

农业新质生产力推动实现共同富裕的效应分析

郭俊霞, 张 玲*

河北农业大学经济管理学院, 河北 保定

收稿日期: 2026年1月27日; 录用日期: 2026年3月20日; 发布日期: 2026年4月1日

摘 要

文章基于我国31个省(自治区、直辖市)2014~2023年的面板数据,运用双向固定效应模型、中介效应模型和门槛效应模型实证检验农业新质生产力对共同富裕的影响。研究表明:农业新质生产力能够推动实现共同富裕,且该结论在进行一系列稳健性检验后依然成立。中介效应检验证实,农业全要素生产率在农业新质生产力与共同富裕间发挥了中介作用;异质性分析显示,农业新质生产力对共同富裕的促进效果因地理分区和城镇化水平存在差异,在中西部地区及城镇化水平低的地区更加明显;该影响存在基于互联网普及率的门槛效应,且呈现双重门槛特征,随着互联网普及率升高,农业新质生产力对共同富裕的影响呈现边际报酬递增的趋势。基于研究结果,以各个结论的关键部分为出发点提出建议,助益加快实现共同富裕。

关键词

农业新质生产力, 共同富裕, 农业全要素生产率

Analysis of the Effect of New Agricultural Productive Forces in Promoting the Realization of Common Prosperity

Junxia Guo, Ling Zhang*

School of Economics and Management, Hebei Agricultural University, Baoding Hebei

Received: January 27, 2026; accepted: March 20, 2026; published: April 1, 2026

Abstract

Based on the panel data of 31 provinces (autonomous regions and municipalities directly under the

*通讯作者。

文章引用: 郭俊霞, 张玲. 农业新质生产力推动实现共同富裕的效应分析[J]. 国际会计前沿, 2026, 15(2): 279-293.
DOI: 10.12677/fia.2026.152031

Central Government) in China from 2014 to 2023, this paper empirically tests the influence of new agricultural quality productivity on common prosperity by using a two-way fixed effect model, intermediary effect model, and threshold effect model. The results show that the new agricultural quality productivity can promote the realization of common prosperity, and this conclusion still holds after a series of robustness tests. The test of intermediary effect confirms that agricultural total factor productivity plays an intermediary role between agricultural new quality productivity and common prosperity; Heterogeneity analysis reveals that the promotion effect of agricultural new quality productivity on common prosperity is different due to geographical division and urbanization level, especially in the central and western regions and areas with low urbanization level. The influence of agricultural new quality productivity on common prosperity has a threshold of Internet penetration rate, and there is a double threshold effect. With the increase in Internet penetration rate, the influence of agricultural new quality productivity on common prosperity presents the characteristics of marginal return increasing. Based on the research results, this paper puts forward some targeted suggestions from the key parts of each conclusion, which are helpful to accelerate the realization of common prosperity.

Keywords

Agricultural New Quality Productivity, Common Prosperity, Agricultural Total Factor Productivity

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2025 年, 中央一号文件首次提出“农业新质生产力”、“县域富民产业”等创新概念, 释放出深化农村改革、加速城乡融合发展的强烈信号。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。从字面来看, 共同富裕包括两个方面, 一是共同, 二是富裕。共同指的是公平性, 即我国各地区、各民族、城乡居民都能过上好日子, 各群体之间差距降至可接受范围内。富裕则是指效果, 其要求我国全体人民的生活水平都达到一定的标准, 大家都拥有高质量生活和一定的财富与资产, 国家整体收入水平较高。我国人口基数大, 区域差异明显, 尽管近些年经济快速发展, 但我国基本国情没有改变, 怎样在做大“蛋糕”的同时分好“蛋糕”, 仍是亟需解决的问题。

在共同富裕成为中国现代化发展核心目标的背景下, 农业新质生产力作为技术驱动型生产要素的革新力量, 正成为破解城乡发展不平衡、推动农村经济高质量发展的重要突破口[1]。传统农业受限于资源约束、效率瓶颈和产业链低端锁定, 难以满足农民增收与城乡协同发展的需求。而新质生产力依托生物育种、智能农机、数字平台等技术集群, 通过全产业链增值和城乡融合机制, 为共同富裕提供底层逻辑支撑。对这一议题的深入探讨, 不仅为乡村振兴战略提供理论支撑, 更为全球发展中国家破解农业现代化与包容性增长难题贡献中国经验。

2. 文献回顾

2.1. 农业新质生产力相关研究

关于新质生产力的内涵, 学者们的看法大同小异, 认为新质生产力的本质是先进生产力, 创新占主导地位, 摆脱传统经济增长方式和生产力发展路径, 更加强调高科技、高效能和高质量, 核心标志是全

要素生产率大幅度提升。王殿安等人认为农业新质生产力具有新理念、新要素、新技术、新业态、新动能、新质效等特点[2]。顾笑雪指出,以新质生产力引领我国农业发展,需要重视科技创新、绿色转型及现代农业这三个关键问题,重点关注种源技术、耕地保护、绿色能源及农业机械等几个领域[3]。

对于农业新质生产力发展受到的阻碍,高鸣等总结出我国农业新质生产力发展仍面临宏观上政策环境与创新要求不匹配、中观上农业产业技术创新和应用存在瓶颈、微观上生产要素质量不高等难题[4]。郭晓鸣提出我国农业新质生产力发展受到历史矛盾和现实因素的复合影响,面临农业研发推广困难、以小农为主的经营方式有效需求不足以及基础生产条件支撑力不够等阻滞[5]。

还有学者就发展农业新质生产力的路径进行分析。吴振磊等指出,农业新质生产力由科技创新、人才支撑和制度变革共同推动形成,由于农业科技创新在研发能力、渗透能力、应用能力等方面存在短板,因此亟需构建“供给能力-供给质量-供给模式”三位一体的农业科技创新供给体系[6]。刘玮明从农业生产率三要素方面揭示了束缚农业新质生产力发展的关键问题,提出了以科技创新培育农业新质生产力的实施路径[7]。

2.2. 共同富裕相关研究

对于共同富裕的内涵,大量学者提出了不同见解。刘培林等指出,共同富裕的实质是在中国特色社会主义制度保障下,全体人民共创日益发达、领先世界的生产力水平,共享日益幸福而美好的生活[8]。李海舰等人将共同富裕总结为全民富裕、全面富裕、渐近富裕、共建富裕[9]。张占斌指出共同富裕具有非同步性、非同等性、非剥夺性、非享受性的特征[10]。杨文圣认为共同富裕的本质内涵是共有、共建、共享,三者是一个相互联系、相互支撑、不可分割的有机统一体,缺乏任何一方都将造成共同富裕的性质改变和实践障碍[11]。

对于共同富裕的影响因素,大量学者从不同角度对其及作用机制进行了分析。蒋永穆等人提出数字经济可以通过提升社会生产效率、拓宽发展渠道、加速产业绿色转型、优化市场运行机制、丰富个体社会生活促进共同富裕[12]。李宁认为城乡融合发展是扎实推进共同富裕的现实路径,其包含的空间融合、资源融合与制度融合能够以空间重构、资源重整与制度重建激活城乡社会的内在驱动力[13]。

部分学者对如何推进共同富裕实现提出了不同逻辑看法。唐任伍等人认为在社会主义市场经济体制下扎实推进共同富裕,需要有效市场、有为政府和有爱社会共同驱动[14]。赵培等人提出可以依托产业振兴提高农业农村发展质量,推动城乡产业融合,实现共建共享共富发展[15]。

2.3. 农业新质生产力与共同富裕关系相关研究

在农业新质生产力赋能共同富裕的作用机制方面,既有从提升经济增长质量与效率、推动高质量充分就业、缩小城乡区域发展差距等维度展开的分析,也有针对劳动力市场化配置、产业协同集聚、绿色创新等方面的实证探究。徐政等人指出新质生产力通过经济赋能、就业筑基、区域联动、精神铸魂和环境保障,扎实推进共同富裕[16]。王玉玫等人研究发现新质生产力可以通过推动劳动力市场化配置促进城乡共同富裕[17]。

3. 理论分析与研究假设

3.1. 农业新质生产力对共同富裕的影响机理分析

农业新质生产力对共同富裕的影响是多方面的,具体有以下几点:

1) 转变农业生产方式,促进农业高质高效。我国耕地面积有限,但人口众多,这两者之间的不匹配限制着农业的发展。我国是农业大国,但不是农业强国,传统农业发展属于资源要素粗放型投放,效率

低且存在污染, 且收益也不高。发展农业新质生产力, 为我国实现共同富裕奠定坚实的物质基础势在必行。

2) 农业新质生产力大发展会通过农业劳动力转移影响共同富裕。农业新质生产力所运用的新技术往往会减少人力资本的投入, 闲置出来的劳动力会更多地涌向城镇, 这样会使城镇发展建设步伐加快, 会有更多就业机会, 更多农民可以通过进城务工获得可观的收入并有可能留在城镇, 这样会使城镇化率有所提升, 助力实现共同富裕。对于留在农村的那部分人来说, 他们往往可以掌握更多的土地等生产要素, 成为农业生产大户, 他们的生产技术会更加现代化, 大规模种植也可以降低单位生产成本并提高总收益, 加速农村发展。

3) 农业新质生产力将大幅提升农业生产效率。在耕种面积和耕种时间不变的前提下, 农产品产量会有所提升, 直接增加农民的经济收入。农民收入水平提高不仅能改善农民生活水平, 其购买力增强也将进一步推动农民经济发展, 缩小城乡差距, 推动实现共同富裕。农业新质生产力为农业生产带来新技术, 农民若想适应新的生产方式和管理模式, 需不断学习新技术、新方法, 掌握新的知识和技能。在此过程中, 其技能素质、创新意识与创业能力均得到提升, 进而能够胜任更高技术含量和附加值的工作, 增强就业能力与市场竞争力, 从而带动工资水平提高。这种途径使劳动者更有可能依靠自身知识和素质创造更多财富, 进一步实现共同富裕。

农业新质生产力的发展也可以为政府带来更多的税收收入, 政府可以利用这些收入为农民提供更好的社会保障和社会服务, 提高弱势群体生活水平, 促进城乡基本公共服务均等化。综合上述分析, 提出假设 1:

H1: 农业新质生产力能够推动实现共同富裕。

3.2. 农业全要素生产率的中介作用

农业新质生产力突破了传统农业生产的效率瓶颈, 从技术提升、要素升级和模式革新三方面提升了农业全要素生产率。首先, 在技术方面, 绿色技术的提升改变了传统投入高、污染大的生产模式, 实现了在提高产出的同时降低环境成本, 为农业全要素生产率的可持续增长提供支撑。生产和管理技术进步可直接提高单位要素的产出效率, 减少资源错配带来的效率损失, 强化了技术进步对全要素生产率的推动作用。其次, 在农业生产要素方面, 劳动力、资本和土地是农业发展中极为关键的三个要素, 农业新质生产力能够解决传统农业的劳动力冗余、资本不足和要素错配问题。同时, 农业新质生产力还打破传统小农经济发展模式, 催生了农业与文旅、电商融合发展的多元功能模式及种养一体化的循环模式等, 实现了农业全要素生产率全面提升。

农业全要素生产率提高最直接的效果是农民收入的提高, 直接增加农民的经营性收入与工资性收入, 为共同富裕奠定物质基础。同时, 农业全要素生产率提升能够缩小城乡差距与农村内部差距, 农业生产技术向小农户普及避免了大企业垄断技术导致的差距扩大, 释放的劳动力向城镇转移使得城镇工资性收入流向农村, 城镇资本、技术向农村流动缩小了城乡要素配置差距, 都能够显著降低城镇与农村的差距。农业全要素生产率提升带动的农业产业链延伸也使得小农户可以分得更多产业链增值收益, 避免分配失衡, 使得分配公平性得到了显著提升。因此, 提出假设 2:

H2: 农业新质生产力可以通过促进农业全要素生产率提升来推进共同富裕。

3.3. 互联网普及率的门槛作用

互联网是农业新质生产力落地渗透的基础条件, 其普及程度直接决定农业新质生产力的赋能效率、辐射范围与价值转化能力。农业新质生产力以科技创新作为核心驱动力, 而互联网是科技创新技术向农

业农村普及的重要载体，加速农业技术要素落地。农业新质生产力对共同富裕的促进通过三产融合延伸农业价值链，而互联网是各级产业链的粘合剂，可以达到深度融合三产的效果。当互联网普及率达到特定阈值时，农业新质生产力的技术赋能、价值链延伸、公平分配、持续增收效应才能充分释放，其对共同富裕的促进作用才会呈现质的跃升。因此提出假设 3：

H3：在互联网普及率的不同水平下，农业新质生产力对共同富裕的影响具有非线性特征。

4. 研究设计

4.1. 样本选择与数据来源

本文选取 2014~2023 年我国 31 个省(自治区、直辖市)的面板数据为样本。相关数据来源于中国统计年鉴、中国农村统计年鉴、中国农业年鉴、中国环境统计年鉴等。个别缺失数据，采用插值法进行补齐。

4.2. 变量选取与定义

4.2.1. 被解释变量

本研究被解释变量是共同富裕水平(CP)。根据前文对共同富裕的概述，参考相关共同富裕指标构建文献[18]-[20]，从富裕度、共同度、可持续性三个层面构建共同富裕指标体系(见表 1)，并采用熵权法对各指标进行赋值，得到各省份的共同富裕水平。

Table 1. Common prosperity indicator system
表 1. 共同富裕指标体系

一级指标	二级指标	计量方式	属性
富裕度	收入消费	居民人均可支配收入(元/人)	+
		居民人均消费支出(元/人)	+
		农村居民恩格尔系数	-
		城镇居民恩格尔系数	-
	经济发展水平	人均地区生产总值	+
共同度	城乡支出差距	城乡居民人均消费支出比值	-
	城乡收入差距	城乡居民可支配收入比值	-
	城镇化程度	常住人口城镇化率(%)	+
	教育文化	人均拥有公共图书馆藏量	+
		平均受教育年限	+
	医疗健康	医疗卫生机构床位数	+
		每万人拥有卫生技术人员数	+
		地方财政一般公共服务支出/GDP	+
	公共服务	每万人拥有公共交通工具	+
		每万人拥有公共厕所	+
		地方财政社会保障和就业支出/GDP	+
	社会保障	城乡居民社会养老保险参保人数	+
		城镇登记失业率	-
	信息化水平	互联网宽带接入用户	+
	工资水平	城镇单位就业人员平均工资	+

续表

可持续性	财政支农	涉农支出金额(亿元)	+
	科技创新	每万人专利授权数	+
		研究与试验发展(R&D)经费投入强度	+
	生态环境	森林覆盖率	+
		人均公园绿地面积	+
	发展质量	经营单位所在地进出口总额/GDP	+
		第三产业增加值/GDP	+

4.2.2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是农业新质生产力(NQP)。基于对农业新质生产力理论内涵的分析,参考朱迪、汪小芳、王珏等人对新质生产力水平测度与指标构建的研究[21]-[23],从农业劳动者、农业劳动对象和农业劳动资料三个层面选取指标构建农业新质生产力评价指标体系(见表 2)。

Table 2. Agricultural new productivity indicator system
表 2. 农业新质生产力指标体系

准基层	指标	计量方式	属性
农业劳动者	受教育程度	农村劳动力人均受教育年限	+
	农村成人技术培训比例	农村成人文化技术培训学校结业生数量/乡村人口数量	+
	农村居民人均收入	农村居民人均可支配收入	+
	农村劳动力流动情况	外出务工劳动力/乡村从业人口	-
农业劳动对象	绿色环保	森林覆盖率	+
		环境保护财政支出/政府公共财政支出	+
	污染治理	农业 COD 污染排放占比/第一产业产值占比	-
		农业氨氮排放占比/第一产业产值占比	-
	第一产业情况	第一产业增加值	+
农业劳动资料	传统基础设施	农村公路里程数/乡村人口	+
	数字基础设施	农村宽带接入用户/乡村户数	+
		每平方米光缆线路长度	+
	能源消耗	农村人均用电量	+
	科技创新	农业科技从业人员数	+
		农业科技投入	+
	数字化水平	农村数字普惠金融投资指数	+
		农村数字普惠金融移动支付指数	+

4.2.3. 中介变量

本文的中介变量是农业全要素生产率,参考张熠等人[24]和刘秉镰、李清彬[25]对全要素生产率的衡量方式,使用 DEA-Malmquist 模型计算出农业全要素生产率(TFP)。

4.2.4. 控制变量

为抑制其他因素对共同富裕的影响，本文选取财政支农、人口密度、社会消费水平、人力资本水平、税负水平和种植结构作为控制变量。衡量方式见表 3。

Table 3. Variable selection and definition
表 3. 变量选取与定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量阐释
被解释变量	共同富裕	CP	熵权法赋值得到
解释变量	农业新质生产力	NQP	熵权法赋值得到
中介变量	农业全要素生产率	TFP	DEA-Malmquist 指数法计算得到
控制变量	财政支农	FSA	农林水财政支出/财政支出
	人口密度	MPD	地区总人口/地区行政区划面积
	社会消费水平	SC	社会消费品零售总额/地区生产总值
	人力资本水平	HCI	高等学校在校生人数/总人口
	税负水平	TAX	税收收入/地区生产总值
	种植结构	PS	粮食播种面积/农作物播种总面积

4.3. 模型构建

为探究农业新质生产力与共同富裕的关系，本文构建如下基准模型：

$$\begin{aligned} CP_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 NQP_{i,t} + \alpha_2 FSA_{i,t} + \alpha_3 MPD_{i,t} + \alpha_4 SC_{i,t} \\ & + \alpha_5 HCI_{i,t} + \alpha_6 TAX_{i,t} + \alpha_7 PS_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{1}$$

其中，下标 i 表示省份、 t 表示年份，CP 为被解释变量共同富裕，NQP 为解释变量农业新质生产力，其余变量为控制变量。 α_0 表示回归的截距项， α_1 至 α_7 为解释变量和控制变量的回归系数， μ_i 为省份固定效应， δ_t 为时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

考虑到传统三步法中介效应模型的缺陷，本文参考江艇[26]对中介效应检验的建议，采用两步法代替估计间接效应大小检验其显著性的方法，仅进行农业新质生产力对农业全要素生产率的回归，对于中介变量对共同富裕的影响，拟采用文献佐证和理论阐述加以论证。建立模型如下：

$$\begin{aligned} TFP_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 NQP_{i,t} + \beta_2 FSA_{i,t} + \beta_3 MPD_{i,t} + \beta_4 SC_{i,t} \\ & + \beta_5 HCI_{i,t} + \beta_6 TAX_{i,t} + \beta_7 PS_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{2}$$

为验证互联网普及程度不同会导致农业新质生产力对共同富裕影响呈现非线性特征，以互联网普及率(IPR)为门槛变量，建立如下门槛回归模型：

$$\begin{aligned} CP_{i,t} = & \epsilon_0 + \epsilon_1 NQP_{i,t} I(IPR \leq \zeta_1) + \epsilon_2 NQP_{i,t} I(\zeta_1 < IPR \leq \zeta_2) + \cdots + \epsilon_{n+1} NQP_{i,t} I(IPR > \zeta_n) \\ & + \epsilon_{n+2} FSA_{i,t} + \epsilon_{n+3} MPD_{i,t} + \epsilon_{n+4} SC_{i,t} + \epsilon_{n+5} HCI_{i,t} + \epsilon_{n+6} TAX_{i,t} + \epsilon_{n+7} PS_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

其中， $I(\cdot)$ 为指示函数，当括号内表达式为真值时，此函数值为 1，否则为 0。IPR 为门槛变量互联网普及率， ζ 为其门槛值。其他变量含义同式(1)。

5. 实证结果与分析

5.1. 描述性统计

表 4 呈现了实证模型主要变量的数据统计量，被解释变量 CP 的均值为 0.248，大于中位数 0.230，表

明共同富裕分布呈现右偏性特征,我国 31 个省份(自治区、直辖市)共同富裕状况较好,但是最大值和最小值之间相差较多,说明我国不同地区共同富裕水平区域差异比较明显,具有波动性特征。NQP 平均值为 0.2092,标准差为 0.0939,总体表现稳定,但个体间差异较大,说明一部分省份十分关注并且积极提升本省农业新质生产力发展水平,但是某些省份生产力发展水平较低,有待提升。

控制变量中,财政支农平均数与中位数接近,表明我国财政支农政策具有稳定性;离散度低,则说明我国财政支农政策在区域间的分配相对均衡。人口密度平均值显著高于中位数,说明样本中存在高人口密度区域拉高了整体均值。人力资本水平普遍偏低,反映出当前我国专业技术人才匮乏。税负水平处于较低位置,说明当前农业领域的税负环境对农民增收、农业企业发展较为友好。种植结构平均数和中位数均超过 0.6,说明我国仍以种植粮食为主,符合国家倡导粮食安全的导向。

经上述分析,样本不存在异常值或逻辑错误,不存在缺失值导致的模型偏差,数据可以使用。

Table 4. Descriptive statistics table
表 4. 描述性统计表

变量名称	样本数	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
CP	310	0.248	0.230	0.082	0.123	0.501
NQP	310	0.163	0.146	0.075	0.045	0.517
FSA	310	0.116	0.117	0.036	0.039	0.204
MPD	310	462.998	287.149	704.760	2.647	3925.867
SC	310	0.383	0.389	0.073	0.183	0.538
HCI	310	0.022	0.022	0.006	0.009	0.044
TAX	310	0.078	0.072	0.029	0.035	0.200
PS	310	0.655	0.649	0.152	0.355	0.971

5.2. 多重共线性检验

为排除变量间存在多重共线性对结果造成干扰,进行方差膨胀因子(VIF)检验,检验结果见表 5。表中各变量 VIF 值均小于 4,说明不存在严重多重共线性,可以进行后续回归分析。

Table 5. Multicollinearity VIF table
表 5. 多重共线性 VIF 表

变量名称	VIF	1/VIF
MPD	3.790	0.264
NQP	2.430	0.412
FSA	2.360	0.424
TAX	2.330	0.429
HCI	1.550	0.644
PS	1.320	0.756
SC	1.130	0.886
Mean VIF	2.130	

5.3. 基准回归结果

为验证假设，本文按照式(1)的设定进行回归分析，结果见表 6。如表 6 所示，第(1)列是不加入控制变量的结果，可以发现主效应在 1%水平上显著为正，假设 1 得到初步验证。第(2)列则为加入控制变量后的双向固定效应模型，回归系数减小，并在 1%水平上显著，说明控制变量会对共同富裕产生影响。第(2)列的经济意义表明，农业新质生产力每增加一个单位共同富裕也会提升 0.128 个单位。两种情况下，回归系数在 1%的置信水平上显著，假设 1 得到验证。

Table 6. Baseline regression results
表 6. 基准回归结果

变量名称	(1)	(2)
	CP	CP
NQP	0.227*** (8.94)	0.128*** (5.42)
控制变量	否	是
Constant	0.211*** (50.34)	-0.193*** (-3.71)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	310	310
F	79.879***	33.050***
r ²	0.982	0.988
r ² _a	0.979	0.985

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著，下同。

5.4. 稳健性检验

5.4.1. 控制变量滞后一期

为排除存在潜在反向因果问题，本文借鉴刘长庚等人[27]的做法，将控制变量滞后一期，进行稳健性检验。从表 7 中可以看出，农业新质生产力对共同富裕的影响依旧显著。

5.4.2. 稳健标准误

为解决异方差性问题并缓解潜在的模型设定偏误，确保核心结论的可靠性，采用稳健标准误对其修正，修正后的结果与原结果一致。

5.4.3. 剔除直辖市

我国现有四个直辖市，属于省级行政单位并直接由中央管辖，在国家政治、经济和文化领域具有特殊地位，与其他省份相比受到更多的政策扶持，同时因其地理位置较好对其经济发展也有所助益。鉴于其独特性可能会影响研究的总体效果，因此对剔除四个直辖市后的数据重新进行回归。结果如表 7 所示，农业新质生产力依旧显著影响共同富裕且程度更加明显，说明分析结果较为稳健。

通过以上几种方法进行稳健性检验，其结果都与上文结论保持一致，农业新质生产力会推动共同富裕的假设得到进一步验证。

Table 7. Robustness test
表 7. 稳健性检验

变量名称	控制变量滞后一期	稳健标准误	剔除直辖市
	CP	CP	CP
NQP	0.0982*** (4.42)	0.128*** (3.75)	0.163*** (6.42)
控制变量	是	是	是
Constant	-0.163*** (-3.22)	-0.193*** (-2.96)	-0.199*** (-4.56)
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	279	310	270
F	31***	23***	48***
r ²	0.990	0.988	0.989
r ² _a	0.988	0.985	0.987

5.5. 内生性检验

为减少遗漏变量、反向因果、测量误差等对结果造成干扰，导致内生性，采用两阶段最小二乘法对其进行进一步检验。以农业科技活动经费(RD)作为工具变量，该变量符合相关性、外生性和排他性要求。农业科技活动经费是农业新质生产力发展的直接物质基础，二者存在强烈的因果关联。首先，农业新质生产力的核心是以科技创新驱动农业要素升级，农业生产技术提升和农业发展模式创新都依赖于农业科技活动经费的投入。其次，农业科技活动经费更多由政策导向和客观环境决定，不受共同富裕或未观测遗漏变量的直接影响，且农业科技活动经费具有前瞻性和计划性，经费投入的时间节点通常早于共同富裕结果的形成，难以被后者反向影响，有效规避反向因果问题。由于农业科技活动经费的用途限定性较强，专门用于农业科技的研发、推广与应用，无法直接投入调节收入分配、改善公共服务等直接影响共同富裕的领域。它有着清晰的功能边界，因此不会绕开农业新质生产力直接作用于共同富裕。

Table 8. Endogeneity test
表 8. 内生性检验

变量名称	第一阶段	第二阶段
	NQP	CP
RD	0.000598*** (7.73)	
NQP		0.593*** (6.88)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Anderson canon. corr. LM		57.413*** [0.000]
Cragg-Donald Wald F		59.780 [16.38]
样本量	310	310
F	19***	18***
r ²	0.916	-0.323
r ² _a	0.901	-0.559

在表 8 中，工具变量农业科技活动经费对农业新质生产力的影响在 1%水平显著；第二阶段农业新质生产力对共同富裕的影响同样在 1%水平显著，且 LM 统计量的 P 值为 0.000，则拒绝工具变量识别不足的原假设；F 统计量的值大于 10%水平上的临界值 16.38，说明有效规避了弱工具变量问题，两组检验通过，工具变量有效，证实了基准回归结果的稳健性。

6. 进一步分析

6.1. 中介效应检验

中介效应检验结果如表 9 所示，农业新质生产力对全要素生产率的影响系数为 1.022，在 1%水平显著，这表明农业新质生产力能提高农业全要素生产率，进而促进共同富裕的实现。

Table 9. Mediation effect test
表 9. 中介效应检验

变量名称	TFP
NQP	1.022*** (3.71)
控制变量	是
Constant	2.205*** (3.62)
省份固定效应	是
年份固定效应	是
N	310
F	3***
r ²	0.826
r ² _a	0.796

根据二元经济结构理论，农村的生产率水平和收入都低于城市，形成城乡二元经济结构，而农业全要素生产率则是打破这种结构的关键。提升农业全要素生产率，能推动农业向现代化转型，实现城乡收入均等化。新古典增长理论也可以作为解释农业全要素生产率促进经济增长、实现共同富裕的理论支撑。该理论认为要实现经济持续增长不能单纯依赖于资本、劳动等要素的投入，而是要关注全要素生产率的提升，尤其是关键技术进步和管理优化，来提高低收入群体收入，缩小收入差距。

6.2. 异质性分析

6.2.1. 地理分区异质性

农业新质生产力能促进共同富裕的实现，但我国幅员辽阔，东西部地区地理位置、发展水平以及政策方面等都存在较大差异，农业新质生产力对不同地区共同富裕促进程度可能存在差距，因此参考沈小波等人[28]的研究对东西部进行划分，分别检验农业新质生产力对共同富裕的影响效果。

从表 10 中可以看出，农业新质生产力对共同富裕的影响系数在东部地区为 0.068，在 5%水平显著，而在西部地区影响系数为 0.318，且在 1%水平显著。虽存在差距，但两组都通过显著性检验，因此进行组间差异检验来比较两组回归系数。结果显示，在 100 次抽样结果中，中西部地区影响系数均大于东部地区影响系数，在 1%水平显著。因此得出结论，农业新质生产力对共同富裕的促进作用在中西部地区更为强烈。

Table 10. Regression results based on geographic partition heterogeneity
表 10. 基于地理分区异质性回归结果

变量名称	异质性检验		组间系数差异检验		
	东部	中西部	中西部 - 东部	Freq.	P-Value
NQP	0.0680** (2.12)	0.318*** (7.66)	0.250	0	0.000
控制变量	是	是			
Constant	-0.353*** (-2.71)	-0.0695 (-1.26)	0.284	0	0.000
省份固定效应	是	是			
年份固定效应	是	是			
样本量	110	200			
F	15***	21***			
r ²	0.989	0.978			
r ² _a	0.985	0.973			

6.2.2. 城镇化水平异质性

不同地区城镇化水平存在差异，会导致农业新质生产力的作用效果不同。以常住人口城镇化率作为衡量城镇化水平的依据，基于中位数将样本划分为城镇化水平高与城镇化水平低两组。

Table 11. Regression results based on the heterogeneity of urbanization levels
表 11. 基于城镇化水平异质性回归结果

变量名称	异质性检验		组间系数差异检验		
	城镇化水平高	城镇化水平低	低水平 - 高水平	Freq.	P-Value
NQP	0.0687*** (2.86)	0.239*** (3.48)	0.171	3	0.030
控制变量	是	是			
Constant	-0.302*** (-3.37)	-0.00806 (-0.11)	0.294	0	0.000
省份固定效应	是	是			
年份固定效应	是	是			
样本量	155	152			
F	24***	15***			
r ²	0.992	0.981			
r ² _a	0.990	0.975			

同上述分析(表 11)，可以看出农业新质生产力对共同富裕的促进效果在城镇化水平低的省份更加显著。

6.3. 门槛效应检验

为了验证农业新质生产力对共同富裕的非线性影响，以互联网普及率作为门槛变量，采用 Bootstrap 抽样重复抽取 600 次，依次开展三门槛、双门槛和单门槛检验。检验结果如表 12 所示，农业新质生产力对共同富裕的影响存在双门槛效应，门槛值分别为 49.1 和 78.9。回归结果见表 13。

Table 12. Threshold existence test results
表 12. 门槛存在性检验结果

门槛变量	门槛数	门槛值	F 值	P 值	BS 次数	10%临界值	5%临界值	1%临界值
互联网普及率	单一门槛	49.1	48.68	0.0067	600	29.6496	35.8678	44.3682
	双重门槛	78.9	34.13	0.0483	600	26.3855	33.1670	56.6227

Table 13. Threshold model regression results
表 13. 门槛模型回归结果

变量名称	CP
NQP (IPR ≤ 49.1)	0.1909*** (5.37)
NQP (49.1 < IPR ≤ 78.9)	0.3199*** (11.49)
NQP (78.9 < IPR)	0.4243*** (13.10)
Constant	-0.2387*** (-3.51)
控制变量	是
省份固定效应	是
年份固定效应	是
样本量	310
R ²	0.8961

当门槛变量低于第一门槛值时，农业新质生产力的系数为 0.1909；跨过第一门槛值后，系数升至 0.3199；跨过第二门槛值后，进一步升高到 0.4243。三个系数均在 1%的水平上显著，说明随着互联网普及率升高，农业新质生产力对共同富裕的影响作用逐渐升高，即农业新质生产力对共同富裕的影响随着互联网普及率的升高呈现边际效用递增的特征。

7. 结论与启示

7.1. 结论

当前，我国正处于经济转型升级的关键时期，新质生产力是推动经济增长和优化经济结构的重要力量。农业作为基础产业，其发展离不开农业新质生产力。本文以 2014~2023 年全国 31 个省份(自治区、直辖市)的面板数据建立实证模型，实证分析农业新质生产力对我国加快实现共同富裕的影响和作用机制，得出如下结论：

第一，通过对农业新质生产力与共同富裕建立基准回归模型进行回归分析，验证了农业新质生产力对共同富裕具有促进作用。在经过一系列稳健性检验后，证实了结论的可靠性。农业新质生产力能提高农业生产效率，使农民创造更多物质财富，同时推动产业融合，拓宽农民增收渠道，为共同富裕的实现奠定物质基础。农业新质生产力推动资源向农村地区均衡配置，改善了农村教育、医疗条件，其形成的新型生产关系也能优化社会财富的分配，缩小了城乡差距。

第二，农业全要素生产率在农业新质生产力推动实现共同富裕过程中发挥了中介作用。农业新质生产力通过提高农业劳动者生产效率、提高农业科技利用效率、增加农业产业生产经营效应等途径提高农业全要素生产率，而农业全要素生产率的提高有助于增加农民收入、推动产业升级、促进资源均衡配置，对共同富裕产生积极影响。

第三, 农业新质生产力对共同富裕的促进效果会因地理分区和城镇化水平而表现出异质性, 具体表现为在中西部地区、城镇化水平低的省份, 农业新质生产力促进共同富裕的效果更明显。

第四, 农业新质生产力对共同富裕的作用效果会因互联网普及程度不同而产生非线性影响, 随着互联网普及率的升高, 农业新质生产力对共同富裕的影响系数在跨越一、二重门槛后均显著增加, 呈现出边际递增特征。

7.2. 对策建议

7.2.1. 重视农业新质生产力发展, 认识到其对实现共同富裕的重要作用

坚持科技创新, 通过建立农村发展研究专项基金等方式, 引导企业、高校与科研院所加大对农业科技领域的研发投入。重视创新成果在农业生产全过程的应用。同时, 优化农业产业布局, 针对不同地区发展优势和资源禀赋, 打造特色农业产业, 使资源得到高效利用, 提升农业发展质量。重视发展劳动者素质也必不可少, 农业劳动者应与时俱进, 积极学习适应新质生产力的生产方法, 主动学习先进知识, 提高自身素养以达到提高收入水平的目的。

7.2.2. 注重农业全要素生产率的提高, 使其充分发挥中介传导作用

提升农业全要素生产率, 需从技术创新、要素优化、经营模式、制度保障等多方面发力。提高农业全要素生产率的第一动力是科技创新, 应聚焦农业生产的“卡脖子”领域, 完成对关键核心技术的攻坚克难, 并积极将科技成果转化为具体实践。其次, 要积极优化生产要素配置, 推动土地要素规模化、集约化利用, 同时积极优化劳动力要素结构, 引导资本要素精准投入, 实现各种资源利用效率的全方位提高。

7.2.3. 合理规划农村资源, 推动农业新质生产力均衡发展

针对资源特色和农业发展现状不同的地区, 应制定差异化发展策略, 对于中西部地区和城镇化水平低的地区因地制宜, 利用资源优势多元化发展, 积极发展现代农业、乡村旅游业等新兴行业, 拓宽增收渠道, 同时需要加强东西部协作, 资源互补, 对西部地区给予政策优惠和技术支持。

7.2.4. 强化农村数字基建, 拓展网络覆盖广度

加大对农村偏远地区、山区及贫困地区的网络基础设施建设投入, 为农业新质生产力引入奠定网络基础。推进农村宽带网络升级, 提高网络带宽与稳定性。鼓励通信运营商与地方政府合作, 对农村宽带网络进行提速降费。在有了良好的互联网环境后, 要深化农民数字素养的培育, 针对不同年龄、文化程度的农民群体, 设计个性化数字素养培训方案。

基金项目

2024年河北省社会科学发展研究课题“数智赋能河北省农文旅融合发展的模式创新及实现路径研究”(项目号: 202402196)。

参考文献

- [1] 童云. 深化农村土地制度改革问题的研究——以安徽省为例[J]. 鄂州大学学报, 2020, 27(3): 48-50.
- [2] 王殿安, 彭才根. 略论我国农业新质生产力的培育[J]. 农业经济, 2024(11): 16-18.
- [3] 顾笑雪. 发展农业新质生产力的价值意蕴、发展重点及策略选择[J]. 农业经济, 2025(1): 20-23.
- [4] 高鸣, 黄增. 加快发展农业领域新质生产力的推进策略[J]. 经济纵横, 2024(11): 46-54.
- [5] 郭晓鸣, 吕卓凡. 农业新质生产力的内涵特征、发展阻滞与实践路径[J]. 中州学刊, 2024(8): 38-45.
- [6] 吴振磊, 卢昱嘉. 农业新质生产力: 范式变革、价值旨归与实践图景[J]. 中国人民大学学报, 2025, 39(1): 15-27.

-
- [7] 刘玮明. 以科技创新培育农业新质生产力[J]. 农业经济, 2025(2): 116-118.
- [8] 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, 37(8): 117-129.
- [9] 李海舰, 杜爽. 推进共同富裕若干问题探析[J]. 改革, 2021(12): 1-15.
- [10] 张占斌. 中国式现代化的共同富裕: 内涵、理论与路径[J]. 当代世界与社会主义, 2021(6): 52-60.
- [11] 杨文圣, 李旭东. 共有、共建、共享: 共同富裕的本质内涵[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022, 42(1): 10-16.
- [12] 蒋永穆, 亢勇杰. 数字经济促进共同富裕: 内在机理、风险研判与实践要求[J]. 经济纵横, 2022(5): 21-30+135.
- [13] 李宁. 城乡融合发展驱动共同富裕的内在机理与实现路径[J]. 农林经济管理学报, 2022, 21(4): 473-480.
- [14] 唐任伍, 李楚翘. 共同富裕的实现逻辑: 基于市场、政府与社会“三轮驱动”的考察[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2022, 43(1): 49-58+2.
- [15] 赵培, 郭俊华. 产业振兴促进农民农村共同富裕: 时代挑战、内在机理与实现路径[J]. 经济问题探索, 2022(9): 1-11.
- [16] 徐政, 郑霖豪, 丁守海. 新质生产力促进共同富裕的内在机理与策略选择[J]. 改革, 2024(4): 41-49.
- [17] 王玉玫, 程晟. 新质生产力、劳动力市场化配置与城乡共同富裕[J]. 统计与决策, 2024, 40(21): 17-22.
- [18] 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, 42(8): 11-21.
- [19] 陈丽君, 郁建兴, 徐钦娜. 共同富裕指数模型的构建[J]. 治理研究, 2021, 37(4): 5-16+2.
- [20] 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): 68-81.
- [21] 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, 40(9): 24-30.
- [22] 江小芳, 尹彤. 中国农业新质生产力: 水平测度、区域差异及障碍诊断[J]. 统计与管理, 2025, 40(2): 26-35.
- [23] 王珏, 王荣基. 新质生产力: 指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(1): 31-47.
- [24] 张熠, 焦飞飞, 王先甲. 中国半导体产业技术创新效率评价研究——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 科研管理, 2024, 45(9): 11-20.
- [25] 刘秉镰, 李清彬. 中国城市全要素生产率的动态实证分析: 1990-2006——基于 DEA 模型的 Malmquist 指数方法[J]. 南开经济研究, 2009(3): 139-152.
- [26] 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.
- [27] 刘长庚, 王宇航, 张磊. 去杠杆降低了劳动收入份额吗? [J]. 中央财经大学学报, 2022(7): 87-99.
- [28] 沈小波, 陈语, 林伯强. 技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 157-173.