

农村集体产权制度改革对农业全要素生产率增长的影响

——基于双重机器学习的县域证据

刘辉, 李承锦

(湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 基于2010—2023年中国粮食主产区1 466个县域面板数据, 运用多时点双重差分模型与双重机器学习模型实证检验农村集体产权制度改革对农业全要素生产率增长的影响。研究发现, 农村集体产权制度改革能够显著促进农业全要素生产率增长。该结论历经一系列稳健性检验后仍然成立, 且改革的政策效应受地方政府政策关注度的正向调节。机制检验显示, 农村集体产权制度改革通过信贷支持与技术进步促进农业全要素生产率增长。异质性分析发现, 改革的政策效应存在异质性, 在农业强县以及基层组织密度较高的县域更加显著。

关键词: 农村集体产权制度改革; 农业全要素生产率; 信贷支持; 技术进步

中图分类号: F321.32

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2026)05-0041-11

The impact of rural collective property rights system reform on agricultural total factor productivity growth—County-level evidence based on double machine learning

LIU Hui, LI Chengjin

(College of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: Based on the panel data from 1 466 counties in China's major grain-producing regions from 2010 to 2023, this paper empirically examines the impact of rural collective property rights system reform on agricultural total factor productivity (TFP) growth by employing a staggered difference-in-differences (DID) model and a double machine learning (DML) model. The study finds that the reform of rural collective property right system significantly promotes the growth of agricultural total factor productivity. The conclusion remains valid after a series of robustness checks. Moreover, the policy effect of the reform is positively moderated by local government policy attention. Mechanism analysis reveals that the reform facilitates agricultural total factor productivity growth through credit support and technological progress. Heterogeneity analysis shows that the policy effects vary across regions, with more pronounced effects observed in agriculturally strong counties and counties with higher grassroots organizational density.

Keywords: rural collective property rights system reform; agricultural total factor productivity; credit support; technological progress

一、问题的提出

务农重本, 国之大纲。2026年中央一号文件明确要求, 坚持产量产能、生产生态、增产增收一起

抓, 努力把农业建成现代化大产业。在耕地资源总量受限、环境约束日益收紧的现实背景下, 传统的外延式农业发展方式已难以为继, 要实现从“保产量”向“提质量、稳生态、增效益”的多功能目标跨越, 关键在于提升农业全要素生产率^[1]。党的十八大以来, 中国加快转变农业发展方式。2018年中央一号文件要求以农业供给侧结构性改革为主线, 加快构建现代农业产业体系、生产体系、经营体系, 提高农业创新力、竞争力和全要素生产率。2025年中共中央、国务院印发的《加快建设农业强国规划

收稿日期: 2026-04-16

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(24BJY165); 湖南省社会科学基金重大项目(2023JJ30312); 湖南省研究生科研创新项目(CX20251145)

作者简介: 刘辉(1974—), 男, 土家族, 湖南慈利人, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为农业经济理论与政策、农业技术创新。

(2024—2035年)》进一步强调了提升农业全要素生产率的重要性。由此,如何促进农业全要素生产率增长,已成为党和政府关注的重要议题。

农业全要素生产率的提升,最终要落实到具体的农业生产组织层面。农村集体组织掌握大量土地、劳动力、资本等生产要素,其运行状况直接关系到农业生产效率^[2]。然而在实践中,部分地区的农村集体经济组织仍不同程度存在产权归属不明、权责不够清晰、运行机制不够健全、收益分配不够公开等问题,影响要素配置效率,一定程度上制约了农业增效。针对这一制度性症结,国家遵循“先行先试、梯度推进、全面覆盖”的演进逻辑,于2015年在29个省份中各选取1个县(市、区)开展农村集体产权制度改革试点。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》进一步提出要构建归属清晰、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。2017年,在首批试点县域的基础上,中央新增100个县(市、区)开展改革试点,同时启动吉林、江苏、山东3个整省试点,标志着改革由单点县域试点转向整省推进的新阶段。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,并进入巩固提升与全面深化的新阶段。作为继家庭联产承包责任制改革后的又一项带有“四梁八柱”性质的重大农村改革,农村集体产权制度改革能否有效促进农业全要素生产率增长?其作用机制如何?回答上述问题,对于进一步深化农村集体产权制度改革、提升农业综合生产能力,具有重要的理论价值与现实意义。

当前,关于农业生产效率和农业全要素生产率的研究主要围绕测度方法、变化趋势与影响因素三个方面展开。已有文献广泛采用数据包络分析^[3]和随机前沿分析^[4]等方法,并借助指数分解技术考察其动态演变^[5]。学者们探讨了农户兼业化^[6]、土地流转^[7]、农业资本深化^[8]等微观因素对生产率增长的作用,同时亦指出数字乡村建设^[9]、数字金融^[10]等宏观政策同样具有促进效应。此外,现有研究对单一土地要素产权改革的影响进行了较充分讨论,但结论尚存分歧。主流观点认为,土地产权改革能够稳定农户预期,激发生产积极性,加大要素投入,从而提升农业生产效率^[11];但也有文献指出,该类改革并没有从根本上改变“大国小农”的基本格局,

因而难以有效促进农业全要素生产率增长^[12]。

既有研究为理解农业全要素生产率增长提供了丰富的理论支撑与经验参照,但仍存在进一步拓展的空间。具体而言,已有成果多聚焦于单一土地产权制度的影响,而单一改革往往因缺乏互补制度支撑而难以有效实施^[13]。农村集体产权制度改革则在明晰土地产权的基础上,进一步拓展至集体资产股份制改革等多个层面,各项改革相互衔接、协同推进,理论上对农业全要素生产率具有积极作用。然而,鲜有文献直接检验该项综合改革对农业全要素生产率增长的政策效应,即便有个别文献探讨了其对粮食全要素生产率增长的影响^[14],也未能清晰揭示其内在作用机制。鉴于此,本文拟立足已有研究,运用随机前沿分析量化农业全要素生产率水平,将农村集体产权制度改革视为一项准自然实验,采用多时点双重差分法与双重机器学习模型检验其政策效应,并从信贷支持与技术进步两个维度拆解其传导路径,以期拓展农业全要素生产率增长路径、推动农业高质量发展提供学理依据与政策参考。

二、理论分析与研究假设

农业全要素生产率(农业TFP)是指在既定农业生产要素投入下,因生产效率提升与要素配置优化而带来的额外产出增长。改革开放以来,中国在家庭联产承包责任制基础上,逐步形成了“各类集体资产归集体经济组织所有”的制度格局。然而,在集体资产产权的细化分配及后续运营管理中,各方权属边界仍未彻底厘清,即存在明显的“产权公共域”。根据巴泽尔的理论,当经济产权界定模糊时,资产中有价值的经济属性将落入公共域,引发利益主体的寻租行为与竞争性内耗,最终侵蚀资源配置效率。集体资产的模糊状态不仅弱化了农民作为集体经济组织成员的合法权益,更诱使村庄内部各方通过权力介入争夺公共域价值,催生寻租行为,扭曲农业生产要素配置,抑制生产要素潜能的充分释放^[15]。农村集体产权制度改革通过明晰产权、股份量化等举措,有效压缩了产权公共域,在提升劳动、土地、资本等要素生产效率的同时优化其配置结构,最终推动农业TFP增长。

改革通过确权登记等制度安排,清晰界定农户

农地承包权与经营权的权属边界,极大地压缩土地产权公共域,强化农户对农地产权的稳定预期。已有研究表明,稳定的产权预期能够激励农户增加土地改良、设备更新等长期投资,增强土地产出潜力^[16]。进一步而言,清晰的产权是资源有效配置的前提。在界定农地权属的基础上,改革推动构建规范化农地产权流转市场,促进农地资源向生产效率更高的经营主体集中,优化土地资源配置结构,为农业规模化、集约化生产奠定制度基础^[17]。

产权模糊与分配不公是制约劳动要素增效的核心障碍。一方面,广泛的产权公共域为集体内部主体的寻租行为提供了空间,导致农户应得收益被侵占,由此产生的“相对剥夺感”严重抑制了农民个体的生产积极性;另一方面,农户因担忧收益受损而不愿跨部门流动,陷入“不敢流转、不愿离土”的农地绑定困局,造成劳动力资源结构性错配^[18]。改革强调清晰量化集体组织成员股份,实现收益与股份直接挂钩,不仅能够降低农户对分配不均的担忧,缓解其相对剥夺感,从而提升劳动意愿,而且能够减少农户对权益被侵占的顾虑,促进劳动力在农业与非农部门间自由流动,显著改善劳动要素配置效率^[19]。

随着农村经济发展,改革亦是提升资本要素配置效率的内在要求。首先,已有研究表明,改革能够强化集体组织的统筹协调能力,为农业资本增效提供有力支撑^[20]。改革明晰村集体权责,强化其“统”的功能,使村集体能够统筹整合分散资金,投向农田水利、生产性服务等单个农户难以承担的公共性生产投资领域,提升资本利用效率^[21]。其次,改革通过“政经分离”等举措,逐步剥离村“两委”对集体资产的经营管理职能,有助于缓解权力寻租对资本配置的扭曲。最后,随着个人产权的进一步明晰,围绕地权、收益分配权形成的产权公共域大幅压缩,农户得以摆脱产权博弈的束缚,不仅减少了产权保护方面的资源消耗,还可将节约的交易成本转投于农业生产,进一步优化资本配置效率^[22]。基于上述分析,本文提出以下研究假说:

H₁:农村集体产权制度改革能够显著促进农业TFP增长。

中国农村传统熟人社会依托“差序格局”的社会结构,维系着以亲缘、地缘为纽带的高信任关系,使得非正规的熟人借贷成为农户生产性融资的主要渠

道^[23]。然而,随着农业现代化的持续推进,农业经营主体扩大再生产的资金需求日趋规模化、长期化、多元化,熟人借贷难以匹配其实际需求,依托正规借贷渠道成为农户突破资金约束的必然选择。但囿于农村信贷市场中农户缺乏必要的金融抵押品,金融服务供给风险增加,“信贷排斥”成为普遍现象,多数农户面临流动性约束,严重抑制了农业再生产效能^[23]。改革强调完善股份权能,赋予农民对集体资产股份占有、抵押、担保的权利,有效缓解农户无法提供抵押品的困境。同时,规范化、市场化的产权流转机制增强了产权流动性,缓解了农村抵押物“处置难”问题,从而提振了金融机构放贷意愿。充裕的信贷资金支持有助于农户购买良机、改造良田、采购良种、引进良法,开展规模化生产,进而提升农业TFP。据此,本文提出如下假说:

H_{2a}:农村集体产权制度改革通过信贷支持促进农业TFP增长。

新古典理论认为,技术进步是TFP增长的核心动力。农业领域的主流文献亦证实技术进步是推动农业TFP增长的重要途径^[24,25]。因此,若改革能促进技术进步,则可通过这一途径促进农业TFP增长。改革的激励效应体现在以下几个方面:首先,从技术创新看,改革以明晰产权、优化资源配置为导向,有效整合土地、劳动力、资本等要素,既降低了创新的边际成本,也提高了整体创新效率^[26]。其次,从新技术采纳看,农户出于风险规避考虑,以生存安全优先于利润最大化,新技术的未知性与高风险性严重制约其采纳意愿。改革以集体组织为载体搭建风险共担平台,有助于降低单个农户的试错成本,增强其技术采纳意愿。再次,从技术推广看,已有研究表明改革能够显著提升农村社会信任水平^[22],有利于新技术借助社会网络快速扩散与推广,从而促进技术进步。由此,本文提出如下假说:

H_{2b}:农村集体产权制度改革通过技术进步促进农业TFP增长。

在大国治理中,诸多事务由地方政府具体执行,中央与地方之间形成了事实上的委托—代理关系^[27]。农村集体产权制度改革作为一项自上而下的强制性制度变迁,其对农业TFP的影响在理论上受到地方政府政策关注度的调节。具体而言,在多重任务考核激励下,若地方政府对改革关注不足,则可能将其视为优先级较低的“软任务”,导致象征

性执行、选择性执行或敷衍式落实,使清产核资、股份量化等举措难以落地见效,从而弱化改革对农业TFP的促进效果。反之,地方政府对改革的政策关注度越高,越可能将其纳入政府工作报告、重点工作清单与党政领导绩效考核,出台专项配套实施细则,建立督导与问责机制,明确执行责任、考核标准与时间节点,向基层传递强激励、硬约束的清晰信号,有效缓解委托—代理中的隐藏行动问题,保障改革制度红利的充分释放。由此,本文提出如下假设:

H₃: 地方政府政策关注度会影响农村集体产权制度改革对农业TFP增长的作用。

三、研究设计与数据来源

(一) 模型设定

由于农村集体产权制度改革试点在时间与空间上存在差异,且符合“准自然实验”特征,本文采用多时点双重差分法(Time-varying DID)检验改革对农业TFP增长的净效应。基准模型设定如下:

$$TFP_{it} = \alpha_1 + \beta_1 DID_{it} + \delta_1 Control_{it} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, TFP_{it} 为被解释变量,表示县域 i 在第 t 年的农业全要素生产率增长; DID_{it} 为核心解释变量,表征农村集体产权制度改革试点的实施状态;系数 β_1 为本文关注的政策处理效应,若 $\beta_1 > 0$,则表明改革对农业TFP具有促进作用。 $Control_{it}$ 为一组控制变量, v_i 与 μ_t 分别表示县域固定效应与年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

为进一步增强因果推断的稳健性,并有效捕捉高维协变量中可能存在的非线性关系,本文还引入双重机器学习模型(Double Machine Learning, DML)进行补充检验。相较于传统计量模型, DML方法借助机器学习算法对复杂函数形式进行灵活拟合,从而获得对政策效应更为稳健的估计与推断。本文构建的部分线性双重机器学习模型如下:

$$TFP_{it} = \theta_0 DID_{it} + g(X_{it}) + U_{it}, E(U_{it}|DID_{it}, X_{it}) = 0 \quad (2)$$

$$DID_{it} = f(Control_{it}) + V_{it}, E(V_{it}|Control_{it}) = 0 \quad (3)$$

其中, U_{it} 与 V_{it} 均是均值为0的随机误差项。 $f(Control_{it})$ 与 $g(Control_{it})$ 的具体函数形式由双重机器学习算法估计,不预设线性假设。参数 θ_0 是本文关注的重点,若其显著为正,则进一步证实农村集

体产权制度改革能够有效促进农业TFP增长。其他变量含义同式(1)。该模型的具体估计步骤如下:第一步,为避免过度拟合问题,将全样本随机划分为样本A和样本B两个部分;第二步,分别利用样本A与样本B中的控制变量集,借助机器学习模型估计结果变量 TFP 和处置变量 DID ,得到对应预测值并计算残差;第三步,将交叉拟合得到的全样本 TFP 残差对 DID 残差进行OLS回归,估计出的系数即为改革对农业TFP的净效应。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文被解释变量为农业全要素生产率增长(TFP_{it})。学界常采用数据包络分析(DEA)与随机前沿分析(SFA)对农业TFP进行测算。相较于DEA, SFA能够避免随机因素对生产前沿面的干扰,更契合农业生产实际。此外,农业TFP增长指数能够更好地反映区域农业长期的动态变化与发展潜力。鉴于此,本文参考朱秋博^[4]的做法,构建包含时变无效率指数的随机前沿模型,并结合Malmquist指数法(SFA-Malmquist),对县域农业TFP增长指数进行测算。具体模型设定如下:

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, t; \beta) + v_{it} - \mu_{it} \quad (4)$$

其中, Y_{it} 表示 i 县域在第 t 年的农林牧渔总产值; X_{it} 表示 i 县域在第 t 年的生产要素投入量; t 为时间趋势项; β 为待估参数; v_{it} 为随机误差项, μ_{it} 为技术无效率项($\mu_{it} > 0$)。 $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$, $\mu_{it} \sim N(\mu, \sigma_\mu^2)$ 。基于上述设定,本文构造超越对数生产函数开展分析。需要说明的是,相较于柯布—道格拉斯生产函数,超越对数生产函数无需预先设定要素替代弹性为1等强约束条件,能够灵活捕捉投入要素间的非线性关系与替代效应,且形式具有一般性。具体模型设定如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha' z_{it} + \frac{1}{2} z_{it}' B z_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (5)$$

其中, $z_{it} = (\ln L_{it}, \ln K_{it}, \ln S_{it}, t)'$; α 与 B 分别为二阶项系数向量和二阶项系数对称矩阵; L 、 K 、 S 分别表示劳动(乡村从业人员数)、资本(农业机械总动力)、土地(农作物总播种面积)三类农业生产要素投入。其余符号含义与式(4)一致。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为农村集体产权制度改革(DID)。参考彭凌志^[2]的思路,将2015—2020年农

村集体产权制度改革试点作为一项准自然实验，若县（市、区）当年开展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

为减少遗漏变量偏误，本文在综合考虑农业生产特征与县域数据可得性的基础上，借鉴已有文献^[4,28]，从县域经济社会与自然禀赋两个维度选取控制变量。经济社会维度包括产业结构、经济发展水平、教育水平、财政自给率、乡村人口；自然禀赋维度包括空气质量、气温与区域面积。

4. 机制变量

本文选取的中介变量为信贷支持与技术进步。信贷支持采用涉农贷款比例与年度县域贷款余额之积的对数值衡量^[28]。其中，涉农贷款比例是农村金融机构网点数占该地区全部金融机构网点数的

比重，农村金融机构包括农村商业银行、农村合作银行、村镇银行和农村信用社。技术进步采用技术创新与技术进步两个指标衡量^[29]。其中，农业技术创新水平以县域当年实用新型专利申请量的对数值表示，农业技术应用水平以农业机械总动力与常用耕地面积之比表示。

5. 调节变量

为检验地方政府政策关注度的调节作用，本文参考余家林和贾琦的研究^[20]，利用文本分析技术对相关年份县域政府工作报告中“农村集体产权制度改革”“集体经济”及“农村发展”的词频数进行统计，以其词频总数的对数值表征地方政府政策关注度。其中，“农村发展”被纳入统计范围，是因为改革的最终目的是促进农村发展。

具体的变量定义见表1。

表1 变量定义与描述性统计结果

变量属性	变量名称	变量定义	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	农业全要素生产率增长	SFA-Malmquist测算	1.023	0.026	1.107	0.950
核心解释变量	农业全要素生产率增长	SFA-Malmquist测算	1.023	0.026	1.107	0.950
	农村集体产权制度改革	若县（市、区）当年开展农村集体产权制度改革试点，取值为1，否则取值为0。	0.364	0.481	1.000	0.000
控制变量	教育水平	普通中学在校学生数/年末总人口数	0.050	0.028	0.197	0.007
	乡村人口	年末乡村人口数，取对数	3.432	0.884	4.901	0.693
	产业结构	第二产业增加值/地区生产总值	0.421	0.152	0.783	0.067
	经济发展水平	地区生产总值，取对数	14.411	0.947	16.534	11.717
	财政自给率	地方一般财政收入/地方一般财政支出	0.434	0.326	1.738	0.044
	区域面积	行政区域土地面积，取对数	7.312	1.044	10.019	4.159
	空气质量	年均PM2.5浓度，取对数	3.787	0.411	4.643	2.786
	气温	各县域年均气温	13.295	5.032	19.313	0.475
	信贷支持	县域贷款余额×涉农贷款比例，取对数	11.670	3.642	15.458	0.693
机制变量	技术应用	农业机械总动力/常用耕地面积	1.190	0.115	5.086	0.135
	技术创新	县域当年实用新型专利申请量，取对数	4.754	1.743	8.560	0.001
调节变量	地方政府政策关注度	县域政府工作报告中相关词频数，取对数	1.077	0.410	2.833	0.693

（三）数据来源

综合考虑数据代表性、时效性与可得性，本文最终选取13个粮食主产省（区）1466个县域的非平衡面板数据作为研究样本。被解释变量测算所需的基础数据，包括农林牧渔总产值、乡村从业人员数、农作物总播种面积、农业机械总动力等，均来源于《中国县域统计年鉴（县市卷）》与各县域经济社会统计公报。核心解释变量根据农业农村部官网公布的改革试点单位名单整理。控制变量中，产业结构、经济发展水平、教育水平、财政自给率、乡村人口与区域面积等数据均来源于《中国县域统计年鉴（县市卷）》；空气质量数据来源于生态环境部官网，气温数据来源于中国气象数据网。各变量的描述性统计结果见表1。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

本文采用多时点双重差分模型与双重机器学习模型，评估农村集体产权制度改革对农业TFP增长的影响效应。在双重机器学习模型具体实施策略上，本文采用随机森林算法完成主回归与辅助回归拟合，通过交叉验证确定最优正则化参数与变量筛选规则。参考韩先锋^[30]的实证范式，采用1：3的样本分割比例完成交叉拟合，以平衡估计效率与估计结果的稳健性。基准回归结果如表2所示。列（1）仅加入核心解释变量DID，并控制了县域固定效应和年份固定效应；列（2）在列（1）的基础上加入了县域层面控制变量的一次项；列（3）在列（2）

的基础上,采用双重机器学习模型纳入控制变量的一次项;列(4)进一步纳入控制变量的二次项,以刻画其非线性效应。各列结果显示,*DID*的估计系数均在1%水平上显著为正,表明农村集体产权制度改革的实施,对县域农业全要素生产率具有显著正向影响, H_1 得到验证。从控制最为严格的列(4)可知,*DID*的系数估计值约为0.001 6。这意味着,农村集体产权制度改革的实施会推动县域农业全要素

生产率平均提升0.16个百分点。同时,在样本期内,县域农业全要素生产率的年平均增速约为2.3%,0.16个百分点的提升幅度约占年均增速的7%,其经济意义较为合理。此外,从绝对效应看,以2010—2023年全国年均农林牧渔总产值114 139.77亿元测算,该效率提升可实现全国农林牧渔总产值年均增长182.62亿元。需要说明的是,上述分析属于比较静态分析,即假定其他条件不变。

表2 基准回归结果

变量	多时点双重差分模型		双重机器学习模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
农村集体产权制度改革	0.001 9*** (0.000 3)	0.001 4*** (0.000 3)	0.001 7*** (0.000 5)	0.001 6*** (0.000 5)
控制变量一次项	否	是	是	是
控制变量二次项	否	否	否	是
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	1.022 3*** (0.000 1)	1.073 9*** (0.011 0)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)
观测值	19 058	19 058	19 058	19 058

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;()内为稳健标准误。下同。

(二) 平行趋势检验

多时点双重差分模型的核心识别前提为平行趋势假设,即政策冲击发生前,处理组与对照组的农业TFP增长需保持相同的变化趋势。本文采用事件研究法进行平行趋势检验,以考察农村集体产权制度改革对农业TFP增长的影响。具体模型如下:

$$Y_{it}=\alpha_0+\sum_{j=-5}^{-2}\lambda_jpre_j+\lambda_0current+\sum_{j=1}^4\lambda_jpost_j+\gamma X_{it}+v_i+\mu_t+\epsilon_{it}\tag{6}$$

式(6)中, $\sum_{j=-5}^{-2}\lambda_jpre_j$ 表示农村集体产权制度改革实施前4期的政策动态效应(将政策实施前第1期作为基准期), pre_j 为政策实施前的时间虚拟变量,若年份 t 是 i 县域实施农村集体产权制度改革前的第 j 年,则取值为1,否则为0。 $\sum_{j=1}^4\lambda_jpost_j$ 表示政策实施后的动态效应, λ_0 表示政策实施当年的处理效应。其他参数含义同式(3)。若政策实施前系数不显著异于0,则平行趋势检验通过。

图1基于与表2列(2)基准回归一致的模型设定,展示了农村集体产权制度改革对农业TFP增长影响的动态效应系数及95%置信区间。结果显示,政策实施前各期的动态效应回归系数在0附近波动,且不显著异于0,亦无明显趋势性变动,说明在改革实施前,处理组与对照组的农业TFP增长趋势不存在显著差异,满足事前平行趋势假设。改革实

施后,估计系数均显著为正,且估计系数随时间递增,表明随着改革的深入推进,农村资源配置效率持续优化,农业生产要素活力不断释放,为农业TFP增长提供了持续的动能。

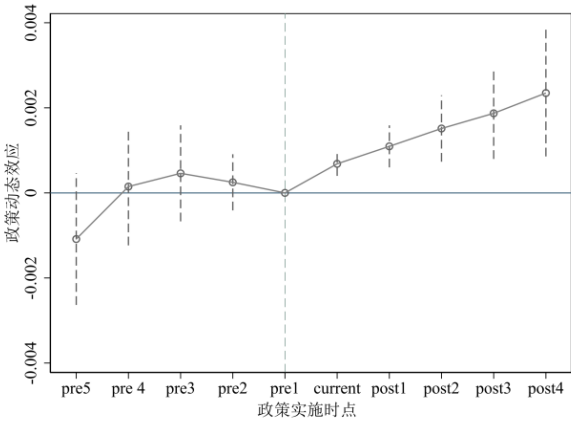


图1 平行趋势检验结果

(三) 敏感性分析

传统平行趋势假设检验仅能验证双重差分模型的事前识别前提,无法为事后的政策效应提供直接证据,亦可能导致估计偏误。因此,有必要进行平行趋势敏感性分析。本文参考Roth^[31]的做法,采用平行趋势的反事实法,对政策实施后第一期的点估计量对应的置信区间进行推断与敏感性检验,结果如图2所示。图2中,横轴M-bar代表政策实施后处理组与对照组的趋势偏离相对于事前趋势偏离的

最大可容忍倍数，纵轴为对应设定下政策效应点估计量的95%置信区间。检验结果表明，当M-bar取值从0逐步放宽至0.3时，尽管政策效应的置信区间随允许的趋势偏离程度扩大而逐步拓宽，但始终未包含0值。这说明，即使在大幅放宽平行趋势假设的极端设定下，农村集体产权制度改革的政策效应仍在5%的统计水平上显著，表明本文结论对违反平行趋势假定具有较强的容忍性。

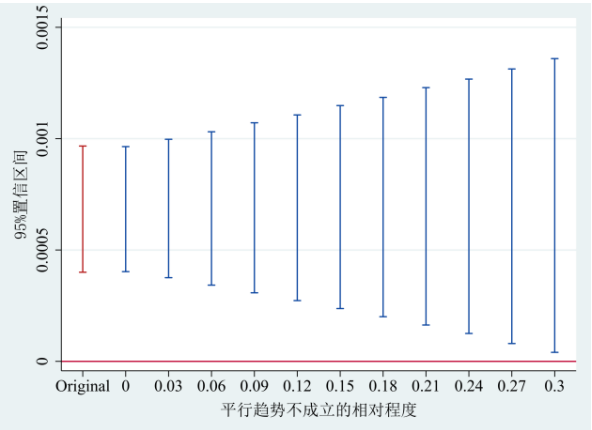


图2 平行趋势敏感性检验结果

（四）安慰剂检验

为排除随机扰动因素或同期其他涉农政策冲击对县域农业TFP增长的影响，本文进行了安慰剂检验。具体而言，该检验在随机确定改革试点时间的基础上，同时随机抽取相应数量的县域作为虚拟处理组，重新构造政策实施虚拟变量，并将其纳入表2模型（2）中进行回归，得到新的虚拟核心解释变量估计系数。为保证检验结果的稳健性，本文将上述抽样过程重复1 000次，所得系数概率密度分布如图3所示。图3中，实线表示虚拟估计系数的核密度分布情况，空心圆点代表相应回归系数的P值。结

果显示：随机构造的虚拟政策处理效应无系统性偏离，整体服从以0为中心的近似正态分布；基准回归估计的系数（0.001 4）独立于1 000次估计的系数分布之外，且绝大多数系数值的显著性水平大于10%。这表明，本文的估计结果具有较高的可信度，农村集体产权制度改革促进县域农业TFP增长的结果并非由常规性的随机因素或不可观测因素引起。

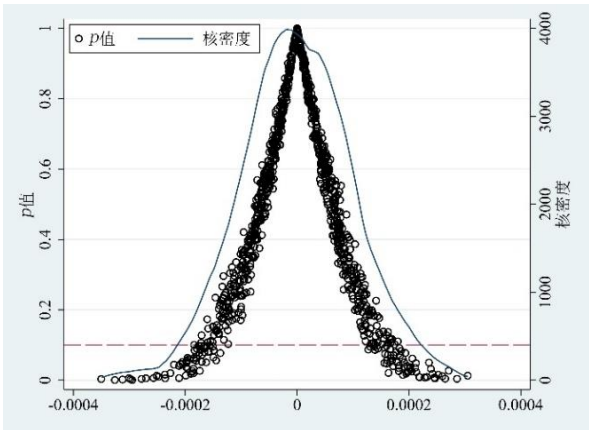


图3 安慰剂检验结果

（五）重设双重机器学习模型

为检验基准回归结论对机器学习拟合算法的敏感性，本文在保持部分线性模型设定的基础上，分别采用套索回归、梯度提升与弹性网络作为基学习器，对结果变量与处理变量的条件期望进行重新拟合与参数估计。同时，为排除样本分割偶然性对估计结果的干扰，本文进一步调整交叉验证的折数设定，分别选取K=4与K=5进行稳健性检验，结果如表3所示。结果显示，在更换不同机器学习算法及调整交叉验证折数的情况下，核心解释变量的估计系数仍然显著，证实本文的核心研究结论不受具体拟合算法与样本分割方案的影响。

表3 重设双重机器学习模型结果

变量	K=4 (1)	K=5 (2)	套索回归 (3)	梯度提升 (4)	弹性网络 (5)
农村集体产权制度改革	0.001 3*** (0.000 5)	0.001 4*** (0.000 5)	0.001 1*** (0.000 3)	0.004 7*** (0.000 7)	0.001 1*** (0.000 3)
控制变量一次项	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	0.000 2** (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 0)
观测值	19 058	19 058	19 058	19 058	19 058

（六）稳健性检验

1. 异质性处理效应偏误检验

农村集体产权制度改革属于试点型政策，其政

策效应在不同试点年份与不同试点县域可能存在异质性。传统的多时点DID模型可能存在异质性处理效应导致的估计偏误问题。为此，本文参考Sun和

Abraham^[32]的思路,采用合成双重差分法(SA-DID)进行检验。具体而言,该方法对未实施改革的对照县域进行拟合,构造与试点县域政策实施前的发展特征、农业TFP增长趋势高度相似的反事实对照组,再基于双重差分框架进行估计。检验结果如表4列

(1)所示。为进一步增强本文结果的可信度,本文参考Cengiz等^[33]的研究,采用堆叠估计量进行了相关检验,结果如表4列(2)所示。上述检验结果均表明,不论采用何种检验方式,本文的核心结论都具有较高的可靠性。

表4 稳健性检验结果

变量	SA-DID	堆叠DID	考虑地区— 年份交互效应	剔除并行 政策干扰	调整 标准误	倾向得分 匹配	替换被解释 变量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
农村集体产权制度改革	0.003 3*** (0.000 4)	0.002 2*** (0.000 6)	0.002 1*** (0.000 6)	0.001 1** (0.000 5)	0.001 4** (0.000 6)	0.001 5*** (0.000 5)	0.001 4** (0.000 6)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	否	否	是	是	否	是	是
县域固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	—	—	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)
观测值	19 084	187 772	19 058	18 343	19 058	18 819	17 592

2. 考虑地区一年份交互固定效应

农村集体产权制度改革在具体实施过程中有赖于地区一级政府的指导与支持。同一地区内部不同县域间所处的政策实施环境、区位特征、文化底蕴等不可观测因素可能高度相似,从而影响改革效应。有鉴于此,本文在基准回归的基础上进一步引入地区一年份交互固定效应,以控制各地区随时间变化的其他因素对农业TFP增长产生的潜在影响,从而更清晰地识别政策净效应。表4列(3)的结果表明,在充分考虑同一地区内部不同县域的交互效应后,农村集体产权制度改革对农业TFP增长的效应仍然在1%水平上显著为正,证明原有结论依然成立。

3. 剔除并行政策干扰

在推行农村集体产权制度改革试点的过程中,国家于2016年推行了返乡创业试点政策。已有研究表明,该政策具有劳动生产率提升效应^[34]与农业增产效应^[35],可能对农业TFP增长产生影响。为此,本文将返乡创业试点政策加入基准回归模型中进行控制。表4列(4)的结果表明,在剔除该政策影响后,农村集体产权制度改革的回归系数仍然显著为正, H_1 再次得到验证。

4. 其他稳健性检验

本文进一步开展系列稳健性检验:一是调整标准误。前文使用稳健标准误进行回归,为避免基准回归结果因标准误发生显著变化,本文尝试使用聚类稳健标准误,聚类至县域层面进行回归。二是采用倾向得分匹配(PSM)。选取政策前县域特征为

协变量,采用卡尺匹配(卡尺值为0.03)的方法进行倾向得分匹配,以缓解样本自选择导致的内生性问题。三是替换被解释变量。将TFP滞后一期后作为被解释变量纳入回归。上述检验的具体结果如表4列(5)—列(7)所示。结果表明,经过一系列稳健性检验后,核心解释变量的符号方向与显著性水平基本一致,表明了本文核心结论的稳健性。

五、机制检验与调节效应检验

(一) 机制检验

基准回归已证明,农村集体产权制度改革能够显著促进县域农业TFP增长。为进一步明晰其内在机制,本文在双重机器学习框架中采用两段式中介效应分析法,构建如下模型:

$$M_{it}=\theta_1 DID_{it}+g_2(X_{it})+U_{it}, E(U_{it}|DID_{it},X_{it})=0 \quad (7)$$

$$DID_{it}=m(Control_{it})+V_{it}, E(V_{it}|Control_{it})=0 \quad (8)$$

其中, M_{it} 表示农村集体产权制度改革影响农业TFP的机制变量,包括信贷支持与技术进步; θ_1 衡量农村集体产权制度改革对机制变量的影响; $g_2(X_{it})$ 与 $m(Control_{it})$ 为机器学习估计的未知函数; U_{it} 与 V_{it} 为均值为0的随机误差项;其他变量含义同式(2)和式(3)。

1. 信贷支持效应检验

农村集体产权制度改革通过明晰产权,保障集体经济组织成员使用集体资产(如土地、股份等)进行抵押、担保的权利,能够显著降低金融机构放

贷的潜在风险，提高农业经营主体信贷可得性。研究表明，相较于资金匮乏的农户，资金充足的农业经营主体能够更加充分地利用现代生产技术，升级机械装备、扩大生产规模、改善生产环境，进而提升农业TFP。本文参考周鸿卫和丁浩洋^[28]的做法，以涉农贷款比例与县域年末金融机构各项贷款余额乘积的对数值作为信贷支持的表征变量，检验结果如表5列（1）所示。结果显示，核心解释变量系数在1%水平下显著为正，表明农村集体产权制度改革具有信贷支持效应，H_{2a}得到验证。

2. 技术进步效应检验

农村集体产权制度改革能够促进技术进步，进而提升农业TFP。本文参考赵路彝和林海^[29]的做法，采用农业技术创新水平与农业技术应用水平作为技术进步的代理变量。为避免量纲差异，将上述变量取对数后进行回归，结果如表5列（2）和列（3）所示。结果显示，核心解释变量的回归系数分别在

5%和1%水平下显著为正，表明农村集体产权制度改革能够促进技术进步。具体而言，农村集体产权制度改革的实施能有效整合各类生产要素，有利于降低农业技术创新与应用的边际成本，并通过集体组织搭建风险共担平台、依托农村社会网络加速技术扩散，推动农业技术进步，从而提升农业TFP。由此，H_{2b}得到验证。

（二）调节效应检验

为检验地方政府政策关注度在农村集体产权制度改革促进农业TFP增长过程中的调节作用，本文参考余家林和贾琦^[20]的研究，收集2010—2023年样本县域政府工作报告，利用Jupyter软件进行文本分析，最终得到13 503个样本。表5列（4）的结果显示，农村集体产权制度改革与地方政府政策关注度的交互项的回归系数在1%水平下显著为正，表明地方政府政策关注度能够正向调节改革对农业TFP增长的政策效应，H₃得到验证。

表5 作用机制与调节效应检验结果

变量	作用机制			调节效应 (4)
	信贷支持 (1)	技术创新 (2)	技术应用 (3)	
农村集体产权制度改革	0.418 3*** (0.057 5)	0.081 5** (0.031 7)	0.034 7*** (0.009 2)	
农村集体产权制度改革×地方政府政策关注度				0.001 4*** (0.000 5)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.111 4*** (0.011 5)	0.001 8 (0.006 3)	0.003 3** (0.001 5)	-0.011 2*** (0.000 2)
观测值	19 058	19 058	19 058	13 503

六、异质性分析

（一）农业发展水平异质性

要素资源在农业领域的配置效率是地区农业发展基础与制度环境共同作用的结果。尽管农村集体产权制度改革通过清晰界定产权、激活要素市场为农业发展提供了制度激励，但不同农业发展水平的地区在自然资源禀赋、产业基础、组织能力以及政策支持力度等方面存在差异，这些差异可能影响农村集体产权制度改革的实施效果。为此，本文参考已有研究^[36]，将第一产业增加值占地区生产总值比重大于或等于15%的县域设定为农业强县，其余为非农业强县，进行分组回归，结果如表6列（1）和列（2）所示。结果表明，农村集体产权制度改革

的政策效应在农业强县更加显著，呈现出“锦上添花”的效果。与非农业强县相比，农业强县通常拥有更优越的自然资源禀赋、更完善的农业基础设施和更成熟的农业产业化体系，这有助于降低改革的组织协调成本与制度落地成本，从而更好地承接改革带来的产权激励效应。

（二）基层组织密度异质性

农村集体产权制度改革本质上是涉及多方主体利益调整的集体行动，可能面临“集体行动的困境”。基层治理作为衔接宏观政策与微观实践的制度纽带，是摆脱集体行动困境的重要途径。基层组织承担着组织建设、经济发展、社会治理等多重职能，其组织密度可能影响基层治理效能与农村集体产权制度改革的政策效果。因此，本文参考金华丽

等^[26]的研究,使用县域内村委会与居民委员会之和与县域面积的比值衡量基层组织密度,并按其中位数进行分组回归,结果如表6列(3)和列(4)所示。结果表明,农村集体产权制度改革对农业TFP增长的促进效应仅在基层组织密度较高的县域中显著。可能的原因在于,改革政策目标、实施细则与配套

举措均需要依托基层组织传导至农户等微观主体。较高的基层组织密度意味着治理单元的覆盖更充分,能够更高效地发挥政策信息传递、改革事项组织协调、主体诉求上传下达的核心功能,有利于降低集体行动成本,提升政策执行效率,从而实现改革红利的充分释放。

表6 异质性分析结果

变量	农业发展水平		基层组织密度	
	农业强县	非农业强县	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)
农村集体产权制度改革	0.002 4*** (0.000 6)	0.001 8** (0.000 8)	0.002 4*** (0.000 7)	0.000 7 (0.000 6)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
常数项	0.000 2** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)
观测值	9 500	9 558	9 540	9 518

七、结论与建议

本文利用2010—2023年粮食主产区1 466个县域的面板数据,运用多时点双重差分模型与双重机器学习模型实证检验了农村集体产权制度改革对农业TFP的影响。研究结论如下:第一,农村集体产权制度改革对农业TFP具有显著正向影响。该结论经一系列稳健性检验后仍然成立,且改革的政策效应受地方政府政策关注度的正向调节。第二,农村集体产权制度改革通过信贷支持与技术进步提升农业TFP。第三,异质性分析发现,改革的政策效应在农业发展水平较高的县域与基层组织密度较大的县域更加显著。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:

第一,持续深化农村集体产权制度改革,释放制度红利。鉴于改革对农业TFP增长的显著促进作用,应进一步推进改革的深化和细化,扎实做好改革的“后半篇文章”。在完成清产核资、成员界定、股份量化的基础上,健全集体产权权能体系,完善产权流转、抵押担保配套制度,加快规范农村产权交易市场建设,筑牢农业全要素生产率增长的制度根基。同时,将改革成效纳入地方政府绩效考核,通过专项督导与正向激励提升地方政府政策关注度,防止改革流于表面。

第二,畅通信贷支持与技术进步传导渠道。一方面,完善集体资产股份抵押担保处置机制,引导金融机构优化涉农信贷产品,降低农业经营主体融

资门槛,有效缓解生产性资金约束。另一方面,依托改革后壮大的集体经济组织,搭建农业技术推广与风险共担平台,降低农户新技术应用试错成本,加速先进种植技术与绿色生产模式扩散,以技术进步驱动农业全要素生产率提升。

第三,实施差异化改革推进策略,全面强化基层组织支撑作用。对农业强县,重点推动改革向农业全产业链延伸,引导集体资源向良种繁育、农机服务、农产品加工等环节集聚,放大规模效应;对农业基础薄弱县,重点完善改革基础配套,以集体经济组织统筹整合分散生产要素,补齐农业基础设施短板。同时,优化村级治理结构,健全村民自治机制,强化基层组织在政策传导、要素统筹、矛盾协调等方面的核心功能,切实打通改革落地的“最后一公里”。

参考文献:

[1] 高鸣,魏佳朔.新一轮千亿斤粮食产能提升的源泉:全要素生产率的增长与贡献[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2024(1): 15-27.

[2] 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.

[3] 徐梦龙,张永奇,庄天慧.促进还是抑制:县域新型城镇化建设对农业全要素生产率的影响——基于要素流动视角的考察[J]. 农业技术经济, 2026(4): 45-63.

[4] 朱秋博,白军飞,彭超,等.信息化提升了农业生产率吗?[J]. 中国农村经济, 2019(4): 22-40.

[5] 罗斯炫,何可,张俊飏.改革开放以来中国农业全要素

- 生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角[J]. 中国农村经济, 2022(2): 115-136.
- [6] 范国华, 杨移, 杨肃昌. 农户兼业化对农业全要素生产率的影响机理与效应研究——基于生产要素投入变化的视角[J]. 农村经济, 2023(8): 134-144.
- [7] 史常亮. 土地流转对农业高质量发展的影响——基于绿色全要素生产率视角[J]. 自然资源学报, 2024, 39(6): 1418-1433.
- [8] Wu Yaling, Wu Bi, Liu Xiaohong, et al. Digital finance and agricultural total factor productivity: from the perspective of capital deepening and factor structure[J]. Finance Research Letters, 2025, 74: 106449.
- [9] 肖尧, 彭桥. 数字乡村建设对农业全要素生产率的影响效应研究[J]. 统计研究, 2025, 42(12): 101-113.
- [10] 翁飞龙, 王月, 霍学喜, 等. 数字金融、要素配置与规模农户生产效率——基于三层嵌套CES生产函数的理论与实证[J]. 世界农业, 2026(2): 97-112.
- [11] 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.
- [12] 赵丹丹, 周宏. 农业生产集聚: 如何提高粮食生产效率——基于不同发展路径的再考察[J]. 农业技术经济, 2020(8): 13-28.
- [13] 张浩, 程名望, 冯淑怡. 农村集体产权制度改革赋能农民增收的理论逻辑与实践经验——基于产权公共域拓展视角[J]. 管理世界, 2026, 42(3): 118-141.
- [14] 金华丽, 杨骞, 刘传明. 农村集体产权制度改革与粮食全要素生产率增长[J]. 经济与管理研究, 2026, 47(1): 67-82.
- [15] 罗必良, 洪炜杰. 农地调整、政治关联与地权分配不公[J]. 社会科学战线, 2019(1): 60-70.
- [16] 周凤, 邓宏图. 农地确权真能提高农业生产效率吗——基于农业现代化维度的考察[J]. 农业技术经济, 2024(9): 49-67.
- [17] De Janvry A, Emerick K, Gonzalez-Navarro M, et al. Delegating land rights: land certification and migration in Mexico[J]. American Economic Review, 2015, 105(10): 3125-3149.
- [18] 杨广亮, 王军辉. 新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自CHFS的证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(1): 129-152.
- [19] Liu Shouying, Ma Sen, Yin Lijuan, et al. Land titling, human capital misallocation, and agricultural productivity in China[J]. Journal of Development Economics, 2023, 165: 103165.
- [20] 余家林, 贾琦. 农村集体产权制度改革的土地流转效应——基于CRRS2020和2022的研究[J]. 农村金融研究, 2025(9): 12-24.
- [21] 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.
- [22] 杨志海, 钟楚楚. 农地产权明晰对村民参与农村公共事务治理意愿的影响研究[J]. 农业技术经济, 2025(11): 45-64.
- [23] 李庆海, 吕小锋, 李锐, 等. 社会资本能够缓解农户的正规和非正规信贷约束吗? 基于四元Probit模型的实证分析[J]. 南开经济研究, 2017(5): 77-98.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] 金华丽, 杨骞. 新型农村集体经济与粮食全要素生产率增长[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2025, 24(4): 23-37.
- [27] 鲁建坤, 史国建, 汪德华. 政府审计监督独立性与财政支出规模研究[J]. 经济科学, 2025(3): 49-70.
- [28] 周鸿卫, 丁浩洋. 农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响[J]. 中国农村观察, 2024(2): 24-45.
- [29] 赵路彝, 林海. 数字乡村发展政策实施能否推动革命老区农业新业态创业活动[J]. 中国农村经济, 2024(7): 141-160.
- [30] 韩先锋, 勾亚楠, 肖远飞, 等. 数字生态文明建设中制度创新的力量: 政策协同赋能的视角[J]. 中国工业经济, 2024(11): 62-80.
- [31] Roth J, Sant'Anna P H C, Bilinski A, et al. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature[J]. Journal of Econometrics, 2023, 235(2): 2218-2244.
- [32] Sun Liyang, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 175-199.
- [33] Cengiz D, Dube A, Lindner A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [34] 曹壹帆, 陈慧杰, 李雪颖. 返乡创业试点政策的劳动生产率提升效应——基于CFPS微观数据的实证考察[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2025(2): 56-66.
- [35] 张志新, 张秀杰, 郭名远. 返乡创业试点政策对县域粮食生产的影响——基于粮食主产区县域面板数据的实证分析[J]. 华东经济管理, 2025, 39(12): 96-107.
- [36] 范合君, 支一涵. 数字基础设施建设如何促进农民增收? [J]. 财经问题研究, 2025(6): 118-129.

责任编辑: 李东辉