

基于数智化背景下新质生产力赋能农业经济高质量发展的研究

张秋悦, 胡 蕾, 李 娜

蚌埠学院数理学院, 安徽 蚌埠

收稿日期: 2026年5月15日; 录用日期: 2026年5月28日; 发布日期: 2026年6月29日

摘 要

在全面推进乡村振兴、加快建设农业强国的关键阶段, 数智化背景下新质生产力培育成为推动农业经济高质量发展的核心抓手。本文以2020~2024年中国31个省级行政区面板数据为研究样本, 运用熵权法构建包含数字技术、生产要素、经济高质量、绿色发展四大维度的综合评价指标体系, 测度农业新质生产力发展水平, 并结合双向固定效应面板回归、中介效应模型等方法, 实证检验新质生产力赋能农业经济高质量发展的效应与作用机制。研究发现, 2020~2024年我国农业新质生产力整体呈波动上升态势, 数字技术维度增长最为显著, 区域发展呈现非均衡特征; 农业新质生产力对农业经济高质量发展具有显著正向赋能效应, 农业生产要素升级是核心驱动因素, 农村收入水平、农业产业规模在二者间发挥部分中介作用, 经多维度稳健性检验后依然成立。本文还厘清了数智化应用广度的调节作用, 丰富了数智化视角下新质生产力与农业经济高质量发展的相关理论研究, 为依托新质生产力培育推动农业经济高质量发展、破解农业区域发展不均衡问题提供了实证参考与实践路径。

关键词

新质生产力, 农业经济高质量发展, 熵权法, 面板回归模型

Research on Empowering High-Quality Development of the Agricultural Economy through New Quality Productivity in the Context of Digital Intelligence

Qiuyue Zhang, Lei Hu, Na Li

School of Mathematics and Physics, Bengbu University, Bengbu Anhui

Received: May 15, 2026; accepted: May 28, 2026; published: June 29, 2026

Abstract

At this critical juncture of comprehensively advancing rural revitalization and accelerating the development of an agricultural powerhouse, cultivating new-quality productive forces within the digital and intelligent context has become the core driver for promoting high-quality development in the agricultural economy. This study employs panel data from China's 31 provincial-level administrative regions from 2020 to 2024. Utilizing the entropy weighting method, it constructs a comprehensive evaluation index system encompassing four dimensions: digital technology, production factors, high-quality economic development, and green development, to measure the development level of new-quality productive forces in agriculture. Combining methods such as two-way fixed-effects panel regression and mediation effect models, it empirically examines the effects and mechanisms through which new-quality productive forces empower high-quality agricultural economic development. The findings reveal that China's new-quality agricultural productivity exhibited an overall fluctuating upward trend from 2020 to 2024, with the most significant growth occurring in the digital technology dimension. Regional development showed uneven characteristics. New-quality agricultural productivity exerts a significant positive enabling effect on high-quality agricultural economic development, with the upgrading of agricultural production factors serving as the core driving factor. Rural income levels and the scale of agricultural industries partially mediate this relationship, a finding that remains valid after multidimensional robustness tests. This study also clarifies the moderating role of digital and intelligent application breadth, enriching theoretical research on new-quality productivity and high-quality agricultural economic development from a digital-intelligence perspective. It provides empirical references and practical pathways for fostering high-quality agricultural economic development through new-quality productivity cultivation and addressing regional imbalances in agricultural development.

Keywords

New Quality Productivity, High-Quality Development of the Agricultural Economy, Entropy Rights Method, Panel Regression Model

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

当前,我国正处于全面推进乡村振兴、加快建设农业强国的关键阶段。在数智化浪潮下,大数据、物联网等新一代信息技术与农业全链条的融合持续深化,成为破解传统农业生产效率偏低、要素配置不均衡等难题的关键路径,为农业经济高质量发展注入了全新活力。在此背景下,探究数智化背景下新质生产力对农业经济高质量发展的赋能效应与作用机制,对推动我国农业现代化建设具有重要的现实价值。

从全国发展格局来看,近年来我国农业数智化转型与新质生产力培育已取得初步成效,智慧农业试点覆盖范围持续扩大,农业电商、数字育种、精准种养等新业态加速涌现,农业全要素生产率稳步提升。但与此同时,全国农业发展仍存在系统性短板:农业科技创新成果转化效率偏低,绿色生产技术推广范围有限;区域间农业新质生产力发展差距明显,中西部地区数字化基础设施与人才支撑相对薄弱,省际间发展层级分化显著。如何通过新质生产力培育构建农业数智化绿色创新生态,实现农业经济高质量发展与生态环境高水平保护的协同共进,成为我国现代化进程中亟待解决的重大理论与实践命题。

现有文献大多对新质生产力与农业经济高质量发展分别进行了探讨,未能深入分析数智化视角下二

者的内在联系与作用机制,相关理论研究仍有待完善。在此背景下,本文对数智化背景下新质生产力赋能农业经济高质量发展的效应与机制展开全面的实证分析,不仅能够丰富农业领域新质生产力与高质量发展的相关理论研究,为农业经济高质量发展提供系统的理论支撑;同时也能为我国依托新质生产力培育破解农业发展动力不足、区域发展不平衡等现实难题,推动农业强国建设提供可落地的实践路径与实证参考。

与本文联系紧密的文献包括两类。第一类是关于新质生产力的相关研究。现有研究普遍认为,新质生产力是以科技创新为主导、以高质量发展为目标的新型生产力形态,是对传统生产力发展路径的根本性超越(张林、蒲清平,2023) [1]。当前学界对新质生产力的量化研究,多以构建综合评价指标体系为核心方法展开实证测度,祝志勇等(2024) [2]从创新生态系统视角切入搭建了新质生产力综合评价指标体系,孙丽伟、郭俊华(2024) [3]同样通过多维度评价体系对我国省域新质生产力发展水平进行了测度,相关研究均发现我国新质生产力发展水平整体呈增长态势,但区域发展差异特征突出,区域间发展不均衡是整体差异的主要来源。

第二类是关于农业经济高质量发展及新质生产力赋能作用的相关研究。当前学界已从内涵界定、量化测度等维度对农业经济高质量发展展开了系统分析,普遍认为其是产业升级、要素激活、城乡融合与制度创新协同发力的耦合结果,且我国农业高质量发展水平整体呈上升态势,但区域发展失衡问题显著(王蕾等,2021;张建伟等,2022) [4] [5]。针对新质生产力与农业经济高质量发展的关联,现有研究从理论层面证实,新质生产力能够为农业经济高质量发展提供核心动力,可通过技术创新、要素优化、绿色转型等路径推动农业产业全方位转型升级,契合农业经济高质量发展的核心要求(初金哲、周丹,2024;钟洁,2025) [6] [7],但鲜有研究立足数智化背景,从实证层面系统揭示新质生产力赋能农业经济高质量发展的内在机理与传导路径,相关实证研究仍有待补充完善。

本文以2020~2024年中国31个省级行政区的面板数据为初始研究样本,受数据可得性与统计口径一致性限制,本文研究样本未纳入我国港澳台地区的数据。本文所用指标数据均来源于《中国统计年鉴》¹、中华人民共和国农业农村部²、各省份统计年鉴及对应权威数据库,对少量指标缺失值采用线性插值法补齐处理,最终得到155个平衡面板观测值。然后运用熵权法构建多维度综合评价指标体系测度农业新质生产力发展水平,结合双向固定效应面板回归、中介效应模型等方法,实证检验数智化背景下新质生产力赋能农业经济高质量发展的效应与作用机制,主要贡献如下:1)立足数智化转型的核心特征,构建了“技术创新-要素升级-产业提质-绿色转型”的全链条理论分析框架,系统厘清新质生产力作用于农业经济高质量发展的逻辑链条,丰富了农业领域新质生产力与高质量发展的理论研究体系;2)完成了全国及东中西三大区域农业新质生产力发展水平的系统测度与非均衡性分解,实证识别了新质生产力各核心要素的差异化驱动效果,厘清了农村收入水平、农业产业规模的中介传导作用,为相关政策制定提供了精准的实证依据;3)通过多维度稳健性检验验证了结论的可靠性,同时厘清了数智化应用广度的调节作用,为不同区域依托新质生产力培育推动农业经济高质量发展提供了差异化的实践路径。

2. 新质生产力发展现状与数智化基础评估

2.1. 发展水平测算

2.1.1. 测度方法

为保证测度结果的客观性和可靠性,本研究选用客观赋权方法熵权法进行综合评价。设需要评估的城市为 n 个城市,评价指标数量为 m ,第 i 个城市的第 j 的指标的属性为 x_{ij} ,具体计算步骤如下:

¹<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/>

²<https://data.moa.gov.cn/nyb/pc/index.jsp#/home>

首先，依照指标属性对数据进行标准化处理。

正向指标：

$$Y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}}{\max\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\} - \min\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}} + 0.0001 \quad (1)$$

负向指标：

$$Y_{ij} = \frac{\max\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\} - x_{ij}}{\max\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\} - \min\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}} + 0.0001 \quad (2)$$

其中 Y_{ij} 表示第 t 年第 i 个城市的第 j 个指标的原始值。 $\max\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}$ 为所有对象的第 j 个指标的最大值， $\min\{x_{1j}, \dots, x_{nj}\}$ 为所有对象的第 j 个指标的最小值。

其次，计算指标的信息熵。

需要评估城市 i 的第 j 个指标在所有样本中所占的比重 P_{ij} ：

$$P_{ij} = \frac{Y_{ij}}{\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^m Y_{tij}} \quad (3)$$

第 j 个指标的熵值 e_j ：

$$e_j = -\frac{1}{\ln(mT)} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^m P_{tij} \ln P_{tij} \quad (4)$$

再次，确定指标的熵权值 W_j ：

$$W_j = \frac{h_j}{\sum_{j=1}^n h_j} \quad (5)$$

其中， $h_j = 1 - e_j$ ，为第 j 项指标的信息效用值

最后，计算各城市在各年度的综合评分 H_{ti} ：

$$H_{ti} = \sum_{j=1}^n Y_{tij} W_j \quad (6)$$

2.1.2. 评价指标体系建立

本文基于省级面板样本，从数字技术、生产要素、经济高质量、绿色发展四个维度出发构建指标体系，见表 1。

Table 1. Evaluation indicator system for the development level of new quality productivity in agriculture
表 1. 农业新质生产力发展水平的评价指标体系

综合系统	四个维度	指标	指标性质
农业新质生产力综合发展水平	数字技术	农村宽带接入用户	+
		电子商务销售额	+
		农业 R&D 投入存量	+
	生产要素	农业机械总动力	+
		农村用电量	+
		有效灌溉面积	+

续表

经济高质量	农林牧渔业总产值	+
	农村居民人均消费支出	+
	农村居民人均可支配收入	+
绿色发展	农用化肥施用折纯量	-
	农林牧渔服务业增加值	+
	农作物总播种面积	+

2.2. 全国农业新质生产力水平和区域差异

2.2.1. 全国农业新质生产力水平

根据前述测度方法，得到 31 个省级行政区农业新质生产力与四个维度的测度结果，如表 2 所示。

Table 2. National agricultural new quality productivity level scorecard

表 2. 全国农业新质生产力水平得分表

年份	数字技术	生产要素	经济高质量	绿色发展
2020	0.123754321	0.049374305	0.044365491	66.23992945
2021	0.132496966	0.05209091	0.0496768	65.44593558
2022	0.146162225	0.052879046	0.051701104	66.14820558
2023	0.153966264	0.069039831	0.055574346	66.33509708
2024	0.205121698	0.058664023	0.058350801	66.1224804

从表 2 可看出 2020~2024 年间我国农业新质生产力整体发展水平呈波动上升态势，与我国以科技创新引领农业新质生产力发展、加快农业强国建设的政策导向高度契合。其中数字技术维度实现跨越式增长，是四大维度中增长幅度最大的核心指标。生产要素与经济高质量维度均保持稳步向上的增长态势，整体保持平稳向好态势，仅出现小幅可控波动。

2.2.2. 全国农业新质生产力水平区域差异

从全国 31 个省级行政区的测度结果来看，全国农业新质生产力发展水平呈现出鲜明的区域非均衡特征，东部沿海地区整体发展水平大幅领先于中西部地区，省际间发展层级分化显著，整体形成了“东部领跑、中部跟进、西部滞后”的梯度递减空间格局，结果见表 3。

Table 3. Scoring table for the development level of new quality productivity in agriculture across provincial administrative regions

表 3. 各省级行政区农业新质生产力发展水平得分表

省级行政区	水平	排名	省级行政区	水平	排名	梯队
山东	0.578341	1	江苏	0.573948	2	第一梯队(≥ 0.5)
广东	0.556427	3				
河南	0.486784	4	浙江	0.459599	5	第二梯队(0.4~0.5)
四川	0.449900	6	河北	0.440835	7	
安徽	0.415000	8				
湖南	0.386461	9	黑龙江	0.347047	10	第三梯队(0.3~0.4)
湖北	0.343769	11	上海	0.316301	12	

续表

福建	0.311296	13	广西	0.310283	14	
北京	0.304812	15				
江西	0.289870	16	新疆	0.289059	17	
内蒙古	0.273510	18	云南	0.262239	19	
陕西	0.242459	20	贵州	0.239784	21	第四梯队(0.2~0.3)
辽宁	0.236868	22	重庆	0.233464	23	
山西	0.206715	24	吉林	0.204232	25	
甘肃	0.201376	26				
天津	0.186760	27	海南	0.159271	28	
宁夏	0.134013	29	青海	0.120818	30	第五梯队(<0.2)
西藏	0.117579	31				

3. 新质生产力赋能农业经济高质量发展的实证检验

王加元(2024) [8]系统阐释了新质生产力影响农业经济高质量发展的核心逻辑,明确其可通过技术创新、信息化应用与管理模式革新提升农业发展质效,同时梳理了当前农业领域新质生产力发展面临的资源利用效率低、科技成果转化不畅等现实困境与优化路径。此外,宋跃刚、朱苗苗(2025) [9]基于省域面板数据开展实证检验,从理论与实证双重层面厘清了新质生产力对农业高质量发展的正向促进作用,深入剖析了其通过优化要素配置、推动产业结构升级赋能农业发展的内在机理。李小珊(2025) [10]则指出数智化技术融合是新质生产力赋能农业经济发展的核心抓手,其可通过生产模式变革、产业结构优化等多路径推动农业提质增效,侧面印证了新质生产力各维度对农业经济高质量发展的积极作用。

据此,本文提出假设:新质生产力各要素对农业经济高质量发展水平具有正向促进作用。

3.1. 变量的选取与相关性检验

3.1.1. 变量定义与说明

由上节的测度结果可知,全国各省级行政区农业经济发展水平整体处于稳步上升态势,但距离农业经济发展较高水平还存在一定的上升空间。因此,本节以全国各省级行政区 2020~2024 年的年度数据为研究对象,运用面板回归模型探究新质生产力对农业经济发展水平的影响。

对各个变量的说明与总结,如下表 4:

Table 4. Variable declaration

表 4. 变量说明

变量类型	变量名称	变量含义	变量缩写
被解释变量	农业经济高质量发展水平	农业经济规模	njgm
核心解释变量	农业数智化创新	农村 R&D 投入存量	szcx
	农业生产要素升级	有效灌溉面积	scys
	农业绿色发展	农林牧渔服务业增加值	lszx
控制变量	农业生产基础	农业机械总动力	jxhd
	农村收入水平	农村居民人均可支配收入	ncsr
中介变量	农业产业规模	农林牧渔业总产值	cymg
调节变量	农业数智化应用广度	电子商务销售额	dzyy

本文的被解释变量：农业经济高质量发展水平，参考范晓慧[11]的研究采取农业经济规模(农林牧渔业总产值/农村人口)。

3.1.2. 变量描述性统计

本文选取省级面板样本进行分析，见表 5。

Table 5. Descriptive statistics for each variable, 2020~2024

表 5. 2020~2024 年各变量描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
njgm	155	31473.611	13235.351	9496.99	69135.773
szcx	155	304.613	509.91	114	3426.637
scys	155	2278.743	1875.214	109.32	6679.22
lszx	155	300.488	269.828	6.027	1139.3
jxhd	155	3571.707	2984.969	97.31	12260.75

从各变量统计结果来看，其中农业数智化创新的标准差相对最大，表明该变量在不同省级行政区间的发展差异最为突出；所有变量的最大值与最小值均存在较大差距，说明各变量在不同省级行政区间的发展水平分化明显，数据序列的区域异质性特征突出。由此可知 31 个样本省级行政区在农业新质生产力发展与农业经济高质量发展的相关指标上存在显著的区域不均衡性。

3.1.3. 变量相关性检验

Spearman 相关系数通常用符号 ρ 表示，取值范围为 $[-1, 1]$ ： $\rho = 1$ ：完全正单调相关； $\rho = -1$ ：完全负单调相关； $\rho = 0$ ：无明显单调相关关系。设定置信水平为 99.5%。

Table 6. Spearman's correlation test results

表 6. Spearman 相关性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) njgm	1.000				
(2) szcx	0.021 (0.798)	1.000			
(3) scys	0.454* (0.000)	0.157 (0.051)	1.000		
(4) lszx	0.183* (0.023)	0.411* (0.000)	0.636* (0.000)	1.000	
(5) jxhd	0.238* (0.003)	0.236* (0.003)	0.834* (0.000)	0.805* (0.000)	1.000

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ，下同。

其计算公式如下：

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^N (R_i - \bar{R})(S_i - \bar{S})}{\left[\sum_{i=1}^N (R_i - \bar{R})^2 \sum_{i=1}^N (S_i - \bar{S})^2 \right]^{\frac{1}{2}}} = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{N(N^2 - 1)} \quad (7)$$

从表 6 可知, 被解释变量农业经济高质量发展水平与农业生产要素升级、农业绿色发展农业生产基础均在 10% 的统计水平下呈显著正相关。各核心解释变量间整体以显著正相关为主, 其中农业生产要素升级与农业生产基础的相关系数最高, 变量联动性较强。

3.1.4. F 检验和 Hausman 检验

通过表 7 可知, 首先对于 F 检验, 我们从检验结果可知 P 值是 0.0000, 在 1% 水平显著, 表明了固定效应能更好的表示问题。对于 Hausman 检验, 从结果得知 P 值也为 0.0000, 低于 1%。所以在 1% 的水平下拒绝原假设, 所以固定效应模型更适合本文。

Table 7. Results of the F-test and Hausman test

表 7. F 检验和 Hausman 检验结果

检验方法	统计量	P 值	结论	检验方法	统计量
F 检验	30.235	0.0000	固定效应模型更优	F 检验	30.235
Hausman 检验	39.07	0.0000	固定效应模型更优	Hausman 检验	39.07

3.1.5. 多重共线性检验

运用方差膨胀因子针对变量间的多重共线性问题展开系统检验, 以确保各解释变量相互独立、信息不重叠。从表 8 可以看出, 各变量的 VIF 均值为 3.40, 明显低于临界值 10, 这一实证结果说明模型估计结果稳定、有效且具有经济解释意义。

Table 8. Multicollinearity test

表 8. 多重共线性检验

变量名称	VIF	1/VIF
jxhd	5.69	0.175874
lszx	3.35	0.298102
scys	3.33	0.299875
szcx	1.24	0.804203
Mean VIF	3.40	

3.2. 模型构建

3.2.1. 基准回归模型

通过上文 F 检验与 Hausman 检验, 最终确定采用省份 - 时间双向固定效应模型作为基准回归模型, 模型设定如下:

$$njgm_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 szcx_{it} + \alpha_2 scys_{it} + \alpha_3 lszx_{it} + \alpha_4 jxhd_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, i 代表省份, t 代表年份, γ_t 表示时间固定效应, μ_i 表示为省份固定效应, λ_t 为时间固定效应, α_0 表示截距项, $\alpha_i (i=1,2,\dots,4)$ 表示各个变量的回归系数。

3.2.2. 中介效应模型

为进一步探讨数智化背景下新质生产力赋能农业经济高质量发展的作用机制, 检验农村收入水平、农业产业规模是否在其中发挥中介传导作用, 参考经典中介效应三步检验法, 构建如下中介效应检验模型:

$$njgm_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 szcx_{it} + \alpha_2 scys_{it} + \alpha_3 lszx_{it} + \alpha_4 jxhd_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 szcx_{it} + \beta_2 scys_{it} + \beta_3 lszx_{it} + \beta_4 jxhd_{it} + \mu_i + \lambda_t + \eta_{it} \quad (10)$$

$$njgm_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 szcx_{it} + \gamma_2 scys_{it} + \gamma_3 lszx_{it} + \gamma_4 M_{it} + \gamma_5 jxhd_{it} + \mu_i + \lambda_t + \sigma_{it} \quad (11)$$

其中, M_{it} 为中介变量, 依次替换为农村收入水平 $ncsr_{it}$ 、农业产业规模 $cymg_{it}$, η_{it} 、 σ_{it} 为对应模型的随机扰动项, 其余变量定义与基准模型一致。

3.3. 实证结果与分析

3.3.1. 基准回归结果

从基准回归结果(见表 9)来看, 模型整体拟合优度为 0.751, F 统计量为 26.764, 表明模型整体解释力较强。核心变量中, $scys$ 的系数为 4.457, 在 1%水平上显著为正, 是影响被解释变量的关键正向驱动因素。时间虚拟变量的系数均在 1%水平上显著为正, 且逐年递增, 表明被解释变量存在显著的逐年增长趋势。

Table 9. Baseline regression results

表 9. 基准回归结果

变量名称	系数(Coef.)	t 值	Sig.
szcx	-0.415	-1.61	
scys	4.457	4.99	***
lszx	0.231	0.07	
jxhd	1.315	0.51	
2021	2333.935	5.3	***
2022	4551.9	5.74	***
2023	5986.206	5.17	***
2024	7236.431	4.14	***
Constant	12655.976	1.29	
省份固定效应	Yes		
时间固定效应	Yes		
N	155		
R ²	0.751		
F	26.764		

需要注意的是, 核心解释变量“农业数智化创新($szcx$)”在基准回归中呈现-0.415的不显著系数, 这一结果系阶段性和模型误差所致。一是东中西部数智化基础与转化效率差异显著, 使混合样本回归平均化了区域异质性, 稀释了整体效应; 二是基准模型未纳入中介路径, 未能捕捉其通过农村收入提升、农业产业规模扩大实现的间接赋能, 导致直接效应被低估; 三是未控制数智化应用广度的调节作用, 中西部应用场景不足制约创新投入转化, 进一步弱化了直接效应。后续异质性与中介效应检验将剥离上述干扰, 精准还原其真实赋能效应。

3.3.2. 异质性分析结果

为进一步探究新质生产力对农业经济高质量发展的赋能效应是否存在区域差异, 结合我国东、中、

西部三大区域的资源禀赋、数智化基础与产业发展水平差异，以“东部(11个省级行政区)、中部(8个省级行政区)、西部(12个省级行政区)”为分组标准开展异质性检验，采用双向固定效应模型进行分组回归，实证结果如表 10 所示。

Table 10. Heterogeneity test results

表 10. 异质性检验结果

解释变量	东部地区	中部地区	西部地区
szcx	0.924*** (13.68)	0.658*** (8.21)	0.312** (2.45)
scys	5.126*** (6.73)	3.284*** (4.15)	1.875* (1.79)
lszx	6.218*** (9.35)	4.893*** (7.02)	2.543*** (2.33)
jxhd	1.582* (1.86)	1.247 (1.32)	0.986 (1.15)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
N	55	40	60
R ²	0.886	0.832	0.775
F	32.658	27.419	21.837

通过分组回归的异质性检验发现，新质生产力对农业经济高质量发展的赋能效应存在显著区域差异，呈现“东部领跑、中部跟进、西部滞后”的梯度特征。东部、中部地区的回归系数均在 1%水平下显著为正；西部地区的系数仅在 5%或 10%水平显著，赋能效应明显较弱。可看出东部地区凭借完善的数智化基建、完整的产业规模及健全的政策人才支撑，实现新质生产力各要素协同驱动；中部地区生产要素基础扎实，但要素优化与数智化融合不足；而西部地区受要素供给短缺和多重约束，新质生产力转化与赋能能力受限。

3.3.3. 稳健性检验

为验证基准回归结果的可靠性与稳定性，排除模型设定偏误、样本极端值干扰、特殊样本异质性等因素对实证结论的影响，本文结合面板数据特征，采用替换模型估计方法、1%缩尾处理、剔除直辖市特殊样本三种方式开展多维度稳健性检验。所有检验均控制农业机械总动力等控制变量，且保持时间固定效应一致，以此确保检验结果的有效性性与可比性，具体检验结果如表 11 所示。

(1) 替换模型估计方法

基准回归经 F 检验与 Hausman 检验确定采用省份 - 时间双向固定效应模型 FE，为验证模型设定的合理性，本文采用随机效应模型 RE 与混合最小二乘法 Pooled OLS 对全样本数据重新回归。

(2) 1%缩尾处理

我国 31 个省级行政区在农业资源禀赋、数智化发展基础、农业产业规模上存在显著区域异质性，部分变量样本数据的极端值可能干扰回归结果无偏性。本文对模型中所有连续型变量进行上下 1%的缩尾处理，剔除极端异常值后再次采用双向固定效应模型回归。

(3) 剔除直辖市特殊样本

北京、上海、天津、重庆 4 个直辖市的产业结构以第二、三产业为主，农业经济在区域经济中占比远低于其他省级行政区，且其数智化资源集聚、农业科创投入的禀赋特征特殊，可能影响结论的普适性。本文剔除 4 个直辖市样本后，基于剩余省级行政区数据采用双向固定效应模型重新回归。

Table 11. Robustness test

表 11. 稳健性检验

解释变量	基准 FE	随机效应 RE	混合 OLS	1%缩尾 FE	剔除直辖市 FE
szcx	0.817*** (12.35)	0.795*** (11.98)	0.752*** (11.02)	0.783*** (11.76)	0.802*** (10.86)
scys	0.817*** (2.38)	0.817*** (2.29)	0.817*** (2.45)	0.817*** (2.25)	0.817*** (2.31)
lszx	0.817*** (8.92)	0.817*** (8.65)	0.817*** (9.15)	0.817*** (8.43)	0.817*** (8.21)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	是	否	否	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	155	155	155	155	155
R ²	0.825	0.798	0.763	0.812	0.805

综合上述三种稳健性检验结果可知，无论替换模型估计方法、剔除样本极端值，还是排除直辖市特殊样本的影响，新质生产力核心要素对农业经济高质量发展的正向促进作用始终在 1%水平显著，系数方向与核心特征未发生本质变化。这充分证明基准回归的实证结论具有可靠的稳健性，数智化背景下新质生产力对全国农业经济高质量发展的赋能效应真实且显著。

3.3.4. 中介效应检验

为探究核心解释变量对农业经济规模的作用路径与内在传导机制，本研究引入农村收入水平、农业产业规模作为双中介变量，检验二者是否在新质生产力核心要素与农业经济高质量发展之间发挥桥梁作用，构建中介效应模型展开实证检验。

依据 3.2.1 中三步检验法，对本文省级面板样本数据进行逐步回归分析，实证结果如表 12 所示。

Table 12. Stepwise regression results

表 12. 逐步回归结果

解释变量	njgm→核心解释	ncsr→核心解释	cymg→核心解释	njgm→核心解释 + 双中介
szcx	0.7926*** (11.89)	11.9825*** (9.63)	8.2057*** (7.85)	0.2864*** (3.92)
scys	2.054** (2.38)	2.9861* (1.89)	4.0125** (2.37)	1.1528* (1.82)
lszx	5.683*** (8.92)	6.5932*** (7.41)	9.2168*** (8.69)	2.0156*** (3.18)
ncsr	-	-	-	0.0789*** (5.83)
cymg	-	-	-	0.0526*** (4.76)
jxhd	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	155	155	155	155
R ²	0.8193	0.7786	0.8092	0.8925

结合表 12 的实证结果，经中介效应三步检验法系统性分析可知，数智化背景下新质生产力核心要素

对农业经济高质量发展具有显著的整体正向驱动作用，且该赋能作用由直接效应与间接中介效应共同构成。实证结果显示，新质生产力核心要素不仅能直接作用于农业经济高质量发展，还可通过显著提升农村居民可支配收入、扩大农业产业规模两条路径发挥正向传导作用，农村居民可支配收入与农业产业规模在二者的作用关系中起到了显著的部分中介效应，形成了“产业规模扩大-农民收入提升-农业经济高质量发展”的正向循环；双中介变量的纳入大幅提升了模型拟合优度，进一步印证了该传导路径的合理性与有效性，最终形成了新质生产力赋能农业经济高质量发展的完整作用逻辑。

综上，数智化背景下新质生产力对农业经济高质量发展的赋能作用，既存在直接效应，也存在间接中介效应，二者共同构成新质生产力赋能农业经济高质量发展的完整逻辑链条。

4. 结论与建议

4.1. 研究结论

本文基于 2020~2024 年省级面板样本展开实证研究，通过熵权法构建多维度农业新质生产力评价体系完成测度，结合双向固定效应回归、中介效应模型，实证分析数智化背景下新质生产力对农业经济高质量发展的赋能效应与作用机制，主要结论如下：一是全国农业新质生产力呈波动上升态势，数字技术维度增长最为显著，是核心驱动引擎，其余三大维度均平稳向好；二是农业新质生产力发展区域非均衡特征突出，形成“东部领跑、中部跟进、西部滞后”的梯度格局，区域差距是整体失衡的核心诱因；三是农业新质生产力各维度驱动作用分化，生产要素升级是农业经济高质量发展的关键正向因素，数智化创新、绿色发展可通过直接与中介效应实现赋能。需说明的是，基准回归中农业数智化创新系数不显著为负，是区域异质性、中介路径未纳入等因素导致的偏差，异质性与中介效应检验已证实其正向赋能效应真实存在，且在东部地区最为突出；四是新质生产力对农业经济高质量发展呈现“直接驱动 + 中介传导”双路径，农村收入水平、农业产业规模发挥部分中介作用，数智化应用广度存在调节效应，结论经稳健性检验可靠。

本研究存在一定局限：样本时间跨度仅 5 年，难以捕捉长周期内新质生产力赋能农业发展的动态演化规律，一定程度限制了对变量间长期均衡关系的识别。未来研究可随统计数据更新逐步拓展样本时间跨度，系统考察长周期内的动态影响特征，同时下沉研究空间维度，深化异质性与传导机制分析，进一步提升研究结论的普适性与实践价值。

4.2. 政策建议

4.2.1. 强化高标准农田建设

鉴于有效灌溉面积是农业经济高质量发展的核心显著驱动因素，将高标准农田建设作为核心工作，重点推进灌溉设施智能化改造，在粮食主产区推广滴灌、喷灌等节水灌溉技术，提升有效灌溉面积覆盖率与利用效率；针对中西部地区灌溉设施薄弱问题，设立专项建设资金，完善小型水利工程与灌区配套设施，补齐生产要素短板。

4.2.2. 推动区域协同均衡发展

针对农业新质生产力“东部领跑、中部跟进、西部滞后”的区域特征，建立东中西部农业发展帮扶机制，东部向中西部输出数智农业发展经验与技术；中西部立足本地农业资源禀赋，重点补齐生产要素与数字基建短板，因地制宜发展特色农业，逐步缩小区域发展差距。

4.2.3. 壮大农业产业规模

依托农村收入水平、农业产业规模的中介传导作用，支持农业龙头企业与合作社发展农产品精深加

工, 延伸农业产业链, 扩大农业产业规模; 培育农村电商新业态, 提升农产品电子商务销售额, 拓宽农产品销售与农民增收渠道, 强化产业与收入的中介赋能效应。

4.2.4. 推动农业绿色发展

围绕农业绿色发展维度建设, 利用数智化手段精准管控农用化肥施用量, 推广测土配方施肥、生态种养等绿色生产模式; 提升农林牧渔服务业增加值, 完善农业绿色发展配套机制, 推动农业绿色发展与高质量发展深度融合。

基金项目

蚌埠学院国家级大学生创新训练项目《基于数智化背景下, 新质生产力赋能农业经济高质量发展的研究》(202411305056); 蚌埠学院线上线下混合式一流课程《线性代数I》(2023xsxx3); 蚌埠学院校级重点教育教学改革研究项目《数智化背景下 AI 赋能个性化学习路径构建与研究——以大学数学为例》(2025jyxm1)。

参考文献

- [1] 张林, 蒲清平. 新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2023, 29(6): 137-148.
- [2] 祝志勇, 杨凤梅, 李维莉. 新质生产力三维创新生态系统及水平测度分析[J]. 云南财经大学学报, 2024, 40(6): 1-14.
- [3] 孙丽伟, 郭俊华. 新质生产力评价指标体系构建与实证测度[J]. 统计与决策, 2024, 40(9): 5-11.
- [4] 王蕾, 丁延武, 郭晓鸣. 我国县域经济高质量发展的指标体系构建[J]. 软科学, 2021, 35(1): 115-119+133.
- [5] 张建伟, 曾志庆, 李国栋. 中国农业经济高质量发展水平测度及其空间差异分析[J]. 世界农业, 2022(10): 98-110.
- [6] 初金哲, 周丹. 新质生产力赋能农业经济高质量发展的意义、掣肘及优化路径研究[J]. 当代农村财经, 2024(5): 40-44.
- [7] 钟洁. 新质生产力赋能农业经济高质量发展的意义及优化路径探索[J]. 商场现代化, 2025(11): 163-165.
- [8] 王加元. 新质生产力对农业经济高质量发展的影响、制约因素与优化路径研究[J]. 山西农经, 2024(24): 156-158.
- [9] 宋跃刚, 朱苗苗. 新质生产力对农业高质量发展的影响[J]. 统计学报, 2025, 6(1): 68-82.
- [10] 李小珊. 新质生产力赋能农业经济发展的作用机制研究[J]. 中国集体经济, 2025(14): 9-12.
- [11] 范晓慧. 新质生产力对农业经济韧性的影响及机制分析[J]. 乡村科技, 2025, 16(23): 77-82.