

农村集体产权制度改革提升了村庄公共品自给能力吗？

——基于8省（自治区）171村数据的实证分析

赵一夫，易裕元*，牛磊

（中国农业科学院 农业经济与发展研究所，北京 100081）

摘要：农村集体产权制度改革是乡村振兴战略的重要制度供给，对壮大集体经济、提升村庄公共品自给能力具有重要意义。基于2012—2018年山东、河北、河南、吉林、福建、陕西、云南、新疆8省（区）171个行政村的非平衡面板数据，综合运用多期双重差分模型和中介效应模型，分析了集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的影响及作用机制。研究发现，集体产权制度改革对村庄公共品自给率的提升具有显著促进作用，能够有效提升村庄公共品自给能力；改革的政策效应存在公共品品类异质性，对非生产性公共品自给率的促进作用强于生产性公共品；村集体经营性收入在其中发挥了部分中介作用。

关键词：农村集体产权制度改革；公共品自给；集体供给；政策效应；多期DID；中介效应

中图分类号：D422.6；F321.32

文献标志码：A

文章编号：1009-2013(2022)02-0052-11

Has the reform of the rural collective property rights system improved the self-sufficiency of village public goods: Empirical analysis based on data from 171 villages in 8 provinces

ZHAO Yifu, YI Yuyuan*, NIU Lei

(Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China)

Abstract: The reform of the rural collective property rights system is an important institutional supply for the rural revitalization strategy, and is of great significance in promoting the development and growth of the collective economy and enhancing the self-sufficiency of village public goods. Based on the unbalanced panel data of eight provinces and 171 administrative villages from 2012 to 2018, this paper evaluates the impact of collective property rights system reform on the self-sufficiency of public goods in villages and the mechanism by using multi-period difference-in-differences model and a mediating effects model. The results show that the reform of the collective property rights system has a significant contribution to the self-sufficiency rate of village public goods. The policy effect of the reform is heterogeneous in terms of public goods categories, which is embodied in the promotion effect of self-sufficiency rate of non-productive public goods is stronger than that of productive public goods. The village collective operating income plays a partial mediating role in the reform's impact on the self-sufficiency of village public goods.

Keywords: reform of the rural collective property rights system; public goods self-sufficiency; collective provision; policy effects; Multi-period Difference-in-Differences; mediation effect

一、问题的提出

优化农村公共品供给是乡村振兴的重要内容，事关农业农村现代化大局。然而，在长期的城乡二元体制下，国家政策和资源曾一度向城市倾斜，城市基础设施和公共服务水平不断提高的同时，农村的公共品供给则面临着总量不足、结构失衡、效率低下等问题^[1]。党的十九大报告明确指出，要深入

收稿日期：2022-02-12

基金项目：中国农业科学院科技创新工程项目（10-IAED-06-2022）；国家社科基金重大项目（2019MZD009）

作者简介：赵一夫（1973—），男，内蒙古巴彦淖尔人，研究员，博士生导师。研究方向为农业经济理论与政策、乡村治理与发展。*为通信作者。

推进农村基础设施建设,提高城乡基本公共服务均等化水平。尽管近年来中央和地方政府都在持续加大对农村公共品投入,但是农村基础设施和公共服务领域的“短板”依然突出,制约着农村发展和农民生活水平的提升。因此,有效提高村庄公共品供给水平不仅是实现城乡基本公共服务均等化的必然要求,也是乡村振兴的重要任务。

农村集体产权制度改革是深化农村改革的重要内容,具有较强的经济效应,也蕴含着丰富的治理内涵。从已有研究来看,学者们就农村集体产权制度改革的背景和动因^[2,3]、改革内容和目标^[4,5]、现实困难和实践路径^[6-8]等问题展开了大量研究。改革影响和成效方面,大多数学者认为农村集体产权制度改革对集体经济形态创新和集体经济发展壮大、保障农民财产权益以及促进农民增收方面具有重要意义^[9-11]。可以看出,当前学界对改革的经济效应关注较多,但对于农村集体产权制度改革来说,其影响并非仅仅存在于经济层面或者集体经济的组织层面,集体经济形态的创新也并非只是单纯地适应市场发展的经济行为,集体经济的社会属性决定其还存在深刻的治理效应。可以注意到,近年来已经有部分学者对农村集体产权制度改革与乡村治理的关系进行了探究,如邓大才^[12]、肖盼晴^[13]对农村集体产权变革和乡村治理关系进行了讨论。从研究结论来看,学界普遍认为农村集体产权制度改革在夯实村民自治根基^[14]、完善村庄权利结构^[15]、优化村庄社会秩序^[16]、完善村庄公共品供给^[17]等方面具有重要作用。

上述研究对理解我国农村集体产权制度改革进程和影响成效提供了丰富的理论基础,但仍有一些问题需进一步探讨:其一,学者们对改革的经济效应关注较多,但对改革的治理内涵分析较少,尤其鲜有研究分析集体产权制度改革对村庄公共品自我供给能力的影响。事实上,村庄公共品自我供给能力作为衡量村庄治理绩效的重要表征之一,事关广大农民的幸福感和获得感,理应得到更多重视和强化。其二,少有文献进一步探究集体产权制度改革对不同类型的公共品供给的影响,模糊了改革对村庄公共品自给能力影响的作用边界。其三,研究方法上,现有文献大都局限于对部分典型个案进行经验总结或理论推导,

缺乏基于大样本数据的实证检验。

当前,农村集体产权制度改革阶段性任务已经基本完成,科学评估改革效应不仅有益于巩固和提升改革成效,也能为新时代提高城乡基本公共服务均等化水平提供理论和经验参考。鉴于此,本文基于 2012—2018 年山东、河北、河南、吉林、福建、陕西、云南、新疆 8 省(自治区)171 个行政村的非平衡面板数据,综合运用多期双重差分模型和中介效应模型,试图回答以下三个问题:一是农村集体产权制度改革对村庄公共品自给能力存在何种影响?其影响方向和强度如何?二是这种影响是否存在公共品品类差异性?三是集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的影响机制又是什么?与已有文献相比,本文的边际贡献主要体现在:第一,研究内容上,以提升治理效能为切入点,较为完整地识别了农村集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的影响,并进一步探析其内在影响机制,为检验改革实施效果和优化后续实施方案提供了经验证据。第二,研究方法改进。双重差分是比较常见的政策效应评估手段,但考虑到集体产权制度改革完成的政策时点存在差异,即各村庄完成集体产权制度改革的时间不完全同步,本文进一步选择了多期双重差分模型。该模型一方面可以较好地解决改革的时点差异性问题,能够对改革的影响效果提供更为精确的评价;另一方面,能够有效克服内生性问题^[18];通过对实验组和对照组在改革完成前后进行两次差分,能够有效地消除个体之间的内在差异以及与实验组无关的时间趋势导致的偏误,可得到集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的“净效应”。

二、理论分析与研究假设

1. 农村集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的影响

农村公共品除了具备西方公共产品经典理论提出的效用不可分性、非竞争性和非排他性等基本特征之外,还具有自身的特殊性,主要表现为强烈的地域性、差异性和层次性^[19]。不同于许多西方国家实行的私有制,我国各项农村改革都以坚持集体所有制为根本前提,这也使得我国农村公共品供给制度、供给内容、供给结构、供给主体、供给条件等方面都带有鲜明的社会主义特征。

从供给主体和方式来看,当前我国村庄公共品供给主要包括政府供给、市场供给和村庄自我供给三种模式。其中,政府项目制是最主要的供给方式^[20],其优点在于筹资稳定性较高,适合标准化、同质化程度较高、覆盖范围较广、资金量较大的大中型公益事业和基础设施建设^[21]。然而,大量研究表明,项目制在基层落实过程中暴露出诸多制度性困境:一是项目制所提供的公共品标准化、同质性的特点与农民多层次、差异性需求错位,导致村庄公共品供给过剩与供给不足同时并存^[22];二是自上而下的决策机制,使农民利益表达存在客观屏障,导致项目制的利益协调功能受阻,出现“最后一公里”的窘境^[23];三是项目制“技术理性”缺陷所造成的“制度外激励”强化了国家资源输送过程中的“分利秩序”,提高了项目制的落实成本,导致基层治理内卷化^[24,25]。市场供给作为村庄公共品供给的又一重要形式,能够有效克服政府供给单一僵化的弊端,提高公共品供给的效率并实现供需匹配^[26,27]。但市场的逐利本质使得公共品供给的公益性和公平性难以保证,且市场供给的有效性有赖于完善的产权制度和运行机制,而我国农村资产普遍存在产权不明晰的问题,各类市场主体发育也尚不成熟,客观上压缩了市场在村庄公共品供给中的作用边界。村庄公共品自我供给是指在村社范围内,基于村民对公共品的需求,通过组织及合作的方式实现公共品的自主供给,涵盖了需求表达、决策、筹资及管理等环节^[28]。其优点在于灵活性高、适用性强,能够有效契合村民多样化需求。鉴于我国仍处于社会主义初级阶段,完全依托国家财政来解决农村公共品供给的可能性不大^[29],且市场在农村公共品供给中动力不足^[30],因此,有效提升村庄公共品自我供给能力是现阶段提高村庄公共服务水平、实现城乡基本公共服务均等化的重要手段。

提升村庄公共品自我供给能力首先需要解决的是资金问题,即“谁负责掏钱”。从我国历史实践经验来看,村庄公共品自我供给主要包括村集体出资、农户分摊、乡村精英自愿捐赠等形式。其中,村集体是村庄公共品自我供给的核心组织主体和发动方^[28,31],在村庄公共品自我供给中占据主导地位^[32,33]。考虑到农村集体产权制度改革

的初衷是通过清产核资、人口清查、成员界定、量化股权、配置股份等环节,逐步建立符合市场经济要求、有利于管好用好集体资产、实现集体资产保值增值的农村集体经济运行新机制。简言之,改革最直接的目的是发展和壮大农村集体经济,这对强化村集体在村庄公共品供给中的主导作用具有重要意义。因此,本文主要从村集体供给角度来考查农村集体产权制度改革对村庄公共品自我供给能力的影响。

发挥村集体在村庄公共品供给中的作用面临两个基本问题:一是如何“将蛋糕做大”,二是如何“把蛋糕分好”。前者解决的是发展的问题,后者解决的是分配问题。农村集体产权制度改革作为乡村振兴战略的重要制度供给,能够较好地回应上述两个问题。

第一,关于“把蛋糕做大”即如何发展壮大集体经济。本文认为,集体产权制度改革至少在以下三个方面能够推动集体经济的发展。一是改革促进了产权明晰化。长期以来,我国农村集体经营性资产存在着归属不明、经营收益不清、分配不公开等突出问题,严重制约了集体经济发展的主动性和创造性^[34]。现代产权理论认为,明确的产权制度是经济高效运行的保障,是经济持续增长的重要前提条件。集体产权制度改革通过把集体资产明晰到人、落实到户,有助于提高集体经济组织的运行效率。因此,从产权层面来看,集体产权制度改革有助于提高集体经济组织的运行效率,为推动集体经济的发展提供产权保障^[35]。二是改革优化了农村的资源配置,提高了农村集体资产的市场回报率。明晰产权是集体经济发展的重要基础,而赋予集体资产更多发展权能则是集体经济发展的关键。集体产权制度改革的内在逻辑是在坚持集体所有制不动摇的原则上最大限度发挥市场在资源配置、产权激活等方面的基础性作用,实现农村集体资产的经济属性和财产价值。在明晰产权归属的基础上,不少地区因地制宜开展集体资产股份合作制改革,努力探索发展集体经济的有效途径。如有的村庄基于自身资源优势,通过招标等方式将原先闲置的“四荒地”用来发展现代农业;利用村庄优美的生态环境和闲置民房打造乡村旅游产业;通过集体建设用地

入市等方式获得村庄产业发展的“第一桶金”等。通过改革,农村大量“沉睡”的集体资产被唤醒,成为推动集体经济发展的重要引擎。三是集体产权制度改革有效调动了基层村干部的积极性。产权是组织效率的重要影响因素,但不是唯一因素,组织效率还受经营者、项目类型、发展环境、社会经济发展总体状况等因素影响,其中,经营者能动性是最活跃的要害。火车快不快,全靠车头带。广大基层干部,尤其是村干部作为集体产权制度改革宣传主体和实施主体,也是集体经济组织的主要负责人,他们在改革中的表现事关改革成效。为了克服改革过程中部分基层干部“怕烦、怕乱、怕难”的情绪,一些地方政府出台相关措施,将集体经济发展水平纳入地方政府和个人的绩效考核指标,让那些敢于负责、勇于担当、善于作为、实绩突出的干部政治上有荣誉、收入上有保障、职务上有上升通道,较大限度地调动了基层干部的改革积极性。综上所述,集体产权制度改革在确权、赋权、易权基础上逐步实现集体经济的增长,而外部的制度激励则进一步强化了改革的成效。

第二,关于“把蛋糕分好”。这个问题可以进一步划分为三个小问题:“谁来分”“怎么分”和“谁受益”。首先,“谁来分”的问题。集体产权制度改革之前,村民委员会与村集体经济组织之间普遍存在职能重叠和人员交叉任职的情形。在实际操作中,村干部等少数乡村精英往往主导了集体经济的经营权和决策权。如此一来,承担经营管理主要风险的集体成员并不掌握农村集体资产实际的控制权,而掌握农村集体资产实际控制权的管理者又不是经营管理风险的主要承担者^[36],与风险共担、成果共享的基本原则相悖。一旦村干部在资产管理、利益分配等方面出问题,集体经济发展将极易陷入瘫痪^[37],农民权益将遭受损害。造成这一结果的主要原因一方面在于农民自身文化水平较低,参与村庄集体事务管理和决策的能力不足;另一方面是单个集体成员能够从集体经营中获得的收益有限,参与动力不足,容易产生“搭便车”倾向。农村集体产权制度改革实质上是对农村集体利益的再分割,是对集体收益分配权的再落实^[38]。具体来看,集体产权制度改革将

产权以股份的形式落实到农户,进一步明确了成员对集体资产的占有权,改变了以往集体资产权属不清晰的局面,客观上约束了村干部或集体经济组织负责人对集体资产的占用和乱用行为;同时,改革强化了成员与集体间的利益关联,成员基于这种利益关联会更加关心村集体的经营、盈利及分配等问题,使得经营性集体资产更加透明化和公开化,确保了集体收益使用和分配的公平性。即通过改革,集体收益的分配权逐渐回归到村集体全体成员。其次,“怎么分”的问题。这涉及集体股权划分问题,十分复杂。通常来说,股权设置类型大致可分为个人股和集体股,集体股所占比例一般不高于 20%,个人股所占比例一般不低于 80%,也可以根据实际情况不设立集体股,集体只提留公积金和公益金。从我国的改革实践来看,大部分地方并没有单独设置集体股,而是通过集体组织章程提留公积金和公益金的形式,用于村庄的公共开支。但无论如何划分,村庄公共事务的支出预算往往属于一个村庄的刚需,是否单独设立集体股对其影响并不大。而改革的最主要的作用在于使得村集体资产在管理运营和分配环节都更加有章可循,可以较大程度上避免集体资产流失,从而确保村集体在村庄公共品供给中发挥一定的作用。最后是“谁受益”的问题。由前面两个部分的分析可知,改革使农民有了更多的话语权,有利于规范集体资产的使用和分配,使农民真正成为集体资产的所有者、决策者和受益者。因此,从这三个维度来看,集体产权制度改革有利于确保更多集体收益是用于村庄公共品供给。

综合上述分析可知,集体产权制度改革一方面通过明晰产权,激活生产要素潜能,能够有效促进集体经济的发展壮大,为增强农村公共品自给能力提供必要的物质保障和财力支撑。另一方面,改革强化了农民的权利意识和责任意识,规范了集体收益的使用和分配,较大程度上避免了集体资产的流失,能够让更多集体收益真正用于提高村庄公共品供给水平。

基于上述分析,本文提出如下研究假设:

H₁: 集体产权制度改革能够提高村庄公共品自给能力。

2. 村集体经营性收入的中介作用

通常来说,村集体收入来源主要包括村集体经营性收入、发包及上交收入、投资收益、补助收入和其他收入等。其中,村集体经营性收入状况很大程度上决定了一个村集体经济的发展好坏和是否可持续。在集体产权制度改革之前,除了极少数像江苏华西村、河南的刘庄村这样的集体经济强村以外,我国大部分村庄集体经济呈现出“空心化”的态势,这使得村集体在公共品供给中无能为力。以2015年为例,全国无集体经营收益的村为53.6万个,集体经营收益在5万元以上的村仅有23.7万个^①。集体产权制度改革在明晰产权的基础上赋予了集体资产更多的发展权能,对推动集体经济发展壮大具有重要作用。根据最新数据,2020年全国无集体经营收益的村减少到12.1万个,与此同时,集体经营收益在5万元以上的村增加到29.4万个^②。与其他经济形态不同,农村集体经济属于集体所有,具有经济性和社会性双重属性,后者是它的本质属性,其发展目的在于服务村庄和集体内部成员,满足村民的整体性需求^[39]。因此,集体经济的发展,也将为村庄公共品自给能力的提升提供必要的经济支撑。据统计,2020年村集体在公共服务中投入达到255.8亿元,相比于2015年增长了100.5%^③。由此可见,农村集体产权制度改革有利于壮大集体经济,进而为提升农村公共品自给能力带来契机。

根据以上分析,本文进一步提出如下研究假设:

H₂: 村集体经营性收入在集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的影响中起中介作用。

三、研究设计

1. 数据来源

本文使用的数据来自中国农村微观经济调查数据库的村级数据。该调查由中国农业科学院农业经济与发展研究所于2012年发起,调查区域覆盖了山东、河北、河南、吉林、福建、陕西、云南、新疆8个省(自治区)28个县(市、区)221个行政村。其中,村级数据主要涵盖了2012—2018年所调查村庄的基本概况、经济发展、村庄治理、社会发展、生态建设等方面的内容,具有较强的代表性。根据研究需求,本文对模型中所

涉及重要变量存在缺失值的样本予以剔除,最终得到包含了171个行政村共计1092个样本的非平衡面板数据。

2. 变量说明

(1) 因变量。本文的被解释变量为村庄公共品自给能力。借鉴财政领域对自给能力的定义^[40],本研究采用村庄公共品自给率(SR)来衡量村庄的公共品自给能力。鉴于村集体在村庄公共品自给中占主导地位,文章用村集体投资在村庄公共品总投资中的占比(村集体投资/村庄当年公共品总投资×100%)来近似衡量村庄公共品的自给率。其中,村庄公共品总投资内容包括道路维修支出、灌溉设施维修支出、基础设施修缮支出(含电力、通讯、办公楼等修缮费)、环境卫生支出、教育文化医疗卫生支出、治安支出、社会福利和保障支出、其他支出等8个方面。为了进一步区分集体产权制度改革对不同类型公共品供给自给率的影响,本文借鉴雷丽霞等^[41]的做法,以公共品用途为依据将村庄公共品划分为生产性公共品和非生产性公共品。其中,前3项为生产性公共品投资,后5项为非生产性公共品投资。依据定义分别得到生产性公共品自给率(SR1)和非生产性公共品自给率(SR2)。

(2) 核心自变量。本文核心解释变量为集体产权制度改革。根据调查年度内是否完成集体产权制度改革将样本划分为处理组($Treat_i$)和控制组($Control_i$),前者赋值为1,后者为0;同时,本文还设置了村庄完成改革的时间虚拟变量($Post_t$),改革完成当年及之后的所有年份均取1,反之则取0。 $Treat_i \times Post_t$ 即为本文的核心解释变量,其系数的大小和符号决定了集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的“净效应”。

(3) 中介变量。根据前文理论分析,集体经济发展是村庄公共品自给能力提升的重要前提。因此,本文选取村集体经营性收入($Opeincome$)作为中介变量,试图对集体产权制度改革的影响机制进行分析与检验。

(4) 控制变量。村庄公共品自给能力往往还与村庄自然特征、经济水平、社会发展状况相关,此外,村干部特征、外部支持等因素也可能对村庄公共品自给能力产生影响。借鉴相关研究^[42-44],

村庄自然条件选取村庄人均耕地面积 (*perlplowland*) 和村委会到县政府的距离 (*distance*) 两个变量；村庄经济状况用村民人均纯收入 (*fincome*)、自营工商户占比(*selfbussiness*) 表示；社会发展状况选取村庄常住人口占比

(*peresident*)和是否为镇政府驻地 (*govsite*) 两个变量；村干部特征选用“村两委”成员的平均年龄 (*avage*) 和平均受教育年限 (*aveduy*) 表示；外部支持选用村庄转移性收入 (*transincome*) 表示。以上各变量的赋值与统计性描述如表 1 所示。

表 1 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量含义及赋值	均值	标准差
被解释变量	公共品自给率	<i>SR</i>	村庄公共品总投资中村集体投资占比	0.251	0.400
	生产性公共品自给率	<i>SR1</i>	生产性投资中村集体投资占比	0.235	0.400
	非生产性公共品自给率	<i>SR2</i>	非生产性投资中村集体投资占比	0.161	0.342
核心解释变量	改革虚拟变量	<i>Reform</i>	是否完成集体产权制度改革	0.131	0.338
中介变量	村集体经营性收入	<i>Opeincome</i>	取对数	4.218	5.470
自然特征	人均耕地面积	<i>perlplowland</i>	村庄总耕地面积/村庄总人数	3.951	5.052
	到县政府的距离	<i>distance</i>	单位：千米	24.034	18.738
经济水平	村庄经济水平	<i>fincome</i>	村民人均纯收入取对数	9.020	0.572
	自营工商户占比	<i>selfbussiness</i>	自营工商业户数/总户数	0.043	0.095
社会状况	常住人口占比	<i>peresident</i>	一年累计在本村居住 6 月以上人数/总人数	0.806	0.168
	是否为镇政府驻地	<i>govsite</i>	是=1, 否=0	0.174	0.379
村干部特征	村干部年龄	<i>avage</i>	“村两委”成员的平均年龄 (岁)	46.714	6.270
	村干部受教育程度	<i>aveduy</i>	“村两委”成员的平均受教育年限 (年)	10.059	1.831
外部支持	转移性收入	<i>transincome</i>	取对数	4.324	5.581

由表 1 可知，样本村庄的平均公共品自给率为 25.1%，低于 Luo 等^[45]在 2007 年的一项调查结果。该研究基于 2400 多个村庄的数据发现，在村庄公共品投资中，村庄自身承担了总投资的 47%。其原因可能是税费改革后，国家一方面加大了对村庄的投入力度，村庄公共品投资中，国家项目投资的比重增加；另一方面，大部分村庄集体经济“空心化”严重，村集体在公共品投资方面趋于疲软。从公共品类型来看，非生产性公共品的自给率大于生产性公共品。从集体产权制度改革进程来看，完成改革的样本村占总样本数的 13.1%。从控制变量来看，不同村庄的自然特征、经济水平、社会状况、村干部特征、外部支持存在较明显的差异。

3. 模型选择

(1) 多期双重差分模型设定。本文将农村集体产权制度改革视为一项准自然实验。一般的做法是采用经典双重差分的方法，对比改革村庄与非改革村庄在改革前后公共品自给能力的差异，经二次差分得到改革的“净效应”。该方法可以有效避免村庄个体差异、时间趋势、随机因素等不可观测变量对改革成效估计的影响。但考虑到我

国各地区乃至各村庄实行集体产权制度改革的起始时间并不完全一致，无法满足传统双重差分模型的适用前提。因此，借鉴相关经典文献^[46,47]的思路，本文使用多期双重差分模型进行估计。具体模型设定如下：

$$SR_{it} = \alpha + \beta Reform_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $Reform_{it} = Treat_i \times Post_t$

式(1)中， i 和 t 分别代表对应的村庄和年份， SR_{it} 是被解释变量，表示 i 村在 t 时期的公共品自给率， $Reform_{it}$ 为核心解释变量，表示 i 村在 t 时期是否完成集体产权制度改革， $Treat_i$ 为改革实施分组虚拟变量， $Post_t$ 为完成时间虚拟变量， X_{it} 表示其他可能影响村庄公共品自给能力的控制变量， μ_i 和 δ_t 分别为模型中控制的个体固定效应与时间固定效应， α 和 ε_{it} 分别为截距项和随机误差项。系数 β 的符号和大小是衡量集体产权制度改革成效的关键，若 β 显著大于 0，说明改革有效提升了村庄公共品自给能力；若 β 显著小于 0，则说明改革削弱了村庄公共品供给能力；如果 β 不显著，则说明改革成效尚不明显。此外，为进一步明确改革效应的异质性，本文分别将 $SR1_{it}$ 和 $SR2_{it}$ 作为被解释变量纳入 (1) 式，以探究集体产权制度改革对不同类型

公共品自给能力的影响。

(2) 中介效应检验。通过中介效应检验, 可以进一步探究集体产权制度改革影响村庄公共品自给能力的作用机理。参考温忠麟等^[48]的研究, 对模型进行中介效应检验分析。具体操作步骤如下:

$$Opeincome_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Reform_{it} + \gamma_1 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$SR_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Reform_{it} + \beta_3 Opeincome_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Opeincome_{it}$ 是中介变量, 表示 i 村在 t 时期的村集体经营性收入。按照中介效应的检验思路, 若 (1) — (3) 式中 β 、 β_1 和 β_3 均显著, 则中介效应成立。

四、模型估计与结果分析

1. 多期双重差分模型的回归结果

基准回归分三步进行: 第一步, 模型 (1) 中仅加入核心解释变量, 回归结果详见表 2 的列 (1); 第二步, 在模型 (1) 的基础上加入核心解释变量和所有控制变量得到模型 (2), 回归结果详见表 2 列 (2); 第三步, 在模型 (2) 的基础上, 对所有控制变量、个体固定效应以及时间固定效应进行控制, 以进一步排除选择性偏差与时间趋势效应, 回归结果详见表 2 列 (3)。模型 (4) 和模型 (5) 的因变量分别为生产性公共品自给率和非生产性公共品自给率, 以此来探究集体产权制度改革对不同类型公共品自给能力的影响是否存在显著差异。所有回归结果如表 2 所示。

表 2 回归估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Reform</i>	0.166*** (0.030)	0.111*** (0.032)	0.126*** (0.039)	0.139*** (0.037)	0.147*** (0.038)
<i>perlplowland</i>		-0.007* (0.003)	-0.011** (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.011** (0.005)
<i>distance</i>		-0.003*** (0.001)	-0.007*** (0.003)	-0.006** (0.002)	-0.007*** (0.003)
<i>fincome</i>		0.044** (0.021)	0.058** (0.027)	0.049** (0.021)	0.063** (0.026)
<i>selfbusiness</i>		0.355** (0.176)	0.290 (0.300)	0.317 (0.284)	0.491 (0.304)
<i>peresident</i>		-0.008 (0.084)	-0.010 (0.123)	0.078 (0.098)	0.044 (0.114)
<i>govsite</i>		-0.053 (0.050)	-0.088 (0.113)	-0.001 (0.120)	-0.055 (0.070)
<i>avage</i>		-0.004* (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.007*** (0.003)
<i>aveduy</i>		0.022*** (0.007)	0.039*** (0.010)	0.019** (0.009)	0.049*** (0.010)
<i>transincome</i>		0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.003)
<i>_cons</i>	0.228*** (0.022)	-0.112 (0.238)	-0.168 (0.312)	-0.002 (0.245)	-0.333 (0.313)
个体固定效应	未控制	未控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	控制	控制	控制
观测值	1092	1092	1092	1092	1092
R^2	0.028	0.072	0.550	0.550	0.535

注: **、*、*分别表示该系数在 1%、5%、10% 的置信水平上显著; 括号内为稳健标准误。下同。

由模型 (1) — 模型 (3) 的回归结果可知, 无论是否加入控制变量, 核心解释变量 *Reform* 的回归系数均显著为正, 但模型 (3) 的 R^2 值最大, 说明该模型的拟合效果最好, 即模型 (3) 对改革影响效应的解释能力最强, 因此重点对模型 (3)

进行分析。*Reform* 系数为 0.126, 且通过了 1% 的显著性检验, 说明集体产权制度改革的实施显著提高了村庄公共品自给能力。H₁ 得以验证。由模型 (4) 和模型 (5) 可知, 集体产权制度改革对生产性公共品自给率和非生产性公共品自给率均

存在显著正向影响，但对非生产性公共品自给率的提升作用更强。其原因可能是生产性公共品投资规模往往较大，投资弹性相对较小，改革对其促进作用相对较弱。相比之下，非生产性公共品品类繁多，与人们生活紧密相关，投资需求弹性相对较大，因此改革对这类公共品自给率的提升作用更加明显。综合以上回归结果发现，集体产权制度改革确能有效提升村庄公共品自给能力。

控制变量方面，村庄经济发展水平 (*fincome*) 系数为正且通过了 5% 的显著性检验，这说明经济发展水平越高，村庄公共品自给能力往往越强。村干部特征方面，村干部人均受教育年限 (*aveduy*) 的系数显著为正，年龄 (*age*) 的系数显著为负。可能的原因是那些年轻且受教育水平较高的村干部往往具有较强的工作干劲，其为民谋福利、为村谋发展的能力也更强，这进一步佐证了当前我

国提倡村干部年轻化、知识化的合理性。此外，人均耕地 (*perplowland*)、到县政府距离 (*distance*) 对村庄公共品自给率具有显著负向影响。

2. 稳健性检验

(1) 平行趋势检验。多期双重差分模型要求处理组与控制组在接受政策干预前的村庄公共品自给率变化趋势基本一致。本文借鉴 Beck 等^[46]的做法，对上述结果进行平行趋势检验。检验结果详见图 1。由图 1 可知，公共品总的自给率 (*SR*)、生产性公共品自给率 (*SR1*) 和非生产性公共品自给率 (*SR2*) 在集体产权制度改革实施前系数均在 0 值附近波动，说明实验组和对照组之间趋势基本一致，平行趋势检验通过。此外，集体产权制度改革后回归系数均有明显的上升趋势，表明集体产权制度改革对村庄公共品自给率的促进作用具有长期性和稳定性。

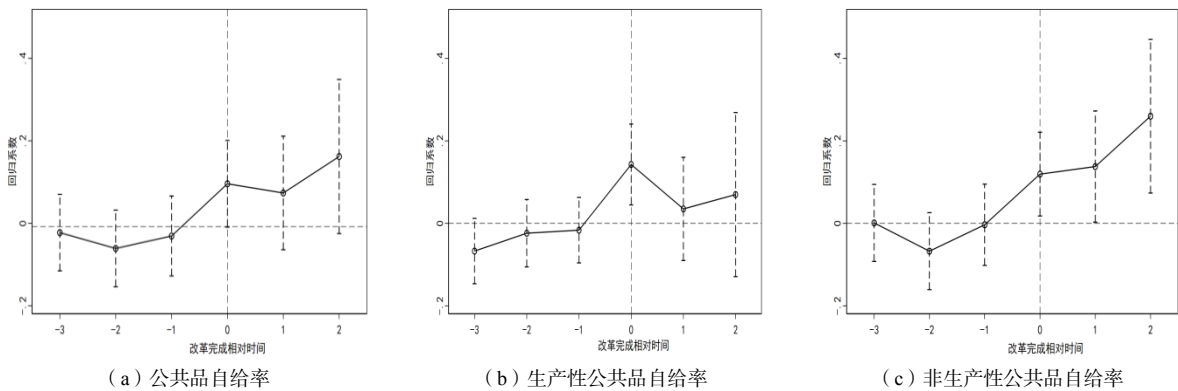


图 1 平衡趋势检验结果

(2) 安慰剂检验。由于各村庄实行集体产权制度改革的选择不是完全随机的，即可能存在部分不可观测的遗漏变量无法作为固定效应被加以控制。因此本文借鉴尹志超等^[49]的做法，进行安慰剂检验。具体思路是将 171 个行政村进行分组，

每组随机抽取各村庄集体产权制度改革完成的年份，再生成随机的改革实施年份虚拟变量，基于此反事实样本重新进行多期双重差分回归。对上述过程进行 500 次重复循环实验，以防止随机小概率事件对安慰剂检验的影响，检验结果详见图 2。

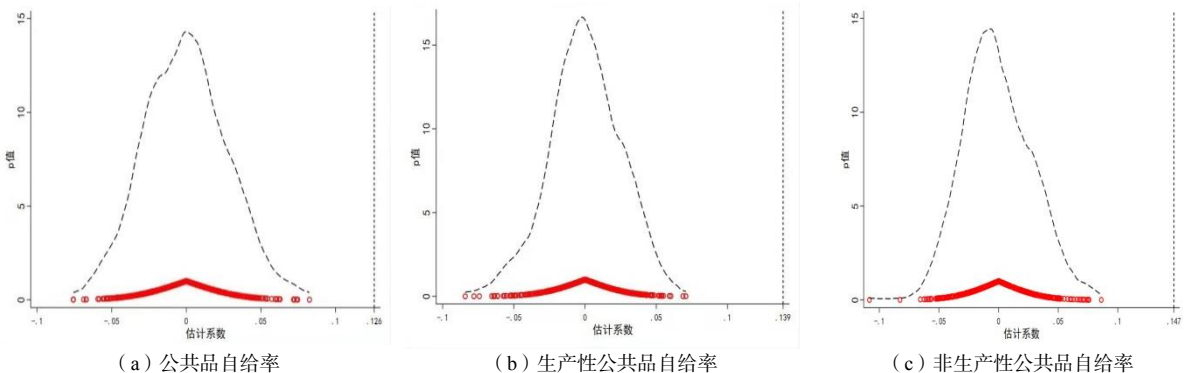


图 2 安慰剂检验结果

如图2所示,核密度分布图大致呈正态分布,重复循环实验得到的系数基本分布在0点左右,且大多数的 P 值大于0.1。同时,本文的真实估计系数(来自表2的第(3)列—第(5)列)不在随机样本估计系数的分布范围。以上结果说明集体产权制度改革对村庄公共品自给率的影响不大可能是受到相关遗漏变量的干扰,进一步佐证了改革

对村庄公共品自给能力的促进作用。

3. 影响机制检验

根据前文关于中介效应检验的相关步骤和原理,深入剖析集体产权制度改革影响村庄公共品自给能力的内在机理,即检验集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的影响过程中,村集体经营性收入是否具有中介效应。检验结果如表3所示。

表3 机制检验结果

	(1) <i>Opeincome</i>	(2) <i>SR</i>	(3) <i>SR1</i>	(4) <i>SR2</i>
<i>Reform</i>	1.366** (0.626)	0.117*** (0.039)	0.132*** (0.037)	0.138*** (0.038)
<i>Opeincome</i>		0.006** (0.003)	0.006*** (0.002)	0.007*** (0.003)
<i>perplowland</i>	-0.131 (0.093)	-0.010* (0.005)	-0.005 (0.004)	-0.010* (0.005)
<i>distance</i>	-0.149*** (0.030)	-0.006** (0.003)	-0.005** (0.002)	-0.006** (0.003)
<i>fincome</i>	0.739** (0.372)	0.053** (0.027)	0.045** (0.021)	0.058** (0.026)
<i>selfbusiness</i>	5.507 (5.122)	0.254 (0.294)	0.286 (0.283)	0.453 (0.299)
<i>peresident</i>	0.889 (1.741)	-0.015 (0.122)	0.073 (0.098)	0.038 (0.113)
<i>govsite</i>	3.019* (1.815)	-0.107 (0.110)	-0.018 (0.117)	-0.077 (0.067)
<i>avage</i>	-0.160*** (0.040)	-0.005* (0.003)	-0.008*** (0.003)	-0.006** (0.003)
<i>aveduy</i>	0.314** (0.127)	0.037*** (0.010)	0.018** (0.008)	0.046*** (0.010)
<i>transincome</i>	0.060 (0.039)	0.001 (0.003)	0.001 (0.002)	0.000 (0.003)
<i>_cons</i>	4.039 (4.512)	-0.194 (0.308)	-0.025 (0.242)	-0.361 (0.311)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1092	1092	1092	1092
<i>R</i> ²	0.486	0.554	0.539	0.555

由表3中估计结果可知,以总的公共品自给率为例,集体产权制度改革(*Reform*)和村集体经营性收入(*Opeincome*)的系数均在5%的置信水平下显著为正,且改革(*Reform*)的系数值有所下降,表明村集体经营性收入具有部分中介效应。也即是,集体产权制度改革不仅对村庄公共品自给能力具有直接影响,还会通过增加村集体经营性收入变量对村庄公共品自给率产生间接影响。结合理论分析可知,村庄进行集体产权制度改革能够有效清除影响村庄集体经济发展的制度性障

碍,激活集体生产要素潜能,有利于提高村集体经营性收入,进而提升村庄公共品的自给能力, H_2 得以验证。第(3)和第(4)列的回归结果表明,村集体经营性收入在集体产权制度改革对不同类型公共品自给率影响过程中均起到了部分中介作用,进一步验证了 H_2 。

五、结论与建议

科学评估集体产权制度改革的政策效应不仅有利于巩固和提升改革成果,也能为新时代实现

城乡基本公共服务均等化,实现农业农村现代化提供理论和经验参考。本文基于2012—2018年山东、河北、河南、吉林、福建、陕西、云南、新疆8省(自治区)171个行政村的非平衡面板数据,综合运用多期双重差分固定效应模型和中介效应模型,分析了集体产权制度改革对村庄公共品自给能力的影响及作用机制。研究结论如下:第一,集体产权制度改革对村庄公共品自给率具有显著的促进作用,有效促进了村庄公共品自给能力的提升。第二,改革的政策效应存在公共品品类异质性,即对非生产性公共品自给能力的促进作用强于生产性公共品。第三,村集体经营性收入在改革影响村庄公共品自给能力过程中发挥正向中介作用。

基于以上结论,结合乡村治理有效和共同富裕的内在要求,提出以下政策建议:第一,全面深化农村集体产权制度改革,着力做好改革“后半篇文章”工作。当前,大多数村庄的集体产权制度改革处在确权与赋能的探索试点阶段,取得了许多阶段性成果,但一些深入性、复杂性、前瞻性领域的内容还少有突破,各地改革过程中出现的一些新的问题和矛盾也亟待分析和化解。要坚持问题导向,实事求是,协同推进集体产权制度改革和城乡基本公共服务均等化。第二,重视农村集体经济组织在村庄公共品供给中的作用。进一步优化集体经济组织发展的制度环境,构建集体经济发展长效机制。加快推进集体经济组织立法工作,明确集体经济组织的主体构成、职能定位、运行规则与其他市场主体之间的关系。在此基础上,充分盘活用好村庄集体资源,结合各地区历史人文特色,积极发展新产业新业态,实现集体经济的“第二次飞跃”,夯实村庄公共品自给的经济基础。第三,因地制宜探索“政经分离”的实现路径。理顺集体经济组织与村两委的关系,避免因职能重叠和人员交叉产生的决策偏差。健全集体经济组织有效监督和管理机制,严格落实“四议两公开”制度,让农民真正成为集体资产的所有者、决策者和监督者,确保改革成果由农民共享。第四,努力提高村干部革命化、年轻化、知识化和专业化水平。建设一支能够适应农村改革和发展需要的有知识、有干劲、敢创造、懂治理的高素质干部队伍,不断强化乡村治理人才支撑。

注释:

- ① 数据来源:《中国农村经营管理统计年报(2015)》。
- ② 数据来源:《2020年中国农村政策与改革统计年报》。
- ③ 根据《2020年中国农村政策与改革统计年报》《中国农村经营管理统计年报(2015)》数据整理得到。

参考文献

- [1] 冷哲,黄佳民,仲昭朋.我国农村公共产品供给效率区域差异研究[J].农业技术经济,2016(5):80-91.
- [2] 宋洪远,高强.农村集体产权制度改革轨迹及其困境摆脱[J].改革,2015(2):108-114.
- [3] 张俊.农村集体产权制度改革理论基础与困境摆脱——基于国内文献的分析[J].山西农业大学学报(社会科学版),2020,19(4):56-65.
- [4] 张红宇.关于农村集体产权制度改革的若干问题[J].农村经营管理,2015(8):6-10.
- [5] 夏英,钟桂荔,曲颂,等.我国农村集体产权制度改革试点:做法、成效及推进对策[J].农业经济问题,2018(4):36-42.
- [6] 房绍坤,林广会.农村集体产权制度改革的法治困境与出路[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2019,40(1):31-41.
- [7] 方桂堂.农村集体产权制度改革的困境摆脱:自京郊观察[J].改革,2017(8):115-121.
- [8] 闵师,王晓兵,项诚,等.农村集体资产产权制度改革:进程、模式与挑战[J].农业经济问题,2019(5):19-29.
- [9] 孔祥智,穆娜娜.农村集体产权制度改革对农民增收的影响研究——以六盘水市的“三变”改革为例[J].新疆农垦经济,2016(6):1-11.
- [10] 江帆,李崇光,邢美华,等.中国农村集体产权制度改革促进了农民增收吗——基于多期DID模型的实证检验[J].世界农业,2021(3):70-79,107.
- [11] 张红宇,胡振通,胡凌啸.农村集体产权制度改革的实践探索:基于4省份24个村(社区)的调查[J].改革,2020(8):5-17.
- [12] 邓大才.产权单位与治理单位的关联性研究——基于中国农村治理的逻辑[J].中国社会科学,2015(7):43-64,206.
- [13] 肖盼晴.从总有到共有:集体产权权能重构及治理效应[J].财经问题研究,2020(2):21-27.
- [14] 李勇华.农村集体产权制度改革对村民自治的价值[J].中州学刊,2016(5):6-10.
- [15] 丁波.乡村振兴背景下农村集体经济与乡村治理有效性——基于皖南四个村庄的实地调查[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(3):53-61.
- [16] 方桂堂.农村集体产权制度改革的多重影响研究——来自北京市昌平区的实证调查[J].中国政法大学学报,2019(1):5-19,206.
- [17] 乔翠霞,王骥.农村集体经济组织参与公共品供给的

- 路径创新——大宁县“购买式改革”典型案例研究[J]. 中国农村经济, 2020(12): 22-34.
- [18] 郑建明, 李金甜, 刘琳. 新三板做市交易提高流动性了吗?——基于“流动性悖论”的视角[J]. 金融研究, 2018(04): 190-206.
- [19] 陈聪. 农民创业对村庄公共品供给影响的研究[D]. 南京: 江苏大学, 2019.
- [20] 渠敬东. 项目制: 一种新的国家治理体制[J]. 中国社会科学, 2012(5): 113-130, 207.
- [21] 田孟. 农村公共物品供给七十年: 国家与农民关系的视角[J]. 天府新论, 2020(5): 79-95.
- [22] 王海娟. 项目制与农村公共品供给“最后一公里”难题[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2015(4): 62-67.
- [23] 桂华. 项目制与农村公共品供给体制分析——以农地整治为例[J]. 政治学研究, 2014(4): 50-62.
- [24] 陈锋. 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[J]. 社会, 2015, 35(3): 95-120.
- [25] 王海娟, 贺雪峰. 资源下乡与分利秩序的形成[J]. 学习与探索, 2015(2): 56-63.
- [26] 安永军. 农村公共品供给中的“市场包干制”: 运作模式与实践逻辑[J]. 中国农村经济, 2020(1): 36-47.
- [27] 林万龙. 家庭承包制后中国农村公共产品供给制度诱致性变迁模式及影响因素研究[J]. 农业技术经济, 2001(4): 49-53.
- [28] 韩鹏云, 刘祖云. 农村社区公共品自主供给的逻辑嬗变及实践指向——基于村社共同体到村社空心化的分析路径[J]. 求实, 2012(7): 93-96.
- [29] 董磊明. 农村公共品供给中的内生性机制分析[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2015, 32(5): 69-75.
- [30] 许丹. 中国农村公共文化服务制度创新动力分析——基于理性选择制度主义的考察[J]. 行政论坛, 2021, 28(2): 90-98.
- [31] 望超凡. 村社主导: 资本下乡推动农村产业振兴的实践路径[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2021, 21(3): 28-36.
- [32] 彭长生. “一事一议”将何去何从——后农业税时代村级公共品供给的制度变迁与机制创新[J]. 农村经济, 2011(10): 7-10.
- [33] 陈义媛. 公共品供给与村民的动员机制[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019, 18(4): 101-110.
- [34] 王思民. 关于农村集体产权制度改革几个问题的思考[J]. 农业经济, 2016(12): 3-5.
- [35] 孔祥智. 产权制度改革与农村集体经济发展——基于“产权清晰+制度激励”理论框架的研究[J]. 经济纵横, 2020(7): 2, 32-41.
- [36] 张浩, 冯淑怡, 曲福田. “权释”农村集体产权制度改革: 理论逻辑和案例证据[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 81-94, 106.
- [37] 蒋红军, 肖滨. 重构乡村治理创新的经济基础——广东农村产权改革的一个理论解释[J]. 四川大学学报(哲学社会科学版), 2017(4): 13-21.
- [38] 刘义圣, 陈昌健, 张梦玉. 我国农村集体经济未来发展的隐忧和改革路径[J]. 经济问题, 2019(11): 81-88.
- [39] 马良灿. 新型农村集体经济发展与乡村社会再组织——以贵州省塘约村为例[J]. 中州学刊, 2021(2): 66-72.
- [40] 谢贞发, 范子英. 中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争[J]. 经济研究, 2015, 50(4): 92-106.
- [41] 雷丽霞, 张应良, 刘魏. 村庄特征、民主治理对村级公共品供给的影响研究——基于 IAD 框架的理论分析与实证分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2021, 22(6): 62-72.
- [42] 李燕凌. 农村公共产品供给侧结构性改革: 模式选择与绩效提升——基于 5 省 93 个样本村调查的实证分析[J]. 管理世界, 2016(11): 81-95.
- [43] 梁劲松, 王征兵. 宗族结构对农村公共品供给水平的影响效应——基于当选者意愿与能力的中介效应检验[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2019, 20(5): 45-54.
- [44] 曾红颖. 我国基本公共服务均等化标准体系及转移支付效果评价[J]. 经济研究, 2012, 47(6): 20-32, 45.
- [45] LUO R, ZHANG L, HUANG J. Elections, fiscal reform and public goods provision in rural China[J]. Journal of Comparative Economics, 2007, 35(3): 583-611.
- [46] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [47] CALLAWAY B, Sant' Anna P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2020(12): 1-45.
- [48] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [49] 尹志超, 沛瑶, 张琳琬. “为有源头活水来”: 精准扶贫对农户信贷的影响[J]. 管理世界, 2020, 36(2): 59-71, 194, 218.

责任编辑: 黄燕妮