华南农业大学学报(社会科学版)
2026年第5期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第25卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

农村集体产权制度改革对农户收入及其差距的影响

何晓捷,任赞杰,赵启然

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)

摘 要: 基于制度变迁理论,构建"强制性制度变迁-诱致性制度变迁"协同分析框架,在国家制度供给与基层内生响应的互动中考察剩余索取权的界定与配置。利用2009—2020年全国农村固定观察点大样本微观面板数据,以农村集体产权制度改革试点为准自然实验,采用多期双重差分法评估集体产权制度改革对农户收入水平及内部收入差距的影响。研究发现:农村集体产权制度改革显著提高了农户收入,该效应主要通过增加农业基础设施投入、强化农业社会化服务供给、推动农业技术推广以及完善集体收益分配等渠道实现。异质性分析表明,集体产权制度改革的显著增收效应主要体现在经济基础较好、村干部人力资本较高以及宗族网络较弱的村庄。分位数回归与收入差距指标分析表明,集体产权制度改革的增收效应主要体现在中低收入群体,并显著降低农户相对剥夺程度和村庄内部收入差距。研究从产权理论与制度变迁理论相结合的视角揭示了农村集体产权制度改革促进农户增收与缩小收入差距的内在逻辑,为深化农村改革、推动共同富裕提供了微观证据。

关键词: 农村集体经济;农村集体产权制度改革;农户收入差距;共同富裕

中图分类号: F321.32; F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2026)05-0082-14

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。我国农业农村发展基础差、底子薄,推进共同富裕,最艰巨最繁重的任务依然在农村。习近平总书记指出,农业农村工作,说一千、道一万,增加农民收入是关键①。党的十八大以来,随着国家精准脱贫战略、乡村振兴战略等深入实施,农村居民收入水平稳步提升,收入结构不断优化。然而,由于农村人力资本整体偏低、农业产业链联农带农作用尚未充分发挥、财产性收入增长机制不畅、增收韧性不足等问题依然突出[1],农村居民持续增收仍面临诸多挑战。如何有效促进农户增收、缩小农村内部收入差距,已成为当前农业农村发展面临的核心难题。

农村集体经济是保障集体成员共享农村发展成果的重要组织载体。通过整合集体资源资产、优化要素配置、强化组织化供给以及收益联结和公共服务,农村集体经济在激活农村资源要素、提

收稿日期: 2025-11-25 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2026.05.007

基金项目: 农业农村部项目(69123001)

作者简介: 何晓捷(1996—),女,山西朔州人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:hexiaojiecau@163.com

通讯作者: 赵启然(1981—),男,河北邢台人,中国农业大学经济管理学院教授,主要研究方向为农村发展。E-mail:zhaoqiran@cau.edu.cn

①中华人民共和国农业农村部:《关于新阶段促进农民增收的思考与建议》,https://zcggs.moa.gov.cn/zczc/202406/t20240625_6457781.htm。

升集体经营能力和增进成员收益方面发挥着重要作用[2]。但长期以来，受产权边界模糊、权责关系不清和治理机制不健全等因素影响[3]，农村集体经济存在经营能力不足、收益水平偏低和成员受益不充分等问题。为破解上述问题，党的十八届三中全会提出农村集体产权制度改革任务。2015 年，农村集体资产股份权能改革试点启动，2016 年中共中央、国务院印发《关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》，对清产核资、成员确认、股权量化、收益分配和组织重构等重点工作作出系统部署。

农村集体产权制度改革是对集体产权有效实现形式的重要制度创新。经典产权理论强调，清晰界定权利边界和收益权有助于内部化外部性、稳定收益预期并强化行为激励[4-5]。然而，区别于能够较为清晰地落实到个体的产权结构，农村集体资产实行成员集体所有，如何在不改变集体所有性质的前提下进一步明晰成员权利、改善激励机制，构成集体产权制度改革需要解决的核心问题。从不同制度实践看，产权激励机制的重塑形成了不同路径：第一种是苏联、东欧部分转型经济体主要通过私有化改变资产所有权结构；第二种是中国家庭联产承包责任制在坚持土地集体所有的基础上，通过所有权与承包经营权相分离，将农业生产经营决策及其相应收益更多赋予农户，从而显著增强生产激励。与上述路径不同，新一轮农村集体产权制度改革并不改变集体资产的所有权性质，而是将经营性资产以股份或者份额形式量化到集体成员，并以此作为成员参与集体收益分配的重要依据[6]。由此，集体产权制度改革在坚持成员集体所有的基础上进一步明晰了成员的资产收益权，使集体资产经营绩效与成员收益更加紧密地联系起来，为缓解传统集体产权结构下成员权利边界不清和激励不足问题提供了新的制度安排。

从既有研究看，有关农村集体产权制度改革的文献主要可以分为两类：一类关注改革路径，主要围绕股权设置[7]、改革难点[8]、创新探索[9]及典型模式[10]等展开，重点探讨改革如何推进以及不同地区如何形成具体实现路径；另一类关注改革效果，主要考察改革对县域经济发展[11]、县域创业[12]、土地流转[13]、劳动力流动[14]和消费升级[15]等方面的影响。在改革效果研究中，与本研究相关的文献主要集中于集体经济发展和农户收入两个方面。已有研究表明，改革能够通过组织统合、产权统一和资源统筹强化集体“统”的功能，促进在地化集体产业形成并提高集体经济发展水平[16]，但在股份合作制组织运营机制尚不健全的情况下，其资源配置和经营激励效应仍可能受到制约[17]。在农户收入方面，多数研究认为改革具有增收效应，但对其作用渠道尚未形成一致结论：部分研究强调产业结构优化、劳动力就业和财政收支等途径[18]，部分研究认为土地流转、机械投入和服务业发展是重要渠道[19]，也有研究发现改革并未通过农业生产相关途径显著影响农户收入[20]。

总体来看，现有研究存在三方面不足：一是缺乏统一的理论框架解释改革效应的异质性；二是对改革如何通过集体经济组织的治理、资源整合与行为调整传导至农户收入，尚缺乏系统检验；三是在共同富裕背景下，现有研究更多关注改革的平均增收效应，对其收入分配效应关注不足。基于此，本文试图回答：在坚持集体所有的前提下，农村集体产权制度改革能否通过剩余索取权的界定与配置，激励微观主体行为，并进一步促进农户增收和收入差距收敛。

基于此，本文将农村集体产权制度改革视为一项准自然实验，基于 2009—2020 年全国农村固定观察点微观农户面板数据，运用多期双重差分法考察农村集体产权制度改革对农户收入及收入差距的影响，并进一步分析其作用机制与异质性。本文的边际贡献主要体现在三个方面：第一，结合产权理论与制度变迁理论，构建强制性与诱致性制度变迁协同分析框架，将剩余索取权配置置于国家制度供给与基层行为响应的互动中考察；第二，从集体经济组织行为出发，检验农业基础设施、社会化服务、技术推广和集体收益分配等传导机制；第三，进一步考察改革对中低收入群体收入提高及农村内部收入差距收敛的影响，为理解改革促进共同富裕的内在逻辑提供微观证据。

二、理论分析与研究假说

(一)农村集体产权制度改革对农户收入的影响

制度经济学通常将制度变迁划分为强制性制度变迁与诱致性制度变迁。前者主要依赖政府自上而下的制度供给,后者则体现为微观主体基于成本收益比较和现实约束作出的行为响应。农村集体产权制度改革本质上是产权界定清晰化、组织运行规范化和收益分配制度化的过程,其成效既取决于国家主导的制度供给,也有赖于基层主体的行为响应与在地化调适[21]。国家层面通过清产核资、成员确认、股权量化、组织重构和收益分配规范化等制度安排,为集体资产管理和收益实现提供制度框架,并降低产权模糊带来的不确定性和协调成本。但制度供给并不必然转化为收入增长,后续资产运营、收益分配和组织化服务能力的形成,仍取决于村集体经济组织和农户等主体的诱致性响应。若基层治理能力不足、成员参与有限或资源禀赋薄弱,改革红利的释放仍可能受到约束[22]。

进一步结合剩余索取权逻辑,制度改革通过成员确认、折股量化和收益分配规则规范化,将成员分享集体资产增值收益的权利由隐性安排转化为制度化权益。强制性制度变迁主要解决权利由模糊走向清晰的问题,诱致性制度变迁则决定这些权利能否转化为有效激励。当二者形成协同时,农户收益预期更加稳定,其参与集体资产运营、公共投入和收益分配的积极性也随之增强;同时,产权关系明晰有助于降低农户风险顾虑、增强其长期投入意愿[23],并通过改善信任关系和降低合作成本,提高农户接受社会化服务、参与技术合作和集体经营的积极性。因此,改革不仅通过收益激励影响农户行为,也通过改善风险预期和合作信任环境,提高微观主体的响应强度。据此,本文提出研究假说 H1:

假说 H1:农村集体产权制度改革有助于推动农户收入增长。

(二)农村集体产权制度改革对农户收入的影响机制

农村集体产权制度改革对农户收入的影响,主要通过集体经济组织行为调整加以传导(图 1)。集体产权制度改革后,村集体在资产运营、资源统筹和收益分配等方面的能力得到增强,其行为调整主要体现在以下四个方面。

具体而言,第一,农业基础设施投入。集体产权制度改革增强了村集体收益统筹和使用能力,推动资金更多投向农田水利、田间道路等生产性公共设施,从而改善生产条件、降低生产流通成本并稳定经营收益。第二,农业社会化服务供给。集体产权制度改革提升集体经济组织的资源统筹和服务能力,通过机耕、植保、仓储和销售等服务降低农户经营成本,并促进劳动力向非农部门转移。第三,农业技术推广。产权明晰和治理规范有助于提升集体经济组织的组织动员能力,通过技术示范、信息传递和技能培训缓解农户技术采纳中的信息约束与风险顾虑,提高农业生产效率。第四,集体收益分配。集体产权制度改革通过成员确认、折股量化和收益分配规范化,将成员收益权制度化,并通过民主决策和监督机制提高分配的规范性和可执行性,使集体收益更稳定地转化为农户财产性收入。由此,集体产权制度改革通过改善生产条件、降低经营成本、提升技术效率和增加财产性收入等渠道促进农户增收。据此,本文提出研究假说 H2:

假说 H2:农村集体产权制度改革通过增加农业基础设施投入、强化农业社会化服务供给、推动农业技术推广以及完善集体收益分配机制,显著促进农户收入增长。

(三)农村集体产权制度改革对农户收入差距的影响

农村集体产权制度改革不仅能够提升农户收入水平,也有利于重塑收入分配格局。从强制性制度变迁看,改革通过清产核资、成员确认、股权量化和收益分配规则重构,将原本模糊的福利性、关系性分配转向规则化、程序化和制度化分配。这有助于减少分配随意性、抑制精英俘获,从制度源头上增强收益分配的公开性、公平性和可执行性。中低收入农户通常缺乏稳定的财产性收入来

源,因此更可能从规范化集体收益分配中获得更高的边际增益。

从诱致性制度变迁看,改革还通过提升村集体经济组织的资源统筹和公共服务能力,改善农业基础设施、社会化服务和技术推广供给。相较于高收入农户,中低收入农户受资源禀赋、资本积累和抗风险能力约束更强,对集体公共投入和服务支持的依赖程度更高,因此更可能通过降低生产成本、改善生产条件和提升技术采纳获得更大的增收效应。同时,改革带来的收益权确认和服务支持,有助于缓解中低收入农户的资源禀赋约束,增强其参与集体经营和要素配置的能力,从而提升其收入增长速度[24]。据此,本文提出研究假说 H3:

假说 H3:农村集体产权制度改革有助于缩小农户间收入差距,从而推动共同富裕进程。

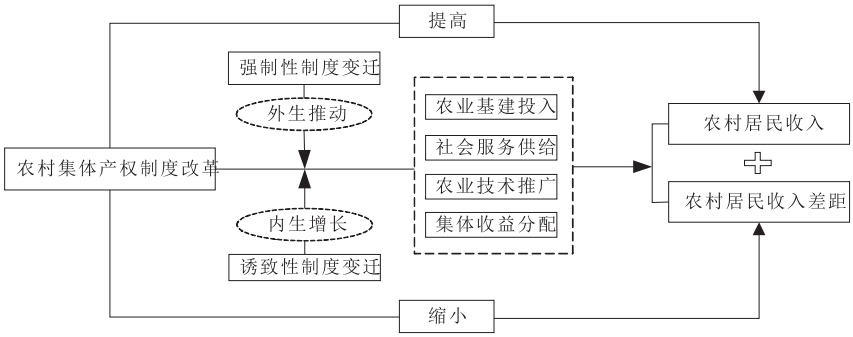


图 1　理论分析框架

三、变量说明、数据来源和模型设定

(一)变量选择与说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为“农户收入”和“农户收入差距”。农户收入以家庭人均纯收入度量,并以 2009 年为基期,使用各省农村居民消费价格指数(CPI)进行平减处理,以消除价格变动的影响。收入差距的度量方面,群体层面采用基尼系数[25]衡量村庄内部收入不平等程度;个体层面采用 Kakwani 指数[26]衡量农户相对剥夺程度。Kakwani 指数通过比较个体收入与同一参照群体中更高收入个体的差距刻画相对剥夺,具有无量纲和正规化等特征,能够较好反映农户群体内部的收入差距及其变化。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为农村集体产权制度改革试点政策。若某县(市、区)在某年度被列为农村集体产权制度改革试点地区,则从该年度起至后续所有年份取值为 1,否则取值为 0。

3. 控制变量

在控制变量的选取上,参考已有研究,在数据可得的前提下,从以下四个维度选取可能影响农户家庭收入的控制变量:一是户主特征变量,包括性别、年龄、非农培训;二是家庭特征变量,包括家庭常住人口、家庭经营主业;三是村庄特征变量,包括村庄规模、村干部人数;四是宏观特征变量,包括农业财政支出、第一产业发展水平、第二产业发展水平、当地经济发展水平。

(二)数据来源

本文的研究数据主要包括三个方面:第一,研究所使用的农户收入及其家庭与村庄层面的微观数据,源自 2009—2020 年共十二期的农业农村部全国农村固定观察点调查(National Fixed Point Survey, NFPS)。该调查覆盖全国除港澳台外 31 个省(自治区、直辖市)的 300 多个县、2 万余户农

户,具有较强的连续性和代表性;第二,农村集体产权制度改革试点地区及实施时间数据,根据农业农村部、中央农村工作领导小组办公室等部门公布的历批改革试点名单整理,用于识别政策冲击的时空差异;第三,区域层面的宏观指标主要来源于2009—2020年《中国统计年鉴》《中国县域统计年鉴》等。经整理匹配后,最终形成包含217689个观测值、时间跨度为十二期的非平衡面板数据。

表1 变量含义和描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
被解释变量	人均纯收入	家庭年人均纯收入(元)	11444.13	15993.58
	农户收入不平等指数	由Kakwani指数计算	0.30	0.39
	基尼系数	村级基尼系数	0.43	0.18
解释变量	农村集体产权制度改革试点	是否实施"农村集体产权制度改革试点"政策(实施当年及以后各年=1,其他=0)	0.20	0.40
控制变量	性别	户主性别(男=1,女=0)	0.92	0.28
	年龄	户主年龄(岁)	56.60	11.59
	非农培训	户主是否受过非农培训(是=1,否=0)	0.05	0.22
	家庭常住人口	家庭常住人口数(人)	3.66	1.56
	家庭主业	家庭主业是否是农业(是=1,否=0)	0.69	0.46
	村庄规模	村庄常住人口(人)	2175.24	1524.52
	村干部人数	村干部实际人数(人)	5.93	1.94
	农业财政支出	省域农业财政支出/地区生产总值	0.03	0.02
	第一产业发展水平	省域第一产业增加值/地区生产总值	0.11	0.04
	第二产业发展水平	省域第二产业增加值/地区生产总值	0.44	0.07
	经济发展水平	省域地区生产总值/总人口数(元/人)	45588.19	21851.81
机制变量	农业基建投入	村集体农田水利基本建设支出(万元)	39.37	27.81
	社会化服务供给	村集体提供农业生产服务的支出(万元)	7.66	7.72
	农业技术推广	村集体支持农业技术推广的支出(万元)	1.68	5.25
	集体收益分配	家庭年人均从村集体得到的收入(元)/家庭年人均纯收入(元)	0.02	0.03

注:表中报告的是原值,在后文回归分析中对人均纯收入、村庄常住人口和经济发展水平取对数处理。

(三)模型设定

本文采用多期双重差分模型(DID)评估农村集体产权制度改革试点对农户收入的影响。利用不同批次试点实施时间的差异,本文借鉴Beck等[27]的多期DID识别策略,构建如下模型:

$$\ln income_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Did_{it} + \beta_1 X_{it} + \mu_i + r_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中,下标i和t分别表示农户和年份;$\ln income_{it}$表示农户收入水平(取对数);Did_{it}为农村集体产权制度改革试点变量,若农户i所在县(市、区)在t年已进入改革试点,则取值为1,否则为0。农村集体产权制度改革试点分别于2015年、2017年、2018年和2019年分批实施,因此,Did_{it}依据各县实际实施试点的年份动态赋值。系数α_1衡量农村集体产权制度改革对农户收入的影响。X_{it}为控制变量,包括户主个体特征、家庭特征及地区层面控制变量等;μ_i和r_t分别表示农户固定效应和年份固定效应,ε_{it}为随机误差项。

在基准回归基础上,为进一步考察农村集体产权制度改革影响农户收入的作用机制,本文借鉴江艇[28]关于机制检验的研究思路,将相应机制变量作为被解释变量,并沿用基准回归的识别策略进行检验,具体模型如下:

$$mechanism_{it} = \theta_0 + \theta_1 Did_{it} + \beta_2 X_{xit} + \mu_i + r_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中,$mechanism_{it}$表示相应机制变量,其余变量定义与式(1)一致;θ_1 衡量改革试点对相应机制变量的影响。

四、估计结果与分析

(一)基准回归结果

表 2 汇报了农村集体产权制度改革对农户收入的影响。其中,第(1)列未加入任何控制变量,第(2)列中加入户主特征变量;第(3)列加入家庭特征变量;第(4)列加入村庄特征变量;第(5)列加入村庄所在省份的宏观变量。从第(1)至(5)列的回归结果看,随着各类控制变量的加入,政策变量的系数大小和显著性水平保持相对稳定。以第(5)列作为基准回归结果,农村集体产权制度改革的估计系数为 0.199,且在 1% 的水平上显著。这表明该政策对农户收入具有显著的提升作用,这一结果与汪三贵和周诗凯[29]的研究结论一致。以上结论支持本文假说 H1,农村集体产权制度改革提升了农户的收入水平。

表 2　农村集体产权制度改革对农户收入影响的基准回归结果

变量	农户收入				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
农村集体产权制度改革	0.195***(0.044)	0.194***(0.044)	0.198***(0.044)	0.201***(0.044)	0.199***(0.044)
性别		0.031(0.062)	−0.023(0.062)	−0.023(0.062)	−0.021(0.062)
年龄		0.002(0.002)	0.002(0.002)	0.002(0.002)	0.002(0.002)
非农培训		−0.012(0.068)	−0.016(0.068)	−0.018(0.068)	−0.016(0.068)
家庭常住人口			0.126***(0.011)	0.126***(0.011)	0.127***(0.011)
家庭主业			−0.021(0.032)	−0.022(0.032)	−0.027(0.032)
村庄规模				−0.027(0.041)	−0.021(0.041)
村干部人数				0.023**(0.009)	0.023**(0.009)
农业财政支出					−1.946(2.263)
第一产业发展水平					−2.578***(0.994)
第二产业发展水平					−1.089*(0.578)
经济发展水平					−0.293*(0.167)
常数项	6.482***(0.012)	6.338***(0.120)	5.938***(0.126)	6.004***(0.331)	9.870***(1.710)
家庭固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	217689	217689	217689	217689	217689
R^2	0.112	0.112	0.112	0.112	0.112

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。下同。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验

使用多期双重差分模型评估农村集体产权制度改革试点政策的效果,需要满足平行趋势假设,即在未实施改革的反事实状态下,处理组与对照组农户收入应具有相同的平均变化趋势。考虑到农村集体产权制度改革试点单位的确定采取“地方政府推荐报送、农业农村部研究决定”的商请式机制①,部分地区可能提前感知政策信号并作出响应,从而影响政策效应识别。借鉴已有研

① 中华人民共和国中央人民政府:《农业农村部关于确定农村集体产权制度改革试点单位的函》,https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2018-12/31/content_5442288.htm。

究[30],采用事件分析法构建模型(3),以考察政策冲击前后的动态效应:

$$\ln income_{it} = \sigma_0 + \sum_{s \in S} \sigma_s Did_{it}^s + \beta_3 X_{it} + \mu_i + r_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中,s 表示相对于政策实施时点的期数,$s = \{-5, -4, -3, -2, 0, 1, 2\}$,政策实施前一期($s = -1$)作为基准期予以省略;$\sigma_0$ 是常数项;Did_{it}^s 为相对政策实施时点的虚拟变量,系数 σ_s 用于刻画相对于基准期,政策实施前后各相对时期处理组与对照组农户收入变化的差异。其余变量定义与基准模型(1)式一致。

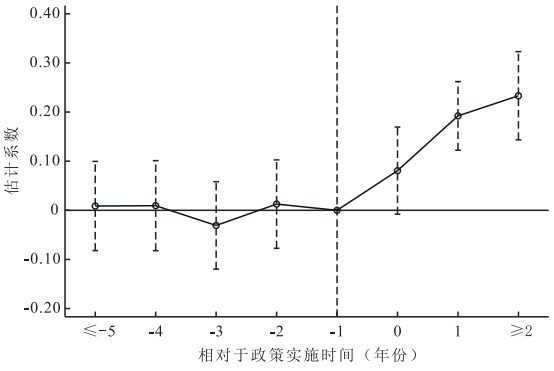


图2 平行趋势检验

图2展示了农户收入的动态效应估计结果及其95%置信区间。结果显示,在政策实施前,各期估计系数均未达到统计显著水平,且在零值附近波动,并未发现处理组与对照组在改革实施前存在显著的差异化趋势,事前趋势结果与平行趋势假设相一致,为平行趋势假设提供了支持性证据。

2. 安慰剂检验

为检验基准结果是否受到随机因素或潜在伪相关的影响,本文进一步开展安慰剂检验。具体而言,在全样本中随机生成虚拟处理组及相应政策变量,并采用双重差分模型进行估计,重复上述随机分配与估计过程500次。结果显示,随机生成的政策变量估计系数主要集中于零附近,而基准回归中的实际政策效应明显偏离随机估计系数的分布,表明基准结果由随机分配或偶然相关所驱动的可能性较低,为农村集体产权制度改革促进农户增收的结论提供了进一步的稳健性证据。

3. Goodman-Bacon 分解

当不同地区在不同时点进入改革试点且处理效应存在异质性时,传统双向固定效应(TWFE)估计可能因使用已处理组作为对照组而受到不当组间比较的影响。为此,本文参照 Goodman-Bacon [31]的研究方法,对多期 DID 估计量进行分解,将其划分为早处理组与晚处理组、晚处理组与早处理组以及处理组与从未处理组三类"2×2"DID 比较。结果显示,晚处理组与早处理组比较在 TWFE 估计量分解中的权重仅为0.4%,表明可能受到处理效应异质性影响的不当组间比较在总体估计中的权重较低。

4. 使用 PSM-DID 估计

为进一步缓解处理组与对照组因可观测特征差异所导致的样本选择偏差,本文参考既有研究[32-33],采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。具体来看,本文采用1∶4近邻匹配方法,为处理组农户匹配特征相近的对照样本,以提高改革前处理组与对照组的可比性;随后对匹配结果进行平衡性检验,结果显示匹配后各协变量在两组间均无显著差异,表明样本可比性得到改善。在此基础上,分别基于满足共同支撑条件的样本和匹配权重不为空的样本重新进行 DID 估计。结果显示,在满足共同支撑条件的样本中,未加入和加入控制变量时改革变量的估计系数分别为0.161和0.162;在匹配权重不为空的样本中,相应估计系数分别为0.190和0.184,均在1%水平上显著为正,且与基准回归结果在方向、数量级和显著性上基本一致。上述结果表明,在进一步缓解由可观测特征差异引致的样本选择偏差后,农村集体产权制度改革促进农户增收的基本结论依然稳健。

5. 异质性稳健 DID 估计

为进一步检验处理时点差异和处理效应异质性对估计结果的影响,本文采用两种异质性稳健 DID 估计方法进行稳健性检验。一是采用 Sun and Abraham[34]提出的 SA 估计量,通过构造处理组

队列与相对时期的交互项,缓解传统 TWFE 估计在处理效应异质性下可能产生的偏误,估计系数为 0.122,并在 1% 水平上显著为正。二是采用 Borusyak 等[35]提出的 DID 插补法(DID Imputation),利用未处理观测估计反事实结果,估计系数为 0.251,同样在 1% 水平上显著为正。两种方法的估计系数虽有差异,但均显著为正,表明在考虑处理效应异质性后,改革的增收效应依然稳健。

6. 排除同期其他政策的影响

为降低同期其他政策对农户收入的潜在干扰,本文在基准模型中依次控制相关政策变量。第一,分别纳入"是否为贫困村"和"贫困县是否摘帽"变量,以控制精准扶贫及贫困县退出政策的影响;第二,考虑农村土地承包经营权确权政策与改革实施时间存在重叠,参考已有研究[36-37],进一步纳入土地确权政策变量;第三,控制电子商务进农村综合示范政策,以降低其通过改善信息条件和拓展农产品流通渠道对农户收入产生的干扰。结果显示,分别控制贫困村、贫困县摘帽、土地确权和电子商务进农村综合示范政策后,改革变量的估计系数分别为 0.199、0.200、0.195 和 0.182,均在 1% 水平上显著为正,且与基准结果基本一致,表明改革增收效应并非主要由所控制的同期政策所驱动,基准结论较为稳健。

7. 其他稳健性检验

为进一步检验研究结论的稳健性,本文补充开展以下检验。(1)替换被解释变量。考虑到外出从业工资性收入多受外部劳动力市场因素影响,本文以剔除人均外出从业工资收入后的人均纯收入作为替代被解释变量,改革变量的估计系数为 0.123,并在 1% 水平上显著为正。(2)剔除直辖市及市辖区样本。考虑到相关地区经济社会条件和农村集体经济发展基础较为特殊,剔除后改革变量的估计系数为 0.174,并在 1% 水平上显著为正。(3)剔除疫情年份样本。为降低 2020 年新冠疫情对农户就业、经营和收入的短期冲击,剔除 2020 年样本后,改革变量的估计系数为 0.179,同样在 1% 水平上显著为正。上述结果均与基准回归基本一致,表明农村集体产权制度改革促进农户增收的结论较为稳健。

五、诱致性制度变迁响应与改革增收效果的异质性

农村集体产权制度改革的增收效果依赖于"强制性制度变迁"与"诱致性制度变迁"的协同作用。国家层面通过清产核资、成员确认、折股量化和股权管理等制度安排构建统一的产权制度框架,但微观主体能否将产权激励转化为资源配置、市场合作和经营创新,仍受到市场环境、资源禀赋、经济基础及乡村治理结构等因素影响。基于此,本文进一步考察改革增收效应的异质性。

1. 村庄经济发展异质性

村庄经济基础构成了诱致性制度变迁响应的重要物质前提。本文以"经济发达程度居所在县(市)水平"中等及以上为标准,将样本划分为经济基础较好村庄和经济基础较差村庄,结果见表 3。结果显示,农村集体产权制度改革在经济基础较好村庄中显著促进农户增收,估计系数在 1% 水平上显著为正,而在经济基础较差村庄中影响不显著。其可能原因在于,经济基础较好村庄通常具有更完善的基础设施、更丰富的社会资本和更活跃的市场环境,更易将产权明晰转化为资产运营、产业发展和市场参与;相比之下,经济基础较差村庄受资源禀赋、人力资本和市场机会等约束,改革后的经营响应能力相对不足,从而限制了改革增收效应的释放。

2. 地形异质性

地形条件会影响资源整合和市场接入成本,进而影响改革成效。本文根据村庄地形将样本划分为平原与非平原两组,结果见表 3 的第(3)列和第(4)列。农村集体产权制度改革在两类地区均显著促进农户增收,估计系数均在 1% 水平上显著为正,但平原地区的增收效应更强。其可能原因在于,平原地区地块较为规整、交通等基础设施条件较好,更有利于土地连片经营、机械化作业和

农业社会化服务拓展，从而促进资源配置效率和经营收益提升；相比之下，非平原地区受地形破碎、生态约束和基础设施条件限制，资源整合与产业发展成本较高，改革红利释放相对受限。

表3 农村集体产权制度改革对农户收入影响的异质性检验Ⅰ

变量	经济基础较好村庄	经济基础较差村庄	平原地区	非平原地区
	（1）	（2）	（3）	（4）
农村集体产权制度改革	0.204***（0.049）	−0.047（0.121）	0.247***（0.073）	0.209***（0.057）
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	184499	31003	89675	126708
R^2	0.112	0.131	0.083	0.137

3. 乡村治理层面

乡村治理水平直接影响诱致性制度变迁的响应意愿。本文从村干部人力资本水平和村庄宗族网络两个维度考察其异质性影响。

在村干部人力资本维度，本文以村庄内高中及以上学历村干部占比30%为分组标准，具体结果见表4第（1）~（2）列。结果显示，集体产权制度改革仅在村干部人力资本水平较高的村庄中显著促进农户增收。其可能原因在于，具备较高人力资本的村干部具有更强的组织协调、资产运营和公共服务能力，能够提高改革执行效率并增强农户参与，从而促进诱致性响应形成。

在村庄宗族网络维度，本文按照“本村第一大姓比例是否超过20%”以及“本村第一大姓是否有祠堂”两项村级特征进行分组回归分析。表4第（3）~（6）列结果显示，集体产权制度改革的增收效应主要体现在第一大姓比例较低和无祠堂的村庄，而在宗族势力较强的村庄中不显著。其可能原因在于，较强的宗族网络可能强化非正式关系对集体资源配置和收益分配的影响，并诱发一定程度的“精英俘获”，从而削弱普通农户的参与和信任，抑制改革红利的广泛释放。由此表明，较为规范的基层治理结构和较弱的宗族约束，更有利于改革增收效应的实现。

表4 农村集体产权制度改革对农户收入影响的异质性检验Ⅱ

	村干部人力资本水平		第一大姓占比		第一大姓是否有祠堂	
变量	高	低	高	低	是	否
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
农村集体产权制度改革	0.173***（0.049）	0.182（0.127）	0.027（0.083）	0.254***（0.053）	0.158（0.098）	0.248***（0.052）
控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	171509	43133	64201	152574	42510	150841
R^2	0.122	0.083	0.153	0.095	0.066	0.108

六、机制检验

根据前文理论分析，农村集体产权制度改革除直接促进农户增收外，还可能通过改善公共投入、强化组织化服务、促进技术扩散和规范收益分配等渠道发挥作用。为此，本文进一步从农业基建投入、社会化服务供给、农业技术推广和集体收益分配四个方面检验其作用机制。

1. 农业基础设施建设投入

农业基础设施是保障农业生产稳定运行和提升农业综合生产能力的重要物质基础。表 5 第(1)列的回归结果显示,农村集体产权制度改革显著提高了村庄农田水利基建支出,估计系数为 0.128,并在 5% 水平上显著为正。产权明晰和治理规范有助于提升集体经济组织的资产运营与公共投资能力,使集体收益更多投向灌溉、道路和沟渠等生产性基础设施建设。由此,农业基础设施建设一方面能够改善农业生产条件、降低自然风险造成的产量波动,稳定农户经营性收入;另一方面有助于改善土地利用条件、促进适度规模经营,并降低农产品流通和要素配置成本,从而提升农业生产效率和农户增收能力。

2. 社会化服务供给

农业社会化服务是衔接小农户与现代农业体系的重要桥梁。表5 第(2)列结果显示,农村集体产权制度改革显著提高了村庄农业生产性服务支出,估计系数为 0.193,并在 5% 水平上显著为正。产权明晰和组织能力提升有助于集体经济组织以更加组织化、规模化的方式提供机耕、植保、烘干和销售等生产性服务,从而通过规模化供给降低农户生产成本、依托专业化服务提升生产效率与产品竞争力,并释放家庭劳动力向非农部门转移,进而促进农户经营性收入和工资性收入增长。

3. 农业技术推广

农业技术是驱动产业升级与收益增长的核心要素。表 5 第(3)列结果表明,农村集体产权制度改革显著提高了农村集体经济组织在农业技术示范与推广方面的支出,估计系数为 0.056,在 5% 水平上显著为正。产权明晰与治理改善赋予了村集体更强的公信力与组织动员能力,使得集体能够更好地发挥技术扩散的中介作用,将剩余索取权激励转化为农户生产效率的提升。技术推广的增收效应主要通过以下路径实现:一方面,良种良法等适用技术的普及直接提高了作物单产与资源利用效率;另一方面,技术推广常与绿色生产、品质提升及品牌建设相结合,助力农户进入高附加值市场,优化收入结构。

4. 集体收益分配

集体收益分配是改革红利直接传导至农户的关键环节。表 5 第(4)列结果显示,农村集体产权制度改革显著提高了集体分红在农户收入中的占比,估计系数为 0.002,并在 1% 水平上显著为正。改革通过折股量化明晰成员对集体资产收益的权利,并借助章程制度和民主监督等治理安排提升收益分配的规范性与可执行性。随着集体经济经营能力和治理透明度提升,村集体通过物业租赁、项目入股、联合开发等方式拓展收益来源,并将经营收益以更加规范、稳定的方式分配至农户家庭,从而增加农户财产性收入、优化收入结构。该渠道对低收入和资源禀赋较弱农户具有更强的增收意义,是改革红利向农户直接传导的重要制度机制。

表 5　农村集体产权制度改革对农户收入影响的机制检验结果

变量	农业基础设施建设投入 (1)	社会化服务供给 (2)	农业技术推广 (3)	集体收益分配 (4)
农村集体产权制度改革	0.128**(0.062)	0.193**(0.096)	0.056**(0.024)	0.002***(0.000)
控制变量	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	否
家庭固定效应	否	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3556	3556	3556	217689
R^2	0.285	0.150	0.771	0.001

注:农业基础设施建设投入等为村庄层面变量,观测值为 3556 个村庄—年份观测值。

七、农村集体产权制度改革对农户收入差距的追赶效应

在扎实推进共同富裕的背景下，缩小农村内部收入差距已成为农业农村发展面临的重要议题。根据国家统计局数据计算，2025年农村居民高低收入组收入倍差达到9.92，高于城镇居民的6.35[①]，表明农村内部不同收入群体之间仍存在较为明显的收入分化。由此，在促进农户整体增收的同时，农村集体产权制度改革能否更多惠及中低收入群体，并进一步改善农村内部收入分配，值得深入考察。

1. 农村集体产权制度改革对农户收入的追赶效应：分位数回归

为考察农村集体产权制度改革对不同收入水平农户的差异化影响，本文进一步采用分位数回归进行检验。结果显示，改革的增收效应主要体现在收入分布的中低分位：在10%、20%、30%和40%分位点，改革变量的估计系数分别为0.322、0.298、0.143和0.123，均在5%水平上显著为正；在50%和60%分位点，估计系数分别为0.115和0.106，并在10%水平上显著为正；而在70%及以上分位点，改革变量的估计系数不具有统计显著性。总体来看，随着收入分位点提高，集体产权制度改革的增收效应总体呈下降趋势，表明改革的增收作用更多体现在中低收入农户身上，呈现出一定的收入追赶特征。其可能原因在于，产权明晰、股权量化和收益分配规范化增强了中低收入农户分享集体经营收益和获得公共服务支持的能力；相比之下，高收入农户收入来源更加多元，对集体收益分配和公共投入的依赖程度相对较低。因此，集体产权制度改革对中低收入农户的收入改善作用更为明显，为进一步改善农村内部收入分配提供了经验证据。

2. 农村集体产权制度改革对农户收入差距的影响：相对剥夺指数与基尼系数

进一步地，为全面评估农村集体产权制度改革对农户收入差距的影响，本文从个体与群体两个层面进行检验。结果显示，改革对农户个体相对剥夺指数和村庄基尼系数的估计系数分别为-0.024和-0.033，均在1%水平上显著为负，表明改革能够降低农户相对剥夺程度，并缩小村庄内部收入差距。结合前述分位数回归结果，改革的增收效应主要体现在中低收入农户，呈现出一定的收入追赶特征，研究假说H3得到支持。上述结果与强制性制度变迁和诱致性制度变迁协同作用的理论逻辑相一致：集体产权制度改革通过明晰成员收益权、提升村集体资源配置和公共服务能力促进农户增收，而中低收入农户对集体收益和公共服务的依赖程度相对较高，因而可能获得更为明显的收入改善，进而有助于缩小农村内部收入差距。

八、结论与讨论

（一）主要结论和启示

农村集体产权制度改革是激发乡村发展活力、壮大集体经济和促进农民增收的重要制度安排。本文基于2009—2020年全国农村固定观察点微观农户面板数据，运用多期双重差分等方法，系统考察改革对农户收入及收入差距的影响。研究结果表明：第一，农村集体产权制度改革能够显著促进农户增收，且经过一系列稳健性检验后结论依然成立；第二，改革的显著增收效应主要体现在经济基础较好、村干部人力资本较高以及宗族网络较弱的村庄；第三，改革主要通过增加农业基础设施投入、强化社会化服务供给、推动农业技术推广和完善集体收益分配等渠道促进农户增收；第四，改革对中低收入农户的增收作用更为明显，并显著降低农户相对剥夺程度和村庄基尼系数，表明其在促进增收的同时具有一定的收入差距改善效应，为实现效率提升与公平改善的协同

① 数据来源：国家统计局. 2025年度数据，https://data.stats.gov.cn/dg/website/page.html#/pc/national/yearData。

提供了经验证据。

基于以上研究发现,本文提出如下政策启示:一是强化分类指导与差异化推进。中央及省级层面应根据地区经济基础、资源禀赋和地形条件完善分类施策,因地制宜探索与当地产业基础相适应的集体经济发展模式,避免简单套用统一改革路径,并重点加强对经济基础较弱、基层治理能力不足以及宗族网络较强村庄的政策支持。二是提升基层改革承接能力与收益共享水平。县乡政府和村集体应进一步加强村干部培训与人才支持,充分发挥村集体的组织和资源整合功能,持续改善农田水利、田间道路等农业基础设施,完善农业社会化服务和技术推广体系,提高集体资源配置效率;同时,在规范成员收益权和集体收益分配的基础上,健全利益共享和公共服务机制,使改革成果更好更公平惠及中低收入农户。三是健全集体资产运营与监督约束机制。进一步完善财务公开、民主决策、资产监管和审计监督制度,强化集体资产运营和收益分配全过程监督,防范少数主体控制集体决策和利益分配的风险,为改革红利持续释放提供制度保障。

(二)研究局限与未来展望

本研究系统考察了农村集体产权制度改革对农户增收、收入追赶及其作用机制的影响,但仍存在一定局限。第一,受数据时限影响,本文主要评估改革试点阶段的政策效应,其长期影响有待更多期数据加以检验。第二,本文主要聚焦集体经营性资产改革,不同类型集体资产改革的差异化效应值得进一步考察。第三,集体经济组织内部治理及改革红利的微观传导过程,尚需结合更细致的数据加以识别。第四,本文主要关注改革的增收与分配改善效应,组织协调、治理磨合及利益调整等制度运行成本可在后续研究中进一步纳入分析。未来研究可结合长期追踪数据和更丰富的微观信息,对改革的长期效应、差异化影响及综合效应作更为全面的评估。

参考文献:

[1]杨沫. 农民持续稳定增收的现实困境、长期潜力与策略选择[J]. 改革, 2025(6):76 - 90.

[2]高鸣, 芦千文. 中国农村集体经济:70 年发展历程与启示[J]. 中国农村经济, 2019(10):19 - 39.

[3]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(2):81 - 94.

[4]Coase R H. The problem of social cost[J]. The Journal of Law & Economics, 1960(3):1 - 44.

[5]Alchian A A, Demsetz H. Production, information costs, and economic organization[J]. The American Economic Review, 1972(5):777 - 795.

[6]张晓山. 我国农村集体所有制的理论探讨[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2019(1):1 - 10.

[7]房绍坤. 深化农村集体产权制度改革的法治保障进路[J]. 求索, 2020(5):14 - 23.

[8]魏广成, 孔祥智, 李欣, 等. 农村集体经济组织成员身份认定的"困境"与"突围"——基于公共价值管理范式的研究[J]. 管理评论, 2024(1):276 - 288.

[9]孔祥智, 赵昶. 农村集体产权制度改革的实践探索与政策启示——基于 7 省 13 县(区、市)的调研[J]. 中州学刊, 2020(11):25 - 32.

[10]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.

[11]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.

[12]万陆, 翟少轩. 农村集体产权制度改革的县域创业促进效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2025(3):73 - 86.

[13]李慧, 张应良. 农村集体产权制度改革促进了农地市场化流转吗?[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2025(3):115 - 128.

[14]苏丫秋, 朱玉春. 农村集体产权制度改革对劳动力流动的影响探究——基于劳动力流入与流出双重视角的实证检验[J]. 农村经济, 2025(6):41-50.
[15]曾春影, 姚利好, 罗明忠. 集体产权制度改革对农村家庭消费的影响及其机制[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2025(1):34-43.
[16]芦千文, 杨义武. 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.
[17]胡凌啸, 舒文, 周应恒. 产权改革促进新型农村集体经济发展的效能及深化方向[J]. 农业经济问题, 2024(2):87-97.
[18]陈苏, 罗璐薏, 潘丹. 农村集体产权制度改革对农民持续增收的影响——来自准自然实验的证据[J]. 农村经济, 2025(6):51-61.
[19]张衡, 穆月英, 侯玲玲. 农村集体产权制度改革何以推动农民收入内生增长——基于"主体培育-利益联结-禀赋嵌入"框架[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2025(5):52-71.
[20]林涌, 谢小平, 马双. 农村集体产权制度改革对农村家庭收入的影响——基于CHFS数据的实证分析[J]. 南方经济, 2025(11):44-64.
[21]赵鹏, 王琳, 刘华. 农村集体产权制度改革的实践逻辑与博弈分析——基于利益相关者视角[J]. 农业经济问题, 2022(4):38-49.
[22]庄子悦. 新型农村集体经济有效运行的内在逻辑与未来方向[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2025(1):3-15.
[23]Zhang Y, Yang C, Zhang Y, et al. Property rights and cultivated land quality: evidence from China's rural collective property rights system reform[J]. Journal of Rural Studies, 2026, 124:104141.
[24]余秀江, 谭雨婷. 集体经济公共支出结构与村民幸福感[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022(4):47-56.
[25]Gini C. Measurement of inequality of incomes[J]. The Economic Journal, 1921(121):124-126.
[26]Kakwani N. The relative deprivation curve and its applications[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1984(4):384-394.
[27]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(5):1637-1667.
[28]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5):100-120.
[29]汪三贵, 周诗凯. 农村集体产权制度改革促进农户增收的效果与机制分析——来自CFPS数据库2628个农户的证据[J]. 农业技术经济, 2025(8):4-22.
[30]焦豪, 崔瑜, 张亚敏. 数字基础设施建设与城市高技能创业人才吸引[J]. 经济研究, 2023(12):150-166.
[31]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021(2):254-277.
[32]梅冬州, 张弘正, 程琳. 人工智能应用的绿色创新效应研究[J]. 经济学动态, 2025(6):33-50.
[33]朱波, 周思彤, 裴珊, 等. "数"造韧性:数字经济参与如何赋能农户生计韧性提升[J]. 中国软科学, 2025(10):50-60.
[34]Sun L, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. Journal of Econometrics, 2021(2):175-199.
[35]Borusyak K, Jaravel X, Spiess J. Revisiting event-study designs: Robust and efficient estimation[J]. The Review of Economic Studies, 2024(6):3253-3285.
[36]Bu D, Liao Y. Land property rights and rural enterprise growth:Evidence from land titling reform in China[J]. Journal of Development Economics, 2022,157:102853.
[37]吴佳璇, 王晓兵, 陆岐楠. 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.

The Impact of Rural Collective Property Rights System Reform on Farmers′ Income and Income Gap

HE Xiao-jie, REN Zan-jie, ZHAO Qi-ran

(*College of Economics and Management*, *China Agricultural University*, *Beijing* 100083, *China*)

Abstract: Based on the institutional change theory, this paper constructs a collaborative analytical framework of "mandatory institutional change-induced institutional change", and investigates the definition and allocation of residual claim rights in the interaction between national institutional supply and grassroots endogenous response. Using the large-sample micro panel data of the National Rural Fixed Observation Points from 2009 to 2020, taking the pilot reform of the rural collective property rights system as a quasi-natural experiment, this paper adopts the staggered difference-in-differences method to evaluate the impact of the rural collective property rights system reform on farmers′ income level and internal income gap. The results show that the rural collective property rights system reform significantly increases farmers′ income, and this effect is mainly realized through channels including increasing investment in agricultural infrastructure, strengthening the supply of agricultural socialized services, promoting the popularization of agricultural technology and improving the distribution of collective income. Heterogeneity analysis indicates that the significant income-increasing effect of the reform is mainly reflected in villages with better economic foundation, higher human capital of village cadres and weaker clan networks. Quantile regression and income gap index analysis show that the income-increasing effect of the rural collective property rights system reform is mainly reflected in the low and middle-income groups, and significantly reduces the relative deprivation degree of farmers and the internal income gap within villages. From the perspective of combining property rights theory and institutional change theory, this paper reveals the internal logic of the rural collective property rights system reform promoting farmers′ income growth and narrowing the income gap, which provides micro evidence for deepening rural reform and promoting common prosperity.

Key Words: rural collective economy; rural collective property rights system reform; farmers′ income gap; common prosperity

【责任编辑:杜晓艺】