

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2026.05.004

农业新质生产力对农民农村共同富裕的 非线性影响研究 ——基于农民创业视角^{*}

胡春阳¹ 敖俊² 郑登元³

(1. 安徽财经大学经济学院, 安徽蚌埠 233030; 2. 中共中央党校(国家行政学院)经济学教研部, 北京 100091;
3. 莆田学院商学院, 福建莆田 351100)

摘 要: 农业新质生产力是新质生产力的重要组成部分, 为推动农民农村共同富裕提供了新思路新途径。基于 2012~2022 年中国 30 个省市面板数据, 本文考察农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响机理及效应。研究表明, 农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响具有“U 型”非线性特征, 当前者发展水平高于 0.508 时, 有利于推动农民农村共同富裕。异质性分析显示, 作为对农民农村共同富裕水平影响最大的特征变量, 在居民消费水平较低的地区, 农业新质生产力对农民农村共同富裕的边际影响较大且拐点左移。进一步分析揭示了农民创业在其中的关键作用, 以及农民收入和收入差距非同步变化形成的阶段性特征。此外, 农业社会化服务水平越高, 农业新质生产力的“U 型”效应越显著; 农村收入差距过大则会使该影响退化为线性负效应。因此, 需要政府夯实农业新质生产力要素和制度基础, 激发农民创业热情, 正确处理“共同”和“富裕”的关系, 并大力发展农业社会化服务, 多措并举筑牢农民农村共同富裕的农业新质生产力基础。

关键词: 农业新质生产力; 农民农村共同富裕; 农民创业; 农村收入差距; 农民增收

中图分类号: F124

文献标识码: A

文章编号: 2095-8072(2026)05-0051-18

一、引言

农民农村共同富裕是实现全体人民共同富裕的内在要求和重要标志。习近平总书记对此高度重视, 围绕促进农民农村共同富裕提出一系列新理念新思想新论断, 多次强调“促进共同富裕, 最艰巨最繁重的任务仍然在农村”, 并明确提出“要促进农民农村共同富裕”。在新发展理念引领下, 中国农民农村共同富裕进程在根除农村绝对贫困、提高农村居民收入和消费水平、改善农村基础设施和公共服务等领域取得显著进展。国家统计局数据显示, 2025 年中国农村居民人均可支配收入达 24456 元, 实际增速持续高于城镇地区, 城乡差距逐步收窄。然而, 当前农民农村共同富裕仍面临发展水平不高和非均衡化问题突出的深层次挑战。一方面, 传统农业生产经营方式对农民增收的边际贡献持续减弱, 许多农民仍面临“高强度、低收益”的发展困境(李琳等, 2024); 另一方面, 城乡、区域及农村内部不同群体之间仍存在以收入为核心的发展差距, 部分区域甚至呈现扩大趋势(叶兴庆, 2022)。在此背景下, 如何实现农民持续增收、推动农村经济包容性增长、稳步推进农民农村共同富裕, 成为亟待深入探讨的重大议题。

纵观新中国发展历程, 农民农村福祉始终与解放和发展生产力密切相关(周文和施炫伶,

^{*} 基金项目: 本文受安徽财经大学校级重点科研项目“国际形势视域下泛终端芯片产业关键核心技术攻关的新型举国体制模式及路径研究”(项目编号: ACKYB23009)、安徽省社会科学创新发展研究课题“人工智能赋能安徽新能源汽车产业高质量发展的机制与效应研究”(课题编号: 2024CX049)的资助。

2022)。2025年中央一号文件首次将“农业新质生产力”写入政策文件，明确要求“因地制宜发展农业新质生产力”，《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》（简称“十五五”规划）进一步将其量化为具体指标，并从国家战略高度为农业新质生产力的发展提供系统性的目标指引与制度保障。这为以农业新质生产力跃升推动农民农村共同富裕的进程提供政策依据。事实上，依托新型举国体制优势，以科技创新为核心引领的农业新质生产力，正成为农业增效、农民增收和实现农民农村共同富裕的关键力量。统计数据显示，2024年，全国农业科技进步贡献率突破63%，农作物耕种收综合机械化率超75%，累计培育高素质农民900多万人次，有效带动3305万脱贫人口稳定增收，并初步建立起覆盖广大农户和农村弱势群体的利益联结机制。^①农业新质生产力在提升生产效率、优化要素配置、促进农民增收和构建包容性分配机制等方面展现出重要作用，为实现农民农村共同富裕开辟新路径。2026年是“十五五”开局之年，也是巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接过渡期后的第一年。在此背景下系统阐释农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响机理，实证检验其效应并提出政策建议，对推动“全体人民共同富裕”具有重要理论和现实意义。

二、文献综述

（一）农业新质生产力的内涵特征

自2024年中央农村工作会议首次提出“因地制宜发展农业新质生产力”以来，该命题迅速成为学术研究焦点，既有文献中关于其内涵特征的探讨主要有要素内涵论、本质内涵论和比较内涵论等观点。要素内涵论沿袭马克思主义生产力理论，将农业新质生产力解构为新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象三要素（罗必良，2024），并强调三者并非简单机械堆叠，而是形成相互联系、动态变化的有机复杂系统（张蚌蚌等，2025）。本质内涵论从性质、效率、价值导向等维度探讨其本质，认为农业新质生产力是以科技创新为核心驱动力，以农业生产全要素生产率大幅提升和绿色可持续发展为目标，以满足人民日益增长的美好生活需要为导向，通过颠覆式科技创新、产业深度转型升级与生产要素创新配置等方式催生的农业先进生产力质态（马贤磊等，2024）。而比较内涵论则认为农业新质生产力有别于传统生产力的关键在于“新”和“质”（尹勇和王福兴，2025）。

“新”指新型生产要素的引入与创新驱动，“质”则强调生产力质量的不断提升（尤亮和田祥宇，2024）。“新”是“质”的动力，“质”为“新”的导引，二者相互交织共同驱动传统生产力质态跃迁（祝宏辉等，2025）。农业新质生产力是生产力物质层面的创新再造，也是与之相匹配的社会关系的重塑（高原和马九杰，2024）。农业新质生产力作为其子维度，既承接新质生产力的共性内涵特征，又兼具农业农村领域的独特属性，譬如高技术性、高效能性、高质量性、可持续性等（张军和李艳，2025）。

（二）农民农村共同富裕

农民农村共同富裕是共同富裕的内在要求，也是全体人民共同富裕的重要标志，更是历史使命、现实需要与战略考量的必然选择（廖祖君和卢晨瑜，2024）。现有研究主要聚焦本质内涵阐释、实现路径探索与实证测度分析。农民农村共同富裕是以农民农村为重点对象（于安龙，2025），以促进低收入群体增收为核心任务（林万龙和纪晓凯，2022），持续提升农民物质精神

^① 数据分别来源于https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202501/content_7000155.htm；https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202408/content_6965666.htm；https://njhs.moa.gov.cn/nyjxhqk/202511/t20251120_6479055.htm。

富裕水平,逐步缩小城乡间、区域农村间和群体间“三大差距”的渐进式发展过程(马晓君等,2024),是对马克思主义“共同富裕”愿景、中华传统“民本”思想与中共百年实践的传承发扬(刘雨萌,2025)。学界沿袭共同富裕的解构逻辑,多数研究者将农民农村共同富裕划分为“共同”和“富裕”两个维度(肖华堂等,2022)。虽然对二者的释义各有侧重,但通常包括物质富裕、精神富足、协调发展、成果共享等内涵。作为共同富裕的有机构成,农民农村共同富裕具备共同富裕的一般要义,又因其特定对象、领域和内容而呈现出独特内涵(李琳等,2024)。因而,其不仅表现出长期性、艰巨性、复杂性等一般特征,还兼具时序性、相对性、时代性等特殊属性(肖华堂等,2022)。在实现路径方面,与传统“外源驱动”不同,有学者认为乡村内源式发展是实现农民农村共同富裕的核心所在(马青青和李海金,2024),并从宏观论述与微观实践层面相结合提出外部带动与内生发展相结合的农民农村共同富裕实现路径(王进文,2023)。蔡旺(2024)也提出应以产业振兴为内生动力,以金融支持为外部支持,以农村经济高质量发展为物质基础,推动农民农村共同富裕。此外,还有研究者基于收入增长视角(林万龙等,2023)、五重逻辑视角(罗玉辉,2024)及乡村制度供给视角(郑淋议和钱文荣,2024),探索农民农村共同富裕的路径。在实证测度方面,研究者基于农民农村共同富裕内涵特征,从多维度构建农民农村共同富裕水平评价指标体系,并基于省级数据实证研究证实,当前农民农村共同富裕呈现稳步提升与区域失衡并存的特征(谭燕芝等,2022),具有显著空间集聚与溢出效应(马晓君等,2024),且区域间差异是构成总体差异的首要成因(张广辉和邓因,2024)。

(三) 农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响

当前,关于农业新质生产力与农民农村共同富裕的影响机制研究,学界主要持有线性论、非线性论、“U型”论等三类观点。线性论观点认为,农业新质生产力能够对农民农村共同富裕产生积极线性影响,该推动作用经由缩小城乡收入差距实现(马桔红,2024)。非线性论强调,农业新质生产力对农民农村共同富裕的促进作用,存在边际效应递增的非线性特征和正向空间溢出效应,且该边际效应在农业新质生产力发展水平超过门槛值后明显增强(李建明和夏鑫,2025)。“U型”论则认为,农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响,存在先抑制后增强的“U型”作用关系,该影响通过促进农业结构高级化实现。此外,研究同样证实农业新质生产力发展对区域内农民农村共同富裕具有非线性溢出效应,并强调人口老龄化显著弱化农业新质生产力的直接效应和空间溢出效应(王力等,2025)。其他相关研究证实农业新质生产力对农民具有显著的增收效应(黄斌和孔祥智,2025;王亚红和韦月莉,2024),并可显著缩小城乡收入差距(李晓园等,2025)。此外,也有学者提出,农民数字素养差异的非对称影响,可能加剧农民收入分化(杨丹等,2025)。

综上,现有文献中关于农业新质生产力与农民农村共同富裕的研究较为丰富,但仍存在拓展空间。在研究视角方面,现有成果多聚焦缩小城乡差距对农民农村共同富裕的影响,对于“三大差距”中农村区域、群体之间差距的关注不足。在研究方法方面,现有研究多使用综合指标测度农民农村共同富裕,难以精准识别农民农村共同富裕的主要贡献因素和推进重难点。在研究内容上,现有分析主要聚焦农业新质生产力在农业生产领域的直接影响,对其在农村非农经济领域的外溢效应探讨不足。

本文可能的边际贡献在于:第一,研究视角上,立足农业农村实际,重点关注农村区域发展不平衡与农民内部收入分化问题,系统考察农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响路径与作用机制,突破既有以城乡差距为主流视角的研究局限。第二,研究方法上,参考现有理论和实证方法,创新性地基于农民收入和农村收入差距,构建衡量农民农村共同富裕的评价指标,丰富相关测度方

法。同时，本文尝试将GridSearchCV随机森林算法、异步思想等，应用到异质性分析和机制分析中，提高结论的严谨性和可信性。第三，研究内容上，结合数理模型分析，利用“共同”效应、“富裕”效应，分析农业新质生产力影响农民农村共同富裕的机理及效应，并探讨农业新质生产力对“共同”“富裕”异步性的影响，并着重从农民创业这一关键传导路径，剖析农业新质生产力在非农领域促进农民农村共同富裕的作用机制，在丰富农业新质生产力研究内容的同时，为促进农民农村共同富裕提供经验证据。

三、理论分析与研究假设

结合新质生产力的共性内涵与农业生产的独特特征，在以往研究的基础上，将农业新质生产力界定为以数字化、智能化、绿色化等农业科技创新为引领，以农业新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料等新质生产要素及其组合优化为基本内涵，以农业产业结构、生产方式和产品结构变革为重要表征，以生产率和劳动者素质提升为标志的契合农业农村现代化需求的农业生产力新质态。农业新质生产力作为一种契合新发展理念先进生产力质态，可从经济、社会、文化及生态等多维度赋能农民农村共同富裕进程（卜凡，2024）。鉴于当前战略重心仍在于提升农民收入、优化收入分配结构以及缩小贫富差距（王修华和赵亚雄，2023），本文聚焦农民收入水平与农村收入差距两大核心经济维度，深入探究农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响机制。

（一）农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响

农业新质生产力通过创新要素投入、优化要素配置、推动技术应用等方式，能够有效转变农业生产方式，提高农业全要素生产力，实现农民增收致富。该影响不仅体现在农业领域，更因其内在的技术渗透性与产业关联性，而对农业衍生的非农经济领域产生显著溢出效应，有效赋能农民农村共同富裕。但在农业新质生产力发展初期，受农村地区要素流动、劳动人口老龄化、技术应用成本、劳动者素质等因素影响，反而不利于农民农村共同富裕。因此，随着农业新质生产力水平发展到适度阶段，其对农民农村共同富裕的影响可能经历由消极转变为积极的非线性过程，相关理论分析框架如图1所示。

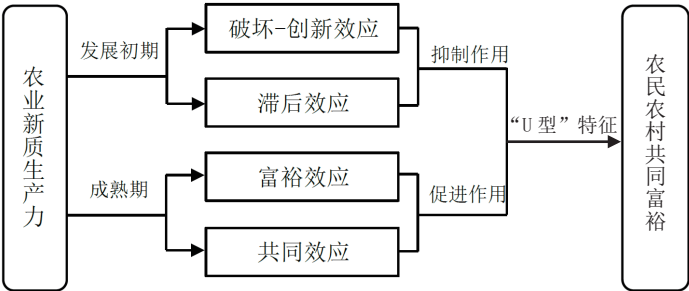


图1 农业新质生产力影响农民农村共同富裕的理论分析框架

一方面，在农业新质生产力培育初期，囿于技术应用成本、市场不确定性等因素，易引发“破坏性创新”和“滞后效应”，从而在短期内对农民农村共同富裕产生负面影响。根据破坏性创新理论，农业新质生产力中新技术、新模式等在农业农村领域的应用会产生破坏—创新效应，而从破坏效应主导的负面影响过渡到创造效应显现的净正面影响的转型过程，需要经历较长时间（Zhou & Deng，2023）。在转换成本方面，新技术、新模式、新产业的发展需大量前期投入，而由于技术应用、市场规模、学习成本等因素掣肘，短期内转换成本难以得到补偿，导致农民收入下降。在市场不确定性方面，农业新质生产力发展导致的农产品产量、供求、市场模式、营销渠道等各领域新变化，也可能加剧市场风险和不确定性，增加农民经营难度和收入波动。在此过程中，尽管作为初期投入主体的规模化农户及农业企业所有者收入水平相对下降，有助于缩小与低收入群体间的收入

差距,但农民收入的整体性减少,对农民农村共同富裕进程具有负面影响。除此之外,受临界知识水平制约,大农户能够通过主动信息获取方式更早采纳新技术,小农户被动信息获取方式则需要更长时间积累(Feder & Slade, 1984),致使技术采纳在农业新质生产力发展初期难以形成规模效应,出现“滞后效应”。地方政府财政、金融、科研等配套政策体系与生产力发展水平脱节(宋伟和吴限, 2020),以及城市新质生产力先发优势对农村地区劳动人口、高素质人才、社会资本等农业生产要素形成的虹吸效应(李琳等, 2024),也进一步延缓农业新质生产力经济效益的显现。多种因素相互叠加,致使农业新质生产力发展初期呈现破坏性创新和经济效益滞后并存的局面,对农民农村共同富裕的推进形成阶段性制约。

另一方面,随着农业新质生产力及其适配的新型生产关系的不断成熟,农业新质生产力对农民农村共同富裕的负面作用逐步弱化,在农业和非农领域逐渐展现出积极的共同富裕效应。“富裕效应”是指农业新质生产力通过对农业生产、管理、服务等环节的深度改造和升级,提高农业生产效率、促进农业产业升级和多元化发展,进而促进农民增收(王亚红和韦月莉, 2024)。首先,代表农业新质生产力的先进农业生产技术装备,其应用可显著提高农业生产机械化、自动化和智能化水平,从而提高农业生产效率,为农民增收奠定坚实基础。其次,农业新质生产力的发展同样有利于拓宽农民增收渠道。在生产端通过产业链延伸提高产品附加值,在销售端借助数字网络打破市场地域限制,凭借“产供销一体化”深度融合拓宽农民增收渠道,提高农民收入水平。再次,农业新质生产力的发展能够形成“生产力—消费—收入”循环螺旋,通过农业新质生产力赋能农民收入和消费,进一步刺激农村产业多元化和可持续发展,为农民增收注入新动力。最后,发展农业新质生产力还可为农村低收入群体提供增收机遇,形成“共同效应”。发展农业新质生产力可加快三产融合和现代农村产业体系构建,催生低门槛、高价值、轻体力的新产品新服务,从而扩大产业覆盖面和就业吸纳度,促进农村低收入群体就业。同时,农村低收入群体还可通过就地参与高附加值产业链价值创造与分配,缩小与高收入群体的收入差距。此外,发展农业新质生产力也有利于完善收入分配机制。家庭农场、农民合作社等新型农业经营主体作为农业新质生产力的重要组成部分,能够通过完善利益分配机制为低收入群体提供更多元、更公平的收入分配方式。基于以上分析,农业新质生产力与农民农村共同富裕之间并非简单的正向线性关系,而农业新质生产力的发展则需要经历一个量变到质变的过程,只有上升到质变阶段,其对农民农村共同富裕的影响才能实现从消极到积极的转变,最终呈现“U型”非线性关系。

为进一步论证农业新质生产力对农民农村共同富裕的非线性影响,结合以往研究(万广华等, 2022),本文基于“共同”和“富裕”两个基本维度构建模型进行数理模型分析。首先,采用经济发展水平和不均等程度的复合函数($I \times e^{-G}$)表征农民农村共同富裕指标(Gf),其中 I 表示农民收入,衡量农村“富裕”程度; Gn 表示农村基尼系数,衡量农村收入差距, e^{-Gn} 表示农村“共同”程度。其次,假定 I 和 Gn 均受农业新质生产力(Np)以及其他变量(X)影响,可得出如下农民农村共同富裕(Gf)表达式:

$$Gf = I(Np, X) \times e^{-Gn(N, X)} \quad (1)$$

式(1)对 Np 求偏导数,可得出农业新质生产力(Np)对农民农村共同富裕(Gf)的边际贡献:

$$\frac{\partial Gf}{\partial Np} = e^{-Gn} \times I \times \left(\frac{I'_{Np}}{I} - Gn'_{Np} \right) \quad (2)$$

由式(2)可知,由于 e^{-Gn} 和 I 始终为正,则农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响取决于(I'_{Np}/I)与 Gn'_{Np} 之差,从而有:

$$\frac{\partial Gf}{\partial Np} = e^{-Gn} \times I \times \left(\frac{I'_{Np}}{I} - Gn'_{Np} \right) \begin{cases} = 0 & \left(\frac{\partial \ln(I)}{\partial Np} = \frac{\partial Gn}{\partial Np}, Np = Np^* \right) \\ > 0 & \left(\frac{\partial \ln(I)}{\partial Np} > \frac{\partial Gn}{\partial Np}, Np > Np^* \right) \\ < 0 & \left(\frac{\partial \ln(I)}{\partial Np} < \frac{\partial Gn}{\partial Np}, Np < Np^* \right) \end{cases} \quad (3)$$

根据式(3), 农业新质生产力(Np)对农民农村共同富裕(Gf)的影响取决于其对农民收入($\ln(I)$)和农村收入差距(Gn)影响的相对大小。已知 $Np > 0$, 可根据农民收入($\ln(I)$)和农村收入差距(Gn)的增长情况判定 $\partial Gf / \partial Np$ 的大小, 而根据库茨涅兹倒U型曲线假说, 随着农民收入($\ln(I)$)的增长, 农村收入差距(Gn)呈现先增大后缩小趋势。假设存在农业新质生产力水平(Np^*), 当农业新质生产力(Np)水平高于该值时, 其对农民收入的促进作用大于对农村收入差距的影响, 从而促进农民农村共同富裕水平的提高, 反之则相反。基于此, 本文提出如下假设:

H1: 当农业新质生产力达到一定水平时, 有利于推动农民农村共同富裕。

(二) 农业新质生产力影响农民农村共同富裕的机制

以下基于农业创业视角, 分析农业新质生产力影响农民农村共同富裕的机制。农民创业不仅是农业新质生产力在农民层面的关键体现和综合载体, 集中反映农民对新技术、新模式、新能力等新质生产力创新要素的主动整合与应用, 更是农业新质生产力超越传统的农业生产, 向乡村非农产业领域外溢的关键环节和重要表现(王轶和刘蕾, 2022)。因此, 立足农民创业这一农民增收致富之道, 有助于深入阐释农业新质生产力促进农民农村共同富裕的作用机制。

在传统农村经济框架下, 农民创业往往因风险承受能力不足、初始资本匮乏、基础设施落后以及个人素养与技能水平有限等多重因素制约, 面临较高的准入门槛(高雅和邬红梅, 2025)。农业新质生产力则能够有效降低创业壁垒, 为农民创业创造广阔发展机遇和坚实物质基础。首先, 农业新质生产力奠定农民创业基石。农业新质生产力的发展在创造大量物质财富的同时, 还通过为农民提供集约化、规模化的生产平台以及更加完善的仓储、物流、售后等支持, 进一步降低其创业成本和经营风险。其次, 强大的技术支持激发农民创业活力。农业新质生产力条件下, 农业科技研发水平的不断提升推动农村电商、农业机器人、数字化种植、精准农业技术等普及和应用, 并通过优化生产流程、提升农副产品产量, 以及增强农民对市场需求、价格动态和政策调整的信息获取能力等, 为农民创业提供强大的技术支持。最后, 丰富的农业新质劳动者为农民创业提供人才保障。农业新质劳动者是农业新质生产力中最活跃、最具决定意义的因素, 是发展农业新质生产力的关键因素。农业新质生产力发展过程中, 将通过职业教育、社会培训等途径培养大量兼具理论基础、创新精神和实践能力的农业新质劳动者, 保障农民创业的人才需求。

农民创业能够发挥溢出效应和带动效应, 赋能农民农村共同富裕。一方面, 农民创业在促进农民自身发展的同时, 还在诸多方面产生显著的溢出效应, 如增加农村财政收入、经济总量、外部投资和技术支持等。另一方面, 农民创业表现出强大的带动效应。农民创业往往以本地资源为基础, 通过发展特色产业或创新经营模式, 带动乡村产业链发展, 并为农村剩余劳动力和低收入群体提供就业机会和增收渠道, 从而促进农民增收, 缩小农村收入差距。此外, 通过传授经验技术、提供资金支持等方式, “先富”者能够为周边贫困农民创业提供指引与帮助, 通过“传帮带”形成良性循环, 激发农村发展动力, 带动农民共同富裕(李博, 2020)。

因此, 农业新质生产力作为物质基础、技术支持和人才保障, 能够有效激发农民创业活力, 进

而促进农民增收和缩小农村收入差距，助力农民农村共同富裕。基于此，本文提出如下假设：

H2：农业新质生产力通过激励农民创业推动农民农村共同富裕。

四、模型构建与变量选取

（一）模型设定与变量说明

为实证探究农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响，本文构建如下模型：

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Np_{i,t} + \sum_{j=1}^5 \theta_j Cv_{i,j,t} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Np_{i,t} + \beta_2 Np_{i,t}^2 + \sum_{j=1}^5 \lambda_j Cv_{i,j,t} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中， Y 为被解释变量，分别表示农民农村共同富裕（ Gf ）、农民收入（ Ric ）和农村基尼系数（ Gn ）， Np 为农业新质生产力发展水平， Cv 为一系列控制变量， i 、 t 、 j 分别为省份、年份和控制变量个数， μ_i 、 φ_t 、 $\varepsilon_{i,t}$ 分别为个体固定效应、时间固定效应和随机扰动项， α_0 、 α_1 、 θ_j 、 β_0 、 β_1 、 β_2 、 λ_j 为待估系数。

（二）变量说明

1. 被解释变量

本文被解释变量为农民农村共同富裕（ Gf ），以及农民收入（ Ric ）和农村基尼系数（ Gn ）两个分项。农民农村共同富裕作为全体人民共同富裕的重要组成部分，其理论内涵释义多从“共同”和“富裕”两个维度展开。其中，“共同”包括全体人民在内的广泛富裕，不是少数人的富裕，也不是整齐划一的平均主义（习近平，2021），强调多主体、多方面、多角度的协调；“富裕”则主要关注人民物质文化生活的富足。借鉴孙豪和丁易（2025）、万广华等（2022）的做法，用农民收入和收入差距的复合函数 $Gf = Ric \times \exp(-Gn)$ 表征农民农村共同富裕，其中 Ric 表示农民收入，用农民人均可支配收入衡量， Gn 表示农村基尼系数。鉴于既有文献多从共享与富裕维度展开研究，本文利用收入和基尼系数来测度共同富裕，同时考察农业新质生产力对农村收入及其差距的影响。

2. 解释变量

现有文献中关于农业新质生产力测度指标的构建主要有两类方法。一是在马克思主义生产力三要素理论的基础上（朱迪和叶林祥，2024），引入新型农业生产方式和组织形式等拓展性概念（王聪聪等，2025），构建以要素为核心的农业新质生产力评价体系；二是从其质态跃迁的核心特征入手，围绕数字化、智能化、绿色化等维度构建指标体系（张岳等，2025；宋振江等，2024）。测度方法上的差异，实质上是对农业新质生产力内在本质与外在表现的不同把握，但二者在测度结果上具有较高一致性。鉴于农业新质生产力是对马克思主义生产力理论的创新与延续（马桔红，2024），因此，结合前文定义，研究沿袭马克思主义生产力三要素的分析范式，将其解构为农业新质劳动者、农业新质劳动资料、农业新质劳动对象三个维度，并将关键特征内化其中，构建如表1所示评价指标体系。农业新质劳动者旨在从劳动力储备、素质与效率角度衡量劳动力要素在“质”上的飞跃。农业新质劳动对象则从传统的土地和作物拓展至产业结构与绿色生态等更广泛范畴。新质劳动资料涵盖物质与非物质两类生产资料，着重突出数字化、绿色化与智能化等特征。在指标构建过程中，首先对所有连续变量进行1%和99%分位数水平的缩尾处理；再根据其数据特征使用线

性插值法和均值法对缺失值进行填补；随后运用极差标准化消除各指标量纲差异；最后借助熵值法确定各指标的客观权重，并使用线性加权法计算农业新质生产力综合指标。

表 1 农业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	属性
农业新质劳动者	劳动力储备	本地就业率	1-（外出务工人数/农村常住人口）	+
	劳动力素质	平均受教育年限	（农村未上过学人数×1+小学学历人数×6+初中学历人数×9+高中和中专学历人数×12+大专及以上学历人数×16）/农村6岁以上总人口	+
		高素质人才储备	农村大专及以上学历人数/农村6岁以上人口总数	+
	劳动效率	人均产值	第一产业总产值/第一产业从业人数	+
农业新质劳动对象	产业结构	新型农村经营主体	农民专业合作社成员数/第一产业从业人数	+
		传统产业	第一产业总产值增长率（上年=100）	+
	绿色生态	生态资源禀赋	农村绿化率自然保护区面积/辖区面积	+
		农业COD污染排放	农业COD污染排放占比/第一产业总产值	-
		农业氨氮排放	农业氨氮排放占比/第一产业总产值	-
农业新质劳动资料	物质资料	能源利用效率	农林牧渔业能源消费量/第一产业总产值	-
		化肥利用效率	化肥施用量折纯(万吨)/第一产业总产值	-
		农业自动化水平	农业机械总动力(千瓦)/第一产业从业人数	+
		传统基础设施	村庄硬化道路面积/村庄内道路面积	+
		数字基础设施	农村宽带接入用户数/乡村户数	+
	无形资产	技术创新投入	农业R&D投入存量/第一产业总产值	+
		科研人才支撑	农业科技从业人数/第一产业从业人数	+
		金融资本投入	涉农贷款/农村常住人口	+

3. 控制变量

借鉴李伶俐等（2023）和王力等（2025）的做法，本文控制以下可能影响农民农村共同富裕的变量：（1）农业人均受灾面积（*Pda*）：采用农业受灾面积与农村人口比值表征；（2）人均灌溉面积（*Pia*）：采用农业有效灌溉面积与农村人口比值衡量；（3）农村人口老龄化（*Or*）：采用65岁以上老年人口占比衡量；（4）居民消费水平（*Pcl*）：采用社会消费品零售总额与地区常住人口比值表示；（5）农业产业结构（*Ais*）：采用农业总产值在农林牧渔业总产值占比表示。此外，选取如下冗余变量用于稳健性检验：（6）城镇化水平（*Cr*）：采用城镇常住人口占总常住人口比值表示；（7）人均播种面积（*Psa*）：采用农业有效播种面积与农村人口比值的自然对数表示。

（三）数据来源与处理

2012年，中国首次将农业科技创新作为中央一号文件的主题，并前瞻性地提出一系列旨在支持农业科技发展的新政策和新思路，为农业新质生产力发展提供了坚实的政策保障与战略支撑。鉴于此，本文将研究时间跨度设定为2012~2022年。考虑到农村基尼系数的可得性及数据的连续性，剔除西藏和港澳台地区，选取中国30个省市作为研究对象。原始数据部分缺失值使用线性插值法补充，所有名义变量均以2012年为基期进行不变价处理。主要变量原始数据来自历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农村经营管理统计年报》《中国农村政策与改革统计年报》《中国农村合作经济统计年报》和中国知网专利数据库及各省统计年鉴，其描述性统计如表2所示。

表 2 变量说明及描述性统计

类型	变量名称	变量符号	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本量
被解释变量	农民农村共同富裕	<i>Gf</i>	1.026	0.950	0.451	0.296	2.698	330
	农民收入	<i>Ric</i>	1.421	1.299	0.617	0.463	3.876	330
	农村收入差距	<i>Gn</i>	0.331	0.320	0.050	0.238	0.509	330
核心解释变量	农业新质生产力	<i>Np</i>	0.261	0.228	0.108	0.103	0.660	330
控制变量	农业人均受灾面积	<i>Pda</i>	0.464	0.260	0.624	0	4.550	330
	人均灌溉面积	<i>Pia</i>	3.195	0.966	2.376	0.320	14.527	330
	农村人口老龄化	<i>Or</i>	6.239	0.127	5.349	1.416	39.436	330
	居民消费水平	<i>Pcl</i>	2.367	2.004	1.262	0.632	7.262	330
	农业产业结构	<i>Ais</i>	0.472	0.490	0.084	0.281	0.637	330
	城镇化水平	<i>Cr</i>	0.608	0.593	0.118	0.363	0.896	330
	人均播种面积	<i>Psa</i>	10.175	10.208	0.622	8.070	11.886	330

五、实证检验与结果分析

（一）基准模型回归分析

本文首先进行基准模型回归，估计农业新质生产力对农民农村共同富裕、农民收入及农村收入差距的影响。Hausman检验和YDS检验结果支持选用TWFE模型，该模型的回归结果更为准确可靠。根据表3列（1）至列（3），农业新质生产力对农民农村共同富裕、农民收入的估计系数显著为负，对农村收入差距的影响并不显著。考虑到农业新质生产力与三者之间可能存在非线性关系，在此基础上，加入农业新质生产力的二次项（ Np^2 ）进行回归。根据列（4）所示，农业新质生产力的系数在1%的水平上显著为负，较线性回归的显著性更高，其二次项系数则显著为正。鉴于聚类数目较少（ $N<30$ ）时，稳健标准误可能存在向下偏误，本文使用Wild Cluster Bootstrap进行补充检验（Cameron & Miller, 2015），结果表明农业新质生产力及其二次项对农民农村共同富裕存在显著的联合非线性影响。由此证实，农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响显著且具有边际递增的“U型”特征，当农业新质生产力达到一定水平后，对农民农村共同富裕具有显著促进作用，该结论与既有研究一致（王力等，2025），假设H1成立。表3列（5）和列（6）则给出农业新质生产力对共同富裕两个分项指标的影响，结果表明，当达到一定水平后，农业新质生产力对农民增收、缩小农村收入差距同样具有显著积极影响。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农民农村共同富裕	农民收入	农村收入差距	农民农村共同富裕	农民收入	农村收入差距
Np	-0.708* (0.351)	-1.023** (0.444)	-0.097 (0.059)	-2.817*** (0.678)	-3.929*** (0.973)	-0.271* (0.147)
Np^2				2.772*** (0.752)	3.818*** (1.070)	0.229* (0.132)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.668*** (0.237)	1.073*** (0.295)	0.353*** (0.030)	0.993*** (0.234)	1.520*** (.296)	0.380*** (0.037)
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	330	330	330	330	330	330
R^2_{within}	0.944	0.944	0.777	0.949	0.949	0.780

注：括号内为聚类稳健标准误，***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，下表同。

传统方法通常基于基准模型核心解释变量一次项、二次项系数的显著性及其符号关系,判断二者是否为“U型”关系,但该方法可能由于数据本身呈现单调关系而导致误判。因而,本文进一步使用断点回归进行验证。首先,根据表3列(4)的回归结果,可由式(6)计算出断点处 NP 值,记为 $Np_mid=0.508$ 。

$$Np_mid = -\frac{\beta_1}{2\beta_2} \quad (6)$$

根据断点设置三个虚拟变量 Np_low 、 Np_high 和 $high$ 。当 $NP \leq Np_mid$ 时,有 $Np_low = NP - Np_mid$,反之 $Np_low = 0$;当 $NP \geq Np_mid$ 时,有 $Np_high = NP - Np_mid$,反之 $Np_high = 0$; $high$ 为哑变量,当 $NP \geq Np_mid$ 时,有 $high = 1$,反之 $high = 0$ 。根据如下模型进行断点回归分析:

$$Gf_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Np_low_{i,t} + \gamma_2 Np_high_{i,t} + \gamma_3 high_{i,t} + \sum_{j=1}^5 \lambda_j Cv_{i,j,t} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

由表4报告结果可知, Np_low 和 Np_high 的系数在5%的水平上显著,且断点两侧回归系数符号相异。结果表明,农业新质生产力越过断点后,对农民农村共同富裕具有促进作用。此外, $high$ 回归系数不显著,表明被解释变量(Gf)未发生统计上显著的水平跳跃,农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响呈现连续渐变特征。该结论进一步验证基准回归结果的可靠性和有效性。

表4 断点回归结果

变量	Np_low	Np_high	$high$	控制变量	常数项	固定效应	样本量	R^2_{within}
Gf	-0.917**	1.445**	-0.097	是	0.280	是	330	0.947
	(0.335)	(0.673)	(0.077)		(0.166)			

(二) 考虑内生性的稳健性检验

本文主要通过核心解释变量一阶滞后、控制变量调整、随机样本模拟及替换回归模型等方法对模型稳健性进行检验。

1. 核心解释变量一阶滞后

考虑到农业新质生产力与农民农村共同富裕之间可能因存在反向因果关系而导致内生性偏差,本文以农业新质生产力及其二次项的一期滞后作为核心解释变量进行检验,结果如表5列(1)所示。农业新质生产力的系数在5%统计水平上显著为负,二次项系数在1%统计水平上显著为正,表明在有效切断反向因果的干扰后,农业新质生产力对农民农村共同富裕的“U型”效应依然显著,基准回归的结论稳健。

2. 控制变量调整

前文中已经通过引入个体和时间固定效应控制不可观测因素,一定程度上缓解了内生性问题。考虑到模型中遗漏变量可能造成内生性、估计偏差和模型误设,本文在原有控制变量基础上增加城镇化水平(Cr)作为控制变量。此外,本文还将控制变量人均灌溉面积(Pia)替换为人均播种面积(Psa)进行回归,进一步验证模型稳健性。结果如表5列(2)、(3)所示,其结论与基准回归基本一致。

3. 随机样本模拟

与蒙特卡罗模拟和Bootstrap重抽样类似,本文从数据集中随机抽取80%原样本生成多个样本数据集。随机样本模拟结果均显示,在1%置信度下,农业新质生产力一次项系数显著为负,二次项系数显著为正,支持基准回归的结论。篇幅所限,表5列(4)仅报告第一次随机样本模拟结果。此外,考虑到疫情对农民农村共同富裕的影响,本文对剔除疫情后的数据样本(2012~2019年)进

行回归，结果如表5列（5）所示，同样与基准回归相吻合。

4. Tobit 模型回归

为检验基准回归结果是否因模型设定而存在偏误，本文进一步采用随机效应Tobit模型进行估计。选择Tobit模型主要解决被解释变量的分布特征可能带来的估计偏误问题。为便于与固定效应（FE）模型的系数进行比较，表5列（6）汇报了Tobit模型在期望值处的平均边际效应。边际效应与基准回归系数符号相同、显著性水平一致，且数值大小处于合理区间，进一步验证基准回归结论的稳健性。

上述稳健性检验结果均表明，农业新质生产力及其二次项回归系数的符号、显著性及数值大小与基准回归基本一致。由此认为，基准回归结论稳健，农业新质生产力与农民农村共同富裕之间存在显著的“U型”效应。

表 5 稳健性和内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Np	-1.544** (0.573)	-1.652** (0.634)	-2.080*** (0.602)	-2.998*** (0.816)	-1.763*** (0.574)	-2.350*** (0.396)
Np^2	1.652** (0.634)	1.894*** (0.674)	2.749*** (0.866)	2.877*** (1.013)	1.659*** (0.592)	2.375*** (0.493)
是否滞后一期	是	否	否	否	否	否
Cr		-1.983* (1.016)				
Psa			-0.460*** (0.088)			
其余控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	1.869*** (0.497)	1.796*** (0.477)	5.350** (0.892)	1.050*** (0.256)	0.631*** (0.185)	0.821*** (0.137)
固定效应	是	是	是	是	是	否
样本量	330	330	330	261	240	330
R^2_{within}	0.957	0.959	0.959	0.949	0.945	0.947

注：列（6）Tobit模型回归的 R^2 为调整后的标准误。

六、异质性分析

（一）居民消费水平异质性分析

本部分旨在识别影响农民农村共同富裕的关键因素，并探究其异质性。为此，本文采用机器学习GridSearchCV随机森林算法，对核心解释变量及各控制变量进行特征（变量）重要性分析。随机森林算法（Random Forest Regressor）作为机器学习的重要组成部分，具有捕捉复杂非线性关系和交互效应的能力，从而有效评估各变量的相对贡献度，为异质性检验提供新的思路。变量重要性基于决策树节点分裂所带来的不纯度减少量进行度量。为消除不同变量间量纲差异对评估的影响，进行数据标准化处理，将变量原始数据转换成均值为0标准差为1的标准正态分布。标准分值（ z_i ）标准化公式如下：

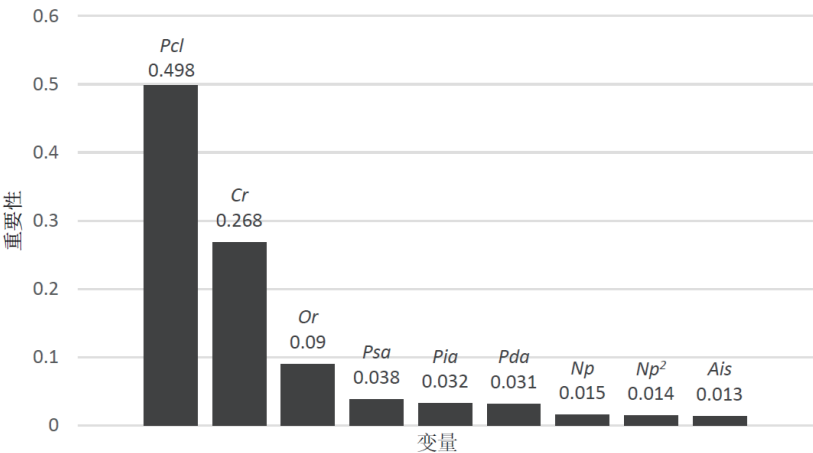
$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}$$

(8)

其中， x_i 表示原始值， $\bar{x}$ 表示均值， σ 表示标准差。为进一步提高模型评估结果的准确性，在随机森林模型中引入GridSearchCV超参数调优算法。该算法作为一种基于网格搜索的超参数调优算

法，可依托Python在给定的超参数网格中遍历所有可能的组合，并通过交叉验证评估每个组合的性能，以确定最佳超参数组合，从而提高分析结果的准确性。

图2报告了随机森林模型对变量重要性的分析结果，其中居民消费水平（*Pcl*）是对农民农村共同富裕水平（*Gf*）影响最大的特征变量。基于此，对各样本历年居民消费水平均值进行排序和分组，并进行异质性分析，其结果如表6列（1）所示。



注：变量名称如表1所示。

图 2 变量重要性分析结果

表 6 异质性分析结果

变量	(1) 居民消费水平		(2) 农业社会化服务		(4) 农村收入差距	
	低	高	小	大	小	大
<i>Np</i>	-3.195*** (0.968)	-3.963*** (0.657)	-1.139 (1.352)	-2.553** (0.857)	-2.653*** (0.746)	-4.727* (2.397)
<i>Np</i> ²	6.703*** (1.806)	4.172*** (0.770)	2.701 (2.920)	2.868** (1.031)	2.261*** (0.679)	5.717 (3.671)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.803** (0.147)	1.513*** (0.327)	0.668*** (0.163)	1.058** (0.390)	1.173** (0.449)	0.802 (0.364)
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	165	165	165	165	165	165
<i>R</i> ² _{within}	0.988	0.961	0.975	0.958	0.966	0.954

异质性分析结果表明，农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响在不同消费水平分组中均呈现显著的“U型”效应，表明该效应具有普遍性，但其形态与拐点位置存在明显差异。具体而言，农业新质生产力在低消费水平分组中的拐点（ $Np_l^*=0.238$ ）低于高消费分组（ $Np_h^*=0.475$ ），且其二次项系数也更大，表现为更陡峭的“U型”曲线特征，如图3所示。数据对比表明，高消费水平分组中多为北京、天津、江苏、浙江、广东等发达地区。这些地区的农村由于工业化与市场化程度较高，农民农村共同富裕已受到各类有利因素的共同推动，因而农业新质生产力在其中所发挥的边际促进效应相对有限，曲线较为平坦。相比之下，拐点左移与“U型”收拢也表明，在消费水平较低的欠发达地区，农业新质生产力表现出较强的普惠性与后发优势，能够更快地跨越抑制阶段，推动农民农村共同富裕进程。

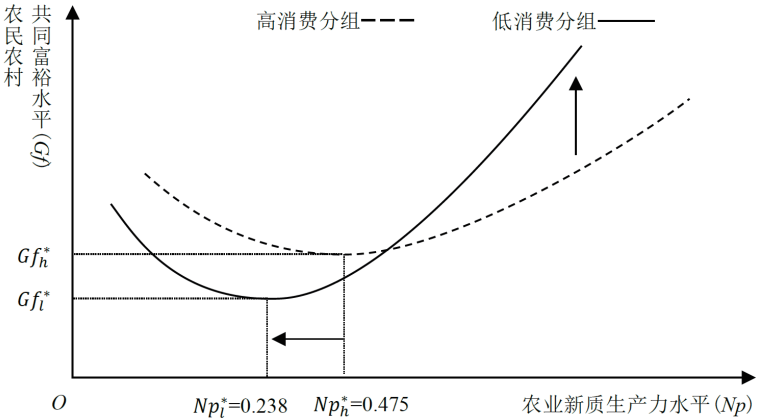


图 3 居民消费水平分组回归结果比较

（二）农业社会化服务异质性分析

农业社会化服务是指由各类服务组织为农业生产经营提供的全过程、专业化服务，其本质是将农业生产中的部分环节进行专业化、市场化外包，以降低个体农户的生产成本、提升技术采纳效率与规模经营效益。参考陈卫洪和于晴（2025）的做法，本文选择农林牧渔服务业产值与农作物总播种面积的比值作为农业社会化服务的衡量指标，将样本按农业社会化服务划分为高水平 and 低水平两个分组，并进行分样本回归，回归结果如表6列（2）所示。结果表明，在农业社会化服务水平较高的地区，农业新质生产力对农民农村共同富裕依然表现出显著的“U型”效应；在低水平分组中，农业新质生产力及其二次项回归系数均不显著。造成该差异的原因可能在于，农业社会化服务的缺失导致农户采纳新质生产力的交易成本和技术门槛升高，阻碍先进农业生产技术和管理模式在小农户生产实践中的渗透，使得农业新质生产力难以与传统生产环节融合落地，从而致使其增长潜能无法充分释放。进一步分析表明，相较于基准回归，农业社会化服务水平较高的地区，农业新质生产力的拐点发生了左移。这表明农业社会化服务的发展有助于农业新质生产力更快抵达拐点，并转变为对农民农村共同富裕的促进效应。产生这一结果的原因可能在于，农业社会化服务能够缓解农民资金约束、降低新兴技术应用门槛，与农业新质生产力形成正向循环，并促进其与各生产环节的有机衔接和适应性发展（张广辉和杨震，2025），从而增强农业新质生产力对共同富裕的实际带动作用。

（三）农村收入差距异质性分析

为考察不同农村收入差距下农业新质生产力对农民农村共同富裕影响的差异性，对不同农村收入差距的分样本进行回归。从表6列（3）可知，农村收入差距较小的地区，农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响呈显著“U型”效应；而在收入差距较大的地区，则退化为线性负效应，不利于推进农民农村共同富裕。该现象潜在成因在于，一方面，高收入群体可能更容易获得新技术、新设备 and 市场信息，从而能够显著提升其生产效率与经济效益。相反，资源禀赋受限、技术壁垒、市场准入障碍等因素，可能制约低收入群体共享农业新质生产力发展红利，从而诱发“马太效应”，加剧农村的收入差距，不利于农民农村共同富裕进程推进。另一方面，高收入群体可能更倾向于将资本投入到短期资本回报率更高的非农业领域，如工业、服务业或城市房地产市场（罗玉辉，2024），进一步弱化农业新质生产力经济效益的反哺和溢出效应，不利于农村弱势群体增收致富。因而，收入差距较大的地区，农业新质生产力反而不利于农民农村共同富裕。

七、进一步分析

（一）机制检验

本部分结合第三部分理论分析，进一步探讨农业新质生产力如何通过激励农民创业影响农民农村共同富裕。参考黄敦平和尹凯（2023）的做法，本文选取农民创业活跃度作为机制变量，采用农村私营企业就业人数和个体就业人数之和与农村总人口的比值表示，并借鉴刘行和李小荣（2012）的方法，构建如下机制检验模型：

$$Ea_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Np_{i,t} + \eta_2 Np_{i,t}^2 + \sum_{j=1}^5 \rho_j Cv_{i,j,t} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$Gf_{i,t} = \varpi_0 + \varpi_1 Ea_{i,t} + \sum_{j=1}^5 \nu_j Cv_{i,j,t} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中， $Ea_{i,t}$ 为农民创业活跃度； η_0 、 η_1 、 η_2 、 ρ_j 、 ϖ_0 、 ϖ_1 、 ν_j 为待估系数。

表7列（1）显示，农业新质生产力一次项系数在1%统计水平上显著为负，二次项系数则在5%统计水平上显著为正，表明农业新质生产力对农民创业具有“U型”效应。在农业新质生产力发展初期，技术、资本等门槛会抑制农民创业积极性，但随着其进一步发展与渗透，不仅能够直接提升农业生产效率，更能催生农产品精深加工、智慧物流、农村电商等非农衍生产业，拓宽创业边界，从而实现向促进作用转变。结合列（2）的回归结果，长期来看，农业新质生产力能够通过激励农民创业促进农民农村共同富裕，从而假设H2成立。同时，本文还对农民农村共同富裕的两个维度（农民收入水平和农村收入差距）进行机制检验。表7列（3）~（4）分别呈现农民创业活跃度（ Ea ）对农民收入水平和农村收入差距回归结果，其回归系数均显著。结合列（1）可知，农业新质生产力同样通过激励农民创业影响农民收入和农村收入差距。

表 7 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	农民创业活跃度	农民农村共同富裕	农民收入	农村收入差距
Np	-3.315*** (0.531)			
Np^2	1.327** (0.661)			
Ea		0.290*** (0.086)	0.429*** (0.103)	0.035** (0.014)
控制变量	是	是	是	是
常数项	2.889** (1.424)	0.511*** (0.167)	0.847*** (0.220)	0.331*** (0.030)
固定效应	是	是	是	是
样本量	330	330	330	330
R^2_{within}	0.689	0.951	0.952	0.784

（二）“共同”与“富裕”的异步性分析

异步性的概念始于计算机领域，指两个或多个进程、操作或事务不同时开始、结束，且彼此之间没有直接等待对方完成的关系，此后衍生至金融研究领域，常指不同经济活动或市场在时间上的非同步变化现象。本文借助异步性分析，进一步探究农业新质生产力对农民农村共同富裕及其两个基本维度“共同”与“富裕”影响的不同步变化现象，进而从中获得政策启示。参考Lind和Mehlum（2010）的做法，在双向固定效应的基础上使用utest命令进行检验，结果如表8所示。

表 8 utest 检验结果

指标	Gf		Ric		Gn	
	下限	上限	下限	上限	下限	上限
区间	0.103	0.660	0.103	0.660	0.065	0.617
斜率	-2.249	0.843	-3.146	1.114	-0.110	0.125
t值	-4.149	1.786	-4.071	1.789	-1.943	3.350
$P> t $	0.000	0.042	0.000	0.042	0.031	0.001
极值点	0.508		0.515		0.593	

从表8来看，三个模型斜率在置信区间下限的回归系数均显著为负，上限则显著为正，结果支持假设H1。根据报告的拐点可知，农民农村共同富裕、农村收入差距（“共同”）和农民收入（“富裕”）的变化，随农业新质生产力的提高存在异步性，具体如图4所示。

根据农民农村共同富裕、农民收入和农村收入差距在农业新质生产力不同发展阶段的相位差，可将农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响划分为萌芽期、适应期、转型期、增效期四个阶

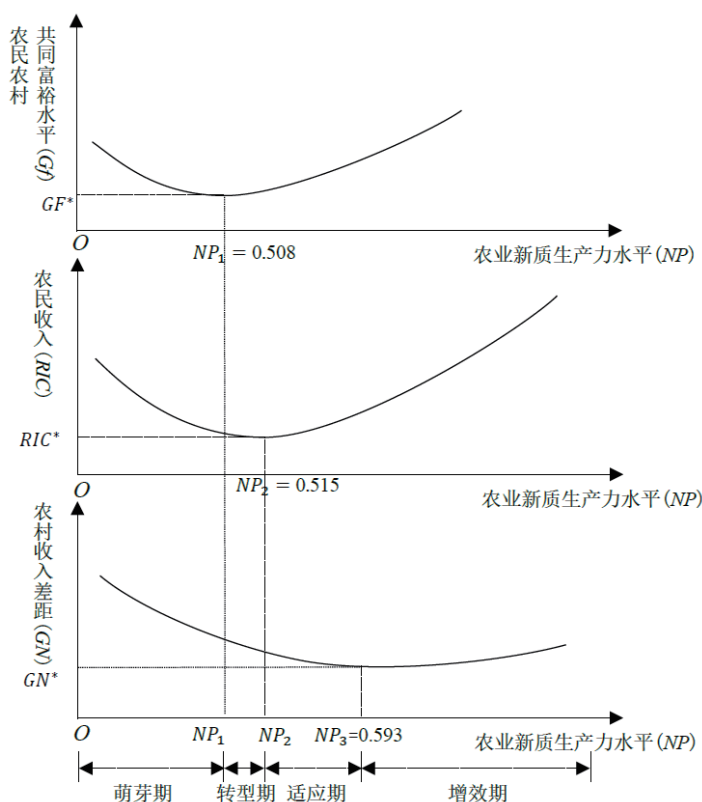


图4 农业新质生产力对农民农村共同富裕影响的异步性分析图

入差距仍延续下降趋势。新技术应用的效率提升逐步转化为实际的收入增长，技术扩散效应也有助于减缓群体间收入分化，使发展成果更广泛惠及农民。该阶段通常持续时间较长，农业新质生产力可在较大跨度内持续提升，为农民收入增长与整体福祉改善提供较长窗口期。当农业新质生产力发展到较高水平（ $NP \geq NP_3$ ）时，新技术引起农业全要素生产率和产品附加值大幅度提高，新模式、新产业不断推动市场扩展和多元化经营，表现为农民农村共同富裕与农民收入进入加速增长阶段，而农村收入差距开始出现缓慢扩大。当前，尽管全国范围内农业新质生产力呈持续稳步提升态势，但除江苏、北京两地之外，多数省市农业新质生产力发展水平仍处于萌芽期，其对农民农村共同富裕、农民收入和农村收入差距三者的影响均处于下降区间，尚需大力发展农业新质生产力，跨越农民农村共同富裕、农民收入及农村收入差距拐点。

段。在萌芽期（ $NP < NP_1$ ），农业新质生产力尚处于培育阶段，农民农村共同富裕、农民收入和农村收入差距均随着农业新质生产力的提升而呈现下降趋势。这一现象可能是由于前期投入较大且投资主体以农村高收入群体和集体经济为主，导致农民整体可支配收入阶段性下降，同时群体间收入差距呈现“未富先平”的收敛特征。进入转型期（ $NP_1 \leq NP < NP_2$ ），农业新质生产力对农民农村共同富裕的带动效应初步显现，而农民收入与农村收入差距仍处于下行通道，但下降趋势放缓。主要是由于新技术扩散程度并不一致，农业新质生产力的增收效应尚未充分释放，不同群体间的收入格局仍在调整过程中，致使农村收入降幅收窄且收入差距继续收敛。在适应期（ $NP_2 \leq NP < NP_3$ ），农业新质生产力步入良性发展阶段，农民农村共同富裕与农民收入同步进入上升通道，收

八、结论与政策建议

（一）主要结论

本文基于2012~2022年中国30个省市面板数据，运用固定效应、断点回归、utest检验及随机森林算法等多种方法，考察农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响机理及效应。研究表明：

（1）农业新质生产力对农民农村共同富裕具有“U型”效应，当农业新质生产力发展水平高于0.508时，有利于推动农民农村共同富裕；（2）农业新质生产力通过激励农民创业促进农民农村共同富裕；（3）居民消费水平是对农民农村共同富裕影响最大的特征变量，农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响在不同消费水平分组中均呈现显著的“U型”效应，但低水平分组中相对较高

水平分组出现拐点左移与“U型”收拢现象；（4）当农业社会化服务水平较高时，农业新质生产力的“U型”效应显著，反之，不显著；当农村收入差距过大时，其“U型”效应退化为线性负效应；（5）农业新质生产力对农民农村共同富裕及农民收入、农村收入差距两个维度的影响存在异步性，样本中除江苏、北京之外，多数省市尚需大力发展农业新质生产力，跨越农民农村共同富裕、农民收入及农村收入差距拐点。

（二）政策建议

第一，因地制宜、因地施策，夯实农业新质生产力要素和制度基础。发展农业新质生产力需在明晰农业新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料等新质生产要素的基础上，立足各省市资源禀赋和农业发展实际，充分发挥新型举国体制在战略规划、资源配置与跨区域协同中的组织制度优势，赋能科技创新、产业创新、制度创新，推动农村数字化升级，优化农业产业布局，壮大乡村富民产业，培育新型农业劳动者队伍，深化农村产权制度改革和经营体制创新，不断优化农业新质生产力要素组合，形成与农业新质生产力发展相匹配的生产关系和制度环境。

第二，根据农业新质生产力所处阶段，正确处理“共同”和“富裕”的关系。根据异步性分析结果，随着农业新质生产力的提高，农民农村共同富裕、农村收入差距（“共同”）和农民收入（“富裕”）的变化存在异步性。结合农业新质生产力对农民农村共同富裕影响的阶段划分，目前多数省市农业新质生产力尚处于转型期甚至萌芽期，农民增收问题更迫切。因而，当前仍需遵循社会主义初级阶段效率优先、兼顾公平的基本原则，将生产力发展作为“三农”工作的重中之重，加快实现农业新质生产力突破，在发展中推动农民增收。度过转型期后，要将重点转移到成果共享，着力缩小农村收入差距，促进全体农民共同富裕。

第三，技能资金平台齐发力，激发农民创业热情。发挥农民创业连接农业新质生产力与农民农村共同富裕的重要渠道作用，需重点解决技能、资金和平台问题。创业技能培训方面，要组建专业化、常态化的创业导师和顾问团队，依托数字化智能化教学平台形成线上线下相结合的农民创业培训模式，重点围绕农村电商、乡村旅游、互联网创业、智慧农业、绿色种养、人工智能+农业及新能源汽车后市场服务等新兴领域开展系统培训，提升创业群体经营管理和技术应用能力。创业资金支持方面，要在用好创业补贴、专项贷款、担保贷款等现有政策工具，用活以奖代补、先建后补等创业扶持方式的基础上，加快创业扶持政策细化落地，并积极探索众筹、股权融资及地方政府专项债券等新型融资方式，培育和壮大农业耐心资本。创业平台搭建方面，要建好用好农村创新创业园区、创新创业孵化实训基地，积极发展互联网创业，打造农民创业联盟。同时，政府要逐步完善农民创业帮扶机制，加大农民创业财政支持力度，加快农村创业共享平台构建，推动各项创业支持政策细化落实，多措并举降低农民创业成本、风险与不确定性，激发农民创业热情。

第四，大力发展农业社会化服务，增强农业新质生产力的普惠性与渗透性。应加快构建多元化、市场化、全覆盖的农业社会化服务体系，重点培育专业化服务组织，推动其在技术推广、机械作业、数字管理、绿色防控等环节提供标准化服务，通过农业生产环节外包有效降低农户采用新技术的交易成本与技术门槛，促进农业新质生产力落地。鼓励服务主体与农户建立紧密的利益联结机制，推动服务内容从产中向产前、产后延伸，实现全链条覆盖。同时，加大对农业社会化服务的财政与金融支持，通过补贴、信贷、保险等方式降低服务供给与购买成本，提升小农户参与度，保障农村弱势群体平等享受农业新质生产力发展红利。

参考文献

- [1] 卜凡.中国式农民农村共同富裕发展水平测度及驱动因素分析[J].统计与决策,2024(12):52-56.
- [2] 蔡旺.促进农民农村共同富裕:重点、难点及对策[J].社会科学家,2024(1):117-123.
- [3] 陈卫洪,于晴.农业社会化服务对长江经济带农业生态效率的影响——基于劳动力和资本要素配置视角[J].华东经济管理,2025(1):21-30.
- [4] 高雅,邬红梅.基于机器学习方法的农民非农创业影响因素研究[J].华南农业大学学报(社会科学版),2025(1):42-57.
- [5] 高原,马九杰.农业新质生产力:一个政治经济学的视角[J].农业经济问题,2024(4):81-94.
- [6] 黄斌,孔祥智.农业新质生产力赋能农民增收:理论机制与实践路径[J].中国农业大学学报(社会科学版),2025(2):200-212.
- [7] 黄敦平,尹凯.农村人口老龄化发展能否提升农村创业活跃度[J].金融与经济,2023(8):43-53.
- [8] 李博.乡村振兴中的人才振兴及其推进路径——基于不同人才与乡村振兴之间的内在逻辑[J].云南社会科学,2020(4):137-143.
- [9] 李建明,夏鑫.农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响效应[J].中国流通经济,2025(3):57-67.
- [10] 李琳,庞国光,郭东.中国农民农村共同富裕:特征事实及障碍因素[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2024(3):30-42.
- [11] 李伶俐,胡小英,王定祥,等.农业资本有机构成与农业经济增长[J].经济学家,2023(6):88-99.
- [12] 李晓园,金雨乐,陈丽琴.农业新质生产力影响城乡收入差距的作用机制与政策建议[J].江西社会科学,2025(4):69-84.
- [13] 廖祖君,卢晨瑜.农民农村共同富裕:内涵特征、生成逻辑与实践路径[J].重庆社会科学,2024(2):6-16.
- [14] 林万龙,纪晓凯.从摆脱绝对贫困走向农民农村共同富裕[J].中国农村经济,2022(8):2-15.
- [15] 林万龙,马新宇,何禄康.农民农村共同富裕的阶段性目标和总体政策框架——收入视角的探讨[J].中国农业大学学报(社会科学版),2023(3):60-73.
- [16] 刘行,李小荣.金字塔结构、税收负担与企业价值:基于地方国有企业的证据[J].管理世界,2012(8):91-105.
- [17] 刘雨萌.习近平关于农民农村共同富裕重要论述的理论内蕴与当代价值[J].江汉论坛,2025(3):43-48.
- [18] 罗必良.论农业新质生产力[J].改革,2024(4):19-30.
- [19] 罗玉辉.新时代扎实推进农民农村共同富裕的逻辑建构[J].当代经济研究,2024(1):101-111.
- [20] 马桔红.农业新质生产力、数字化转型与农民农村共同富裕[J].统计与决策,2024(23):12-18.
- [21] 马青青,李海金.乡村内源式发展:促进农民农村共同富裕的实践策略[J].中南民族大学学报(人文社会科学版),网络首发[2024-06-04]:1-10.
- [22] 马贤磊,范佳旭,郭恩泽.农业新质生产力的内涵特征、现实条件与发展路径[J].农村经济,2024(9):11-20.
- [23] 马晓君,王梦宇,于渊博,等.我国农民农村共同富裕水平的区域差异和时空演进特征研究[J].农业经济问题,2024(2):35-51.
- [24] 宋伟,吴限.农业科技成果落地难,如何破解[J].人民论坛,2020(14):94-95.
- [25] 宋振江,冷明妮,周波,等.中国农业新质生产力:评价体系构建、动态演进及政策启示[J].农林经济管理学报,2024(4):425-434.
- [26] 孙豪,丁易.中国共同富裕的历史方位及其政策启示[J].当代财经,2025(1):28-41.
- [27] 谭燕芝,王超,陈铭仕,等.中国农民共同富裕水平测度及时空分异演变[J].经济地理,2022(8):11-21.
- [28] 万广华,江蕙蕤,赵梦雪.城镇化的共同富裕效应[J].中国农村经济,2022(4):2-22.
- [29] 王聪聪,问乔伊,王俊芹.农业新质生产力:水平测度、区域差异及时空演进[J].统计与决策,2025(12):11-17.
- [30] 王进文.迈向内生发展:新阶段农民农村共同富裕的促进逻辑与路径选择[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2023(1):93-103.
- [31] 王力,辛雨,靳小涵.人口老龄化、农业新质生产力与农民农村共同富裕[J].管理学报,2025(3):60-74.
- [32] 王修华,赵亚雄.县域银行业竞争与农户共同富裕——绝对收入和相对收入的双重视角[J].经济研究,2023(9):98-115.
- [33] 王亚红,韦月莉.农业新质生产力对农民增收的影响[J].农林经济管理学报,2024(4):446-455.
- [34] 王轶,刘蕾.农民工返乡创业何以促进农民农村共同富裕[J].中国农村经济,2022(9):44-62.
- [35] 习近平.扎实推动共同富裕[J].求是,2021(20):4-8.
- [36] 肖华堂,王军,廖祖君.农民农村共同富裕:现实困境与推动路径[J].财经科学,2022(3):58-67.
- [37] 杨丹,王乔冉,周健,等.农业新质生产力与农户增收——兼论数字素养的非对称影响效应[J].当代经济研究,2025(6):102-116.
- [38] 叶兴庆.以提高乡村振兴的包容性促进农民农村共同富裕[J].中国农村经济,2022(2):2-14.
- [39] 尹勇,王福兴.农业新质生产力的理论内涵、重要意义与实践路径[J].学术交流,2025(5):119-133.
- [40] 尤亮,田祥宇.农业新质生产力:现实逻辑、内涵解析与生成机理[J].经济问题,2024(6):27-35.
- [41] 于安龙.新时代推进农民农村共同富裕的逻辑理路[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2025(3):1-11.
- [42] 张蚌蚌,朱华东,温榕昊,等.农业新质生产力的系统阐释:要素构成、结构关联与功能取向[J].中国农业大学学报,2025(6):248-261.
- [43] 张广辉,邓因.农民农村共同富裕水平测度、区域差异及空间收敛性研究[J].农村经济,2024(3):1-15.

- [44] 张广辉,杨震.农业新质生产力、农业社会化服务与粮食安全[J].当代经济研究,2025(2):68–78.
- [45] 张军,李艳.农业新质生产力的内涵界定、价值指引与实践框架[J].农业经济,2025(6):24–26.
- [46] 张岳,孟可,傅唯佳.农业新质生产力:水平测度与时空演变[J].河北经贸大学学报,2025(5):63–76.
- [47] 郑淋议,钱文荣.农民农村共同富裕的制度供给研究[J].经济社会体制比较,2024(1):84–93.
- [48] 周文,施炫伶.共同富裕的内涵特征与实践路径[J].政治经济学评论,2022(3):3–23.
- [49] 朱迪,叶林祥.中国农业新质生产力:水平测度与动态演变[J].统计与决策,2024(9):24–30.
- [50] 祝宏辉,宋梦飞,吴秋屹.农业新质生产力的内涵特征、发展困境与发展思路[J].当代经济研究,2025(5):90–98.
- [51] Cameron, A. C., and D. L. Miller, “A Practitioner’s Guide to Cluster-robust Inference”, *Journal of Human Resources*, 2015, 50(2): 317–372.
- [52] Feder, G., and R. Slade, “The Acquisition of Information and the Adoption of New Technology”, *American Journal of Agricultural Economics*, 1984, 66(3): 312–320.
- [53] Lind, J. T., and H. Mehlum, “With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2010, 72(1):109–118.
- [54] Zhou, F., and H. Deng, “Creation or Disruption? Doubts from the Internet Applications in China’s Rural Sector”, *Journal of Innovation & Knowledge*, 2023, 8(4).

【作者简介】 胡春阳：安徽财经大学经济学院副教授，硕士生导师。研究方向：人工智能与新质生产力。
敖俊：中共中央党校（国家行政学院）经济学教研部博士研究生。研究方向：新质生产力。
郑登元（通信作者）：莆田学院商学院教授。研究方向：行为金融与公司金融。

The Nonlinear Effects of the Agricultural New Quality Productive Forces on Farmers and Rural Common Prosperity: A Perspective of Farmer Entrepreneurship

HU Chun-yang¹, AO Jun² & ZHENG Deng-yuan³

(1. School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, Anhui, China; 2. Teaching and Research Department of Economics, Party School of the CPC Central Committee (National Academy of Governance), Beijing 100091, China; 3. School of Business, Putian University, Putian 351100, Fujian, China)

Abstract: Agricultural new quality productivity, as a crucial component of new quality productivity, offer fresh insights and innovative pathways for advancing common prosperity among farmers and in rural areas. Hence, this paper empirically examines the impact mechanism of agricultural new quality productivity on common prosperity among farmers and in rural areas, based on panel data from 30 provinces and municipalities in China spanning from 2012 to 2022. The results show that the impact of agricultural new quality productivity on common prosperity among farmers and in rural areas has a U-shaped nonlinear characteristic with increasing marginal returns. When the development level of the former is higher than 0.508, it is conducive to promoting common prosperity among farmers and in rural areas. The heterogeneity analysis shows that as the characteristic variable with the greatest impact on the level of common prosperity among farmers and in rural areas, in regions with lower levels of residents’ consumption, the marginal impact of agricultural new quality productivity on common prosperity among farmers and in rural areas is larger and the inflection point shifts to the left. The mechanism analysis reveals the key role of farmers’ entrepreneurship and the phased characteristics formed by the asynchronous changes in farmers’ income and the income gap. In addition, the higher the level of agricultural socialized services, the more significant the U-shaped effect of agricultural new quality productivity; while excessive rural income disparity will cause this impact to degenerate into a linear negative effect. Therefore, the government needs to consolidate the elements and institutional basis of agricultural new quality productivity, stimulate farmers’ enthusiasm for entrepreneurship, correctly handle the relationship between “common” and “prosperity”, and vigorously develop agricultural socialized services to jointly build a solid foundation of agricultural new quality productivity for common prosperity among farmers and in rural areas.

Keywords: agricultural new quality productivity; common prosperity; farmers’ entrepreneurship; income gap in rural areas; increasing farmers’ income

（责任编辑：任思雨）