

欢迎按以下格式引用:何蒲明,罗嘉怡.农业新质生产力赋能农民农村共同富裕的作用机理与实现路径——基于长江经济带的实证研究[J].长江大学学报(社会科学版),2025,48(5):45-55.

# 农业新质生产力赋能农民农村共同富裕的 作用机理与实现路径

## ——基于长江经济带的实证研究

何蒲明 罗嘉怡

(长江大学 湖北农村发展研究中心,湖北 荆州 434023)

**摘要:**农业新质生产力作为农业高质量发展的关键着力点,对实现农民农村共同富裕具有十分重要的现实意义。文章选取2012~2023年长江经济带11个省(市)的面板数据,基于农业新质生产力的三要素构建评价指标体系后测度农业新质生产力水平,采用固定效应模型、中介效应模型及门槛效应模型,实证检验农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响效应以及作用机制。研究表明:(1)农业新质生产力发展可有效推动农民农村共同富裕,该结论经过稳健性及内生性检验后依旧成立;(2)三产融合在农业新质生产力赋能农民农村共同富裕中起到部分中介作用;(3)农业新质生产力对农民农村共同富裕的促进作用存在经济发展水平和财政支农力度的非线性效应,随着经济发展水平和财政支农水平跨越门槛值,农业新质生产力对农民农村共同富裕呈现促进效应;(4)农业新质生产力对下游地区以及高劳动生产率地区农民农村共同富裕的赋能作用更显著。基于此,应以科技创新为引领、区域适配为路径、三产融合为抓手、精准施策为保障大力发展农业新质生产力,推动农民农村共同富裕。

**关键词:**农业新质生产力;农民农村共同富裕;三产融合;门槛效应模型

**分类号:**F273.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2025)05-0045-11

### 一、引言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,是人民群众的共同期盼。习近平总书记明确指出:“促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务仍然在农村”。但就目前来看,我国在加快推进农民农村共同富裕的进程中,仍存在城乡经济二元结构突出、新型农村集体经济发展不足、农村地区资源禀赋条件较差等现实桎梏<sup>[1]</sup>,限制了农村经济发展活力的释放,不利于

实现农民农村共同富裕目标。作为先进生产力,农业新质生产力具有高科技、高效能、高质量特征,是驱动农业农村现代化转型的核心引擎,其所带来的创新技术和全新生产要素能够催生农业新质劳动者、农业新质劳动资料、农业新质劳动对象,以此提升农业生产效率,提振农业经济,加快农民农村共同富裕进程<sup>[2]</sup>。因此,2025年中央一号文件要求农业农村发展应注重推进农业科技力量协同攻关,以科技创新引领先进生产要素集聚,因地制宜发展农业

收稿日期:2025-06-08

基金项目:教育部人文社会科学基金项目“大食物观下口粮与饲料粮供需结构的耦合协调路径研究”(23YJA790027)

第一作者简介:何蒲明(1973-),男,湖北赤壁人,教授,博士,主要从事农业经济研究。

通信作者:罗嘉怡(2001-),女,湖北荆州人,主要从事产业经济研究,E-mail:874439174@qq.com。

新质生产力。长江经济带横跨东中西三大区域,人口规模和经济体量占据全国“半壁江山”,区域优势和发展潜力明显<sup>[3]</sup>,成为农业新质生产力促进农民农村共同富裕的先行区。基于此,文章以长江经济带为研究对象,探究农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响,不仅可以为本区域城乡融合发展提供重要的参考依据,而且对其他区域也具有借鉴意义。

随着中国式现代化进程的不断推进,共同富裕成为了一个全新的时代命题,而农民农村共同富裕是实现全体人民共同富裕的重要前提和关键环节,相关研究主要涉及两个方面:一是农民农村共同富裕的水平测度。刘培林等(2021)从总体富裕程度和发展成果共享程度两个维度建立了共同富裕评价指标体系<sup>[4]</sup>,而谭燕芝等(2022)则是从富裕度、共同度、共享性、可持续性四个维度建立农民农村共同富裕评价指标体系<sup>[5]</sup>;二是影响农民农村共同富裕的各类因素。既有研究发现,数字普惠金融<sup>[6]</sup>、新型集体经济<sup>[7]</sup>、县域新型城镇化<sup>[8]</sup>、产业结构升级<sup>[9]</sup>对农民农村共同富裕具有正向影响。

而近年来,也有较多文献从新质生产力视角研究共同富裕问题,如杨秋菊等(2024)认为新质生产力能为共同富裕提供强劲动能<sup>[10]</sup>。韩建雨等(2024)发现新质生产力对共同富裕的赋能效应在东部、胡焕庸线沿线以及东南区域更强<sup>[11]</sup>。一些学者对新质生产力在农业领域的拓展研究也进行了讨论,李建明等(2025)的研究表明,农业新质生产力能够提高农业生产效率,缓解发展不平衡不充分问题,为农民农村共同富裕赋能<sup>[12]</sup>。马桔红(2024)以城乡收入差距为切入点,深入探析农业新质生产力与农民农村共同富裕之间的作用机制,为实现农民农村共同富裕提供新思路<sup>[13]</sup>。除此以外,在理论研究方面,燕连福等(2024)认为新质生产力是推进中国式现代化的时代新要求,为实现共同富裕提供了强大动力,有利于做大做优共同富裕“蛋糕”从而形成“幂数效应”<sup>[14]</sup>。

既有研究为本研究提供了重要的理论基础和逻辑参考,但也存在一定的局限性。具体而言,尽管已有部分文献开始关注农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响,但缺乏从三产融合的视角,系统考察农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响效应;而这种影响是线性关系还是非线性关系?目前尚未得到深入的论证。此外,大多数研究集中于全国层

面,而关注长江经济带这一重点区域的研究较少。因此,本文以长江经济带为研究对象,选取长江经济带沿线11个省(市)的面板数据,探究农业新质生产力如何促进农民农村共同富裕。

本文可能的边际贡献如下:(1)将农业新质生产力、三产融合与农民农村共同富裕三者纳入同一分析框架,检验三者间的内在逻辑关系;(2)以三产融合作为中介变量、经济发展水平等为门槛变量,实证检验农业新质生产力对农民农村共同富裕的作用机制和非线性关系;(3)考虑了长江经济带沿线不同省(市)之间的差异性,对长江经济带上游、中游和下游地区进行区域异质性检验。

## 二、理论分析与假设提出

(一)发展农业新质生产力能够有效促进农民农村共同富裕

随着新一轮科技革命和产业变革深入发展,农业新质生产力作为一种具有数字化与智能化特征的先进生产力,已成为推动农村地区经济发展的新动能,能够通过生产力三要素赋能农民农村共同富裕。

第一,农业新质劳动者促进农民增收与技能提升。农业新质劳动者是具备数字化、智能化、知识化劳动能力的高素质农业劳动者,能为实现农民农村共同富裕提供人才支撑。具体而言,农业新质劳动者能够熟练掌握智能作物监控系统、无人机耕作等现代农业生产方式,这些将使农民的劳动模式发生巨大改变,推动从事农业生产的劳动者由劳动密集型向技术密集型转变<sup>[15]</sup>,从而减轻农民劳动强度。更重要的是,这些高素质农业劳动者能够通过社交媒体、在线教育、技术培训等网络平台,持续提升技能水平和综合素质,这不仅增强了其在劳动力市场的竞争力与话语权,有助于提高农民工资性收入,还能够实践中更敏锐地捕捉市场需求,动态调整生产结构,开发适应市场需求的优质农产品,进而有效提高农民的经营性收入。

第二,农业新质劳动资料提供技术支撑与基础保障。随着科技水平不断进步,农业新质生产力所包含的劳动资料也在不断迭代升级,为农民农村共同富裕提供技术支持。一方面,无人机耕作、自主农机、智能土壤监测等智慧农业装备的广泛应用,能显著提升农业劳动能力与生产效率。同时通过现代科学技术的运用还能够突破传统农耕方式的弊端,加快转变粗放型传统农业生产方式,推动传统农业向

绿色化、低碳化发展方向转变<sup>[16]</sup>,保障了农业可持续发展,为农村长期繁荣和居民福祉奠定环境基础;另一方面,随着数字乡村建设的加快推进,数字技术应用于传统农业能够带来移动互联网、宽带网络等基础通信设施在农村地区的全覆盖,促使大量优质资源惠及农村居民,提高农村地区基本公共服务的供给质量,有助于弥合城乡之间的“数字鸿沟”,推动城乡居民共享数字红利<sup>[17]</sup>,为扎实推进农民农村共同富裕发挥兜底作用。

第三,农业新质劳动对象拓展生产边界与增值空间。相较于传统劳动对象,农业新型劳动对象不仅包括自然物,还涵盖以科技进步发现的自然资源、融入更多技术要素的农林牧渔原材料以及数据等非实物要素<sup>[18]</sup>。一方面,农业从业者能够通过引入高效、优质且具有多重抗性特征的新型作物品种,以及使用环保且效能高的肥料和农药,增强作物的生长潜力,不仅保障了农作物的整体健康,也提升了土地产出率<sup>[19]</sup>;另一方面,数据要素作为农业新型劳动对象,与其他物质要素融合,在农业生产中创造出新价值。与此同时,数字技术在农村的应用催生出了电子商务、数字物流及数字金融等新产业<sup>[20]</sup>,能够打破农产品地域限制,减少中间环节成本,促进农产品的高效流通,为农村地区经济增添活力。由此,本文提出研究假设:

H1:农业新质生产力对农民农村共同富裕具有促进作用。

(二)农业新质生产力通过促进三产融合进而赋能农民农村共同富裕

农业新质生产力作为一种发展新动能,具备技术应用新和价值创造新的基本特征<sup>[18]</sup>,是促进农业领域创新发展、技术革新和农村产业融合的重要驱动力<sup>[21]</sup>。一方面,农业新质生产力通过科技创新和数据驱动能够有效助推传统农业生产方式和组织方式变革<sup>[22]</sup>,实现农业与旅游、农业与加工等相融合,从而衍生出休闲观光、农产品加工等多种新业态<sup>[23]</sup>,充分释放农业多种功能。农村居民收入一直处于较低水平,三产融合的发展能够拓宽农民增收渠道,从而不断缩小城乡收入差距,对实现农民农村共同富裕具有促进作用;另一方面,新质生产力在农业领域的应用,能够推动创新资源优化配置,激活传统农业巨大的整合潜力。三产融合发展能够盘活农村闲置资源和要素,扩大农业产业规模,提高农业资本回报率,吸引资本回流以及人才的流动,促进农村地区资本积累和人力结构改善,从而整体增加农民

致富能力和农村共富水平<sup>[24,25]</sup>。农业不断与第二、三产业融合,进一步加快产业间的技术渗透进程,提升生产专业化和分工程度,有利于农业产业链纵向延伸与横向拓展,优化了农业产业结构并提升了整体价值链效益,这些效应共同夯实了农民增收致富的基础,提升了农村区域的整体发展水平。由此,本文提出研究假设:

H2:农业新质生产力可通过促进三产融合进而对农民农村共同富裕产生积极作用。

(三)农业新质生产力对农民农村共同富裕的门槛效应

农村的基础设施发展与经济发展水平、财政支农水平呈现正向关系<sup>[26]</sup>。在初始阶段,经济发展水平较低和财政支农水平不足直接制约了对交通、通讯、水利等传统基础设施的投入。这不仅推高了农业生产与市场交易的成本,还使农村地区无法嵌入现代化的产业链与供应链网络,进而不利于提升农村地区经济发展竞争力的提升,固化了城乡二元结构,对农民农村共同富裕目标的实现形成制约。随着经济发展水平的提升、财政支农水平的增强,可用于基础设施的投资资金会更加宽裕,农村地区将会具备更加完善的产业链和基础设施建设,降低了自然风险与产后损耗,通过提升农业生产效率和农产品品质,增加农产品附加值。同时农村基础设施建设为农村居民带来了更多的就业和创业机会,使其能够充分享受数字基础设施带来的数字红利,增加收入并提升技能,以此实现城乡融合发展,在协调发展中促进农民农村共同富裕。由此,本文提出研究假设:

H3:农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响存在非线性门槛效应。

本文研究的逻辑框架如图 1 所示:

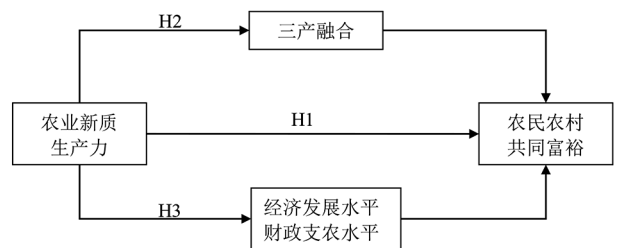


图 1 研究框架示意图

### 三、实证研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文研究针对中国长江经济带 11 个省(市)展

开,样本时间跨度为2012~2023年,原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国社会统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国农村合作经济统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及北京大学数字金融研究中心及各省(市)统计年鉴,并对缺失值采用插值法进行补充。

(二)变量说明

1. 被解释变量:共同富裕(Comrich)

农民农村共同富裕主要涵盖了共富、共享和可持续性三个方面。共富主要体现在农民的物质生活和精神生活中,物质富裕方面,要求农民收入水平不

断提高、生活水平持续改善,能够享受到丰富的物质产品和服务;精神富裕方面,要求农民的精神文化生活要丰富,能够享受高质量的文化娱乐。共享主要立足于减少城乡差距,促进城乡在医疗、教育等方面的保障均等化。就可持续性而言,要求农民农村共同富裕的发展要具有长远性和稳定性,要秉持“绿水青山就是金山银山”的理念打造人与自然和谐相处的环境,从而持续地为农民提供福祉。本文借鉴高祥晓(2024)<sup>[20]</sup>、张彰(2024)<sup>[27]</sup>的研究,构建了农民农村共同富裕水平测度指标体系,并采用熵值法进行测度,见表1。

表1 农民农村共同富裕水平测度指标体系

目标层	一级指标	二级指标	衡量方式	属性
农民农村 共同富裕	共富	物质财富	农村人均收入	+
			农村居民家庭恩格尔系数	-
		精神财富	农村居民娱乐消费支出	+
			平均受教育年限	+
	共享	社会保障	乡村卫生院工作者人数	+
			城乡居民人均收入比值	-
		城乡差距	城乡居民人均消费比值	-
			可持续性	生态环境
	森林覆盖率	+		

2. 核心解释变量:农业新质生产力(Newp)

农业新质生产力代表的是科学技术在农业领域引起的生产力跃迁。马克思认为生产力是由劳动者、劳动对象和劳动资料三者构成,因此农业新质生产力的衡量也应当从以上三者出发。对于农业劳动者而言,接受良好的教育和培训、能够运用现代化农业技术和管理方法是必不可少的,由此劳动者能够凭借自身知识操作新型劳动工具,成为农业新质生产力的支撑力量;对于农业劳动对象而言,传统农业更多强调粮食生产,农业新质生产力则更多聚焦于新质产业和生态环保两个方面;对于劳动资料而言,农业新质生产力的发展离不开现代科技的支持,新型物质生产资料和无形生产资料的有机融合是发展农业新质生产力的重要载体。本文主要参考万君等(2025)的研究<sup>[28]</sup>,从农业劳动者、农业劳动对象、农业劳动资料三个方面构建农业新质生产力综合评价指标体系,并采用熵值法计算(见表2)。

3. 中介变量:三产融合(scrh)

三产融合是指将农业、农产品加工业和服务业有机结合起来,形成一个相互促进、协同发展的产业

体系。三产融合的核心目的在于通过对农业产业链的延伸、价值链的提升,从而提高农业整体的效益。本文参考王丽纳等(2019)的研究<sup>[29]</sup>,衡量三产融合水平主要从产业链延伸、多功能发展和服务业融合三个方面构建指标体系(见表3)。农业产业链延伸是指在农业生产的基础上对产业链的上下游进行拓展,从而提高产品附加值、增加农民收入、减少中间交易成本;农业多功能发展指将农业生产扩充到休闲、观光等多个领域,丰富农村经济的内涵;农业服务业融合指将农业与服务进行紧密结合,为农业生产提供全方位的服务。

4. 控制变量

为减少遗漏变量对实证结果的影响,本文选取如下控制变量:(1)种植结构(PST):粮食播种面积与农作物播种总面积的比值计算。(2)财政支农水平(Gov):各省(市)农林水事务支出与各省(市)GDP的比值衡量。(3)产业结构(Indstr):第三产业产值与第二产业产值的比重。(4)农村金融发展水平(RDF):各省(市)金融机构涉农互联网贷款总额与农林牧渔服务业总营收的比值。(5)城镇化率

(Urban):城镇人口与总人口的比重。

表 2 农业新质生产力综合评价指标体系

目标层	准则层	一级指标	二级指标	衡量方式	属性
农业新质生产力	农业劳动者	劳动者素质	农业 R&D 人员	研究与试验发展(R&D)人员全时当量 × (农林牧渔业总产值/地区生产总值)	+
			农村人口平均受教育年限	(文盲人数×1+小学学历人数×6+初中学历人数×9+高中学历人数×12+大专及以上学历人数×16)/6 岁以上人口总数	+
			培训经费	地方财政教育支出×(农林牧渔业总产值/地区生产总值)/地方财政一般预算支出	+
	劳动者能力	绝对劳动生产率	农林牧渔业总产值/乡村人口	+	
		相对劳动生产率	第一产业增加值占比/第一产业就业人员占比	+	
	农业劳动资料	物质生产资料	农业机械化设备	农业机械总动力	+
			农业气象观测业务站点个数	农业气象观测业务站点个数	+
		无形生产资料	农村移动电话普及率	农村居民平均每百户年末移动电话拥有量	+
			农村互联网普及率	农村宽带接入用户	+
			电商发展水平	“淘宝村”数量/乡村行政村数量	+
	农业劳动对象	新质产业	农业现代化	国家现代农业示范项目(国家现代农业产业园区+国家农村产业融合发展示范园+农业产业化国家龙头企业数量)	+
			农业多元化	农林牧渔服务业总产值/农林牧渔业总产值	+
		生态环境	单位面积化肥使用量	农用化肥施用折纯量/农作物总播种面积	-
	单位面积农药使用量		农药使用量/农作物总播种面积	-	
			森林覆盖率	森林覆盖率	+

表 3 三产融合评价指标体系

目标层	一级指标	二级指标	衡量方式	属性
三产融合	农业产业链延伸	农产品加工业产值占比	农产品加工业主营业务收入/第一产业增加值	+
		第一产业增加值占 GDP 比例	第一产业增加值/国民生产总值	+
		农产品加工业机械化水平	农产品加工业机械化水平	+
	农业多功能发展	设施农业	设施农业面积/农作物播种面积	+
		休闲农业	休闲农业面积/农作物播种面积	+
		文创农业	文创农产品销售规模	+
	农业服务业融合	农村服务业产值占比	农林牧渔服务业占比	+
农村电子商务销售额占比		电子商务销售额度	+	

(三)模型设定

1. 基准回归模型

为考察农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响效应,本文构建以下模型进行解释:

$$Comrich_{it} = b_0 + b_1 Newp_{it} + b_2 X_{it}$$

$$+ w_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i$  表示各个省(市),  $t$  表示年份,  $Comrich$  表示农民农村共同富裕,  $newp$  表示农业新质生产力,  $X$  表示选取的控制变量,  $w_i$  表示个体固定效应,  $v_t$  表示时间固定效应,  $\epsilon_{it}$  表示残差项,  $b_0$  为截距项,

$b_1, b_2$  表示带估系数。

### 2. 中介效应模型

为深入探究三产融合的中介效应是否存在,在(1)式的基础上构建(2)式的回归模型,验证三产融合在农业新质生产力与农民农村共同富裕之间的传导机制,具体模型如下:

$$Scr_{it} = c_0 + c_1 Newp_{it} + c_2 X_{it} + \omega_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,中介变量三产融合以  $Scr_{it}$  表征,  $c_0, c_1, c_2$  均为待估系数,其余变量的含义与式(1)一致。

### 3. 门槛模型

长江经济带不同省(市)经济发展水平和财政支农力度存在一定的异质性,这可能导致农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响不一定仅为简单的线性关系。鉴于此,本文选用经济发展水平和财政支农水平作为门槛变量,通过各省(市)当年 GDP 的对数衡量经济发展水平、财政支农资金占财政支出的比值衡量财政支农水平,构建如下门槛模型:

$$Comrich_{it} = c_0 + c_1 Newp_{it} \cdot I(Mec \leq \gamma) + c_2 nwp \cdot I(Mec > \gamma) + \omega_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $Mec$  表示门槛变量,  $\gamma$  表示门槛值,其余变量含义与式(1)一致。

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归分析

基准回归的估计结果详见表 4,列(1)~(6)为逐步加入控制变量的回归结果。模型(1)为未加入控制变量的回归结果,农业新质生产力的回归系数值为 0.087,且通过 10%显著性水平检验。模型(6)为加入控制变量后的回归结果,农业新质生产力的回归系数数值为 0.133,且通过 1%显著性水平检验。从实证结果看出,农业新质生产力可以促进农民农村共同富裕的实现。伴随着控制变量的加入,农业新质生产力的系数始终为正并且显著水平在逐渐提高。综上所述,控制变量的加入与否不影响农业新质生产力对农民农村共同富裕的正向促进作用。由此,假设 H1 得到验证。探究原因,农业新质生产力的发展水平不断提高可以促使农业种植结构优化、产业结构改善、促进农产品的产业链延伸并改善农业生产条件,从而最终促进农民农村共同富裕。

### (二) 稳健性检验

通过实证结果可知农业新质生产力可以促进农民农村共同富裕的发展。为了进一步验证结论,本文采用缩尾处理、滞后解释变量和分位数回归三种方法进行稳健性检验,具体检验结果见表 5。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Newp</i>	0.087* (0.047)	0.152*** (0.039)	0.129*** (0.038)	0.129*** (0.038)	0.133*** (0.039)	0.133*** (0.039)
<i>Urban</i>	—	-1.058*** (0.134)	-1.196*** (0.139)	-1.153*** (0.143)	-1.155*** (0.143)	-1.156*** (0.155)
<i>GOV</i>	—	—	-0.007*** (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.006** (0.003)
<i>PST</i>	—	—	—	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Indstr</i>	—	—	—	—	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)
<i>RDF</i>	—	—	—	—	—	-1.231*** (0.158)
常数项	0.349*** (0.010)	0.974*** (0.079)	1.133*** (0.096)	1.027*** (0.128)	1.023*** (0.128)	1.025*** (0.135)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>N</i>	132.000	132.000	132.000	132.000	132.000	132.000
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.699	0.810	0.822	0.825	0.826	0.826

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数在 1%、5%、10% 概率水平下显著;括号中的数值为标准差。下同。

## 1. 缩尾处理

为确保实证结果不受样本极端值的影响,对数据进行 1% 水平下的双边缩尾处理,具体实证结果为列(1),在进行缩尾处理后回归结果依然稳健。

## 2. 替换核心被解释变量

考虑到农业新质生产力的发展对农民农村共同富裕的影响具有时滞性,所以使用农业新质生产力水平的滞后一阶作为新的解释变量,估计结果如列(2)所示,农业新质生产力依然对农民农村共同富裕具有正向显著影响。

## 3. 分位数回归

当数据存在尖峰或厚尾分布、异方差等情况时,最小二乘法估计不再具有优良性,而分位数回归能够捕捉分布的尾部特征,且更加全面地描述分布的特征。将农民农村共同富裕指标拆分为 25、50、75 分位数点,对不同分位数数据再进行回归,具体结果如表 5 中列(3)、(4)、(5)所示。在 25、50 和 75 分位水平下,农业新质生产力对农民农村共同富裕具有正向显著影响。综上所述,实证结果通过稳健性检验。

表 5 稳健性检验结果

变量	缩尾处理 (1)	滞后一阶 (2)	分位数回归		
			(3)	(4)	(5)
<i>Newp</i>	0.160*** (0.041)	0.205*** (0.044)	0.299*** (0.075)	0.057*** (0.049)	0.136*** (0.033)
<i>PST</i>	0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.001* (0.000)	0.002*** (0.001)
<i>GOV</i>	0.006** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.004* (0.002)	0.003* (0.002)	0.001 (0.005)
<i>Indstr</i>	0.007 (0.93)	0.003 (0.004)	0.006* (0.003)	0.001 (0.004)	-0.003 (0.003)
<i>RDF</i>	0.001 (0.141)	0.001 (0.000)	0.001 (0.142)	0.001 (0.112)	0.001 (0.125)
<i>Urban</i>	-1.156*** (0.140)	-1.170*** (0.149)	-0.190 (0.178)	-0.578*** (0.141)	-0.818*** (0.128)
常数项	1.022*** (0.125)	1.029*** (0.131)	0.572*** (0.114)	0.801*** (0.098)	0.840*** (0.091)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>N</i>	132.000	121.000	30.000	66.000	99.000
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.830	0.835	0.999	0.785	0.765

表 6 内生性检验结果

变量	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)
<i>Newp</i>	—	0.420*** (3.930)
工具变量	0.234*** (8.150)	—
常数项	0.986 (0.370)	1.028*** (6.57)
控制变量	已控制	已控制
省份固定	固定	固定
时间固定	固定	固定
样本量	132	132
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.8689	0.9124
弱工具变量检验	59.0254***	

## (三) 内生性检验

尽管本文在双向固定效应模型中加入了五个控制变量进行基准回归,在一定程度上缓解了模型产生的内生性问题,但由于各变量指标可能存在测量误差以及模型可能存在遗漏变量,农业新质生产力与农民农村共同富裕可能由于反向因果关系而存在内生性问题。农业新质生产力与农民农村共同富裕

的反向因果关系是指:农业新质生产力可以通过提高生产效率、创造新业态等途径增加农民收入实现共同富裕,由此农民可能会有更多的资本尝试新技术,从而加速农业新质生产力的发展和应用。本文借鉴肖土盛等(2022)的研究<sup>[30]</sup>,采用农业新质生产力发展水平的滞后一阶作为工具变量进行 2sls 检验,检验结果如表 7 中列(1)和列(2)所示。其中,第一阶段的估计结果显示,工具变量对农民农村共同富裕的影响显著为正;第二阶段的估计结果表明,农业新质生产力发展水平的回归系数为 0.420,并且在 1% 的水平上显著。检验结果表明,在考虑可能存在的内生性问题后,农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响的基准回归结果仍稳健可靠。

## 五、进一步研究

## (一) 异质性分析

## 1. 区域异质性

前文的回归分析均是基于长江经济带整体层面进行的,但不同地区发展存在客观差异,因此本文进

一步将研究样本划分为上、中、下游地区再次进行回归,具体划分依据参考长江经济带发展领导小组办公室的划分方法:上游包含重庆、四川、贵州和云南;中游包含江西、湖北和湖南;下游包含上海、江苏、浙江和安徽。具体实证结果如表8所示。其中,上游省份的农业新质生产力回归系数为0.1745,通过10%的显著性水平检验;中游和下游的农业新质生产力回归系数分别为0.2774和0.3621,并均通过1%的显著性水平检验。由此可知,农业新质生产力在上、中、下游地区均对农民农村共同富裕具有显著的促进作用,且下游地区促进效应最大,上游地区效应最小。可能存在以下原因:农业新质生产力是以

科技创新为核心驱动力的新型生产力形态,长江经济带下游地区经济基础和区位优势优于上游、中游地区,且具有信息基础设施以及创新环境等先发优势,农业新质生产力的红利效应在下游地区更能发挥作用,从而提升农民农村共同富裕。中游地区虽然起步晚于下游地区,但由于基础设施和资源较好,也能较好地促进农民农村共同富裕;而上游地区因基础设施薄弱、地理资源以及观念较为落后,农业新质生产力的应用程度相对较低,导致农业新质生产力对农民农村共同富裕的促进作用不如下游、中游明显,需要进一步加大政策支持力度,缩小与其它地区之间的差距。

表7 长江经济带中下游异质性

变量	上游 (1)	中游 (2)	下游 (3)
<i>Newp</i>	0.1745 * (0.34)	0.2774 *** (3.43)	0.3621 *** (5.65)
常数项	4.2976 *** (3.16)	0.3010 *** (15.81)	1.1766 *** (4.27)
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
N	48	36	48
R <sup>2</sup>	0.9290	0.7605	0.9476

## 2. 农业劳动生产率异质性

根据我国粮食生产地区劳动生产率的高低,将研究样本划分为高农业劳动生产率地区和低农业劳动生产率地区。划分方法参考王中伟等(2023)的研究<sup>[31]</sup>,以农业劳动生产率中位数为标准,将11个省(市)划分为低农业劳动生产率地区和高农业劳动生产率地区。具体的回归结果如表8所示。其中,高农业劳动生产率地区农业新质生产力的回归系数为0.1238,并通过1%的显著性水平检验;低农业劳动生产率地区的回归系数为0.0572,通过10%的显著性水平检验。无论是高生产率地区还是低生产率地区,农业新质生产力均对农民农村共同富裕有着正向促进作用,但在促进强度方面有着明显不同。通过对比发现,相较于低劳动生产率地区,农业新质生产力在高劳动生产率地区对农民农村共同富裕的正向影响更为明显,这与基础设施、人力资本以及市场化条件有一定关联,高劳动生产率地区通常已具备较好的灌溉系统和冷链物流,农民受教育水平也更高,并且有着更加出色的电商平台和供应链网络。这些资源与新质生产力形成互补,为新质生产力的应用提供了更便利的条件,提升了农业生产效率,从

而能够快速将技术创新转化为实际生产力,进而促进农民农村共同富裕。

表8 农业劳动生产率异质性

变量	低生产率地区 (1)	高生产率地区 (2)
<i>Newp</i>	0.0572 * (1.79)	0.1238 ** (2.51)
常数项	0.7576 (1.33)	1.22 (1.42)
控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
N	56	76
R <sup>2</sup>	0.8917	0.8731

## (二) 中介效应

本文参考江艇(2022)的研究<sup>[32]</sup>,使用两步法探究三产融合发展的中介效应。具体实证结果如表9。列(2)中农业新质生产力对三产融合发展的影响系数为0.2387,通过1%的显著性水平检验。三产融合能够显著促进农民收入增长,且这种促进作用主要通过促进农户家庭的经营性、工资性和转移性收入的增长实现<sup>[33]</sup>,刘岱宁(2024)<sup>[34]</sup>通过实证证明

三产融合发展对农民农村共同富裕有着明显的正向影响,结合(1)、(2)实证结果以及相关学者研究,可以确定三产融合发展在农业新质生产力对共同富裕的影响机制中存在部分中介关系。由此,前文假设 H2 得到验证。可能的原因在于,农业新质生产力依托于科技的赋能,可以提高农业生产效率、延伸农产品产业链条以及提高产品附加值,从而补全产业链间隔并促进要素跨界集约化配置,促进农村一二三产业融合发展,最终为实现农民农村共同富裕注入新动能。

表 9 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)
	共同富裕	三产融合
$Nw\mu$	0.1333*** (0.039)	0.2387*** (6.99)
常数项	1.025*** (0.135)	-0.9986 (-0.49)
控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
N	132	132
$R^2$	0.8616	0.9266

### (三) 门槛效应

依次将经济发展水平和财政支农水平设置为门槛变量,使用 bootstrap 重复抽样 300 次,表 10 所示为门槛检验结果。通过表 10 的数据可知:经济发展

水平、财政支农水平和农业新质生产力发展水平均存在显著的单门槛效应,其中经济发展水平的门槛值为 8.8085,财政支农的门槛值为 13.6160。

当门槛变量为经济发展水平时,如表 11 列(1)所示,通过单一门槛检验,门槛值为 8.8085。经济发展水平小于 8.8085 时,农业新质生产力的系数为 -0.7501,通过 1% 显著性水平;经济发展水平大于 8.8085 时,农业新质生产力的系数为 0.5675,通过 1% 显著性水平。这说明在经济发展水平在门槛值以前,往往伴随着较低的产业集群与市场化程度,此时农业新质生产力的发展受到诸多限制,难以促进农民农村共同富裕。而当经济发展水平不断提高并越过门槛值时,农业新质生产力对农民农村共同富裕会产生显著的促进作用。当门槛变量为财政支农时,如表 11 列(2)所示,通过单一门槛检验,门槛值为 13.6160。财政支农水平小于 13.6160 时,农业新质生产力的系数为 -0.3407,仅通过 10% 显著性水平;财政支农水平大于 13.6160 时,农业新质生产力的系数为由负数提升为 0.4144,通过了 1% 显著性水平。可见,当财政支农水平跨越门槛值以后,财政资金可以更多流入与农业新质生产力相适配的基础设施建造、技术推广和人力投入,农业新质生产力从而能够明显促进农民农村共同富裕的发展。

表 10 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛数	门槛值	F 值	95% 置信区间		BS 次数
				下限	上限	
ECO	单门槛	8.8085	14.35***	8.7998	9.3262	300
GOV	单门槛	13.6160	19.78*	13.6115	13.6255	300

表 11 门槛效应估计结果

变量	经济发展水平	财政支农
	(1)	(2)
$Nw\mu \cdot I(ECO \leq 8.8085)$	-0.7501*** (-8.11)	-
$Nw\mu \cdot I(ECO > 8.8085)$	0.5675*** (2.49)	-
$Nw\mu \cdot I(GOV \leq 13.6160)$	-	-0.3407* (1.45)
$Nw\mu \cdot I(GOV > 13.6160)$	-	0.4144*** (5.15)
常数项	-0.9486*** (-3.06)	2.0568 (1.05)
控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
N	132	132

综上所述,当经济发展水平和财政支农在跨过一定门槛值后,农业新质生产力将会对农民农村共同富裕产生正向促进作用;由此,前文假设 H3 得到验证。

## 六、研究结论及政策建议

### (一) 研究结论

本文选取 2012~2023 年长江经济带 11 个省(市)的面板数据,实证分析农业新质生产力对农民农村共同富裕间的影响效应与作用机制。研究结果显示:(1)农业新质生产力发展可有效推动农民农村共同富裕,并且对下游地区以及高劳动生产率地区农民农村共同富裕的推动作用更显著;(2)三产融合

在农业新质生产力与农民农村共同富裕之间发挥正向中介作用；(3)农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响存在门槛效应，主要表现在农业新质生产力、经济发展水平和财政支农水平这三个维度。

## (二)政策建议

第一，进一步推进农业科技创新，加快发展农业新质生产力。坚持把发展农业领域科技创新放在核心突出地位，集中力量攻克农业领域关键核心技术。政府部门应强化对农业科技研发的支持力度，通过设立专项基金、提供财政补贴和金融支持等多元化方式，提升农业科技创新水平，并重点支持具有引领性的农业科技项目。为有效提升农业科技创新能力与成果转化效率，需着力优化农业生产力核心三要素。一方面，构建产学研深度融合的创新体系，加速农业科技成果转化应用。推动科研院所、高校与农业企业深度合作，充分发挥高等院校和科研院所对农业现代化的支撑作用。鼓励高校与科研院所优化涉农学科设置，开设符合现代农业发展需求的课程，培养高素质农业科技人才；另一方面，积极应用大数据、物联网、云计算等数字技术，发展智能农业装备，建设新型农业基础设施和智能化管理系统，推动传统农业生产资料的数字化、智能化改造升级，持续提高农业生产效率<sup>[35]</sup>。最后，通过政策引导、信息服务等途径，积极探索和推广新型高效的农业生产模式与技术，不断丰富和优化农业产出类型，推动农业生产向绿色化、优质化、高附加值方向转型，实现农业的可持续高质量发展。

第二，因地制宜，探索差异化的农业新质生产力发展路径。本文异质性分析表明，农业新质生产力对农村农民共同富裕的促进作用在长江经济带下游地区及高劳动生产率地区的效果更加显著。因此，各地区应结合自身资源禀赋和发展阶段，选择具有地方特色的发展路径。对于具备较强的技术吸收转化能力的下游地区和高劳动生产率地区，应进一步发挥其在推动农业新质生产力发展上的优势，强化对农民增收和农村发展的促进作用。同时，应承担起技术引领与区域辐射带动的责任，建立跨区域技术协作与帮扶机制，通过技术共享、人才交流、经验推广等多种形式，助力缩小区域间生产率差距，放大技术溢出效应。上游地区和低劳动生产率地区往往面临着农田碎片化、机械化率低、人才资本短缺和内生动力不足等问题，需要更多的外部支持以激发内生发展动能。地区政府应重点提升区域内的基础设施水平，并通过引进人才、龙头企业等措施整合当地

农业产业链，提升当地的发展基础与发展能力，从而更好地承接和利用农业科技创新。

第三，加快推进三产融合，促进共同富裕。中介效应表明，三产融合在农业新质生产力促进农民农村共同富裕过程中呈现显著中介作用。因此，一方面政府部门应该激励各地区开发农业的多种功能，培育农业新产业、新业态、新模式，重点推进农产品加工、特色农业、农村电商等产业发展，加快三产融合进程。从而不仅能够提升农产品附加值，还能带动就业，促进农民增收；另一方面，应发挥资本市场优化配置资源的优势，激发更多社会资本和金融资本投入农业相关产业，帮助农民在三产融合过程中获得充足的资金支持，带动农业生产各环节转型升级，扎实推进共同富裕。

第四，加大财政支持力度，夯实新质生产力发展基石。农业新质生产力对农民农村共同富裕的影响存在不同经济发展水平以及不同财政支农力度下的门槛效应。这意味着，其积极效应的充分释放不仅需要持续的财政精准投入，更离不开区域经济基础的支撑与提升。一方面，地方政府需加大并优化财政支农力度，并提升财政支持的精准性与效能。从农业补贴农业信贷和保险等方面拓展财政支农的途径，以加强农业技术创新和智能化发展的资金保障，推动农业新质生产力在农村地区更好地应用。其次，重点强化数字基础设施、数据平台等公共品供给，通过财政补贴、税收优惠等激励措施，引导社会资本投向智慧农业装备应用和技能培训。从而加速农业新质生产力的渗透与扩散，尽快突破发展瓶颈，释放其对共同富裕的强劲动能；另一方面，须着力优化营商环境、激发市场活力，系统性夯实经济发展根基，提升区域对新质生产力的吸纳能力。最终，形成财政有效投入与区域经济水平提升相互促进的正向循环，方能最大化农业新质生产力对共同富裕的驱动潜能。

## 参考文献：

- [1]王琴,李敬,刘洋.农村产业融合对县域共同富裕的影响[J].统计与决策,2023(19).
- [2]韩文龙,唐湘.加快构建与新质生产力相适应的新型生产关系[J].前线,2024(9).
- [3]王宇,方先明.金融发展如何影响长江经济带共同富裕——基于地级市面板数据的分析[J].山西财经大学学报,2024(11).
- [4]刘培林,钱滔,黄先海,等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021(8).
- [5]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).
- [6] 贾云赞. 数字普惠金融、财政补贴与农民农村共同富裕[J]. 统计与决策, 2024(15).
- [7] 李宁, 李增元. 新型集体经济赋能农民农村共同富裕的机理与路径[J]. 经济学家, 2022(10).
- [8] 刘薇. 县域新型城镇化赋能农民农村共同富裕: 影响效应与作用机制[J]. 统计与决策, 2024(21).
- [9] 李红娟. 创新要素配置、产业结构升级与农民农村共同富裕[J]. 技术经济与管理研究, 2024(3).
- [10] 杨秋菊, 王文福. 数字普惠金融、新质生产力与城乡共同富裕[J]. 中国流通经济, 2024(6).
- [11] 韩建雨, 许冉. 新质生产力对共同富裕的影响效应与作用机制[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2024(6).
- [12] 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).
- [13] 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).
- [14] 燕连福, 牛刚刚. 新质生产力赋能共同富裕的内在逻辑与推进路径[J]. 马克思主义理论学科研究, 2024(2).
- [15] 陈斌开, 马宁宁, 王丹利. 土地流转、农业生产率与农民收入[J]. 世界经济, 2020(10).
- [16] 崔凡, 朱新武. 数字农业新质生产力、农村劳动力转移与城乡收入差距[J]. 统计与决策, 2025(5).
- [17] 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).
- [18] 罗必良, 耿鹏鹏. 农业新质生产力: 理论脉络、基本内核与提升路径[J]. 农业经济问题, 2024(4).
- [19] 王建华, 周瑾, 任敏慧. 农业生产者绿色生产要素投入行为的收入效应[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2024(1).
- [20] 高祥晓, 王永强, 卢秀茹. 数字金融创新对农民农村共同富裕的影响[J]. 统计与决策, 2024(20).
- [21] 陈俊营, 崔文杰, 方俊智. 农业新质生产力与农村产业融合: 作用机制与实证检验[J]. 金融与经济, 2024(12).
- [22] 张慧, 易金彪, 徐建新. 数字经济对区域创新效率的空间溢出效应研究——基于要素市场化配置视角[J]. 证券市场导报, 2022(7).
- [23] 胡皓然, 韦洪发. 乡村振兴助力共同富裕的现实审视与政策创新[J]. 农村经济, 2022(8).
- [24] 涂圣伟. 产业融合促进农民共同富裕: 作用机理与政策选择[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022(1).
- [25] 徐鹏杰. 新型农村集体经济、产业融合发展与农民农村共同富裕[J]. 财经科学, 2023(12).
- [26] 郭玲, 迟舒桐. 财政支农、乡村产业发展与乡村减贫[J]. 南开经济研究, 2023(5).
- [27] 张影. 数字新质生产力、农业产业链延伸与共同富裕[J]. 统计与决策, 2024(9).
- [28] 万君, 张琦, 鲁煜晨. 绿色技术创新促进农业新质生产力形成的机制研究[J]. 中央民族大学学报(哲学社会科学版), 2025(1).
- [29] 王丽纳, 李玉山. 农村一二三产业融合发展对农民收入的影响及其区域异质性分析[J]. 改革, 2019(12).
- [30] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022(12).
- [31] 王中伟, 焦方义. 数字乡村建设赋能农民农村共同富裕的实证检验[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2023(3).
- [32] 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).
- [33] 王刚毅, 柏凌雪. 中国农村三产融合对农民收入的影响研究——基于中介效应视角[J]. 农业经济与管理, 2023(4).
- [34] 刘岱宁. 数字经济、三产融合与农民农村共同富裕[J]. 统计与决策, 2024(18).
- [35] 赵宏, 马银隆. 农业新质生产力、新型农业经营主体与乡村产业融合[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2025(1).

责任编辑 刘玉成 E-mail: 770533213@qq.com