

农村集体产权制度改革与 粮食全要素生产率增长

金华丽 杨 骞 刘传明

摘要:农村集体产权制度改革作为新时代中国农村改革的重大制度创新,对盘活农村要素资源、优化要素配置以及提升农业生产效率具有重要的理论价值与实践意义。本文基于2014—2023年中国1980个县域的面板数据,将农村集体产权制度改革试点作为一项准自然实验,运用多期双重差分模型结合马姆奎斯特(Malmquist)指数分解框架,考察了农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长的影响。研究结果显示,农村集体产权制度改革促进了县域粮食全要素生产率增长,该结论经稳健性检验后依然成立。农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长的影响呈现明显的空间异质性,在土地资源禀赋优越和地形起伏度低的县域,政策效应更为明显。此外,农村集体产权制度改革效应呈现技术效率持续提升和技术创新先抑后促的双重表现特征。在技术效率维度上,改革表现为持续的提升效果。在技术创新维度上,改革呈现短期抑制效应,而随着制度环境趋于稳定和主体适应性调整的完成,抑制效应在滞后三期后转变为促进效应。本文的研究结论为深化农村集体产权制度改革与保障国家粮食安全提供了经验参考。

关键词:农村集体产权制度改革 全要素生产率增长 粮食安全 技术效率 农业现代化

中图分类号:F320.3;F323.5

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)01-0067-16

一、问题提出

“仓廪实,天下安。”2025年1月,《中共中央 国务院关于进一步深化农村改革 扎实推进乡村全面振兴的意见》明确强调“持续增强粮食等重要农产品供给保障能力”。2025年4月,中共中央、国务院印发《加快建设农业强国规划(2024—2035年)》,再次强调“把保障粮食和重要农产品稳定安全供给作为头等大事”。在政策引导与县域责任落实下,中国粮食生产实现“二十一连丰”,2024年人均粮食占有量攀升至500千克,远超联合国粮农组织设定的400千克国际粮食安全警戒线,为国家粮食安全构筑了坚实的物质基础。然而,在新发展阶段,粮食安全保障面临的核心挑战已从量的扩张转向质的提升,其关键在于粮食全要素生产率的

收稿日期:2025-02-06;修回日期:2025-10-13

基金项目:山东省社会科学规划研究项目“数据要素赋能粮食产业高质量发展研究”(25CJJJ04);国家社会科学基金重点项目“‘双碳’背景下农业减排固碳与粮食安全协同推进研究”(22AJY008)

作者简介:金华丽 山东财经大学经济学院博士研究生,济南,250014;

杨 骞 山东财经大学经济学院教授、博士生导师,通信作者;

刘传明 山东财经大学经济学院副教授。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

增长^[1]。从理论层面看,全要素生产率反映了在既定要素投入下通过技术进步、制度创新和资源优化配置实现的产出增长,是衡量农业发展质量的核心指标^[2]。从现实层面看,提升粮食全要素生产率具有重要的战略意义。一方面,中国人均耕地面积远低于世界平均水平,水资源短缺、土壤退化等问题日益严峻,传统的要素驱动增长模式已难以为继^[3]。同时,面对刚性增长的粮食需求和有限的资源禀赋,必须依靠全要素生产率提升来实现以更少资源生产更多粮食的目标^[4]。另一方面,全球农产品贸易竞争日趋激烈,中国粮食生产成本持续上升,与美国、澳大利亚等农业发达国家存在较大差距,提升全要素生产率是降低生产成本、增强国际竞争力的根本途径^[5]。作为农业生产的核心要素,土地产权安排对农业生产效率具有根本性影响^[6]。长期以来,中国农村集体产权制度存在权能不完整、权责不明晰、权益保障不充分等问题,严重制约了农业要素的合理流动和优化配置,成为抑制粮食全要素生产率增长的制度性瓶颈^[7]。因此,通过农村集体产权制度改革激活要素配置效率、释放技术进步潜能、优化资源配置结构,进而推动粮食全要素生产率增长,成为新时代保障国家粮食安全、建设农业强国的战略选择。

党的十八大以来,中国农村集体产权制度改革进入全面深化阶段,呈现试点范围梯度扩展、政策体系持续完善的演进轨迹(见表1)。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任务,为后续改革奠定了政策基础。2014年,原农业部、中央农村工作领导小组办公室、原国家林业局发布《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》,正式拉开农村集体产权制度改革的序幕。2015年,经国务院同意,原农业部、中央农村工作领导小组办公室、原国家林业局安排在29个省(区、市)的29个县(市、区)开展试点。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》中进一步提出“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”的战略目标。《农业农村部 中央组织部 财政部 国家乡村振兴局关于做好农村集体产权制度改革成果巩固提升工作的通知》中提到,“农村集体产权制度改革阶段性任务已于2021年底基本完成”,进入成果巩固提升的新阶段。2025年,《中华人民共和国农村集体经济组织法》的施行,标志着改革实现了从试点探索到制度完善再到法治保障的演进。

从实施路径看,农村集体产权制度改革遵循先行先试、梯度推进、全面覆盖的政策逻辑。通过分批次试点实施,覆盖面从2015年首批29个县(市、区)逐步扩展至全国范围,形成以清产核资、成员身份确认、集体经济组织规范设立和资产权能保障为主要内容的改革路线。理论上,农村集体产权制度改革通过明晰产权关系、健全激励机制和优化资源配置,重塑了农村要素配置机制,为新型粮食生产主体培育和现代农业体系构建提供了制度支持。随着吉林梨树县“田农合一”、江苏睢宁县“合作联营”等模式在粮食主产区的集体产权制度创新实践不断深化,改革与粮食生产的良性互动效应逐步显现。特别是在全球地缘政治冲突加剧、粮食供应链脆弱性凸显的背景下,强化农村集体经济组织在粮食生产中的组织协调功能,对于构建更具韧性和可持续性的国家粮食安全保障体系具有重大的战略意义。

表1 农村集体产权制度改革试点发展演进

出台时间	政策文件	发布部门	相关政策内容
2013年11月	《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》	党的十八届三中全会通过	“保障农民集体经济组织成员权利,积极发展农民股份合作,赋予农民对集体资产股份占有、收益、有偿退出及抵押、担保、继承权”。
2014年11月	《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》(农经发〔2014〕13号)	原农业部、中央农村工作领导小组办公室、原国家林业局	“明晰产权归属,完善各项权能,激活农村各类生产要素潜能”。
2015年11月	《深化农村改革综合性实施方案》	中共中央办公厅、国务院办公厅	“深化农村改革要聚焦农村集体产权制度”“放活土地经营权”“发展多种形式的适度规模经营”。

表1(续)

出台时间	政策文件	发布部门	相关政策内容
2016 年 12 月	《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》	中共中央、国务院	“坚持农村土地集体所有,坚持家庭承包经营基础性地位,探索集体经济新的实现形式和运行机制,不断解放和发展农村社会生产力”。
2016 年 12 月	《中共中央 国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革 加快培育农业农村发展新动能的若干意见》	中共中央、国务院	“深化农村集体产权制度改革”“加快推进农村承包地确权登记颁证,扩大整省试点范围”。
2017 年 6 月	《财政部 税务总局关于支持农村集体产权制度改革有关税收政策的通知》(财税〔2017〕55 号)	财政部、税务总局	对农村集体产权制度改革中土地、房屋权属转移免征契税和印花税。
2018 年 1 月	《农业部关于大力实施乡村振兴战略 加快推进农业转型升级的意见》	原农业部	“深化农村集体产权制度改革”“将农村集体产权制度改革试点扩大到 300 个,选择 50 个地市开展整市试点,条件成熟的开展整省试点”。
2019 年 1 月	《中共中央 国务院关于坚持农业农村优先发展做好“三农”工作的若干意见》	中共中央、国务院	“深入推进农村集体产权制度改革”“加快推进农村集体经营性资产股份合作制改革,继续扩大试点范围”。
2020 年 1 月	《中共中央 国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》	中共中央、国务院	“全面推开农村集体产权制度改革试点”“继续深化供销合作社综合改革,提高为农服务能力”。

注:数据来源于中国政府网。

二、文献综述

已有相关文献主要分为两类。

第一类文献探讨了农村集体产权制度改革的效果。农村集体产权制度作为中国农村基本经济制度的关键部分,是调节乡村治理结构和生产关系的根本性制度安排,其改革本质上是对土地、资本、劳动力等关键生产要素权属关系的重构与资源配置效率的优化^[7]。现有关于农村集体产权制度改革效应的研究主要围绕三个方面展开。第一,在收入效应方面,张衡和穆月英研究发现,在村集体经济组织的调节下,村集体经营性资产通过提高农户的经营能力与公共参与积极性,实现农户收入增长的“内生发展”^[8]。罗明忠和魏滨辉进一步证实,农村集体产权制度改革通过激活闲置资源、降低交易成本和创新分配机制,显著提升了农户家庭经营性收入和财产性收入水平^[9]。第二,在乡村治理效应方面,陈晓枫和钱翀认为产权制度改革重塑了农村社区权力结构与资源控制模式,推动乡村治理从“行政嵌入”向“民主协商”转型,改善了村庄公共物品供给效率与村民自治水平^[10]。周向阳和赵一夫指出,农村集体产权制度改革与乡村治理之间存在明显的互促关系,加快推进这一改革有助于完善农村治理、发展壮大农村集体经济和保障农民的合法权益^[11]。第三,在集体经济发展方面,芦千文和杨义武研究发现,农村集体产权制度改革有效地激活了农村集体经济发展潜力^[7]。魏广成和孔祥智进一步论述,农村集体产权制度改革的核心在于处理好集体产权与农户承包权的关系,其价值目标包括增进农民福祉、促进农业现代化和激活乡村经济活力,而明晰农民对集体资产的权利是实现这些目标的基本路径^[12]。

第二类文献探究了影响粮食生产的因素。尽管粮食生产是学界长期以来研究的核心议题,但现有文献对其影响因素的探讨主要聚焦于技术进步^[13]、市场化改革^[14]、财政补贴^[15]、气候变化^[16]等维度,关于制度变量尤其是产权制度改革与粮食全要素生产率关系的研究相对匮乏。少数涉及这一主题的文献,多侧重于农地确权或产权交易等特定环节的效应分析^[17-18],缺乏对农村集体产权制度改革影响粮食全要素生产率增长的考察。

粮食生产面临的制度瓶颈在于权益配置与责任分担机制的失衡^[5]。一方面,县级行政主体承担着粮食生产的主体责任,但其财政能力与职责要求不匹配。另一方面,微观经营主体因产权激励不足而缺乏持续提高粮食生产效率的内生动力^[19-20]。研究表明,构建高效率的粮食生产格局,核心在于通过制度创新重塑农业生产要素的权属关系并提升配置效率,激活粮食生产的内生动力与发展活力^[21]。农业生产三大要素的权属特征表现为,土地资源以集体所有制为主导,资本投入主要依靠农村集体经济组织及农户自身积累,人力资源则集中体现为集体成员的直接参与^[22]。改革开放以来的制度变迁轨迹表明,从家庭联产承包责任制到土地“两权”分离,再到“三权”分置,历次制度创新均显著提升了粮食生产能力^[23]。农村集体产权制度改革的核心在于通过明晰产权归属,强化权能保护、放活经营权等方式,进一步优化农业生产要素配置,推动粮食生产向高质量发展转型^[24-25]。因此,鉴于农村集体产权制度改革以县域为基本实施单元,本文探究农村集体产权制度改革对县域粮食全要素生产率增长的影响,对于推进乡村振兴战略实施和筑牢国家粮食安全根基具有重大的现实意义。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一,基于技术变化和技术效率维度,剖析了农村集体产权制度改革在粮食全要素生产率增长方面的表现特征,揭示了改革在技术创新维度上呈现“抑制—促进”的动态演化特征,为理解产权制度变革的长期表现与时滞性特征提供了新视角。第二,基于2014—2023年全国1980个县域的平衡面板数据,运用多期双重差分模型进行因果识别。相较于既有研究普遍采用的截面数据或小样本追踪调查,本文扩展了样本覆盖面与时间维度,捕捉了政策效应的动态演变轨迹,为产权制度改革的政策评估提供了更可靠的识别策略与实证证据。第三,本文构建了“产权重构—资源配置—效率提升”的分析框架,阐释了产权制度变革从产权边界明晰、资源配置优化到生产效率提升的作用路径,为理解制度变迁、组织创新与农业现代化之间的内在联系提供了新的理论解释。

三、理论分析与研究假设

产权作为一种基础性制度安排,其功能主要体现在激励、约束和配置三个维度。一是激励功能。传统集体产权制度下,产权边界模糊、权责不清,农户面临“搭便车”问题和集体行动困境,缺乏提高生产效率的内在激励^[26]。农村集体产权制度改革通过承包经营权确权登记颁证,明确了农户对承包地的占有、使用、收益和流转等权能,使农户成为具有明确产权的经营主体^[27]。产权的排他性保障农户能够完全享有投资收益,激励其加大对土地改良、技术采纳、设备投入等生产性投资的力度。二是约束功能。一方面,承包经营权的长期化和稳定化使农户必须考虑土地的可持续利用,约束其短期掠夺性经营行为;另一方面,产权的可流转性使土地等生产要素面临市场选择的约束,经营效率低下的农户将面临要素流失的风险^[28],形成“优胜劣汰”的市场约束机制。约束功能的强化促进了农户经营行为的理性化和长期化,使粮食生产呈现集约化、可持续特征。三是配置功能。农村集体产权制度改革通过建立和完善产权交易市场,使生产要素能够在市场机制作用下自由流动和优化配置^[29]。具体而言,土地承包经营权的确权和流转促进土地向种粮大户、农民专业合作社等高效率经营主体集中;集体资产的股份化改革盘活了农村沉睡资产,提高了资本配置效率;劳动力要素在产权保障下能够更加自由地在农业与非农业之间配置,实现人力资源的优化利用。配置功能的增强提升了粮食生产要素配置效率。从全要素生产率的构成来看,制度改革在技术进步维度上表现为技术创新和采纳的激励效应,在技术效率维度上表现为要素配置和管理效率的优化效应,共同作用于全要素生产率的整体跃升。

从技术进步维度看,农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长的影响主要表现为要素替代和技术采纳过程中的生产率提升效应。根据诱致性技术变迁理论,要素禀赋结构的动态调整对应于技术创新向特定方向的演进^[30]。随着资本与劳动比率持续攀升,劳动力要素呈现相对稀缺态势,市场机制自发激励技术创新向劳动节约型方向集中^[31]。产权改革在技术进步维度上表现为农业劳动力要素价格上行与资本要

素供给相对充裕^[28]。追求成本效益最优的理性农户倾向于选择机械化、自动化的资本密集型生产方式。在资本替代劳动的要素重组过程中,以机械化、智能化为特征的先进技术被广泛应用于粮食生产,体现为要素节约偏向性技术进步,具有明显的劳动节约型特征^[32]。新技术的全面部署呈现较长的学习适应周期^[33],因此,农村集体产权制度改革对技术进步的影响往往表现出显著的时滞特征。

从技术效率维度看,农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长的影响主要表现为要素配置优化过程中的效率提升效应。现实经济环境中交易成本的存在导致资源难以自动流向最高效率使用者,产生配置效率损失^[6]。传统生产模式下,土地、劳动、资本三大要素均存在配置扭曲,严重偏离技术效率前沿^[1]。土地要素呈现经营规模过小且高度细碎化特征,劳动要素表现为老龄化和兼业化问题突出,资本要素存在农机装备配置水平不足等问题^[13,33]。农村集体产权制度改革在技术效率维度上表现为各要素边际产出扭曲发散程度的降低,对应于全要素生产率在配置效率方面的改善。承包经营权确权登记颁证降低了土地流转的交易成本,集体资产股份量化改革降低了劳动力流动的机会成本,农村土地承包权与经营权分离缓解了资本要素供给约束^[29]。因此,农村集体产权制度改革对技术效率具有显著的促进作用。

基于上述分析,本文提出研究假设:农村集体产权制度改革促进了粮食全要素生产率增长。

四、实证设计

(一) 样本选取与数据来源

考虑到直辖市下辖区县的城乡二元结构特征与典型农业县域存在差异,并且西藏自治区农牧业生产模式具有特殊性,本文剔除了北京、天津、上海、重庆四市的市辖区县以及西藏自治区所辖县域的样本,最终收集整理了2014—2023年中国26个省份1980个县域的平衡面板数据。

第一,被解释变量中,第一产业从业人员、耕地面积、农用机械总动力等数据均来源于《中国县域统计年鉴(县市卷)》,农用化肥施用量(折纯)数据采集自北京福卡斯特信息技术有限公司EPS数据库。第二,解释变量中,农村集体产权制度改革遵循试点先行、逐步推开的实施策略,由中央农村工作领导小组办公室、农业农村部分五个批次渐进推进,并于2020年实现全国覆盖,数据来源于农业农村部官网公布的各批次农村集体产权改革试点单位名单。根据本文样本数据统计,第一批试点于2015年启动,涉及18个县域;第二批试点于2017年实施,新增73个试点县域,累计试点县域达91个;第三批试点于2018年推广,新增596个县域,累计试点县域增至687个;第四批试点于2019年扩展,新增868个县域,累计试点县域达到1555个;第五批试点于2020年全面推广,将剩余425个县域全部纳入,实现研究样本涵盖的1980个县域完全覆盖。基于2014—2023年的面板数据,研究样本包含10289个实验组观测值和9511个对照组观测值。第三,控制变量中,经济发展水平、金融发展水平、财政自给率、人力资本水平、农业劳动力比重、农村居民收入水平、互联网发展水平等指标均来源于《中国县域统计年鉴(县市卷)》;基本公共服务水平采用当年村组织支付的公共服务费用来衡量,数据源自《中国农村经营管理统计年报》和《中国农村政策与改革统计年报》;地形起伏度数据来源于中国地形起伏度公里网格数据集。

本文针对不同类型的缺失数据采用了差异化处理策略。首先,对于县域层面公共服务费用数据缺失问题,参考孙淑惠等^[34]的处理方法,以县域一般公共预算支出占本省份一般公共预算支出的比重作为权重,对省份层面的当年村组织支付的公共服务费用进行分配估算。其次,针对农用化肥施用量在县域层面存在大量缺失值的情况,采用基于耕地面积的降尺度处理方法,以各县域耕地面积占所在省份总耕地面积的比重作为权重,对省级农用化肥施用量(折纯)数据进行分配。这一方法基于化肥使用与耕地面积高度相关的农业生产实际,能够较为合理地反映县域层面的化肥投入情况。最后,其他变量中存在的部分缺失值,采用线

性插值法填补。

(二) 变量选择

1. 被解释变量

本文的被解释变量为粮食全要素生产率增长(tfp),采用马姆奎斯特(Malmquist)指数法进行测度。参考甘天琦等^[36]的研究,投入指标包括劳动(第一产业从业人员)、土地(耕地面积)、机械(农用机械总动力)与化肥(农用化肥施用量),产出指标则以各县域粮食总产值来衡量。

2. 解释变量

本文以2015年、2017年、2018年、2019年和2020年农村集体产权制度改革试点政策作为准自然实验,参考彭凌志和赵敏娟^[35]的研究方法,构造双重差分(DID)交互项作为核心解释变量。具体而言,根据试点县域名单构造处理组虚拟变量 $treat$ (试点县域为1,否则为0),根据各批次试点启动时间构造政策实施后虚拟变量 $post$ (各县域在其对应试点启动后的年份为1,否则为0),进而生成DID交互项($treat \times post$)。样本中,1 555个县域于2015—2019年逐步纳入改革试点,构成实验组,425个县域构成对照组。

(三) 模型设定

农村集体产权制度改革呈明显的时空异质性特征。一方面,改革在全国范围内分批次实施,各县域进入改革的时间点存在差异。另一方面,改革过程中的政策强度和实施路径在不同地区也呈现出异质化特征。通过引入时间变化的处理变量,多期双重差分模型能够准确识别不同时点进入改革的处理效应,有效地解决了样本在时空维度上的异质性问题。因此,本文采用多期双重差分模型分析农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长的影响。模型设定如式(1)所示:

$$Y_{it} = \alpha + \rho \times treat_i \times post_t + X'_{it}\beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中, $Y_{i,t}$ 为被解释变量,对应县域*i*在*t*年的粮食全要素生产率增长。 $treat_i$ 为处理变量,若县域*i*属于农村集体产权制度改革试点县域,则 $treat_i = 1$;若从未成为试点,则 $treat_i = 0$ 。 $post_t$ 为政策启动状态变量,若在*t*年及以后已经启动农村集体产权制度改革,则 $post_t = 1$,否则 $post_t = 0$ 。 $treat_i \times post_t$ 是交乘项,也是关键解释变量,其对应的估计系数 ρ 是本文关注的政策效应。 X'_{it} 为控制变量向量。 γ_i 为县域固定效应, λ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

(四) 描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果。从表2可以看出,被解释变量粮食全要素生产率增长的均值为1.016 2,表明研究期间县域粮食全要素生产率平均增长了1.62%。值得注意的是, tfp 的峰度高达11.795 9,偏度为1.042 1,说明大多数县域的全要素生产率变化相对集中于均值附近,同时存在少数县域表现出显著的生产率变化,形成典型的高峰度长尾分布。解释变量农村集体产权制度改革试点的均值为0.519 6,表明样本中约51.96%的观测已实施了改革试点,这与改革政策的渐进推进特点相符。鉴于多数经济变量呈现出较高的偏度和峰度,在后续回归分析中,除政策虚拟变量和地形起伏度外,其余变量均进行对数化处理,这有助于缓解分布偏态性,提高模型估计的稳健性,并便于从弹性角度解释回归系数的经济含义。

表 2 变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量符号	定义	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
粮食全要素生产率增长	tfp	Malmquist 指数法测算的全要素生产率(TFP)	1.016 2	0.125 3	0.563 9	1.625 8	1.042 1	11.795 9

表2(续)

变量名称	变量符号	定义	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
农村集体产权制度改革试点	<i>treat×post</i>	政策虚拟变量	0.519 6	0.499 6	0	1	-0.078 6	1.006 2
经济发展水平	<i>gdp</i>	人均地区生产总值(元/人)	56 772.055 8	46 124.167 1	10 563.597 1	269 374.703 7	2.308 4	9.227 4
金融发展水平	<i>fin</i>	金融机构各项贷款余额/总人口之比(元/人)	45 556.869 6	52 168.158 6	4 126.916 1	327 411.561 8	3.180 8	14.843 5
财政自给率	<i>fsr</i>	地方财政一般预算收入/地方财政一般预算支出	0.361 9	0.276 8	0.035 0	1.383 4	1.404 5	4.868 9
基本公共服务水平	<i>ps</i>	当年村组织支付的公共服务费用(万元)	1.394 6	1.879 2	0.040 3	10.829 1	2.837 4	12.155 6
人力资本水平	<i>hc</i>	中学在校生人数/年底总人口	0.073 0	0.027 9	0.018 9	0.180 4	0.899 0	4.744 7
农业劳动力比重	<i>alr</i>	第一产业从业人数/第一二三产业从业人数	0.450 5	0.191 0	0.035 0	0.885 0	0.036 3	2.531 3
农村居民收入水平	<i>inc</i>	农村居民人均可支配收入(元)	15 878.444 1	7 334.182 1	4 809	43 151	1.238 7	4.914 4
互联网发展水平	<i>net</i>	宽带接入用户数/年末总人口(户/万人)	3 750.886 1	5 522.834 3	318.315 8	37 706.608 0	3.963 4	21.380 0
地形起伏度	<i>terr</i>	平均坡度	11.683 0	6.810 3	1.777 0	29.343 1	0.437 6	2.275 9
技术变化	<i>tc</i>	Malmquist 指数法测算的技术进步(TC)	1.072 5	0.290 6	0.389 1	1.957 8	0.251 2	3.362 6
技术效率变化	<i>tec</i>	Malmquist 指数法测算的技术效率变化(EC)	0.999 4	0.305 9	0.631 7	2.381 8	2.003 6	8.610 9

五、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 3 展示了农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长影响的基准回归估计结果。本文采用逐步回归策略,通过依次纳入控制变量和固定效应,检验假设的稳健性和可靠性。列(1)和列(2)的估计值分别为 0.022 6 和 0.026 0,均在 1%显著性水平下通过统计检验,有力地支撑了改革对粮食全要素生产率增长具有促进作用的假设。从经济学意义上看,模型中农村集体产权制度改革的系数估计值为 0.026 0,表明改革能够使县域粮食全要素生产率水平平均提升 2.6%。按照中国年均粮食产量 6.5 亿吨估算^[37],若全国范围内推广该改革,理论上可增加粮食产量约 1 690 万吨,相当于约 3 380 万人一年的口粮消费量(按人均 500 千克计算)。需要强调的是,上述测算基于静态比较分析框架,假定其他生产要素投入与外部环境保持不变,反映了农村集体产权制度改革通过优化资源配置和提升生产效率所释放的粮食增产潜力。在当前全球粮食供应体系波动加剧、地缘政治风险上升的宏观背景下,此类制度创新对于增强中国粮食生产韧性、巩固粮食安全基础、提升农业国际竞争力,具有不可忽视的战略价值和现实意义。

本文的研究结论与徐尚昆等^[38]关于产权稳定性促进农户全要素生产率提升的理论判断相互印证。值得注意的是,本文基于县域层面测算的效应量(2.6%)低于徐尚昆等^[38]基于微观农户样本获得的估计值(3.4%)。这一差异可能揭示了制度改革效应在微观农户层面向宏观县域层面传导过程中存在的衰减机制,这也为理解

政策传导的尺度效应提供了实证依据。郑宏运和李谷成通过引入中间投入要素并构建生产前沿模型,测算发现若能够消除中国农业生产中的资源错配现象,理论上可使全要素生产率提高约 50.21%~55.81%^[39]。与之对照,本文测算的农村集体产权制度改革效应为 2.6%,仅释放了上述理论潜力的有限部分。产权制度改革在优化资源配置方面发挥了积极作用,但要充分发掘农业生产效率的提升潜能,仍需在产权制度改革基础上配套实施金融支持、技术推广、市场培育等综合性政策。这也从侧面反映了农业生产效率提升的复杂性 with 长期性特征,以及未来深化农村改革的方向。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.022 6*** (9.297 6)	0.026 0*** (6.529 3)
<i>gdp</i>	-0.002 1 (-0.926 6)	-0.031 6*** (-7.749 5)
<i>fin</i>	-0.004 9*** (-3.139 0)	-0.001 0 (-0.421 2)
<i>fsr</i>	0.006 5*** (3.490 4)	0.005 8** (2.344 9)
<i>ps</i>	-0.003 0** (-2.357 5)	0.009 6*** (3.426 3)
<i>hc</i>	-0.007 0*** (-3.174 4)	-0.005 2 (-1.170 4)
<i>alr</i>	-0.011 0*** (-6.093 2)	-0.013 2*** (-2.996 0)
<i>inc</i>	0.000 5 (0.162 9)	-0.023 2*** (-5.879 6)
<i>net</i>	-0.000 4 (-0.356 0)	0.001 0 (0.691 9)
<i>terr</i>	0.018 6*** (43.785 2)	0.004 6*** (5.296 4)
常数项	0.707 9*** (22.399 6)	1.124 4*** (19.384 7)
县域固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
样本量	19 800	19 800
$\overline{R^2}$	0.147 7	0.684 3

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为 *t* 值,后表同。

值均接近于零,且 95%置信区间均包含零值,表明在政策实施前,改革试点县与非试点县的粮食全要素生产率增长趋势并无统计意义上的差异,满足平行趋势假定。政策实施当期开始,处理效应系数转为正值且显著,且随着时间的推移逐渐增强,整体呈现稳定递增的动态效应路径。这种渐进式增长路径与产权制度改革的内在特质高度契合,制度变革需经历政策宣传、权属确认、股权设置与内部治理机制完善等多个阶段,其对生产效率的影响通过农户行为调整和资源重新配置等环节逐步显现,而非一次性冲击。值得注意的是,政策实施前各期的系数估计值不仅不显著,且数值极其接近零,未呈现任何先行效应迹象,这表明改革效应的识别不受政策预

(二) 平行趋势检验

双重差分方法识别策略的核心假定是处理组和控制组在政策实施前具有相同的时间趋势,即平行趋势假定。为验证该假定的合理性,本文采用事件研究法进行平行趋势检验,考察农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长的影响。模型设定如式(2)所示:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=-4}^{-2} \lambda_j pre_j + \lambda_0 current + \sum_{j=1}^4 \lambda_j post_j + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\sum_{j=-4}^{-2} \lambda_j pre_j$ 表示农村集体产权制度改革实施前 3 期的动态效应, *pre* 为政策实施前期虚拟变量,当地区 *i* 在相对时期 *t* 处于政策实施前的对应期时取值为 1,否则为 0。将 *t* = -1 期设定为基准期, $\sum_{j=1}^4 \lambda_j post_j$ 表示政策实施后 4 期的动态效应, *post* 为政策实施后期虚拟变量。 λ_0 为政策实施当年的处理效应,用于衡量政策实施当年相对于基准期 (*t* = -1) 对粮食全要素生产率增长的影响。

图 1 展示了农村集体产权制度改革的平行趋势检验结果。改革前各期系数估计

期或先期准备活动的干扰,进一步增强了实证结果的可靠性。同时,政策实施后效应系数的连续递增特征表明,随着制度变革的深入推进,资源配置效率与生产要素组合效率不断提升,为粮食全要素生产率增长提供了长期持续的内生动力。

(三) 稳健性检验

1. 古德曼-培根 (Goodman-Bacon) 分解

本文采用 Goodman-Bacon 分解方法对双向固定效应估计量进行诊断分析。该方法将双向固定效应估计量分解为多个 2×2 双重差分估计量的加权平均,通过检验各组成部分的权重分布和估计系数,评估估计结果的可靠性。表 4 的分解结果显示,所有比较类型均获得正权重,且各类比较的加权平均结果均呈现正向效应,有效地排除了“坏控制组”问题对结果的干扰,验证了基准回归结果的稳健性。

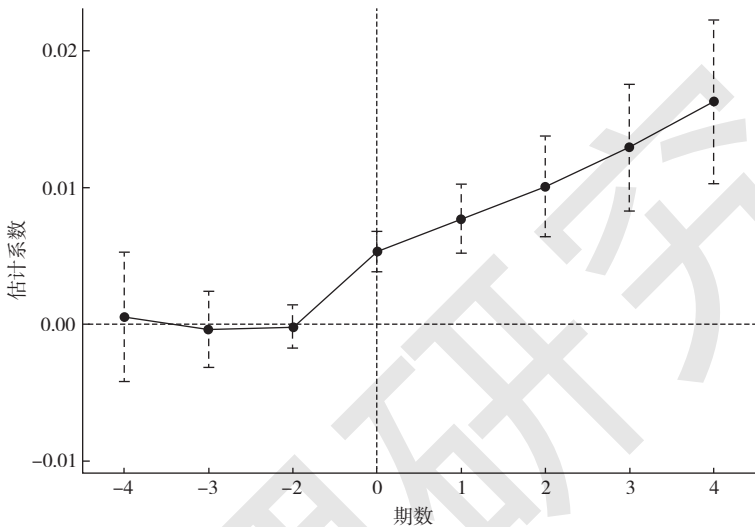


图 1 平行趋势检验结果

表 4 古德曼-培根分解结果

比较类型	估计系数	权重/%
不同改革时点地区间比较	0.025 1	99.45
改革地区与未改革地区比较	0.188 0	0.55
总体 DID 估计	0.026 0	100.00

2. 倾向得分匹配-双重差分 (PSM-DID) 检验

鉴于政策实施过程中可能存在的选择性偏误问题,本文采用倾向得分匹配双重差分法 (PSM-DID) 进行稳健性检验。该方法通过倾向得分匹配技术构建反事实样本以消除样本选择偏误,并在此基础上运用双重差分方法识别政策的因果效应,能够有效缓解遗漏变量偏误和反向因果等内生性问题。本文分别采用半径匹配和 1 : 1 近邻匹配两种策略构建反事实样本。其中,半径匹配采用一对多匹配原则,1 : 1 近邻匹配采用严格的一对一配对原则。前者能够最大化利用样本信息,后者虽然样本规模相对较小但匹配质量更优。回归结果如表 5 所示,半径匹配下的政策效应系数为 0.026 1,在 1%水平下显著;1 : 1 近邻匹配下的政策效应系数为 0.028 6,在 1%水平下显著。两种匹配策略下的政策效应系数均显著为正,验证了本研究结论的稳健性。

3. 安慰剂检验

本文采用安慰剂检验方法检验潜在的虚假政策效应。该检验通过人为改变政策实施时点,构建反事实情形以识别政策效应的真实性。具体而言,本文设定两种虚拟政策情形:其一,假设农村集体产权制度改革提前 2 年实施,记为 $F(t-2)$;其二,假设改革滞后 2 年实施,记为 $F(t+2)$ 。安慰剂检验的核心逻辑在于,若基准回归识别的政策效应确实源于农村集体产权制度改革的实际作用,而非其他不可观测因素的影响,则在虚拟政策时点应观察不到政策效应。回归结果如表 5 所示,提前 2 年实施的虚拟政策估计系数为-0.007 4,滞后 2 年实施

的虚拟政策估计系数为-0.001 6,两者均未通过显著性检验,表明在真实政策实施时点之外不存在政策效应,有效地排除了遗漏变量、共同时间趋势等混淆因素对基准估计的潜在干扰。

表 5 PSM-DID 和安慰剂检验回归结果

变量	PSM—DID		安慰剂检验	
	半径匹配	1 : 1 近邻匹配		
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.026 1 *** (8.905 4)	0.028 6 *** (6.728 7)		
<i>F</i> (<i>t</i> +2)			-0.001 6 (-0.666 4)	
<i>F</i> (<i>t</i> -2)				-0.007 4 (-1.589 1)
常数项	1.127 8 *** (12.481 9)	103.105 5 *** (18.617 2)	-0.222 0 (-0.871 5)	1.446 9 *** (7.156 5)
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	19 609	14 980	10 289	9 493
$\overline{R^2}$	0.684 0	0.635 4	0.742 0	0.601 3

4. 基于双重机器学习的再检验

鉴于传统计量方法在处理高维控制变量和复杂非线性关系时的固有局限性,本文采用双重机器学习方法进行稳健性检验。双重机器学习方法通过机器学习算法对处理变量和结果变量分别进行去偏估计,能够有效地解决高维协变量选择问题,并在允许复杂函数形式的前提下提供渐近无偏的因果效应估计。本文选择随机森林、神经网络、套索回归和梯度提升四种代表性机器学习算法构建预测模型,以检验基准回归结果的稳健性。回归结果如表 6 所示,四种算法的政策效应估计值均显著为正。尽管不同算法的估计结果在数值上存在差异,这主要源于各自的建模假设、正则化策略和优化目标的差异,但估计方向的高度一致性充分验证了本文核心结论的稳健性。

表 6 基于双重机器学习的再检验回归结果

变量	随机森林	神经网络	套索回归	梯度提升
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.023 4 *** (6.987 8)	0.013 3 *** (4.069 4)	0.022 4 *** (6.701 4)	0.049 2 *** (15.263 3)
常数项	-0.000 0 (-0.076 1)	-0.011 6 *** (-21.075 8)	0.000 0 (0.020 7)	-0.000 0 (-0.016 3)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制
控制变量二次项	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	19 800	19 800	19 800	19 800

5. 更换被解释变量

为检验基准结果的稳健性,本文采用随机前沿分析(SFA)法作为替代方法重新测算粮食全要素生产率的增长。回归结果如表 7 所示,农村集体产权制度改革对基于 SFA 法测算的粮食全要素生产率增长的回归系数显著为正。尽管系数值较基准模型有所减小,但影响方向保持一致,表明本文的核心结论具有较强的稳健性。

6. 考虑特殊地区的影响

省会城市作为区域行政中心,其资源配置、政策倾斜和制度环境与普通县域存在差异。这种行政级别和资源优势可能会对粮食全要素生产率产生非典型性影响,从而干扰研究的内生性识别。剔除省会城市县域样本后,回归结果如表 7 所示,核心解释变量的回归系数依然显著。

7. 缩尾处理

为缓解极端观测值可能对估计结果造成的扰动,本文对被解释变量与所有控制变量实施双向 1% 水平的缩尾处理。回归结果如表 7 所示,缩尾处理后,核心解释变量的回归系数依然显著。

8. 排除其他政策干扰

本文研究期间中国农村地区同步实施了多项重大政策试点,如农民工返乡创业试点、电子商务进农村综合示范县等,这些政策可能通过改变资源配置效率、技术扩散渠道及要素投入结构影响农业生产率,从而构成潜在的混淆因素。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。回归结果如表 7 所示,在控制多重政策后,农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长的回归系数依然显著为正,表明本文的核心结论具有政策识别上的稳健性。

表 7 其他稳健性检验回归结果

变量	更换被解释变量	考虑特殊地区的影响	缩尾处理	排除其他政策干扰
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.001 5 [*] (1.955 2)	0.025 1 ^{***} (5.862 1)	0.025 6 ^{***} (6.719 8)	0.025 7 ^{***} (6.480 8)
常数项	-0.050 1 (-0.562 8)	1.162 3 ^{***} (18.576 4)	1.124 2 ^{***} (20.546 4)	1.108 1 ^{***} (19.034 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	19 800	17 690	19 800	19 800
$\overline{R^2}$	0.896 6	0.687 8	0.710 5	0.684 4

(四) 异质性分析

1. 土地资源禀赋

制度变革的效能高度依赖于其与资源环境的适配性。农村土地资源禀赋表现为数量、质量和空间布局等多维特征,这些特征构成了产权制度运行的物质基础和约束条件。在土地资源丰富的地区,产权制度改革主要通过促进适度规模经营提升生产效率;而在土地资源稀缺的地区,产权制度改革则可能通过激励集约化经营和技术创新提高单位面积产出。理论上,产权制度改革可能存在资源阈值效应,即只有当土地资源达到特定条件时,产权制度改革才能释放显著效能。本文以县域农作物总播种面积的中位数作为土地资源禀赋的分组标准,采用分组回归方法考察资源条件对农村集体产权制度改革效应的异质性作用。表 8 的

回归结果显示,在土地资源禀赋优越的地区,农村集体产权制度改革的回归系数为 0.028 4,且在 1%水平下显著;而在土地资源禀赋较差的地区,回归系数为-0.000 5,且在统计上不显著。两组系数差异达 0.028 9,并在 1%水平下显著,证实了土地资源禀赋对产权制度改革效果的关键作用。

2. 地形起伏度

地形作为基础的地理要素,构成了农业生产的不可移动的自然约束条件,影响着农业生产组织形式、技术应用路径和资源配置效率^[35]。平原地区地块连片、形状规则、交通便利,有利于规模经营和机械化作业,产权流转的交易成本较低;而山区丘陵地区土地破碎、地形复杂,产权流转面临更高的地块整合成本和经营协调成本,这直接制约产权制度改革的边际效益。从微观行为视角看,地形起伏度深刻地影响着农户的生产决策逻辑和风险偏好。平原地区农户通常面临较低的生产风险和较高的规模收益,因而更倾向于通过产权流转实现规模经营;山区农户则可能更注重产权保障功能,偏向保守经营策略。本文以县域地形起伏度的中位数作为分组标准,采用分组回归方法考察地形条件对农村集体产权制度改革效应的异质性作用。表 8 的回归结果显示,在地形起伏度高的地区,农村集体产权制度改革的回归系数为 0.001 8,在 5%水平下显著;而在地形起伏度低的地区,回归系数高达 0.015 1,同样在 5%水平下显著。两组系数差异为-0.013 3,且在 5%水平下统计显著,表明地形条件对产权制度改革效果产生了作用。

表 8 异质性分析回归结果

变量	土地资源禀赋		地形起伏度	
	好	差	高	低
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.028 4*** (5.878 8)	-0.000 5 (-0.494 4)	0.001 8** (2.296 3)	0.015 1** (2.478 4)
常数项	1.433 5*** (19.260 5)	-0.172 0* (-1.799 7)	-0.040 9 (-0.941 0)	0.863 8*** (8.247 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	11 630	8 170	9 900	9 900
$\overline{R^2}$	0.742 6	0.882 1	0.917 8	0.708 7
组间系数差异	0.028 9***		-0.013 3**	

六、全要素生产率分维度的进一步分析

表 9 的回归结果显示,农村集体产权制度改革在技术变化和技术效率变化两个维度上呈现方向相反的表现。具体而言,农村集体产权制度改革在技术变化维度上当期回归系数为-0.026 7,在 1%水平下显著;在技术效率变化维度上回归系数为 0.044 7,在 1%水平下显著。技术效率维度的正向效应(0.044 7)超过技术变化维度负向效应(-0.026 7)的影响程度,这解释了农村集体产权制度改革在全要素生产率维度上最终表现为整体提升的原因。从动态视角观察,随着改革持续推进,其在技术变化维度上的负向影响呈现逐渐减弱的趋势。滞后 1 期系数为-0.013 1,在 1%水平下显著,滞后 2 期系数降至-0.004 8,系数不再显著,而滞后 3 期系数则转为正向 0.008 3,在 10%水平下显著。与此同时,制度改革在技术效率变化维度上的正向表现则保持稳定显著,滞后 1 至 3 期的系数分别为 0.029 0、0.027 5 和 0.030 2,均在 1%水平下显著。这种动态演变特征表明,农村集体产权制度改革在技术变化维度上的负向表现是暂时性的,随着制度环境逐步稳定和

农业主体适应性调整的完成,其在该维度上的表现开始恢复并有望转向正向,而改革在技术效率维度上的表现则呈现持久性和稳定性,为粮食全要素生产率增长提供了持续动力。

表 9 进一步分析回归结果

分组	变量	<i>tc</i>	<i>tec</i>
当期	<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.026 7 *** (-6.240 0)	0.044 7 *** (6.345 9)
	常数项	0.462 1 *** (4.521 2)	0.706 3 *** (6.981 8)
	样本量	19 800	19 800
	$\overline{R^2}$	0.444 7	0.710 7
滞后一期	<i>treat</i> × <i>post</i> (<i>t</i> -1)	-0.013 1 *** (-3.505 9)	0.029 0 *** (4.082 1)
	常数项	-105.363 2 *** (-13.263 3)	188.050 1 *** (19.349 9)
	样本量	17 820	17 820
	$\overline{R^2}$	0.391 3	0.664 0
滞后两期	<i>treat</i> × <i>post</i> (<i>t</i> -2)	-0.004 8 (-1.277 8)	0.027 5 *** (3.819 2)
	常数项	-193.389 0 *** (-8.675 9)	501.198 2 *** (19.273 7)
	样本量	15 840	15 840
	$\overline{R^2}$	0.335 9	0.662 1
滞后三期	<i>treat</i> × <i>post</i> (<i>t</i> -3)	0.008 3 * (1.889 5)	0.030 2 *** (3.949 0)
	常数项	1.087 6 *** (4.997 0)	2.184 5 *** (7.297 3)
	样本量	13 860	13 860
	$\overline{R^2}$	0.379 0	0.648 1

注:控制变量、县域固定效应和年份固定效应均已控制。

可能的原因是,一方面,产权制度改革通过明晰产权归属、降低交易成本与构建激励相容机制,有效解决了“谁来生产”及“如何组织生产”的根本问题,其在技术效率维度上表现为促进生产要素向高效率经营主体流动,优化资源配置结构^[35]。另一方面,产权制度改革通过确权赋能构建了清晰的产权激励框架,激发农户主动参与土地流转的内生动力,加速了农地资源向种粮大户、家庭农场与农业企业等新型农业经营主体的有序集中,在技术效率维度上表现为规模化经营与专业化分工的有机结合,降低单位生产成本,提高资源配置效率。同时,明晰的产权边界有效缓解了集体资源中的“公地悲剧”困境,在技术效率维度上表现为农户对土地的长期投资激励强化,农田基础设施改善和土地生产能力持续提升^[17]。

然而,农村集体产权制度改革在技术变化维度上的负向表现也亟需深入解析。首先,从制度转型的动态视角看,改革初期农村生产组织结构与资源配置格局经历了剧烈调整,在技术变化维度上

表现为经营主体需要一定时间适应新的制度环境与生产方式,创新活动减缓、技术进步放缓^[27]。其次,产权制度改革强化了农业生产的市场导向性,在技术变化维度上表现为农户决策趋向短期化和市场化,而粮食生产领域的技术创新普遍具有长期性、公共性和正外部性特征,这种特性决定了单纯依靠激励机制在技术变化维度上难以充分释放内生动力^[15]。最后,随着产权流转促进土地向少数规模经营主体集中,在技术变化维度上表现为农户群体异质性和多样性有所弱化,而多元化的小农经济在特定技术创新情境下恰恰可能构成重要的创新源泉,产权集中化在技术变化维度上可能表现为多元创新潜力的释放受到一定程度的抑制。

综上所述,农村集体产权制度改革在粮食全要素生产率增长维度上呈现双重表现与时序动态特征。改革初期,在技术效率维度上表现为资源配置机制优化,在技术变化维度上表现为制度转型调整成本导致的暂时性抑制。随着时间的推移和制度环境的稳定,技术效率维度上的提升表现保持稳健,而技术变化维度上的抑制表现逐渐弱化并转向促进作用,最终在全要素生产率上表现为整体增长效应。

七、结论与建议

本文基于2014—2023年中国1980个县域的面板数据,以农村集体产权制度改革试点政策实施作为准自然实验,运用多期双重差分模型结合马姆奎斯特指数分解框架,考察了农村集体产权制度改革对粮食全要素生产率增长的影响。研究结果显示,农村集体产权制度改革提升了县域粮食全要素生产率水平,该结论经多种稳健性检验后依然成立。政策效应呈现空间异质性,该效应在土地资源禀赋优越和地形起伏度低的县域表现得更为明显。此外,农村集体产权制度改革效应呈现技术效率持续提升和技术创新先抑后促的双重表现特征。在技术效率维度上,改革表现为持续显著的提升效果。在技术创新维度上,改革呈现短期抑制效应,而随着制度环境趋于稳定和主体适应性调整的完成,抑制效应在滞后3期后转变为促进效应。技术效率提升的正向表现强于技术创新短期放缓的负向表现,使得粮食全要素生产率呈现整体提升态势。

由此,本文提出如下政策建议:

第一,精准把握农村集体产权制度改革的关键环节。鉴于改革在技术效率维度表现为提升效应,且主要体现在产权边界明晰、资源配置结构优化、激励兼容程度改善等方面,应当重点聚焦这三个核心表现维度,统筹推进“确权、赋能、活权”三位一体的改革进程。具体而言,应深化农村土地确权登记颁证工作以强化产权边界明晰效果,加快集体经营性资产股份制改革以优化资源配置结构,完善农村产权要素市场体系建设以改善激励兼容程度。通过精准对接改革的技术效率提升表现特征,充分释放制度变革的生产率增长效应。

第二,构建技术创新动态演化的阶段性政策支持体系。针对研究发现的科技创新短期抑制特征,应当建立分阶段、差异化的政策支持机制。改革实施初期(第1年),重点缓解技术创新的暂时性抑制表现,设立粮食生产技术创新缓冲基金,为新型农业经营主体提供研发活动补贴;改革适应期(第2~3年),加强政策引导和市场激励相结合,建立农业科技创新联合体,加速抑制效应的递减转化;改革成熟期(第4年及之后),充分发挥技术创新的促进效应,优化政府与市场的协同创新安排,与技术效率提升形成叠加效应。

第三,基于土地资源禀赋和地形特征实施差异化改革策略。鉴于政策效应在土地资源禀赋优越和地形起伏度较低的县域表现得更为明显,应当精准匹配区域禀赋条件与改革推进策略。对于土地资源禀赋优越且地形起伏度较低的县域,可适度前置改革进程并扩大改革范围,充分发挥其政策效应;对于土地资源禀赋受限或地形起伏度较高的县域,应加大政策倾斜力度和配套支持强度,通过差异化的财政转移支付和制度安排,缓解区域禀赋条件对政策效应的约束作用,确保改革在不同禀赋条件下均能实现生产率提升的预期目标。

参考文献:

- [1]高鸣,魏佳朔.收入性补贴与粮食全要素生产率增长[J].经济研究,2022,57(12):143-161.
- [2]龚斌磊.中国农业技术扩散与生产率区域差距[J].经济研究,2022,57(11):102-120.
- [3]龚燕玲,张应良,刘晗.高标准农田建设对农户种粮行为的影响——基于规模经济和服务外包的视角[J].经济与管理研究,2025,46(9):74-92.
- [4]龚斌磊,张启正,袁菱苒,等.财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例[J].管理世界,2023,39(7):30-46.
- [5]陈锡文.当前农业农村的若干重要问题[J].中国农村经济,2023(8):2-17.
- [6]许庆,张霄,刘进,等.新一轮土地确权提升粮食全要素生产率——基于全国农村固定观察点数据的分析[J].经济学(季刊),2025,25(4):

877-892.

- [7] 芦千文,杨武义.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[J].中国农村经济,2022(3): 84-103.
- [8] 张衡,穆月英.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[J].中国农村经济,2023(8):37-59.
- [9] 罗明忠,魏滨辉.农村集体产权制度改革与县域城乡收入差距[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022,21(6):78-90.
- [10] 陈晓枫,钱翀.新型农村集体经济推进乡村治理现代化的机理与现实路径[J].当代经济研究,2024(1):46-56.
- [11] 周向阳,赵一夫.农村集体产权制度改革进程中的治理矛盾及化解策略[J].农村经济,2020(8):12-18.
- [12] 魏广成,孔祥智.深化农村集体产权制度改革的逻辑框架、难点阻点与制度构建[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(6):14-24.
- [13] 杨骞,金华丽.智慧农业与粮食全要素生产率——“赋能”和资源配置的视角[J].农村经济,2025(1):46-56.
- [14] 王允,李光泗,韩冬.“市场化收购+补贴”政策能实现玉米“稳生产”的政策目标吗?——基于玉米地级主产区准自然实验的经验证据[J].农村经济,2023(7):75-86.
- [15] 罗斯炫,张俊飏.丰收的嘉奖:财政激励与粮食增产[J].中国农村经济,2024(8):27-46.
- [16] 尹朝静,杨坤,孔锋.气候变化下的中国粮食全要素生产率再测度[J].华中农业大学学报(社会科学版),2025(3):38-52.
- [17] 耿鹏鹏,汪成云,赵亮.新一轮农地确权政策与中国粮食安全——基于农地流转市场化转型视角[J].财经问题研究,2024(9):90-102.
- [18] 王询,张宇驰.产权、交易费用与粮食经纪人的合约形式——以粮食流通产业为例[J].财经问题研究,2017(11):29-36.
- [19] 张琛,孔祥智.行政区划调整与粮食生产:来自合成控制法的证据[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(3):121-133.
- [20] 朱海波.“数商兴农”:地方政府如何发挥关键作用[J].首都经济贸易大学学报,2024,26(6):35-47.
- [21] 杨武义,林万龙.省直管县财政改革促进县域粮食生产吗——基于准自然实验的证据[J].中国农村经济,2024(6):152-172.
- [22] 庄健,罗必良.农地撂荒的成因及其治理策略——基于“劳动力转移—耕地禀赋—农地撂荒”的分析线索[J].经济与管理研究,2025,46(1): 71-89.
- [23] 胡伟斌,黄祖辉.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[J].浙江社会科学,2022(7):12-22.
- [24] 高鸣,郑庆宇.党的十八大以来我国农村改革进展与深化方向[J].改革,2022(6):38-50.
- [25] 张晓山.关于中国农业农村改革与发展的几个问题[J].财经问题研究,2016(8):73-79.
- [26] 阚艳秋.新型农村集体经济组织的市场化运行机制及其持续机理——基于S省Q村的案例研究[J].农业经济问题,2025(5):57-69.
- [27] 王曙光,刘杨婧卓,梁爽.农村集体产权制度改革与农业新质生产力发展[J].贵州社会科学,2025(2):134-145.
- [28] 吴佳璇,王晓兵,陆歧楠.新一轮土地确权实施的农村劳动力跨部门配置效应[J].中国农村经济,2025(2):63-85.
- [29] 魏滨辉,罗明忠.农村集体产权制度改革对新型农业经营主体创立的影响[J].经济经纬,2024,41(4):44-55.
- [30] ADAMOPOULOS T, RESTUCCIA D. The size distribution of farms and international productivity differences[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1667-1697.
- [31] 谷均怡,李熠璇,赵心慧.共同富裕背景下数字普惠金融能否促进代际收入流动?[J].首都经济贸易大学学报,2025,27(2):31-45.
- [32] 杨青,贾杰斐,刘进,等.农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力?——基于农机社会化服务的视角[J].管理世界,2023,39(12):106-123.
- [33] 金华丽,杨骞.新型基础设施建设如何驱动粮食全要素生产率提升:理论与经验证据[J].经济问题探索,2025(7):116-135.
- [34] 孙淑惠,张晓,刘传明,等.中国新型农村集体经济发展水平的地区差异及分布动态演进[J].中国农村经济,2024(12):65-86.
- [35] 彭凌志,赵敏娟.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[J].中国农村经济,2024(2):112-130.
- [36] 甘天琦,杜建国,李波.中国县域农业全要素生产率的分异特征与驱动因素[J].经济问题,2022(4):101-107.
- [37] 张曼,赵钰漩,刘凡,等.中国反食物浪费行动:政策演进、存在问题与优化路径[J].农业经济问题,2025(9):70-86.
- [38] 徐尚昆,王璐,杨汝岱.地权稳定与农业生产[J].金融研究,2022(6):133-152.
- [39] 郑宏运,李谷成.中间投入视角下农业资源错配对全要素生产率的影响研究[J].农林经济管理学报,2023,22(3):283-291.

Reform of Rural Collective Property Rights System and Grain Total Factor Productivity Growth

JIN Huali, YANG Qian, LIU Chuanming

(Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014)

Abstract: The reform of the rural collective property rights system (RCPRS) represents a major institutional innovation in China's rural reforms in the new era. Against the backdrop of accelerating rural revitalization and agricultural modernization, scientifically assessing the policy effects of the RCPRS holds theoretical value and practical significance for deepening rural reform, optimizing resource allocation, and ensuring national food security. Drawing on property rights and resource allocation theories, this paper develops an analytical framework of property rights restructuring-resource allocation-efficiency improvement. Using balanced panel data from 1,980 counties in China from 2014 to 2023, this paper treats the implementation of the RCPRS pilot policy as a quasi-natural experiment and examines the impact of the reform on grain total factor productivity (TFP) growth, its manifestation features, and its spatial heterogeneity by employing a multi-period difference-in-differences (DID) model combined with the Malmquist TFP index decomposition method.

The findings are threefold. First, the RCPRS has a positive impact on grain TFP growth. This conclusion remains valid after multiple robustness tests, including Goodman-Bacon decomposition, propensity score matching with DID (PSM-DID) estimation, placebo test, and double machine learning estimation. Second, the policy effect exhibits spatial heterogeneity, with more pronounced impacts observed in counties with superior land resource endowments and lower topographic relief, highlighting the importance of tailoring policies to local conditions and implementing targeted measures. Third, the reform effect is characterized by a dual pattern of improved technical efficiency and a time lag in technological innovation. In terms of technical efficiency, the reform demonstrates sustained improvements in clarifying property rights boundaries, optimizing resource allocation structures, and enhancing incentive compatibility. In terms of technological innovation, the reform follows a dynamic evolutionary trajectory of short-term suppression-gradual reduction-long-term promotion, with the suppression effect transforming into a promotion effect after a three-period lag. The positive performance of technical efficiency improvement outweighs the negative performance of the short-term slowdown in technological innovation, resulting in an overall leap in grain TFP.

This paper provides a solid empirical foundation for scientifically evaluating the policy performance of the RCPRS. It holds significant theoretical guidance and policy reference value for improving the rural property rights system, optimizing the allocation of agricultural production factors, constructing a modern agricultural management system, and consolidating the foundation of national food security.

Keywords: reform of rural collective property rights system; total factor productivity growth; food security; technical efficiency; agricultural modernization

编校:宛恬伊