除共同支撑域之外的样本后， $treat_i \times post_{it}$  的系数估计值依然显著为正。这表明，工程确权对小农水治理绩效的促进效应是相当稳健的。

表 5 PSM+TV-DID 的估计结果

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post$	1.4033*** (0.1998)	0.6396*** (0.1411)	0.9328*** (0.0967)
$X_i、X_{it}、v_i、v_t$	是	是	是
样本数	623	623	623
adj-R <sup>2</sup>	0.38	0.69	0.75

注：PSM 采用一对一近邻匹配。

4.排除“试点效应”干扰。“政策试点”是中国公共政策实践过程中所特有的一种创新机制。但有研究表明，在压力体制下，地方政府倾向于选取容易成功的“点”进行试验，这意味着试点地区的成功经验实际上是“政策效应”和“试点效应”的总和（Yackee and Palus, 2010）。在本文处理组中，有36宗小农水所在村镇为工程确权试点地区，其他35宗小农水的确权工作则是在政策扩散过程中开展的。因此，工程确权对小农水治理绩效的促进效应极有可能混淆了“试点效应”。为此，本文进一步采用多期三重差分法（time-varying difference-in-difference-in-differences, TV-DDD）排除“试点效应”造成的混淆，构建如下三重差分模型：

$$performance_{it} = \alpha + \beta treat_i \times post_{it} + \beta_1 treat_i \times post_{it} \times pilot_i + X_i \gamma + X_{it} \rho + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5)式中， $pilot_i$ 为标记“试点”的虚拟变量，若第*i*宗小农水所在村镇为工程确权试点地区，则取值为1； $\beta$ 为处理组对应的工程确权效应， $\beta_1$ 为试点地区小农水对应的工程确权效应。通常情况下，TV-DDD模型还应控制交互项 $treat_i \times pilot_i$ 和 $post_{it} \times pilot_i$ ，但在本文情形中， $treat_i \times pilot_i$ 和 $pilot_i$ 是等价的， $post_{it} \times pilot_i$ 和 $treat_i \times post_{it} \times pilot_i$ 是等价的，为避免完全共线性，忽略两项交互项。由表6可知，即使排除了“试点效应”的干扰，工程确权依旧显著提升了小农水的供给绩效、占用绩效与总体治理绩效，但那些处于试点地区的小农水在工程确权后获得了更多的供给绩效提升。

表6 控制“试点效应”的TV-DDD检验

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post$	1.0382*** (0.2312)	0.6289*** (0.1674)	0.7756*** (0.1127)
$treat \times post \times pilot$	0.6691** (0.3275)	-0.0162 (0.2561)	0.2684 (0.1691)
$X_i、X_{it}、v_i、v_t$	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R <sup>2</sup>	0.38	0.68	0.75

### (三) 异质性分析

1.对不同设施作用的异质性。已有研究认为不同类型小农水具有不同的产权成本结构<sup>①</sup>，而产权成本结构的差异性影响着工程确权的激励作用（宋洪远、吴仲斌，2009）。因此，本部分进一步分析工程确权对不同设施治理绩效的作用异质性，回归结果如表7所示。由表7可知，工程确权对机井与提灌站供给绩效的促进作用较强，对水渠占用绩效的促进作用较强，对水库塘坝总体治理绩效的促进效应相对较弱。其主要原因可能在于，机井与提灌站的核心设备为水泵，不仅维护购入成本相对较小，也更容易通过设置井房围墙、上锁配电箱等手段实现“排他”，故工程确权形成更多的设施供给激励。水渠设施在整体上不易快速折旧，常见毁损多为局部塌方淤塞、土方流失、渠道断裂，其带来的不利影响通常在上下游、左右岸、不同村民小组之间分布不均，而这一特征极易产生纠纷事件，增加治理

<sup>①</sup> “小农水”的产权成本可划分为购入成本、建设成本、或有成本、交易成本、机会成本5类。

交易成本<sup>①</sup>。因此，水渠毁损修缮的最大掣肘往往在于权责纠纷以及由此引起的消极互惠，而工程确权厘清了权责归属，在一定程度上减少了纠纷事件，降低了治理交易成本，在更大程度上改善了水渠的占用绩效。综合来看，水库塘坝的产权成本较为高昂，这使其工程确权的激励作用不及其他两类设施。

表 7 对不同类型设施作用的异质性分析

	供给绩效 (1)	占用绩效 (2)	总体绩效 (3)
$treat \times post \times facitypeI$	1.3156*** (0.4029)	0.4495 (0.2849)	0.7921*** (0.2009)
$treat \times post \times facitypeII$	1.4666*** (0.2254)	0.5460*** (0.1720)	0.9076*** (0.1072)
$treat \times post \times facitypeIII$	1.3204** (0.2513)	0.7536*** (0.1549)	0.9610*** (0.1220)
$X_i$ 、 $X_{it}$ 、 $\nu_i$ 、 $\nu_t$	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R <sup>2</sup>	0.38	0.69	0.75

注： $facitypeI$  为标记水库塘坝的哑变量， $facitypeII$  为标记机井与提灌站的哑变量， $facitypeIII$  为标记水渠的哑变量。

2.不同产权配置的异质性分析。如何对公共池塘资源的产权进行最优配置历来是一个极具争议的学术问题。Ostrom (1990; 2009) 认为这一问题并没有标准答案，但存在八项基本原则。如果将公共事务治理过程中的合作行为看作一种关联交易，那么八项原则则可认为是科斯第二定理在公共事务治理领域的推论。这一推论所要表达的核心理念在于，复杂社会生态系统的治理面临结构各异的交易成本，不同产权配置方案在特定情形下均可能是有效的。因此，本部分进一步分析不同产权配置的作用异质性，回归结果如表 8 所示。由表 8 可知，若小农水的产权配置形式为“地方水管单位所有+集体经营”、“集体所有+私人经营”、“集体所有+部分私人经营”或“部分集体所有+部分私人所有+混合经营”，则工程确权对其供给绩效、占用绩效以及总体治理绩效均具有较强的促进作用；若小农水的产权配置形式为“集体所有并经营”，则工程确权对其各类治理绩效的促进作用较弱。以上结果表明，对于小农水而言，“两权分离”的产权配置形式优于“两权合一”。一般而言，所有权和经营权分离能够推动治理活动的专业化分工，实现治理资源的优化配置，但也会造成“代理成本”问题，即经营者为了一己之私而损害所有者的利益。那么，为何“两权分离”更倾向于提升小农水治理绩效？关键原因在于小农水的所有者往往能够以一个较低的成本对经营者进行约束和监督。小农水是一种回报周期较长、资产专用性较强的不动产，这种产品特征自带监督功能：无论集体之于个人，还是政府之于集体，两类主体间的“委托-代理”关系都不是一次性的，而是长期的，这意味着经营者会为了远期利益进行自我规范；与此同时，小农水用于其他用途的机会成本以及空间移动成本较大，这增加了经营者谋取私利的难度。综上，“两权分离”是“趋利避害”型的产权配置选择，故对应更高的治理绩效。

表 8 不同产权配置的异质性分析

<sup>①</sup> 水渠实体设施全天候暴露，末级水闸开放权限相对自由，覆盖用户众多，这进一步增加了归责难度。



工程确权能否推动小型农田水利设施的善治

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times righttypeI$	0.6673 (0.6144)	0.4923* (0.2978)	0.5373*** (0.1561)
$treat \times post \times righttypeII$	1.4853*** (0.2220)	0.5927*** (0.1556)	0.9594*** (0.1093)
$treat \times post \times righttypeIII$	1.0790*** (0.2872)	0.6092*** (0.2167)	0.7907*** (0.1456)
$treat \times post \times righttypeIV$	1.5630*** (0.5737)	0.6547* (0.3492)	1.0716*** (0.2827)
$treat \times post \times righttypeV$	1.3763*** (0.3196)	0.6229** (0.2785)	0.9203*** (0.1743)
$X_i$ 、 $X_{it}$ 、 $v_i$ 、 $v_t$	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R <sup>2</sup>	0.38	0.68	0.75

注： $righttypeI$  为标记“集体所有并经营”的哑变量； $righttypeII$  为标记“地方水管单位所有+集体经营”的哑变量； $righttypeIII$  为标记“集体所有+私人经营”的哑变量； $righttypeIV$  为标记“集体所有+部分私人经营”的哑变量； $righttypeV$  为标记“部分集体所有+部分私人所有+混合经营”的哑变量；仅  $treat \times post=1$  时， $righttype$  取  $righttypeI \sim righttypeV$ ，即  $treat \times post \times righttype=righttype$ ，故  $treat \times post \times righttype$  的作用异质性实际就是  $righttype$  的作用异质性。

3.不同管护责任归属的异质性分析。相较于产权归属，小农水的管护责任归属可能是更具争议的现实问题。尽管“谁受益、谁管护”已经成为小农水管护责任归属的一项重要原则，但这一模糊原则的具体实施颇具难度。首先，小农水产权改革既存在直接受益者，也存在间接受益者。从远期贴现视角来看，间接受益者的获益空间可能不亚于直接受益者，在理论上更适合成为管护责任主体，但现实中的管护责任主体多为直接受益者（刘小勇等，2015）。其次，大部分小农水的管护责任主体是组织而非个人，即便工程产权明晰，管护责任在组织内部的落实仍是不清晰的，甚至是不可预见的。也就是说，管护契约大概率是一种不完全契约，多数情形下需经过事后谈判才能准确归责。因此，仅靠理论演绎无法判断不同类型管护责任归属孰优孰劣，有必要通过实证研究对不同管护责任归属的作用异质性加以分析。由表9可知，若小农水的管护模式为“私人经营者管护”、“农村集体经济组织或村委会管护”或“集体和私人合作管护”，则工程确权对其供给绩效具有较强的促进作用；若小农水的管护模式为“政府委托专人管护”，则工程确权对其占用绩效具有较强的促进作用；综合来看，若小农水的管护模式为“集体和私人合作管护”，则工程确权对其总体治理绩效的促进作用最强。以上结果表明，对于小农水而言，多元主体合作管护优于单一主体管护，这在一定程度上佐证了多中心治理（polycentric governance）的有效性。同时意味着，工程确权对小农水治理绩效的促进作用依赖于产权归属和责任归属的有机衔接，前者侧重分配激励，后者侧重释放激励。多中心型的责任归属方案不仅降低了全局性的激励失效风险，吸纳了各类主体的优势资源，还为不同主体提供了策略互动平台，有利于公私部门间的价值整合。

表9 不同管护责任归属的异质性分析

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)

工程确权能否推动小型农田水利设施的善治

$treat \times post \times mantypeI$	0.9520*** (0.2928)	0.8977*** (0.1912)	0.8876*** (0.1387)
$treat \times post \times mantypeII$	1.6018*** (0.3139)	0.4796** (0.2328)	0.9272*** (0.1513)
$treat \times post \times mantypeIII$	1.5354*** (0.2316)	0.5080*** (0.1776)	0.9152*** (0.1209)
$treat \times post \times mantypeIV$	1.6158*** (0.3802)	0.5760 (0.3556)	0.9859*** (0.2185)
$X_i$ 、 $X_{it}$ 、 $v_i$ 、 $v_t$	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R <sup>2</sup>	0.39	0.69	0.75

注： $mantypeI$  为标记“政府委托专人管护”的哑变量； $mantypeII$  为标记“私人经营者管护”的哑变量； $mantypeIII$  为标记“农村集体经济组织或村委会管护”的哑变量； $mantypeIV$  为标记“集体和私人合作管护”的哑变量；仅  $treat \times post=1$  时， $mantype$  取  $mantypeI \sim mantypeIV$ ，即  $treat \times post \times mantype=mantype$ ，故  $treat \times post \times mantype$  的作用异质性实际就是  $mantype$  的作用异质性。

4.不同制裁机制的异质性分析。正如前文所言，边界清晰是产权发挥激励作用的必要条件而非充分条件，若侵权行为缺乏制裁，那么实质性的产权激励将无法形成，再明晰的产权制度安排也仅仅是名义上的边界划分。因此，本部分进一步分析不同制裁机制的作用异质性，回归结果如表 10 所示。由表 10 可知，若小农水配套非正式制裁机制，则工程确权对其供给绩效具有较强的促进作用；若小农水配套正式制裁机制，则工程确权对其占用绩效具有较强的促进作用；综合而言，无论配套非正式制裁机制，还是正式制裁机制，工程确权对小农水总体治理绩效的促进作用相近。以上结果意味着，小农水产权保护应注重正式规则与非正式规范的协调融合，诸如“训诫霸水坏渠者”、“私浇者公同议罚”的古代乡规民约根植于多数农户内心，其不仅能够规范个体行为，还为正式规则提供了合法性基础，降低了正式规则的执行成本。

表 10 不同制裁机制的异质性分析

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times santypeI$	1.4211*** (0.2076)	0.6027*** (0.1432)	0.9199*** (0.1071)
$treat \times post \times santypeII$	1.3223** (0.2851)	0.6719*** (0.2517)	0.9170*** (0.1277)
$X_i$ 、 $X_{it}$ 、 $v_i$ 、 $v_t$	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R <sup>2</sup>	0.38	0.69	0.75

注： $santypeI$  为标记“非正式规范”的哑变量； $santypeII$  为标记“正式规章制度”的哑变量；仅  $treat \times post=1$  时， $santype$  取  $santypeI$  或  $santypeII$ ，即  $treat \times post \times santype = santype$ ，故  $treat \times post \times santype$  的作用异质性实际就是  $santype$  的作用异质性。

5.不同激励传导机制的异质性分析。无论在理念层面，还是实施层面，公有制均是小农水产权制度改革不可逾越的红线。因此，如何将集体产权激励传导至个体成员可谓是小农水产权制度安排层面的“最后一公里”问题。在缺乏激励传导的情形下，即便小农水产权为集体所有，个体成员也更倾向于从“代理人”的角度参与治理，而有效的激励传导能够增强成员的产权获得感，实现其“委托人”

和“代理人”身份统一，进而减少“委托-代理”过程中的监督成本与约束成本。基于以上分析，本部分进一步识别不同激励传导机制的作用异质性，回归结果如表 11 所示。由表 11 可知，相较于集体分配习惯等非正式规范，股权量化形式的激励传导机制能够进一步扩大工程确权的治理绩效促进效应。这意味着，将股权激励等现代公司治理手段引入小农水治理具备一定的合理性与有效性。

表 11 不同激励传导机制的异质性分析

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times incentiveI$	1.2400*** (0.2051)	0.5152*** (0.1491)	0.7968*** (0.0976)
$treat \times post \times incentiveII$	1.6278*** (0.2834)	0.7893*** (0.2033)	1.1080*** (0.1323)
$X_i$ 、 $X_{it}$ 、 $v_i$ 、 $v_t$	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R <sup>2</sup>	0.38	0.69	0.76

注： $incentypeI$  为标记“非正式规范”的哑变量； $incentypeII$  为标记“股权量化”的哑变量；仅  $treat \times post=1$  时， $incentype$  取  $incentypeI$  或  $incentypeII$ ，即  $treat \times post \times incentive = incentive$ ，故  $treat \times post \times incentive$  的作用异质性实际就是  $incentype$  的作用异质性。

(四) 机制检验：“要素投入水平的增加”抑或“要素配置效率的提升”

由前文实证结果可知，工程确权对小农水治理绩效具有显著的促进作用，本部分将进一步揭示这一实证结果背后的作用机制。具体而言，本文将采用 Preacher and Hayes (2004) 提出的 bootstrap 法检验“工程确权-要素投入水平-治理绩效”、“工程确权-要素配置效率-治理绩效”两条作用路径。与传统的中介效应检验三步法相比，bootstrap 法能够有效避免“遮蔽效应”<sup>①</sup>，在检验多重中介渠道方面具备更强的统计功效。由表 12 可知，“工程确权-要素投入水平-治理绩效”的作用渠道并未通过显著性检验，而“工程确权-要素配置效率-治理绩效”的作用渠道通过了显著性检验。具体而言，工程确权提高了当事主体在治理过程中的制度、物质、人力要素配置效率，进而提升了小农水的供给绩效、占用绩效与总体治理绩效。至此，本文假说 2 得到证实，而假说 1 未通过证实。可以想到的是，工程确权对小农水治理绩效的促进作用可能随时间推移而逐渐收敛，因为要素配置效率存在一定的增长极限。长期来看，工程确权并不能完全替代“项目制”与各类非正式规范，小农水资源存量的提升仍有赖于政府项目的持续输入与村庄集体行动的持续开展。同时这也意味着，小农水的善治离不开政府、集体、农户等多元主体的有效合作。

表 12 机制检验结果

作用路径	中介效应		90%置信区间		显著性
	系数	标准差	下限	上限	
工程确权-要素投入水平-治理绩效 $treat \times post - institution - supply$	0.0016	0.0040	-0.0039	0.0092	不显著

<sup>①</sup> 即存在多条中介效应相反的作用渠道，不同中介变量对因变量的影响被相互遮蔽。

工程确权能否推动小型农田水利设施的善治

<i>treat × post—investment—supply</i>	0.0064	0.0096	-0.0068	0.0238	不显著
<i>treat × post—labor—supply</i>	0.0007	0.0043	-0.0052	0.0083	不显著
<i>treat × post—institution—occupy</i>	0.0122	0.0204	-0.0213	0.0466	不显著
<i>treat × post—investment—occupy</i>	0.0136	0.0168	-0.0142	0.0414	不显著
<i>treat × post—labor—occupy</i>	0.0058	0.0102	-0.0105	0.0234	不显著
<i>treat × post—institution—performance</i>	0.0107	0.0175	-0.0188	0.0394	不显著
<i>treat × post—investment—performance</i>	0.0148	0.0183	-0.0148	0.0454	不显著
<i>treat × post—labor—performance</i>	0.0051	0.0085	-0.0081	0.0202	不显著
工程确权-要素配置效率-治理绩效					
<i>treat × post—te—supply</i>	1.1185	0.0820	0.9901	1.2614	显著
<i>treat × post—te—occupy</i>	0.7917	0.0652	0.6893	0.9036	显著
<i>treat × post—te—performance</i>	1.3129	0.0665	1.2054	1.4260	显著

注：中介效应系数为部分标准化系数（partially standardized indirect effect），采用偏差校正的非参数 bootstrap 法估计，重复 5000 次。

## 六、结论与政策启示

本文基于河南省 219 宗小农水的 4 期非平衡面板数据，视工程确权为准自然实验，运用多期双重差分法对工程确权与小农水治理绩效间的关系进行了因果识别，并得到以下主要结论：第一，工程确权对小农水治理绩效具有显著的促进作用；第二，即便排除了“试点效应”的干扰，工程确权依旧显著提升了小农水治理绩效，但试点地区小农水的供给绩效在工程确权后获得了更大幅度的提升；第三，工程确权对小农水治理绩效的促进作用依设施类型、产权配置、管护责任归属、制裁机制、激励传导机制的差异而存在异质性；第四，工程确权主要通过提高当事主体的制度、物质、人力要素配置效率，进而提升小农水治理绩效。

本文结论具有以下政策启示：第一，工程确权能够有效推动小农水善治目标的实现，应进一步推进农田水利设施产权制度改革的全面落实，加快小农水清产核资、确权颁证与登记造册工作的开展，实现农田水利设施产权制度改革、农业水价综合改革、农田水利投融资机制改革、基层水利服务机制改革、集体产权制度改革等一揽子改革的高效统筹，理顺各项改革的衔接点与侧重点，形成完善的产权政策支撑体系，促进小农水高质量发展，为农业农村现代化提供坚实稳定的基础支撑。第二，小农水工程确权既要注重试点经验的积累，又要切忌“一刀切”，应根据改革目标、治理基础与设施类型的不同，制定差异化的产权配置方案与责任划分方案，促进正式制裁机制与非正式制裁规范的融合，探索公平互惠的股权量化方案，形成一批可复制、可推广、可扩散的典型经验。第三，工程确权虽然提升了小农水要素配置效率，但并未提升对应要素投入水平，政府项目输送与村庄集体行动仍是小农水吸纳制度、物质、人力要素的关键机制。长期来看，小农水善治目标的实现应遵循多中心治理原则，充分凝聚政府、集体、私人等多元主体的治理优势。

参考文献

- 1.柴盈、曾云敏, 2020:《应对劳动力转移冲击的“小农水”适应性治理研究——基于广东的调查》,《公共管理学报》第2期。
- 2.陈锋, 2015:《分利秩序与基层治理内卷化 资源输入背景下的乡村治理逻辑》,《社会》第3期。
- 3.高瑞、王亚华、陈春良, 2016:《劳动力外流与农村公共事务治理》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- 4.哈罗德·德姆塞茨, 1994:《关于产权的理论》,刘守英等译,载陈昕(编)《财产权利与制度变迁: 产权学派与新制度学派译文集》,上海: 上海三联书店。
- 5.何凌霄、张忠根、南永清、林俊瑛, 2017:《制度规则与干群关系: 破解农村基础设施管护行动的困境——基于 IAD 框架的农户管护意愿研究》,《农业经济问题》第1期。
- 6.贺雪峰, 2000:《论半熟人社会——理解村委会选举的一个视角》,《政治学研究》第3期。
- 7.贾俊雪、秦聪, 2019:《农村基层治理、专业协会与农户增收》,《经济研究》第9期。
- 8.刘辉、周长艳, 2018:《小型农田水利治理: 禀赋特征、产权结构与契约选择》,《农业经济问题》第8期。
- 9.刘小勇、王冠军、王健宇、柳长顺、余艳欢, 2015:《小型农田水利工程产权制度改革研究——进展情况及问题诊断》,《中国水利》第2期。
- 10.刘铁军, 2007:《产权理论与小型农田水利设施治理模式研究》,《节水灌溉》第3期。
- 11.洛克, 1996:《政府论(下篇)》,瞿菊农、叶启芳译,北京: 商务印书馆。
- 12.秦国庆、杜宝瑞、刘天军、朱玉春, 2019:《农民分化、规则变迁与小型农田水利集体治理参与度》,《中国农村经济》第3期。
- 13.沈坤荣、金刚, 2018:《中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究》,《中国社会科学》第5期。
- 14.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。
- 15.宋洪远、吴仲斌, 2009:《盈利能力、社会资源介入与产权制度改革——基于小型农田水利设施建设与管理问题的研究》,《中国农村经济》第3期。
- 16.苏毅清、秦明、王亚华, 2020:《劳动力外流背景下土地流转对农村集体行动能力的影响——基于社会生态系统(SES)框架的研究》,《管理世界》第7期。
- 17.王金霞、徐志刚、黄季焜、Scott Rozelle, 2005:《水资源管理制度改革、农业生产与反贫困》,《经济学(季刊)》第4期。
- 18.王亚华, 2013:《中国用水户协会改革: 政策执行视角的审视》,《管理世界》第6期。
- 19.王亚华、汪训佑, 2014:《中国渠系灌溉管理绩效及其影响因素》,《公共管理评论》第1期。
- 20.王亚华、高瑞、孟庆国, 2016:《中国农村公共事务治理的危机与响应》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第2期。
- 21.俞可平, 2001:《治理和善治: 一种新的政治分析框架》,《南京社会科学》第9期。
- 22.袁方成、靳永广, 2020:《封闭性公共池塘资源的多层级治理——一个情景化拓展的 IAD 框架》,《公共行政评论》

第1期。

- 23.张克中, 2009:《公共治理之道: 埃莉诺·奥斯特罗姆理论述评》,《政治学研究》第6期。
- 24.张宁、陆文聪、董宏纪, 2012:《中国农田水利管理效率及其农户参与性机制研究——基于随机前沿面的实证分析》,《自然资源学报》第3期。
- 25.张志原、刘贤春、王亚华, 2019:《富人治村、制度约束与公共物品供给——以农田水利灌溉为例》,《中国农村观察》第1期。
- 26.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 27.Bos, M. G., M. A. Burton, and D. J. Molden, 2005, *Irrigation and Drainage Performance Assessment: Practical Guidelines*, CABI Publishing.
- 28.Burt, C. M., A. J. Clemmens, T. S. Strelkoff, K. H. Solomon, R. D. Bliesner, L. A. Hardy, T. A. Howell, and D. E. Eisenhauer, 1997, “Irrigation Performance Measures: Efficiency and Uniformity”, *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 123(6): 423-442.
- 29.Crawford, S. E. S., and E. Ostrom, 1995, “Grammar of Institutions”, *American Political Science Review*, 89(3), 582-600.
- 30.Kassa, W., 2018, “Land Titling, Local Governance and Investment: An Empirical Investigation in Tanzania”, *Journal of Sustainable Development*, 11(1):56.
- 31.Lam, W. F., 1998, *Governing Irrigation Systems in Nepal: Institutions, Infrastructure, and Collective Action*, ICS Press.
- 32.Ostrom, E., 1990, *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action: Political Economy of Institutions and Decision*, New York: Cambridge University Press.
- 33.Ostrom, E., 2007, “A Diagnostic Approach for Going Beyond Panaceas”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(39): 15181-15187.
- 34.Ostrom, E., 2009, “A General Framework for Analyzing Sustainability of Social-Ecological Systems”, *Science*, 325(5939): 419-422.
- 35.Ostrom, E., and X. Basurto, 2011, “Crafting Analytical Tools to Study Institutional Change”, *Journal of Institutional Economics*, 7(3): 317-343.
- 36.Preacher, K. J., and A. F. Hayes, 2004, “SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models”. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4): 717-731.
- 37.Tang, S. Y., 1992, *Institutions and Collective Action: Self-Governance in Irrigation*, ICS Press.
- 38.Yackee, S. W., and C. K. Palus, 2010, “Learning from Experience? Second-Order Policy Devolution and Government Responsiveness”, *Lex Localis Journal of Local Self Government*, 8(1): 65-92.

(作者单位: <sup>1</sup>西北农林科技大学经济管理学院;

<sup>2</sup>中国人民大学财政金融学院;

<sup>3</sup>河南农业大学经济与管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

## **Can the Confirmation of Project Rights Promote the Good Governance of Small-scale Farmland and Water Conservancy Facilities? A Time-varying Difference-In-Differences Test based on Evidence from Henan Province**

QIN Guoqing DU Baorui JIA Xiaohu MA Hengyun

**Abstract:** The reform of project rights system is a good theoretical solution to solve the difficulties in the organization, investment, and management of small-scale farmland and water conservancy facilities, but its practical effects remain to be tested. Using the four-period unbalanced panel data from Henan Province, this article examines the impact of the confirmation of project rights on governance performance of small-scale farmland and water conservancy facilities. The results show that the project rights confirmation has a significant and stable promotion effect on the governance performance of small-scale farmland and water conservancy facilities. The policy effect of project rights confirmation is heterogeneous, depending on the type of facilities, the form of property rights allocation, the ownership of management and protection responsibilities, the form of sanction mechanisms, and the form of incentive transmission mechanisms. The effect path of “project rights confirmation - factors input level - governance performance” failed the significance test, but the effect path of “project rights confirmation - factors allocation efficiency - governance performance” passed the significance test.

**Keywords:** Small-scale Farmland and Water Conservancy Facility; Project Rights Confirmation; Governance Performance; Time-varying Difference-in-differences