

# 农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响\*

## ——来自中国 1873 个县域的证据

彭凌志 赵敏娟

**摘要：**农村集体产权制度改革是中国农村改革的重大制度创新，对激活农村各类集体生产要素潜能，实现城乡要素有效配置，促进区域经济发展具有重要意义。本文基于 2013—2020 年中国 1873 个县（市、区）的面板数据，以中国农村集体产权制度改革试点为准自然实验，运用双重差分模型，考察农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响。研究发现：第一，农村集体产权制度改革有助于激发地区发展动能，对县域一二三产业发展均产生了显著的促进效应。第二，在集体资产已经积累比较多的东部地区，农村集体产权制度改革进一步激发了发展活力，对县域经济发展的促进效应整体上比中西部地区更加明显。第三，脱贫攻坚战打响以后，国家对贫困县集体经济发展的支持力度较大，贫困县农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应比非贫困县更加明显。第四，农村集体产权制度改革有利于县域产业结构优化和产业集聚水平提升，有助于提高县域经济发展质量。

**关键词：**农村集体产权制度改革 县域经济发展 集体经济 多期双重差分模型

**中图分类号：**F301.1 **文献标识码：**A

### 一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征。自古以来，县域作为国家政治、经济和社会系统中最基本的单元，在国家治理、经济发展和资源承载中具有重要地位（斯丽娟和曹昊煜，2022）。截至 2022 年底，中国内地县级行政区总计 2843 个<sup>①</sup>，其中县域共有 1866 个，总面积占全国国土面积的 90% 左右，总人口占中国大陆人口的 52.5%，地区生产总值占中国大陆地区生产总值的 38.1%<sup>②</sup>。由于县域覆盖了中国大部分面积和人口，特别是农村人口，因此实现县域的现代化和共同

\*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“‘双碳’目标下农业绿色发展体系创新与政策研究”（编号：22&ZD083）的支持。

<sup>①</sup>资料来源：国家统计局，2023：《中国统计年鉴 2023》，北京：中国统计出版社。

<sup>②</sup>资料来源：《〈中国县域高质量发展报告 2023〉发布》，[http://www.jjckb.cn/2023-05/13/c\\_1310718438.htm](http://www.jjckb.cn/2023-05/13/c_1310718438.htm)。

富裕是实现中国现代化和共同富裕的基础（何晓斌，2021）。要素投入和资源的有效配置是经济增长的主要源泉（Denison，1962）。从要素权属来看，在县域范围内，土地主要为村集体所有，大量资金为农村集体经济组织及其成员所有，劳动力主要为广大农村集体经济组织成员。改革开放以来，中国县域经济之所以快速发展，农民收入之所以快速增加，非常关键的一点，就是不断优化农村要素配置，包括农村劳动力要素流动、农民利用自身资金积累和土地发展高效农业、集体经济组织利用集体积累和资金发展乡村工业等。尽管改革开放以来，农村集体经济发展经历了起起落落，但一直是县域经济的基础构成。农村集体经济组织的土地、资金、劳动力要素能否得到高效配置，对县域经济发展具有重要作用。经过长期发展，农村集体经济组织，尤其是经济发达地区、城市郊区的农村集体经济组织，已经积累起庞大的资产。脱贫攻坚以来，贫困县积累的农村集体资产规模也迅速扩大。但农村集体资产产权一直存在归属不明、权责不清、管理僵化等问题，资源要素的配置效率不高，经济发展潜力没有得到充分释放（罗明忠和魏滨辉，2022）。通过推动农村集体产权制度改革，达到明晰产权、完善治理结构、激发发展动力、防范发展风险等目的，农村集体经济发展将迎来新局面，也为县域经济发展增添新活力。

从20世纪80年代开始，中国就出现了农村集体产权制度改革的探索。90年代以后，这些探索就多了起来，并且主要集中在发达地区。21世纪以后，北京、上海、浙江等地的农村集体产权制度改革开始全面推开。部分地区、部分村庄之所以具有先行探索的积极性，主要是在工业化、城镇化水平快速提高的背景下，农村集体经济组织来自征地、物业等方面的收入水平高，集体成员普遍具有保护好自身权益的主动性，不少村“两委”也具有抓住发展机遇、增加村级收入的主动性。这些先行地区的改革，固然有政府的支持和推动，但整体上还是属于内驱型。它们的探索性实践，为后来中国农村集体产权制度改革的开展提供了经验。

党的十八大报告首次提出“全面建成小康社会”的目标和“必须坚持走共同富裕道路”的要求<sup>①</sup>，并对依法维护农民集体收益分配权、壮大集体经济实力作出部署。顺应新形势新要求，2013年，党的十八届三中全会明确提出农村集体产权制度改革的任务要求，为农村集体产权制度改革提供了新的时代背景。2014年，中央全面深化改革领导小组第五次会议审议了《积极发展农民股份合作赋予农民对集体资产股份权能改革试点方案》<sup>②</sup>，正式拉开农村集体产权制度改革的序幕。2016年，《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》明确要求：“构建归属清晰、权能完整、流转顺畅、保护严格的中国特色社会主义农村集体产权制度，保护和发展农民作为农村集体经济组织成员的合法权益。”<sup>③</sup>到2021年底，中国农村集体产权制度改革阶段性任务基本完成，并进入巩固提升质量的阶

<sup>①</sup>参见《胡锦涛在中国共产党第十八次全国代表大会上的报告》，[https://www.gov.cn/ldhd/2012-11/17/content\\_2268826.htm](https://www.gov.cn/ldhd/2012-11/17/content_2268826.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：《中央全面深化改革领导小组第五次会议：严把改革方案质量关督察关》，[https://www.gov.cn/xinwen/2014-09/29/content\\_2758791.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2014-09/29/content_2758791.htm)。

<sup>③</sup>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》，[https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/29/content\\_5154592.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/29/content_5154592.htm)。

段。《国民经济和社会发展的第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》中明确提出：“深化农村集体产权制度改革，完善产权权能，将经营性资产量化到集体经济组织成员，发展壮大新型农村集体经济。”<sup>①</sup>这一阶段的农村集体产权制度改革，在很大程度上是围绕全面建成小康社会、朝着共同富裕方向稳步前进的蓝图展开的，改革过程具有明显的行政推动型特征。

农村集体产权制度改革建立起产权清晰的集体产权制度，以市场化的形式经营集体资产，使大量闲置的农村集体资源要素活跃起来，生产力得到跃升（田友和赵翠萍，2021），这对激活农村发展新动能具有关键作用（马池春和马华，2018）。经过五批农村集体产权制度改革试点，到 2021 年，全国清查核实集体账面资产 7.7 万亿元，其中经营性资产 3.5 万亿元<sup>②</sup>。对这些资源进行合理运营，并与相关要素组合，必将为县域经济发展注入强大动能。然而，学术界少有研究关注农村集体产权制度改革对县域经济的影响。已有关于农村集体产权制度改革效应的研究主要集中在农村集体产权制度改革的收入效应、乡村治理效应对集体经济发展的促进效应三个方面。第一，在收入效应方面，罗明忠和魏滨辉（2022）通过分析全国县级面板数据发现，农村集体产权制度改革促进了农民增收，缩小了城乡收入差距。张衡和穆月英（2023）则从微观视角切入，发现农村集体产权制度改革缩小了农民群体的内部收入差距。第二，在乡村治理效应方面，胡伟斌和黄祖辉（2022）通过分析 1657 户农户数据发现，农村集体产权制度改革会促进农户民主参与行为，提高村庄治理民主水平。马平瑞和李祖佩（2023）基于鲁西南蔡庄村的案例分析提出，农村集体产权制度改革有助于乡村治理优化升级。第三，在对集体经济发展的促进效应方面，张应良和徐亚东（2019）从理论层面分析了农村集体产权制度改革对农村集体经济的影响，认为农村集体产权制度改革通过对外拓宽市场、对内延长产业链、获得规模经济等方式实现集体经济的持续增长。孔祥智（2020）通过六盘水市等 3 个案例分析提出，农村集体产权制度改革通过确权到人能提高集体经济组织的运行效率，推动集体经济发展。芦千文和杨艺武（2022）通过分析 3833 户农户数据证实了农村集体产权制度改革明显促进了农村集体经济发展。

梳理文献可知，农村集体产权制度改革的效应已经得到广泛关注，特别是关于其乡村治理、农民收入和村集体经济发展方面的效应研究已经相当丰富，但已有研究大多从微观视角、理论层面或通过案例分析的方法进行研究，尚有在县域层面开展的整体性实证研究，且鲜有文献涉及农村集体产权制度改革与县域经济发展的关系。农村集体产权制度改革是以县域为单位推进的，分析其对县域经济的影响对于评估改革的整体效应和评价改革工作的成效具有重大现实意义。本文立足研究改革的县域经济发展效应，从以下几个方面拓展农村集体产权制度改革的效应研究：第一，从要素流动、产业结构和产业集聚的视角，分析农村集体产权制度改革对县域经济发展的直接影响，考察农村集体产权制度改革推动县域经济发展的作用机制。第二，以全国 1873 个县（市、区）为样本，采用多期双重差

<sup>①</sup>参见《中华人民共和国国民经济和社会发展的第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》，[https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content\\_5592681.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：《全国农村集体产权制度改革工作部署视频会议在京召开》，[http://www.moa.gov.cn/jg/leaders/lingdhd/202109/t20210913\\_6376321.htm](http://www.moa.gov.cn/jg/leaders/lingdhd/202109/t20210913_6376321.htm)。

分模型和比较完整的县级数据进行实证研究，弥补现有文献从省级层面论证存在的不够精准、案例研究存在的系统性不够等不足。第三，在分析农村集体产权制度改革对县域经济发展整体效应的基础上，考虑区域异质性和时间动态效应，进一步考察该项改革对县域不同产业发展的影响，以深化和细化对改革效应的评估。

## 二、研究假说

合理的产权制度安排是资源资产得以合理配置的逻辑起点。农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应，主要通过畅通生产要素流动和提高集体资源配置效率实现。第一，通过明晰产权结构、重塑治理机制、促使资产价值显化、促进资源要素畅通流动等，农村集体产权制度改革可以有效激发各类生产要素的活力和市场主体的创造力（涂圣伟，2021；张应良和徐亚东，2019）。集体经济组织统一组织实施土地开发利用和资产运营，有利于实现土地的多功能利用和农业规模化经营（张红宇等，2020），并对农业生产性服务业发展产生积极影响（郭晓鸣和张耀文，2022）。第二，农村集体经济组织利用集体资金和相关机器设备发展产后储存、运输等产业，盘活利用农村闲置用地等集体资源发展观光休闲农业、农村电商等新业态（梁春梅和李晓楠，2018；陈慈和孙素芬，2020），延长了产业链，创造了新的就业岗位，促进了农民就地就近就业和增收。第三，农村集体产权制度改革促进了新型经营主体的培育和引进，吸引了外出务工人员返乡创业就业（张行发和徐虹，2022），为农村发展带来了资本要素、现代科技和企业家才能（孔祥智，2020）。新型经营主体和返乡创业人员选择合适的产业并将各类要素聚集到所选择的产业中，有利于农村产业的发展和壮大。第四，确定农民的股份权能可以消除农民对权益被侵占的顾虑，增强其进城务工的意愿（肖盼晴和姚玉凤，2022）。大量劳动力资源的供给，会对城镇二三产业的发展产生支撑作用。同时，集体产权归属明晰化还能分担农村人口的市民化成本（涂圣伟，2017），有利于提高农业转移人口落户城镇的意愿和能力，加速新型城镇化进程的推进（王邹和孙久文，2023），从而推动县域经济发展。据此，本文提出假说 H1 和假说 H2。

H1：农村集体产权制度改革对县域经济发展有促进效应。

H2：农村集体产权制度改革促进了县域一二三产业的发展。

产业结构不合理、集聚水平低是阻碍县域经济发展的重要原因。通常来说，资源配置效率的提高和生产要素流动的畅通有利于地区产业结构优化和产生产业集聚效应（王振华等，2019）。集体资源配置效率的提高意味着被闲置或低效利用的集体资产将被作为生产要素投入到各类产业。生产要素流动的畅通意味着生产要素流动成本下降，会促进包括农村集体资产以及劳动力在内的各类生产要素从回报率相对较低的产业流向回报率更高的产业，推动县域产业结构转型升级。经济活动的空间集聚是实现地区经济发展的重要推力（Marshall，1961），而农村集体产权制度改革会促进人力、资本、原材料等要素更加自由地流动和实现资源更高效配置，有助于县域内产业实现集聚。具体来看：第一，农村集体产权制度改革通过培育新型经营主体和吸引外出务工人员返乡创业在县域范围内产生劳动力集聚效应，增加了县域劳动力总量和人力资本积累，这部分人员为当地产业发展提供资金和技术等要素，从而实现产业结构调整 and 产业集聚。第二，通过整合各类集体资产要素，将集体经营性资产与社

会工商业资本融合，农村资源要素得以衔接现代产业链条。各类要素的有效供给有利于基于当地主导农业产业全链发展上下游相关产业，以优质生产要素供给的规模效应促进产业发展集聚效应的形成。第三，长期以来，一些县域产业结构中传统农业、牧业等第一产业占比较高，不注重利用当地特色资源发展特色产业，产业同质化程度高，缺乏竞争力。农村集体产权制度改革通过激活各类集体特色资源要素，并利用集体资金因地制宜开发乡村旅游和特色农业等新产业新业态，能改善县域产业结构，促进经济发展。据此，本文提出假说 H3。

H3：农村集体产权制度改革通过优化产业结构和提升产业集聚水平两条路径促进县域经济发展。

### 三、研究设计

#### （一）变量选择与说明

1.被解释变量。本文的被解释变量是县域经济发展水平，分别采用县域实际地区生产总值、县域人均实际地区生产总值、县域一二三产业实际增加值来衡量。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是农村集体产权制度改革试点，若县（市、区）当年是农村集体产权制度改革试点，取值为1，否则取值为0。

3.控制变量。本文参考已有相关研究设置了一系列控制变量来控制其他因素对县域经济发展的影响（例如伍骏骞和张星民，2023；吴本健等，2022）。控制变量包括地域面积、人口密度、通信覆盖水平、服务业发展水平、人力资本水平、农业发展水平、政府财政收入水平、产业规模化水平、政府财政干预水平、居民储蓄水平、金融发展水平、医疗水平、福利设施水平。

4.中介变量。农村集体产权制度改革可能通过优化产业结构和提升产业集聚水平两条路径对县域经济发展产生影响。因此，本文引入产业结构和产业集聚水平两个中介变量进行机制分析。

5.稳健性检验变量。夜间灯光数据在区域经济研究中的应用越来越广泛，与地区生产总值存在显著正相关关系，可作为地区生产总值的良好替换指标（徐康宁等，2015）。本文采用县域夜间灯光数据代替县域实际地区生产总值来衡量县域经济发展水平，从而进行稳健性检验。本文使用的灯光数据为基于自编码器模型的跨传感器校正方案进行修正的2013—2020年每月的NPP-VIIRS夜间遥感影像数据，然后对每年数据取平均值。

#### （二）数据来源

本文希望构造一个覆盖中国尽可能多县域的平衡面板数据以保证研究结果的可靠性，但受限于县级数据的可获得性，同时考虑到2013年前和2020年后有较多县（市、区）的相关指标数据存在缺失，最后选择将2013—2020年作为研究时期。在剔除部分数据缺失严重样本的前提下，本文收集整理了2013—2020年中国30个省份1873个县（市、区）的平衡面板数据，试点县（市、区）在2015年、2017年、2018年、2019年、2020年先后开展农村集体产权制度改革。农村集体产权制度改革试点地区以及试点开展时间来源于国家发展和改革委员会网站历年公布的改革试点名单；2013—2020年各省份生产指数来源于2013—2020年历年《中国统计年鉴》；夜间灯光数据来源于地理遥感生态网科

学数据注册与出版系统<sup>①</sup>；其余指标数据来源于2013—2020年历年的《中国县域统计年鉴》。

主要变量的含义和描述性统计如表1所示。

表1 主要变量的含义和描述性统计

变量名称	含义及赋值	观测值	均值	标准差
县域实际地区生产总值	县域地区生产总值除以所属省份以2013年为基期的生产指数（万元）	14984	2179635	2866704
县域人均实际地区生产总值	县域实际地区生产总值与县总人口的比值（元/人）	14984	45442	47612
县域第一产业实际增加值	县域第一产业增加值除以所属省份以2013年为基期的第一产业生产指数（万元）	14984	269930	207275
县域第二产业实际增加值	县域第二产业增加值除以所属省份以2013年为基期的第二产业生产指数（万元）	14984	1118508	1636376
县域第三产业实际增加值	县域第三产业增加值除以所属省份以2013年为基期的第三产业生产指数（万元）	14984	761494	1183758
农村集体产权制度改革试点	若县（市、区）当年是农村集体产权制度改革试点，取值为1，否则取值为0	14984	0.22	0.41
地域面积	县域行政区域面积（平方千米）	14984	3607.01	8106.40
人口密度	总人口与行政区域面积之比（人/平方千米）	14984	324.94	306.94
通信覆盖水平	固定电话用户数与总人口之比（户/万人）	14984	1010.64	940.83
服务业发展水平	县域第三产业实际增加值与实际地区生产总值之比	14984	0.35	0.11
人力资本水平	每万人中有高中在校生数量（人/万人）	14984	456.66	147.19
农业发展水平	县域第一产业实际增加值与总人口之比（元/人）	14984	5914.56	4506.51
政府财政收入水平	地方财政一般预算收入（万元）	14984	139801.90	242167.20
产业规模化水平	规模以上工业企业单位数（个）	14984	122.06	198.65
政府财政干预水平	地方财政一般预算支出（万元）	14984	355742.70	269305.10
居民储蓄水平	城乡居民储蓄存款余额与总人口之比（元/人）	14984	29172.15	22082.1
金融发展水平	年末金融机构贷款余额与总人口之比（元/人）	14984	30206.36	39472.18
医疗水平	全县医院床位数（床）	14984	2048.44	1601.66
福利设施水平	各种社会福利收养性单位数（个）	14984	18.07	25.08
产业结构	县域二三产业实际增加值与实际地区生产总值之比	14984	0.81	0.15
产业集聚水平	县域二三产业实际增加值与行政区域面积之比（亿元/平方千米）	14984	0.14	0.29
夜间灯光数据	年平均夜间灯光数据像元亮度值（DN）	14984	1.34	1.34

注：县域实际地区生产总值、县域人均实际地区生产总值、县域第一产业实际增加值、县域第二产业实际增加值、县域第三产业实际增加值、地域面积、人口密度、农业发展水平、政府财政收入水平、政府财政干预水平、居民储蓄水平、金融发展水平、医疗水平、福利设施水平、夜间灯光数据在表中报告的是原值，在后文回归分析中取对数值。

<sup>①</sup>资料来源：地理遥感生态网，<http://www.gisrs.cn/infodata?id=ef097906-d4f4-44fd-a889-ecae10b59ec3>。

### （三）模型设定

本文将农村集体产权制度改革试点看作一项准自然实验，采用双重差分模型（DID）评估农村集体产权制度改革试点对县域经济发展的影响，将农村集体产权制度改革试点县（市、区）作为处理组，其他县（市、区）作为对照组。由于各地区试点开展时间不一致，本文参照 Beck et al.（2010）的做法，采用多期双重差分模型进行研究。本文构建模型如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \beta_1 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： $Y_{it}$  为被解释变量，表示  $i$  县（市、区）在第  $t$  年的实际地区生产总值、人均实际地区生产总值、一二三产业实际增加值、夜间灯光数据。以上变量均进行取对数处理。 $did_{it}$  是核心解释变量，表示  $i$  县（市、区）在第  $t$  年是否为农村集体产权制度改革试点。 $X_{it}$  是控制变量。 $\mu_i$ 、 $\gamma_t$ 、 $\varepsilon_{it}$  分别是县固定效应、时间固定效应和误差项。

为了检验农村集体产权制度改革影响县域经济发展的作用路径和机制，参考 Baron and Kenny（1986）的中介效应研究思路，本文构造以下模型进行检验：

$$M_{it} = \theta_0 + \theta_1 did_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \omega_0 + \omega_1 did_{it} + \omega_2 M_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（2）式和（3）式中： $M_{it}$  为中介变量，包括产业结构和产业集聚水平；其余变量与（1）式一致。

## 四、估计结果及分析

### （一）基准回归结果

表 2 中，（1）列和（2）列分别报告了控制双向固定效应和加入控制变量后，农村集体产权制度改革试点对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的影响。结果表明，农村集体产权制度改革试点均在 1% 的水平上显著，且系数为正，说明该项改革显著促进了县域经济发展。从效应大小看，农村集体产权制度改革对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的提升作用分别为 0.8% 和 0.9%。（3）列～（5）列分别为控制双向固定效应和加入控制变量后，农村集体产权制度改革试点对县域一二三产业实际增加值的影响。结果显示，农村集体产权制度改革试点分别在 10%、1%、1% 的水平上显著，且系数为正，即农村集体产权制度改革对县域一二三产业发展产生了显著的促进效应。农村集体产权制度改革对县域二三产业实际增加值的提升作用较大，分别为 1.3% 和 0.9%，对县域第一产业实际增加值的提升作用较小，为 0.1%。综上，假说 H1 和假说 H2 得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	县域实际地区 生产总值	县域人均实际地 区生产总值	县域第一产业 实际增加值	县域第二产业 实际增加值	县域第三产业 实际增加值
农村集体产权制度 改革试点	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.001* (0.001)	0.013*** (0.002)	0.009*** (0.001)

表2 (续)

地域面积	0.376*** (0.031)	-0.577*** (0.034)	0.208** (0.097)	0.598*** (0.039)	0.334*** (0.027)
人口密度	0.394*** (0.028)	-0.557*** (0.032)	0.000 (0.000)	0.636*** (0.036)	0.349*** (0.024)
通信覆盖水平	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)
服务业发展水平	-1.365*** (0.047)	-0.813*** (0.042)	-2.712*** (0.247)	-2.387*** (0.086)	0.896** (0.044)
人力资本水平	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
农业发展水平	0.298*** (0.026)	0.344*** (0.029)	0.293*** (0.065)	0.476*** (0.032)	0.261*** (0.021)
政府财政收入水平	0.010** (0.003)	0.017** (0.002)	0.030** (0.008)	0.022** (0.002)	0.017** (0.002)
产业规模化水平	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
政府财政干预水平	0.017*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.014 (0.014)	0.006 (0.004)	0.008*** (0.003)
居民储蓄水平	-0.011*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.056*** (0.022)	-0.012** (0.005)	-0.009*** (0.003)
金融发展水平	0.027*** (0.003)	0.027*** (0.003)	0.028*** (0.010)	0.040*** (0.004)	0.023*** (0.003)
医疗水平	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.052*** (0.012)	0.008** (0.003)	0.009*** (0.002)
福利设施水平	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.003)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
常数项	0.008*** (0.001)	-0.577*** (0.034)	0.208** (0.097)	0.013*** (0.002)	0.009*** (0.001)
县固定效应	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
观测值	14984	14984	14984	14984	14984
R <sup>2</sup>	0.979	0.978	0.943	0.941	0.986

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

## (二) 平行趋势检验

处理组和对照组满足平行趋势假设是 DID 估计结果有效的的基本前提。本文参考已有研究 (Ferrara et al., 2012)，使用事件研究法考察试点开展前处理组和对照组的县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值是否具有平行趋势。考虑到农村集体产权制度改革试点主要集中在 2017 年之后开

展，试点开展后 3 期之后的样本量较少，可能导致加入控制变量后估计的自由度不足，本文参考齐秀琳和江求川（2023）的做法，将试点开展后 3 年之后的数据汇总到第 3 期。同时，将试点开展前 4 年之前的数据汇总到第-4 期。建立以下模型进行检验：

$$Y_{it} = \sigma_0 + \sum_{s=-4}^3 \sigma_s did_s + \beta_4 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

（4）式中： $\sigma_s$  是待估计系数，反映农村集体产权制度改革试点对县域经济发展的影响。 $s$  为相对于试点开展当期的期数， $s \in (-4, -3, -2, 0, 1, 2, 3)$ 。 $\sigma_0$  是常数项，其余变量与（1）式一致。

图 1 汇报了县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值在 95% 置信区间下的平行趋势检验结果，以试点开展前一期作为基期。可以看出，在试点开展之前，试点开展相对时间均不显著，且系数大小存在上下波动情况，说明在试点开展之前，处理组和对照组没有显著差异，即通过了平行趋势检验。在试点开展后，试点开展相对时间的系数有明显的上升趋势，且在试点开展当期和后两期，试点开展相对时间在 95% 置信区间下基本显著且系数符号为正，说明处理组的县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值明显高于对照组。同时可以看到，农村集体产权制度改革试点在开展的前三年对县域经济增长产生了持续的促进效应，且促进效应持续增强，这与农村集体产权制度改革试点规定 2~3 年的改革期限基本一致。一方面，从试点政策发布到地方政府开始制定改革实施方案，再到开始实施改革，这一过程需要一定时间，而且清产核资、确认集体成员和折股量化等改革内容也非短期内可以完成，改革的效应需要在一段时间内逐渐释放。另一方面，在改革的阶段性任务完成后，随着改革畅通城乡要素流动和优化资源配置的效应不断释放，积累改革带来的有利于发展的因素，形成“循环累积”，对地区经济发展的促进效应会逐渐显现并不断增强。此外，可以发现，在试点开展后的第 3 期之后，制度基本稳定下来，并成为保健性因素，对增量的影响明显减弱。

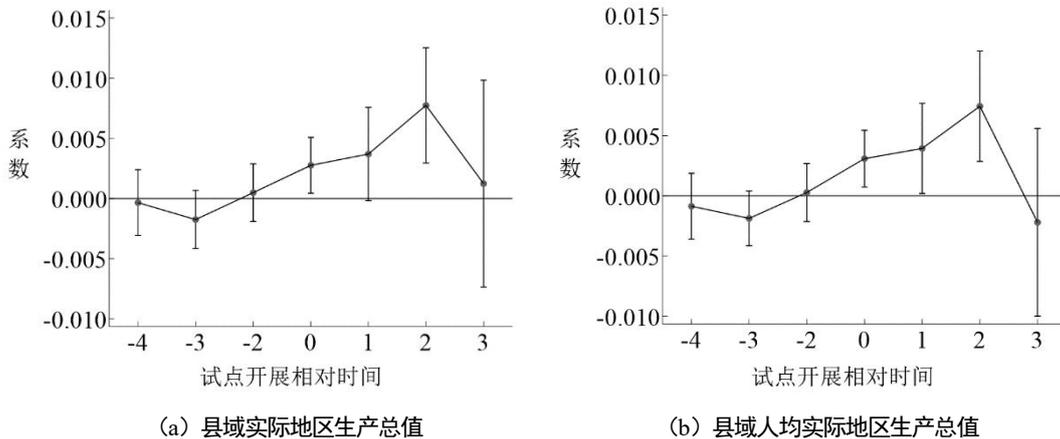


图 1 平行趋势检验

### （三）稳健性检验

1. 安慰剂检验。本文参照白俊红等（2022）的研究，使用安慰剂检验进一步检验回归结果的稳健性。利用 Stata 软件从所有样本县（市、区）中随机抽取部分样本县（市、区）作为处理组，同时随机

选择试点开展时间,然后重新对其进行双重差分估计,得到核心解释变量的参数估计结果。重复该过程 500 次,再将 500 次估计的系数核密度估计值以及 p 值分布呈现在图中,如图 2 所示。其中,随机处理得到的系数估计值集中在 0 附近,而且 p 值绝大多数超过 0.1。基准回归中农村集体产权制度改革试点对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的系数分别为 0.008 和 0.009,显著区别于安慰剂检验测试的结果。这在一定程度上说明了基准回归估计结果具有稳健性。

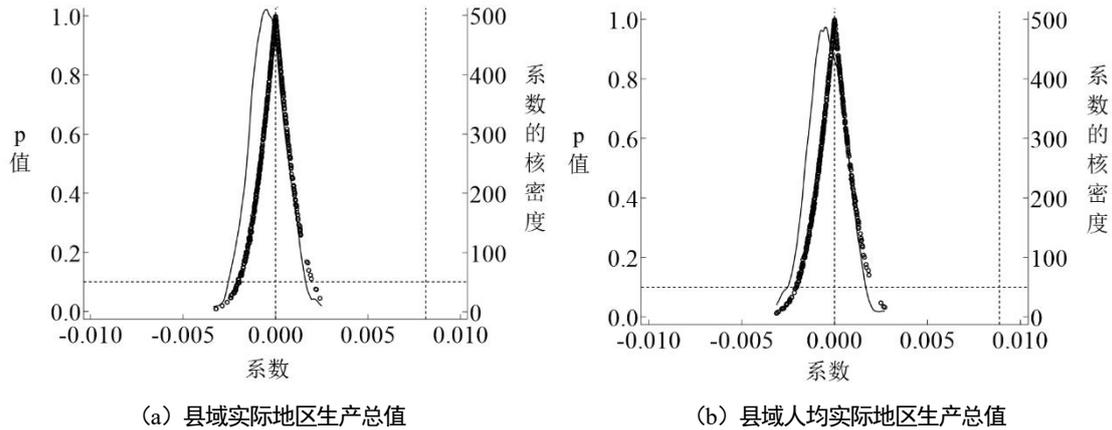


图 2 安慰剂检验

注:图 2 (a) 和图 2 (b) 中竖虚线所对应的横轴值分别为 0.008 和 0.009,横虚线所对应的竖轴值为 0.1。

2.PSM-DID。由于农村集体产权制度改革试点并非严格意义上的准自然实验,可能存在由样本选择偏差所导致的内生性问题。根据相关政策文件<sup>①</sup>,提高农民收入和促进经济发展是农村集体产权制度改革的重要目标,因此,发展相对滞后的中西部贫困县地区更有可能被选择或更早被选择为试点地区,从而导致样本自选择偏差问题。因此,本文进一步采用多期 PSM-DID 模型进行稳健性检验。对于面板数据使用 PSM-DID 模型的处理方法主要有两类:一是将面板数据视为截面数据直接进行截面 PSM 匹配,然后再使用 DID 模型进行估计(魏守华等,2020);二是参照 Böckerman and Ilmakunnas (2009) 的方式进行逐期 PSM 匹配,然后再使用 DID 模型进行估计。两种方式都存在一定不足,但这两种方法仍然是现行条件下较好的研究方式,因此本文同时采用这两种方法进行 PSM 匹配。具体做法为:①选取模型(1)中的控制变量作为协变量,分别按照构造截面 PSM 和逐期匹配的方式使用 1:1 近邻匹配进行 PSM 匹配<sup>②</sup>,其中,逐期匹配方法参照了白俊红等(2022)的具体做法。②将两种方法的匹配结果中非共同支撑部分剔除,得到两套满足共同支撑域的数据集。③运用多期 DID 重新检验农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应。

表 3 展示了 PSM-DID 检验的结果。(1)列和(2)列为被解释变量是县域实际地区生产总值的

<sup>①</sup>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》, [https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/29/content\\_5154592.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/29/content_5154592.htm)。

<sup>②</sup>由于篇幅原因,PSM 的平衡性检验图,共同支撑假设样本的分布情况和核密度分布情况未加入文中。感兴趣的读者可向作者索取。

检验结果，（3）列和（4）列为被解释变量是县域人均实际地区生产总值的检验结果。从表3可知，在通过PSM匹配后，农村集体产权制度改革试点均在1%的水平上显著且系数为正，与上文结果基本一致，由此进一步肯定了基准模型回归的结论。

表3 PSM-DID 回归结果

变量	县域实际地区生产总值		县域人均实际地区生产总值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	截面 PSM	逐期 PSM	截面 PSM	逐期 PSM
农村集体产权制度改革试点	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	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	14552	13217	14552	13217
R <sup>2</sup>	0.977	0.976	0.983	0.981

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

3.其他稳健性检验。第一，采用夜间灯光数据衡量经济发展水平。与地区生产总值相比，夜间灯光数据不受地区间价格因素变动的的影响，能更真实地反映一国或地区的经济发展状况。本文采用县域夜间灯光数据代替县域实际地区生产总值进行回归，回归结果如表4（1）列所示。农村集体产权制度改革试点在1%的水平上显著，且系数为正，说明了研究结论的稳健性。

第二，剔除北京和浙江的样本。中国农村集体产权制度改革试点在2015年正式开展，但是浙江和北京两个省份2015年之前在村级层面几乎就已经完成了全部的改革任务（完成改革村比例：在2014年，北京为100%，浙江为75%，其余省份介于0%~10%），即这两个省份的实际改革进度与试点开展的进度有所差异，所以这两个省份的样本可能会对回归结果的有效性产生影响。本文将这两个省份的样本剔除后进行回归。回归结果如表4（2）列和（3）列所示，农村集体产权制度改革试点均在1%的水平上显著，且系数为正，进一步说明研究结论是稳健的。

第三，剔除市区和县级市样本。虽然市区和县级市同属于县级行政级别，但是两者的经济社会形态存在明显的差异（陈熠辉等，2022）。总的来说，相对于同区域内的县，市区和县级市的经济和产业发展基础更好，在改革开始之前其农村集体经济就已经有更长足的发展。本文将市辖区和县级市样本剔除后再进行回归，回归结果如表4（4）列和（5）列所示。农村集体产权制度改革试点均在1%的水平上显著，且系数为正，再次说明研究结论是稳健的。

第四，排除其他政策干扰。考虑到在本文研究时期内开展的农民工返乡创业试点、电子商务进农村综合示范县、宽带中国示范城市和新型城镇化建设等政策对县域经济发展会产生影响，从而可能对前述结论产生干扰，因此，本文将这些政策变量纳入基准回归模型再次进行回归。表4（6）列和（7）列的结果显示，农村集体产权制度改革试点均在1%的水平上显著，且系数为正，农村集体产权制度改革依然促进了县域经济发展。

表4 其他稳健性检验结果

变量	采用夜间灯光数据衡量县域经济	剔除北京和浙江样本		剔除县级市和市区样本		剔除其他政策影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	夜间灯光数据	县域实际地区生产总值	县域人均实际地区生产总值	县域实际地区生产总值	县域人均实际地区生产总值	县域实际地区生产总值	县域人均实际地区生产总值
农村集体产权制度改革试点	0.023*** (0.007)	0.09*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.08*** (0.001)	0.0012*** (0.002)	0.08*** (0.001)	0.007*** (0.001)
返乡创业试点	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
电子商务进农村试点	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
宽带中国示范城市试点	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
新型城镇化建设试点	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
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
县固定效应	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	14984	14488	14488	10312	10312	14984	14984
R <sup>2</sup>	0.636	0.978	0.981	0.982	0.983	0.982	0.984

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

## 五、进一步分析

### （一）异质性分析

首先，考虑农村集体产权制度改革对县域经济发展影响的地区差异，估计结果如表5所示。从表5(1)列~(3)列和(4)列~(6)列看，农村集体产权制度改革试点的估计结果均显著且系数为正，但在不同地区对县域经济发展的促进效应存在差异。其中：对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的提升作用，东部地区分别为1.2%和1.0%，西部地区分别为0.5%和0.7%，中部地区分别为0.4%和0.3%。同时，县域实际生产总值和县域人均实际生产总值在东部县域与中部县域的组间系数差异检验结果均在1%水平显著，县域实际生产总值和县域人均实际生产总值在东部县域与西部县域的组间系数差异检验结果均在10%水平显著。因此，可以认为农村集体产权制度改革对东部县域经济发展的促进效应明显高于中西部。这主要可能是地区资源禀赋、国家其他政策和经济环境的差异导致政策所带来的效应有所不同。第一，东部地区有较好的集体经济基础。中国最早的农村集体经济组织改革开始于东部地区的江苏等省份，到2019年，东部地区农村总集体资产占全国64.7%<sup>①</sup>，良好的集体经济基础有助于改革的实施。第二，东部地区经济发达，大量的就业机会更容易吸纳全国由农村集体产权制度改革所释放的农村剩余劳动力。第三，农村集体产权制度改革主要通过促进县域二三

<sup>①</sup>资料来源：《全国农村集体家底，摸清了》，[https://www.gov.cn/xinwen/2020-07/13/content\\_5526193.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2020-07/13/content_5526193.htm)。

产业发展来推动县域经济发展，而相较于中西部地区，东部地区县域有更好的交通、通信等基础设施，且对乡村休闲旅游等消费需求更高，县域二三产业具有更好的发展条件。

表 5 东、中、西部地区的异质性分析

变量	县域实际地区生产总值			县域人均实际地区生产总值		
	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东部	(5) 中部	(6) 西部
农村集体产权制度改革试点	0.012*** (0.002)	0.004*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.010*** (0.002)	0.003** (0.001)	0.007*** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	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	4712	5264	5008	4712	5264	5008
R <sup>2</sup>	0.979	0.980	0.992	0.980	0.983	0.992
组间系数差异	东部与中部 0.008***	东部与西部 0.008*	中部与西部 -0.001	东部与中部 0.008***	东部与西部 0.004*	中部与西部 -0.004

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

其次，考虑农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响在贫困县和非贫困县之间是否存在差异，估计结果如表 6 所示。

表 6 是否贫困县的异质性分析

变量	县域实际地区生产总值		县域人均实际地区生产总值	
	(1) 贫困县	(2) 非贫困县	(3) 贫困县	(4) 非贫困县
农村集体产权制度改革试点	0.012*** (0.002)	0.007*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.007*** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	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	5320	9664	5320	9664
R <sup>2</sup>	0.986	0.980	0.987	0.982
组间系数差异	0.004*		0.004*	

注：①\*\*\*和\*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

本文的贫困县为 2104 年国家乡村振兴局公布的国家级贫困县<sup>①</sup>。表 6 结果表明，农村集体产权制度改革试点均在 1%的水平上显著，且系数均为正。从效应大小来看，改革对贫困县实际地区生产总值和人均实际地区生产总值的提升作用均为 1.2%，对非贫困县的提升作用则均为 0.7%。同时，县域

<sup>①</sup>资料来源：《全国 832 个贫困县名单》，[https://nrra.gov.cn/art/2014/12/23/art\\_343\\_981.html](https://nrra.gov.cn/art/2014/12/23/art_343_981.html)。

实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值在贫困县和非贫困县之间的组间系数差异检验结果均在 10%水平显著。因此，可以认为农村集体产权制度改革对贫困县县域经济发展的促进效应更强。一方面，政府对贫困县集体经济发展的支持力度相对于一般地区更大。脱贫攻坚期间，政府为农村集体经济发展提供大量资金扶持，贫困县集体经济的资本总量增加更快，农村集体产权制度改革与扶贫政策可以形成“组合拳”，更有效地推动地区经济发展。另一方面，贫困县城乡要素配置效率通常相对更低，导致产业结构更落后，产业集聚水平也更低，从而农村集体产权制度改革通过提高贫困地区生产要素配置水平，对贫困县县域经济和产业发展能产生更积极的效应。

最后，考虑农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响在不同地形区域的差异。本文在基准回归模型中加入农村集体产权制度改革试点与县域地形起伏度的交互项进行回归，以探究不同地形情况下农村集体产权制度改革对县域经济发展促进效应的差异性，估计结果如表 7 所示。从表 7 看，农村集体产权制度改革试点与县域地形起伏度的交互项对县域实际地区生产总值的回归系数在 1%的水平上显著且符号为负，说明复杂的地形会削弱农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应。地形起伏度每提高 1%，农村集体产权制度改革对县域实际地区生产总值增长的提升作用将削弱 0.2%。可能的原因是，第一，地形起伏度较高的地区一般经济发展水平较为滞后，地区劳动力向地势更平坦地区外流较为严重，同时农村集体经济物质资本较少，使得农村集体产权制度改革促进县域经济发展的潜力较小。第二，在地形起伏度高的地区，交通条件相对较差，不利于各类要素在区域内流动，而农村集体产权制度改革促进县域经济发展的一个重要驱动力就是畅通城乡之间要素流动。

表 7 地形起伏度的异质性分析

变量	(1)	(2)
	县域实际地区生产总值	县域人均实际地区生产总值
农村集体产权制度改革试点	0.010*** (0.002)	0.009*** (0.002)
地形起伏度×农村集体产权制度改革试点	-0.002*** (0.001)	0.000 (0.565)
控制变量	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
观测值	14176	14176
R <sup>2</sup>	0.982	0.984

注：①\*\*\*表示 1%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

## (二) 作用机理检验

结合理论分析部分，本文引入产业结构和产业集聚水平两个中介变量来构建中介效应模型，并基于中介效应依次检验的思路，对（2）式和（3）式依次进行回归，以探究农村集体产权制度改革促进县域经济发展的作用机理。第一步，分析农村集体产权制度改革对县域产业结构和产业集聚水平的影响。表 8 展示了对（2）式的检验结果。表 8（1）列和（2）列分别展示农村集体产权制度改革试点对

产业结构和产业集聚水平的影响,结果显示,农村集体产权制度改革试点对产业结构和产业集聚水平的系数分别为 0.002 和 0.018,且均在 1%的水平上显著,说明农村集体产权制度改革对县域产业集聚水平提高和产业结构优化存在积极作用。

第二步,分析各中介变量对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的影响。(3)式的估计结果如表 8(3)列~(6)列所示,(3)列和(5)列是在(1)式基础上加入产业结构作为一个核心变量进行回归,代表了产业结构在农村集体产权制度改革促进县域经济发展中的中介作用的回归结果,(4)列和(6)列是在(1)式基础上加入产业集聚水平作为一个核心变量进行回归,代表了产业集聚水平在农村集体产权制度改革促进县域经济发展中的中介作用的回归结果。从表 8 可见,产业结构对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的系数分别为 0.301 和 0.399,产业集聚水平对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的系数分别为 0.049 和 0.143,且均在 1%的水平上显著。同时,本文对(3)列~(6)列的回归结果进行了 Sobel 检验,z 值均在 1%的水平上显著为正。检验结果说明,产业结构优化为县域经济的高质量发展注入了新活力,产业集聚水平的提高节约了生产成本并提高了生产效率,从而拉动了县域经济发展,即农村集体产权制度改革通过优化产业结构和提升产业集聚水平两条路径实现了对县域经济发展的促进效应。综上,假说 H3 得到验证。

表 8 作用机理检验结果

变量	产业结构	产业集聚水平	县域实际地区生产总值		县域人均实际地区生产总值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农村集体产权制度改革试点	0.002*** (0.001)	0.018*** (0.003)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.002)
产业结构			0.301*** (0.029)		0.399*** (0.042)	
产业集聚水平				0.049*** (0.013)		0.143*** (0.022)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	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
Sobel 检验			0.029***	0.004***	0.037***	0.009***
观测值	14984	14984	14984	14984	14984	14984
R <sup>2</sup>	0.284	0.319	0.979	0.979	0.979	0.980

注:①\*\*\*表示 1%的显著性水平;②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

由于产业结构和产业集聚水平与经济发展可能存在互为因果关系,从而导致内生性问题,影响结果的稳健性。因此,本文使用滞后一年的产业结构和产业集聚水平对县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值进行稳健回归,检验产业结构和产业集聚水平促进经济发展的稳健性。检验结果如表 9 所示,结果表明,滞后一年的产业结构和产业集聚水平均在 1%的水平上显著,且系数为正,说明产业结构和产业集聚水平促进经济发展的结果是稳健的。

表9 产业结构和产业集聚水平影响县域经济发展的稳健性检验

变量	县域实际地区生产总值		县域人均实际地区生产总值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
前一年产业结构	0.631*** (0.032)		0.314*** (0.041)	
前一年产业集聚水平		0.043*** (0.012)		0.132*** (0.018)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	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	13111	13111	13111	13111
R <sup>2</sup>	0.977	0.975	0.976	0.977

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号中是县级层面的聚类稳健标准误。

## 六、结论与启示

基于2013—2020年中国1873个县（市、区）的面板数据，本文实证分析了农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响，得到以下结论：第一，农村集体产权制度改革促进了县域实际地区生产总值和县域人均实际地区生产总值的提高。第二，农村集体产权制度改革对县域经济发展的促进效应存在区域差异。在经济发展水平较高、集体资产积累较多的东部地区，改革的效应比中西部地区更为明显；在脱贫攻坚战期间，贫困县农村集体经济获得的指导和扶持较多，农村集体产权制度改革的效应比非贫困县更为明显。第三，农村集体产权制度改革对县域一二三产业都有不同程度的促进效应，其中对二三产业发展的促进效应较为明显。第四，农村集体产权制度改革通过优化地区产业结构和提升地区产业集聚水平助推县域经济和产业的发展。

本研究的主要启示包括以下3个方面：第一，要不断巩固改革成果，持续释放改革红利。研究表明，农村集体产权制度改革对县域经济和产业发展有显著推动效应。今后要赋予集体资产更加完整的权能，对集体产权的流转范围进行更广泛的探索，加速推动农村集体生产要素的市场化，进一步畅通城乡之间的要素流动，使农村集体经济组织要素得到更加高效的配置。由于不同地区农村集体产权制度改革的效应具有明显的差异，在深化改革的过程中，不仅要持续释放改革对东部地区、城市郊区等农村集体经济发展基础较好的地区和扶贫资产积累较多的脱贫地区县域经济发展的促进效应，同时，中西部地区要立足于本地区的资源禀赋和市场需求，吸收东部地区的改革经验和经济发展模式，进一步激发改革促进中西部县域经济发展的潜力，有针对性地加大工作力度。

第二，指导农村集体经济组织找准发展路径，建立健全资产资源价值实现机制。集体经济组织在土地资源和组织动员能力方面的优势是独特的，在经营性资产、资金、生态资源、文化等方面也有优势，发展潜力很大，但具体到每个组织情况又非常复杂。要把发展农村集体经济组织作为促进县域经济发展的重要内容，因地制宜、因村谋划、因村施策，加强引导和指导，用好国家在推动乡村振兴、

巩固拓展脱贫攻坚成果等方面的扶持政策，不仅要在发展特色优势农业、搭建农业社会化服务平台等农业领域稳步发展，也要在文化产业、乡村旅游、物业、劳务、资源资金入股企业等方面做好文章。

第三，以放活农村集体经济组织要素配置为抓手，激发县域经济发展新活力。改革开放以来的实践表明，农村经济快速发展、农民快速增收都与放活要素和放宽限制有关，非粮农业发展、农民工就业、乡镇企业发展、非公有制经济发展等都与放活土地、劳动力等要素配置紧密相关。在严格保护农民权益、让农民获得实惠、符合法律法规的前提下，放活农村集体经济组织的土地使用权和经营权是给县域经济发展注入新动能的关键。目前，中国县域经济依然存在土地、资金等要素供给不足以及要素配置自由度不高等问题，深化农村集体产权制度改革是重要的突破口。要激活农村集体经济组织发展动能，促进土地、资金、生态、文化等资源要素高效配置，增强县域经济的产业融合度和要素整合度，优化产业结构和提升产业集聚水平，推动县域经济高质量发展。

#### 参考文献

- 1.白俊红、张艺璇、卞元超，2022：《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》，《中国工业经济》第6期，第61-78页。
- 2.陈慈、孙素芬，2020：《中国农业农村发展七十年：成就、经验与展望——中国农业经济学会第十次会员代表大会暨2019年学术研讨会综述》，《农业经济问题》第1期，第137-142页。
- 3.陈熠辉、蔡庆丰、林海涵，2022：《政府推动型城市化会提升域内企业的创新活动吗？——基于“撤县设区”的实证发现与政策思考》，《经济学（季刊）》第2期，第465-484页。
- 4.郭晓鸣、张耀文，2022：《新型农村集体经济的发展逻辑、领域拓展及动能强化》，《经济纵横》第4期，第87-95页。
- 5.何晓斌，2021：《以县域为基础的现代化和共同富裕》，《探索与争鸣》第11期，第24-26页。
- 6.胡伟斌、黄祖辉，2022：《农村集体产权制度改革对村庄民主的溢出影响——基于18省87村1657位农户调研数据的实证研究》，《浙江社会科学》第7期，第12-22页。
- 7.孔祥智，2020：《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》，《经济纵横》第7期，第32-41页。
- 8.梁春梅、李晓楠，2018：《农村集体产权制度改革的减贫机制研究》，《理论学刊》第4期，第55-61页。
- 9.芦千文、杨义武，2022：《农村集体产权制度改革是否壮大了农村集体经济——基于中国乡村振兴调查数据的实证检验》，《中国农村经济》第3期，第84-103页。
- 10.罗明忠、魏滨辉，2022：《农村集体产权制度改革与县域城乡收入差距》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第6期，第78-90页。
- 11.马池春、马华，2018：《农村集体产权制度改革的双重维度及其调适策略》，《中国农村观察》第1期，第2-13页。
- 12.马平瑞、李祖佩，2023：《农村内生型集体经济发展的社会效应——基于鲁西南蔡庄村的个案研究》，《中国农村观察》第4期，第151-168页。
- 13.齐秀琳、江求川，2023：《数字经济与农民工就业：促进还是挤出？——来自“宽带中国”政策试点的证据》，《中国农村观察》第1期，第59-77页。

- 14.斯丽娟、曹昊煜, 2022: 《县域经济推动高质量乡村振兴: 历史演进、双重逻辑与实现路径》, 《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第5期, 第165-174页。
- 15.田友、赵翠萍, 2021: 《农村集体产权制度改革面临的急难问题及其破解——基于河南省焦作市的实践调查》, 《中州学刊》第9期, 第35-40页。
- 16.涂圣伟, 2017: 《新型城镇化建设背景下我国农村产权制度改革研究》, 《经济纵横》第7期, 第40-46页。
- 17.涂圣伟, 2021: 《“十四五”时期畅通城乡经济循环的动力机制与实现路径》, 《改革》第10期, 第22-30页。
- 18.王振华、孙学涛、李萌萌、金江启, 2019: 《中国县域经济的高质量发展——基于结构红利视角》, 《软科学》第8期, 第68-72页。
- 19.王邹、孙久文, 2023: 《以高质量的县城建设推进县域现代化: 事实与路径》, 《中国农村观察》第6期, 第2-23页。
- 20.魏守华、杨阳、陈珑隆, 2020: 《城市等级、人口增长差异与城镇体系演变》, 《中国工业经济》第7期, 第5-23页。
- 21.吴本健、罗玲、王蕾, 2022: 《农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的动态影响——基于农信社改制为农商行的准自然实验分析》, 《中国农村经济》第4期, 第83-105页。
- 22.伍骏骞、张星民, 2023: 《粮食生产激励能促进农民增收和县域经济发展吗? ——基于产粮大县奖励政策的准自然实验》, 《财经研究》第1期, 第124-138页。
- 23.肖盼晴、姚玉凤, 2022: 《农村集体产权制度改革与可持续发展——以新内生式发展论为视角》, 《农林经济管理学报》第5期, 第555-563页。
- 24.徐康宁、陈丰龙、刘修岩, 2015: 《中国经济增长的真实性的检验: 基于全球夜间灯光数据的检验》, 《经济研究》第9期, 第17-29页。
- 25.张衡、穆月英, 2023: 《村集体经营性资产价值实现的农户增收和追赶效应: 外生推动与内生发展》, 《中国农村经济》第8期, 第37-59页。
- 26.张红宇、胡振通、胡凌啸, 2020: 《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》, 《改革》第8期, 第5-17页。
- 27.张行发、徐虹, 2022: 《新型村集体经济何以带动乡村共同富裕? ——基于ANT视角的分析》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期, 第11-19页。
- 28.张应良、徐亚东, 2019: 《农村“三变”改革与集体经济增长: 理论逻辑与实践启示》, 《农业经济问题》第5期, 第8-18页。
29. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, "The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
30. Denison, E. F., 1962, *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us*, New York: Committee for Economic development, 546-550.
31. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.

32.Böckerman, P., and P. Ilmakunnas, 2009, "Unemployment and Self-assessed Health: Evidence from Panel Data", *Health Economics*, 18(2): 161-179.

33.Bøler, E. A., A. Moxnes, and K. H. Ulltveit-Moe, 2015, "R&D, International Sourcing, and the Joint Impact on Firm Performance", *American Economic Review*, 105(12): 3704-3739.

34.Ferrara, E. L., A. Chong, and S. Duryea, 2012, "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil", *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4), 1-31.

35.Marshall, A., 1961, "Principles of Economics", *Political Science Quarterly*, 31(77): 430-444.

(作者单位: 西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑: 小林)

## The Impact of the Reform of Rural Collective Property Rights System on the County Economic Development: Evidence from 1,873 Counties in China

PENG Lingzhi ZHAO Minjuan

**Abstract:** The reform of the rural collective property rights system is a major institutional innovation in China's rural reform, which is of great significance for activating the potential of various types of rural collective production factors, realizing the effective allocation of urban and rural factors, and promoting regional economic development. Based on the panel data of 1,873 counties (cities and districts) in China from 2013 to 2020, this paper examines the impact of the rural collective property rights system reform on county economic development by using the difference-in-differences model based on the pilot reform of China's rural collective property right system. The study finds that, first, the reform of the rural collective property rights system helps stimulate the momentum of regional development, and has a significant promoting effect on the development of primary, secondary, and tertiary industries at the county level. Second, in the eastern region, where collective assets have accumulated relatively much, the reform of the rural collective property rights system has further stimulated the vitality of development, and the promoting effect on the county economic development is more obvious than that in the central and western regions. Third, after the start of the battle against poverty, the state has supported the collective economic development of poor counties more vigorously, and the promoting effect of the reform of the rural collective property rights system in poor counties on the county economic development has been more obvious than that in non-poor counties. Fourth, the reform of the rural collective property rights system is conducive to the optimization of the county's industrial structure and the enhancement of the level of industrial agglomeration, which helps to improve the quality of county economic development.

**Keywords:** The Reform of Rural Collective Property Rights System; County Economic Development; Collective Economy; Staggered Difference-in-Differences Model