

# 数字经济赋能农业高质量发展的实证分析

耿俊婷<sup>1</sup>, 徐梓钦<sup>2</sup>, 张朝辉<sup>1</sup>

(1. 河南农业大学经济与管理学院, 河南郑州 450046; 2. 郑州银行股份有限公司, 河南郑州 450000)

**摘要:**【目的】实证分析数字经济对农业高质量发展的影响效应与机制, 助力农业现代化进程。【方法】基于2012-2022年省级面板数据, 运用熵值法测算数字经济、农业新质生产力, 并用SBM-GML模型测算农业高质量发展, 使用双向固定效应模型、中介效应模型等方法, 探究数字经济对农业高质量的影响以及农业新质生产力的作用机制。【结果】数字经济在推动农业实现高质量发展方面具有显著的正向效应, 且这种效应存在显著的时间异质性; 进一步研究发现, 农业新质生产力是数字经济赋能农业迈向高质量发展阶段的重要机制; 异质性分析表明, 在粮食主销区和产销平衡区, 数字经济对促进农业高质量发展存在显著的正向影响; 在影响渠道方面, 数字经济主要是通过绿色技术进步渠道促进农业高质量发展。【结论】把握数字经济的发展机遇, 加快培育农业新质生产力, 推动数字技术实现颠覆性创新, 促进数字经济与实体经济融合, 优化资源配置, 能够为农业高质量发展注入强大动力。

**关键词:** 数字经济; 农业新质生产力; 农业高质量发展; 中介效应

中图分类号: F323 文献标志码: A

## An empirical analysis on digital economy enabling the high-quality development of agriculture

GENG Juntong<sup>1</sup>, XU Ziqin<sup>2</sup>, ZHANG Zhaohui<sup>1</sup>

(1. College of Economics and Management, Henan Agricultural University, Zhengzhou 450046, China; 2. Bank of Zhengzhou Co., Ltd., Zhengzhou 450000, China)

**Abstract:** 【Objective】 Empirical analysis of the impact and mechanism of digital economy on high-quality agricultural development, promoting the process of agricultural modernization. 【Method】 This paper utilizes provincial panel data from 2012 to 2022, employs the entropy method to measure the digital economy and new-quality productive forces in agriculture, and applies the SBM-GML model to measure agricultural high-quality development. It further explores the impact of the digital economy on agricultural high-quality development and the mechanism of action of new-quality productive forces in agriculture using methods such as two-way fixed effects models and mediation effect models. 【Result】 The digital economy demonstrates a significant positive effect in promoting high-quality agricultural development, and this effect exhibits notable temporal heterogeneity. Further research reveals that new-quality productive forces in agriculture are a crucial mechanism through which the digital economy empowers agriculture to advance towards high-quality development. Heterogeneity analysis shows that in grain-consuming regions and regions with

收稿日期: 2024-12-10 接受日期:

基金项目: 国家自然科学基金项目(72373036); 国家社科基金后期资助项目(22FJYB050); 河南省高校人文社会科学研究一般项目(2025-ZZJH-146)

作者简介: 耿俊婷(1998—), 女, 河南焦作人, 硕士研究生, 主要从事农业经济研究, 邮箱: gjt9067@163.com。

通信作者: 张朝辉(1980—), 男, 河南信阳人, 硕士, 副教授, 邮箱: zhangzhaohui@henau.edu.cn。

balanced production and sales, the digital economy has a significant positive impact on promoting high-quality agricultural development. In terms of influence channels, the digital economy primarily promotes high-quality agricultural development through green technological progress. **【Conclusion】** Seizing the opportunities presented by the development of the digital economy, accelerating the cultivation of new-quality productive forces in agriculture, promoting disruptive innovations in digital technology, promoting the integration of digital economy and real economy, and optimizing resource allocation can inject powerful impetus into the high-quality development of agriculture. **Keywords:** digital economy; new-type agricultural productivity; high-quality agricultural development; mediating effect

党的二十大报告提出“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”，要坚持以推动高质量发展为主题，加快构建现代化经济体系，着力提高全要素生产率，全面推进乡村振兴战略。自改革开放以来，中国农业农村发展日新月异，农业综合生产能力显著提高，但农业发展仍面临着农业基础薄弱、科技创新能力不足、农业人才缺失、资源环境约束等一系列问题<sup>[1]</sup>，因此，要实现农业高质量发展就必须寻找新的着力点。

当前，大数据、人工智能、区块链以及物联网等数字技术飞速发展，并逐渐应用到农业领域，数字技术为农业领域带来的新型生产要素优化了资源配置效率<sup>[2]</sup>，缓解了农业生产中的信息不对称问题<sup>[3]</sup>，促进了农业技术创新，提高了农业产业的数智化水平。习近平总书记提出，“新质生产力是符合新发展理念先进生产力质态，以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵，其核心是提升全要素生产率”，并强调“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点”<sup>[4]</sup>。而数字经济是以数据资源作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动<sup>[5]</sup>，可以加快各类资源要素的流动，推动生产力要素优化组合和更新跃升，助力新质生产力加快形成和发展。基于此，将数字经济、农业新质生产力与农业高质量发展纳入同一框架进行分析，并从实证的角度探讨三者间的关系，进而研究数字经济、农业新质生产力对农业高质量发展的影响机制。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 数字经济对农业高质量发展的影响

农业高质量发展是一个综合性的概念，包含保供给、提质量、促增长、强科技和增绿色等多重发展理念<sup>[6]</sup>。数字经济创新性强、覆盖度广，在改善要素配置效率、降低生产成本、缓解信息不对称等方面具有天然优势。数字经济对农业高质量发展的主要影响体现在：一是数字经济可以提高农业生产率。新型农业机械设备的广泛应用，大大减少了劳动力的消耗，还能通过数据分析，为农户提供更加科学的种植方案<sup>[7]</sup>，进一步提高农业生产效率；二是数字经济可以促进农业可持续发展。数字经济带来的农业技术创新可以改善农业基础设施，推广农业节水节肥种植，发展低碳环保的新型农业，确保资源的使用能够发挥最大效益，促进农业绿色发展<sup>[8]</sup>；三是数字经济可以促进农村产业升级。数字经济快速发展催生了一批新兴产业，网络营销、农村电商等逐渐深入农业领域，有助于形成高效合作、互惠互利的农业产业生态体系，进而促进了农产品加工业的发展，提升了产品质量，满足了消费者对高质量农产品的需求。因此，数字经济推动了农业产业的转型升级，促进农业提质增效<sup>[9]</sup>。综上，提出研究假设  $H1$ ：

假设  $H1$ ：数字经济能够显著促进农业高质量发展。

### 1.2 农业新质生产力的中介效应

#### 1.2.1 数字经济推动农业新质生产力发展

数字经济作为一种新型经济形态，依托大数据、物联网等数字技术，实现传统生产力要

素的深度转型，为新质生产力发展构造坚实基础，成为新质生产力发展源源不断的动力。一是数字经济促进农业劳动者数字素养不断提高。数字经济降低了生产、销售信息以及农业生产知识获取的成本，为劳动者提供了更多的学习机会，劳动者素质不断提高<sup>[10]</sup>，能够及时掌握行业的最新动态和技术趋势；二是数字经济促进劳动资料升级改造，突破传统农业生产的局限。通过运用智能化设备，农户可对农田进行监测和智能调度，及时发现农田出现的异常情况，从而降低农业生产风险；三是数字经济为农业生产带来了新的劳动对象。数据等资源成为新型劳动对象，通过与劳动力、资本等要素协同优化，发挥数据要素乘数效应，驱动生产力跃迁<sup>[11]</sup>。

### 1.2.2 农业新质生产力促进农业高质量发展

农业新质生产力涉及更深层次的科学技术进步和创新能力提升，是高质量发展的基础和前提。一是农业新质生产力依托新型劳动对象促进农业高质量发展。农业新质生产力以创新为驱动力，通过数据、数字技术等新型要素收集、处理信息，并应用于农业生产经营和优化资源要素配置等方面<sup>[12]</sup>，从而使农业生产不再局限于土地、劳动力、资本等传统要素，逐渐从依赖资源消耗转向依靠科技创新和效率提升<sup>[13]</sup>，进一步提高全要素生产率；二是利用新型生产工具，打造农业产业新型合作模式。农业企业可利用大数据平台共享信息，提高农业产业链的生产和服务效率，增强产业韧性<sup>[14]</sup>，并且数据平台的发展加强了一二三产业的联系，从而助推传统农业产业向高端化、智能化转型升级；三是塑造新型生产关系促进农业高质量发展。新型生产关系催生农村产业新业态，新型劳动者依靠信息技术、物联网平台等线上、线下多场景联动的模式，打破了传统的销售方式，拓宽了农产品的销售渠道并根据数据分析及时把握市场需求，不断延长农产品加工转化链条，推动农村产业融合发展<sup>[15]</sup>。因此，数字经济可以推动农业新质生产力快速发展，而农业新质生产力又能促进农业高质量发展。综上，提出研究假设  $H2$ ：

假设  $H2$ ：数字经济可以通过推动农业新质生产力提高促进农业高质量发展。

## 2 研究设计

### 2.1 变量选取

#### 2.1.1 被解释变量

考虑到传统全要素生产率的不足，本研究采用带有非期望产出的超效率 SBM-GML 指数模型来衡量农业高质量发展指标。为此，本研究参照 OH<sup>[16]</sup>构造 GML 指数，其表达式为：

$$GML^{(t,t+1)}(x^{(t+1)}, y^{(t+1)}, b^{(t+1)}, x^t, y^u, b^t) = \frac{1+D_G^T(x^t, y^t, b^t)}{1+D_G^T(x^{(t+1)}, y^{(t+1)}, b^{(t+1)})} \quad (1)$$

式中  $GML^{t,t+1}$  大于 1 时，表明农业绿色全要素生产率 ( $GTFP$ ) 有所提高，意味着农业生产情况变好；当  $GML^{t,t+1}$  小于 1 时，表明农业绿色全要素生产率有所降低，意味着农业生产环境恶化。此外， $GML$  指数还可以进一步细分为绿色技术进步指数 ( $GTC$ ) 和绿色技术效率变化指数 ( $GEC$ ) 两个部分，其表达式为：

$$GML = GTC \times GEC \quad (2)$$

结合赵哲等<sup>[17]</sup>的研究及农业生产实际，选取如下指标测度农业高质量发展（表 1）。并基于以下指标，利用 MATLAB R2022a 软件计算农业绿色全要素生产率。

表 1 农业高质量发展指标体系

Table 1 Indicator system for high-quality agricultural development

指标名称	指标量化方式
Indicator name	Method of indicator quantification
期望产出	农业牧渔业总产值（以 2012 年为基期平减）
Expected output	

非期望产出 Undesired output	农业碳排放总量
土地投入 Land input	农作物播种面积和水产养殖面积之和
劳动力投入 Labor input	乡村农林牧渔业从业人员数
农药投入 Pesticide input	农药使用量
灌溉投入 Irrigation input	有效灌溉面积
役畜投入 Draft animal input	农用役畜年末存栏数
化肥投入 Fertilizer input	农用化肥施用折纯量
机械投入 Machinery input	农业机械总动力

此外，在实际估计时，需要对 GML 指数进行相应变换<sup>[18]</sup>，设 2012 年为基期，则 2013 年实际 GML 指数等于 2012 年测得的 GTFP 乘以 2013 年测得的 GML 指数，以此类推。GEC 和 GTC 计算方法同 GML。各省份 2012—2022 年的农业绿色全要素生产率及其分解值均值见表 2。

表 2 各省份 2012—2022 年农业绿色全要素生产率及其分解值均值

Table 2 The average values of agricultural green total factor productivity and its decomposition value in each province from 2012 to 2022

省份 Province	农业绿色全要素生产率 Green total factor productivity in agriculture	绿色技术效率变化指数 Green technology efficiency change index	绿色技术进步指数 Green technology change index	省份 Province	农业绿色全要素生产率 Green total factor productivity in agriculture	绿色技术效率变化指数 Green technology efficiency change index	绿色技术进步指数 Green technology change index
上海 Shanghai	1.252	0.731	1.926	江西 Jiangxi	1.752	1.077	1.610
云南 Yunnan	2.584	2.338	1.176	河北 Hebei	1.485	1.048	1.394
内蒙古 Inner Mongolia	1.299	0.967	1.330	河南 Henan	1.713	1.180	1.408
北京 Beijing	1.562	0.981	1.606	浙江 Zhejiang	2.045	0.958	2.162
吉林 Jilin	1.053	0.733	1.488	海南 Hainan	1.809	1.005	1.775
四川 Sichuan	1.604	0.677	2.389	湖北 Hubei	1.621	0.949	1.695
天津	2.278	2.125	1.059	湖南	1.374	0.853	1.604

Tianjin				Hunan			
宁夏	1.763	1.220	1.483	甘肃	2.401	1.072	2.203
Ningxia				Gansu			
安徽	1.517	0.883	1.741	福建	1.813	1.034	1.740
Anhui				Fujian			
山东	1.437	0.923	1.575	贵州	2.994	2.963	0.987
Shandong				Guizhou			
山西	1.451	1.686	1.034	辽宁	1.205	0.585	2.348
Shanxi				Liaoning			
广东	1.746	0.965	1.784	重庆	1.897	1.284	1.433
Guangdong				Chongqing			
广西	1.579	0.952	1.644	陕西	1.712	1.045	1.617
Guangxi				Shaanxi			
新疆	1.764	1.267	1.353	青海	2.383	1.004	2.337
Xinjiang				Qinghai			
江苏	1.968	0.972	2.042	黑龙江	1.465	1.044	1.414
Jiangsu				Heilongjiang			

从表 2 中可以看出, 2012—2022 年各省份的农业绿色全要素生产率均值均大于 1, 而除贵州省的绿色技术进步指数均值小于 1 外, 其他省份均值均大于 1; 此外, 有 14 个省份的绿色技术效率变化指数均值小于 1。这说明农业绿色全要素生产率指数主要依靠绿色技术进步带动, 绿色技术效率仍有待提升。

### 2.1.2 核心解释变量

建立数字经济指标体系。参考陈昭等<sup>[9]</sup>、鲁钊阳等<sup>[7]</sup>的研究, 并基于数字经济的内涵以及数据的可得性, 从宏观层面选取数字经济发展基础、数字产业化以及产业数字化构建 3 个数字经济一级指标、6 个二级指标以及 25 个三级指标(表 3)。

表 3 数字经济指标体系

Table 3 Indicator system of digital economy

一级指标	二级指标	三级指标
Primary indicator	Secondary indicator	Tertiary indicator
数字经济发展基础 The foundation for the development of the digital economy	传统基础设施	互联网宽带接入端口数
		互联网宽带接入用户数
	数字化基础设施	每千人拥有域名数
		光缆长度
		信息传输计算机服务和软件业全社会固定资产投资
		每百家企业拥有网站数
数字产业化 Digital industrialization	电信业、软件和信息技术服务业规模	移动电话普及率
		电信业务总量
		通信设备、计算机及其他电子设备制造业主营业务收入
		电子信息产业制造业企业数量
		软件产品收入规模
		信息技术服务收入规模
产业数字化 Industry digitization	农业	开通互联网宽带业务的行政村比重
		农村宽带接入用户
		农林牧渔业固定资产投资总额

	工业增加值
工业	国家专利申请授权量/规模以上工业企业 R&D 人员全时当量 规模以上工业企业新产品销售收入/工业企业主营业务收入 工业企业每百人使用计算机台数
	第三产业增加值
	移动互联网用户数
第三产业	快递量 人均交通和通信消费支出 人均文教娱乐消费 数字普惠金融指数

在测度方面，为避免主观赋权法可能导致的人为误差，故本研究选取客观赋权法中的熵值法测算数字经济的发展程度。

### 2.1.3 机制变量

本研究选取农业新质生产力作为机制变量，并用熵值法测度。参考朱迪<sup>[20]</sup>等学者的研究，并结合农业新质生产力的内涵以及数据的可得性和可测量性。如表 4 所示，本研究从农业劳动者、农业劳动对象以及农业劳动资料 3 个一级指标、7 个二级指标以及 18 个三级指标来构建评价指标体系。

表 4 农业新质生产力评价指标体系

Table 4 Evaluation index system of new agricultural productivity

一级指标 Primary indicator	二级指标 Secondary indicator	三级指标 Tertiary indicator	计量方式 Measurement method	属性 Attribute
农业劳动者 Agricultural laborers	劳动者技能	受教育程度	劳动力人均受教育年限	+
		人力资本结构	专科以上大学生数量占总人口比重	+
	劳动生产率	第一产业人均产值	第一产业产值/第一产业从业人数	+
		农村居民人均收入	农村居民人均可支配收入	+
		劳动者就业理念	农村劳动力流动情况	外出务工劳动力/乡村从业人员
农业劳动对象 Objects of agricultural labor	生态环境	绿色环保	森林覆盖率	+
		污染治理	环境保护财政支出/政府公共财政支出	+
		农业 COD 污染排放占比/第一产业产值占比	-	
	新质产业	农业产业	农民专业合作社数量/第一产业从业人员	+
		电子商务	电子商务销售额	+
		创新情况	农业专业化国家重点龙头企业数量	+
		农业基础设施	农村公路里程数/乡村人口	+
农业劳动资料 Agricultural labour materials	物质生产资料	农村能源消费水平	农林牧渔业能源消费量/农林牧渔业从业人数	-
			农村用电量/农村人口数	+
	无形生产资料	农业科技从业人数	农业科技从业人数	+
		农业科技创新	农业 R&D 投入存量	+
		农业技术创新（农业三类专利数总和）	农业技术创新（农业三类专利数总和）	+

### 2.1.4 控制变量

为尽可能排除数字经济对高质量发展回归过程中其他因素的影响，本研究参考其他学者

的研究，选取以下控制变量。

表 5 控制变量指标体系

Table 5 Indicator system of control variables

变量名称 Variable name	测度方法 Measurement method
外资投入水平 Level of foreign investment	外商投资总额占地区生产总值的比重
环境规制 Environmental regulation	工业污染治理完成投资额与工业增加值的比值
城镇化水平 Level of urbanization	城镇人口占年末常住人口的比重
产业聚集程度 Degree of industrial agglomeration	就业人员数占行政区划面积的比重

## 2.2 数据来源及描述性统计

根据研究目的并考虑数据的可得性，本研究选取中国 30 个省份（港澳台和西藏除外）的 2012—2022 年的平衡面板数据，用线性插值法对少量缺失数据填补。数据主要来源于北京大学数字金融研究中心、《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》以及各省份统计年鉴等。表 6 是各变量的描述性统计分析。

表 6 被解释变量、核心解释变量与控制变量的描述性统计分析

Table 6 Descriptive statistical analysis of explained variables, core explanatory variables and control variables

变量名称 Variable name	(1) 观测数 Observations	(2) 均值 Mean	(3) 标准差 Standard deviation	(4) 最小值 Minimum	(5) 最大值 Maximum
农业高质量发展 High-quality development of agriculture	330	1.7509	0.8915	0.8055	6.4083
数字经济 Digital economy	330	0.3801	0.0925	0.2195	0.6903
农业新质生产力 New quality productivity in agriculture	330	0.4297	0.1757	0.1144	0.8311
外资投入水平 The level of foreign investment	330	0.8675	4.3565	0.0474	56.0536
城镇化水平 Level of urbanization	330	475.72 10	708.4295	7.9053	3,927.4500
环境规制 Environmental regulation	330	0.0032	0.0036	-0.0027	0.0310
产业聚集程度 Degree of industrial agglomeration	330	0.0262	0.0390	0.0004	0.2171

## 2.3 模型设定

为检验上述研究假设，本研究设定如下基本模型：

$$GTFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t} + \alpha_2 Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中： $GTFP_{i,t}$ 为省份*i*在*t*时期的农业高质量发展水平； $DE_{i,t}$ 为省份*i*在*t*时期的数字经

济发展水平指标； $Z_{i,t}$ 代表本研究选取的一系列控制变量； $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ 为待估参数； $\mu_i$ 表示省份不随时间变化的个体固定效应； $\delta_t$ 表示控制时间固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

为了检验农业新质生产力的机制效应，参考江艇<sup>[21]</sup>的研究，本研究通过数字经济发展水平对农业新质生产力的影响检验作用机制，具体模型设定如下：

$$NPI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DE_{i,t} + \beta_2 Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中，机制变量 $NPI_{i,t}$ 代表省份 $i$ 在 $t$ 时期的农业新质生产力指数，控制变量设定与式(3)相同， $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ 为待估参数； $\mu_i$ 表示省份不随时间变化的个体固定效应； $\delta_t$ 表示控制时间固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

### 3 数字经济对农业高质量发展的实证检验

#### 3.1 基准回归结果

表7的基准回归结果，在模型(1)中，数字经济对农业高质量发展的影响显著为正。在模型(2)至模型(5)中，逐步添加控制变量回归后，数字经济对农业高质量发展的影响在1%的置信水平上正向显著，假设H1得到了初步验证。在模型(5)中，外资投入水平的系数为正但不显著，说明外资的投入对农业高质量发展有一定的正向影响但在当前环境下影响较为微弱<sup>[22]</sup>；城镇化水平通过了1%的显著性水平检验且系数为正，意味着城镇化水平越高越能够有效促进本地区农业高质量发展；环境规制的系数为负并通过了10%的显著性水平检验，说明各地区的环境规制对以提升全要素生产率为主的高质量发展起到了抑制作用，其原因可能在于，环境规制会影响农户和农业企业的财富积累，导致生产成本增加，影响要素配置效率，不利于农业高质量发展<sup>[23]</sup>；产业聚集程度通过了1%的显著性检验但系数为负，这意味着产业聚集对农业高质量发展呈现出抑制作用，这可能是由于产业聚集不利于环境保护，并且农业产业同质化严重，容易形成恶性竞争，不利于农业高质量发展。

表7 基准回归结果

Table 7 Baseline regression results

变量名称 Variable name	农业高质量发展 High-quality development of agriculture				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字经济 Digital economy	3.625*** (0.779)	3.591*** (0.803)	3.867*** (0.912)	3.731*** (0.911)	4.347*** (0.835)
外资投入水平 The level of foreign investment		0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)
城镇化水平 Level of urbanization			0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.011*** (0.003)
环境规制 Environmental regulation				-16.392* (9.847)	-17.289* (9.731)
产业聚集程度 Degree of industrial agglomeration					-44.837*** (13.739)
常数项 Constant terms	-2.131*** (0.586)	-2.110*** (0.601)	-12.417 (12.715)	-12.885 (12.621)	-34.431*** (9.316)
省份固定 Province fixed	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定 The year is fixed	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	330	330	330	330	330

Observations					
$R^2$	0.772	0.773	0.774	0.775	0.786

注：括号内为稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%以及10%的置信水平上通过显著性检验，下同。

Note: Robust standard errors are reported in parentheses, \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1%, 5%, and 10% confidence levels, respectively. The same convention applies hereinafter.

### 3.2 稳健性检验

#### 3.2.1 样本缩尾处理

为剔除样本中异常值对研究结论的影响，对所有变量数据在前后1%缩尾处理后再进行回归。结果如表8列(1)所示，数字经济的系数在1%的置信水平上正向显著，初步证实了在排除异常值影响后，结论依然稳健。

#### 3.2.2 更换核心解释变量测算方法

为进一步增强研究结论的稳健性，本研究将采用不同的方法来重新测算数字经济，即将前文使用的熵值法换为主成分分析法，然后重新进行回归。结果如表8列(2)所示，数字经济通过了1%的显著性检验，表明数字经济仍然能够对农业高质量发展产生显著的正向影响，进一步地验证了上文的结论。

#### 3.2.3 剔除直辖市样本

相较于其他省份，直辖市在经济、政策方面有明显优势。因此，删除北京、天津、上海以及重庆的样本后再重新回归。其结果如表8列(3)所示，数字经济的系数为4.964，在1%的置信水平上正向显著。说明在删除四个直辖市样本之后，数字经济仍然能够显著地推动农业高质量发展水平提升，本研究的结论仍然成立。

表8 稳健性检验结果

Table 8 Robustness test results

变量名称 Variable name	农业高质量发展 High-quality development of agriculture		
	(1)	(2)	(3)
数字经济	4.267***	1.104***	4.964***
Digital economy	(5.447)	(3.427)	(5.589)
外资投入水平	-0.026	0.008***	-0.005
The level of foreign investment	(-0.256)	(3.127)	(-1.519)
城镇化水平	0.012***	0.005*	0.012***
Level of urbanization	(4.519)	(1.833)	(3.446)
环境规制	-25.930**	-24.556**	-10.913
Environmental regulation	(-2.357)	(-2.516)	(-1.184)
产业聚集程度	-46.990***	-24.990*	83.494***
Degree of industrial agglomeration	(-3.609)	(-1.751)	(3.717)
常数项	-37.799***	-15.628*	-2.030***
Constant terms	(-4.016)	(-1.654)	(-2.644)
省份固定	YES	YES	YES
Province fixed			
年份固定	YES	YES	YES
The year is fixed			
观测数	330.000	330.000	286.000
Observations			

$R^2$ 

0.810

0.766

0.805

### 3.3 内生性检验

尽管本研究进行了一系列的稳健性检验，但影响农业高质量发展的因素有很多，即使对某些变量进行了尽可能严格的控制，但也难以避免因缺失变量而产生的内生性问题。因此，为避免可能存在的反向因果和缺失变量等内生性问题所导致的估计误差，本研究采取工具变量法进行两阶段最小二乘回归（2SLS），以进一步确保研究结论的稳健性。

为解决研究中产生的反向因果所导致的内生性问题，本研究选取地形起伏度（RDLS）作为本研究的工具变量。首先，地形起伏度属于地理特征，不直接影响估计模型内的各经济变量，故而满足工具变量的外部性条件；其次，地形起伏度能够影响数字经济产业基础设施建设成本以及当地互联网发展<sup>[24]</sup>，故满足工具变量的相关性条件。所以本研究认为地形特征可以作为工具变量进行内生性检验。

此外，由于本研究所用到的数据为面板数据，但地形起伏度为截面数据，无法满足面板数据的要求。故本研究参考黄群慧等<sup>[25]</sup>的处理方法，引入时间变量来构造面板工具变量。具体做法为地形起伏度与时间变量（本研究所涉及的年份）构造交互项作为数字经济的工具变量。

工具变量的回归结果如表 9 所示，列（1）、列（2）为未添加控制变量的回归结果，列（3）、列（4）为加入控制变量的回归结果。列（2）中数字经济的系数为 10.2155 且通过了 1% 的显著性检验。再加入控制变量回归后，数字经济的系数增长到 14.5274，这意味着控制变量的选取是有效的，缓解了模型估计的偏误，使得数字经济对农业高质量发展的影响渠道更为清晰。表 9 的结果表明，在充分考虑了内生性因素的影响后，数字经济对提升农业高质量发展的效应仍旧成立，并且结果均在 1% 的水平上显著。此外，对于原假设“工具变量识别不足”的检验，Kleibergen-Paap rk 的 LM 统计量 P 值均为 0.000，显著拒绝原假设；在工具变量弱识别的检验中，Kleibergen-Paap rk 的 Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。综上，上述检验充分说明本研究工具变量构造的合理性以及研究结果的稳健性。

表 9 内生性检验结果

Table 9 Endogeneity test results

变量名称 Variable name	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	Phase 1	Phase 2	Phase 1	Phase 2
数字经济		10.2155***		14.5274***
Digital economy		(6.55)		(6.52)
工具变量	0.006***		0.005***	
Tool variables	(7.37)		(6.12)	
外资投入水平			0.002***	-0.0174**
The level of foreign investment			(4.04)	(-2.27)
城镇化水平			-0.001***	0.0305***
Level of urbanization			(-4.87)	(4.63)
环境规制			-1.083	5.2512
Environmental regulation			(-1.40)	(0.41)
产业聚集程度			2.830***	-89.8186***
Degree of industrial agglomeration			(3.27)	(-3.96)
Kleibergen-Paap rk LM统计量		54.276		19.183
Kleibergen-Paap rk LM statistic		[0.000]		[0.000]

Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量		73.130		37.416
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		{16.38}		{16.38}
省份固定	YES	YES	YES	YES
Province fixed				
年份固定	YES	YES	YES	YES
The year is fixed				
观测数	330	330	330	330
Observations				
$R^2$	0.202	0.585	0.147	0.499

注：[] 数值为 P 值，{} 数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值，下同。

Note: The [] value is the P value, and the {} value is the critical value at the 10% level of the Stock-Yogo weak recognition test. The same convention applies hereinafter.

## 4 进一步讨论

### 4.1 影响机制检验

本研究借鉴江艇<sup>[21]</sup>对中介效应检验的论述以及胡增玺<sup>[26]</sup>、祝树金<sup>[27]</sup>的做法，采用工具变量回归来检验数字经济对机制变量的因果关系探究影响渠道。

根据前文的分析，数字经济主要通过促进农业新质生产力的提高，进而实现农业高质量发展。新质生产力是由技术革命性突破、要素创新性配置、产业深度转型升级而催生出的当代先进生产力，以全要素生产率提升为核心标志，以实现农业高质量发展为中心<sup>[6]</sup>。而数字经济作为新时代发展最重要的动能之一，主要通过以下三个方面促进农业新质生产力的培育。一是以数字技术为代表的信息技术革命推动传统产业的数字化转型，进而形成新质产业和新质生产要素，从而赋能新质生产力的培育，最终促进全要素生产率的提高；二是数字经济能够推动农业内部的农业科技创新，推动农业生产设施数字化、农业生产工具智能化以及农业生产智慧化，促进农业新质生产力的发展；三是数字经济能够通过带动效应使二、三产业的新质生产力向农业传导，带动农业将以往的高能耗、高投入以及高排放的传统农业生产力转型升级为绿色、低碳的农业新质生产力。因此，我们将农业新质生产力作为数字经济的机制变量进行机制分析。理论上来说，新质生产力水平较高的地区，发展水平较为先进，基础设施较为完善，从而影响数字经济发展水平。也即是说，数字经济与农业新质生产力之间可能存在逆向因果问题。为了缓解数字经济对农业新质生产力的机制分析中可能存在的内生性问题，本研究采用前文构建的工具变量进行分析。

结果如表 10 所示，其中列（1）为未使用工具变量回归，此时数字经济的系数为 0.203 且通过了 1% 置信水平上的显著性检验。列（2）为工具变量回归第二阶段的回归结果，此时数字经济的系数为 0.2634 且通过了 5% 的显著性检验。此外，对于原假设“工具变量识别不足”的检验，Kleibergen-Paap rk 的 LM 统计量 P 值为 0.000，显著拒绝原假设；在工具变量弱识别的检验中，Kleibergen-Paap rk 的 Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。工具变量的有效性和外生性检验结果均表明工具变量的选择是合理的。最终我们可以得出结论，数字经济通过有效提升农业新质生产力水平，进而显著促进农业高质量发展的传导机制成立。表明假设 H2 成立。

表 10 农业新质生产力的机制检验结果

Table 10 Results of mechanism test of new agricultural productivity

变量名称 Variable name	农业新质生产力 New quality productivity in agriculture	
	(1)	(2)

数字经济	0.203***	0.2634**
Digital economy	(3.040)	(0.1088)
外资投入水平	-0.001***	-0.0007**
The level of foreign investment	(-2.908)	(0.0003)
城镇化水平	0.0002	0.0003
Level of urbanization	(0.816)	(0.0003)
环境规制	-0.001	0.1333
Environmental regulation	(-0.002)	(0.5877)
产业聚集程度	-0.553	-0.8219
Degree of industrial agglomeration	(-0.704)	(0.8781)
常数项	-0.157	
Constant terms	(-0.230)	
Kleibergen-Paap rk LM统计量		19.183
Kleibergen-Paap rk LM statistic		[0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量		49.125
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		{16.38}
省份固定	YES	YES
Province fixed		
年份固定	YES	YES
The year is fixed		
观测数	330	330
Observations		
$R^2$	0.938	0.459

## 4.2 异质性检验

### 4.2.1 基于农业功能区的异质性分析

鉴于中国各省份的农业资源禀赋存在较大差异,本研究采取反应粮食产销状况的区域划分法,以此探究数字经济对农业高质量发展的影响以及农业新质生产力的赋能作用。其中,粮食主产区的农业资源禀赋较为优越,粮食产量大,能向其他省份调出大量粮食;粮食主销区的省份经济发展水平较高,但粮食产量较少,粮食需求较高;产销平衡区基本能满足当地粮食需求,但能调出的粮食产量较为有限。

表 11 是不同农业功能区的异质性检验结果,结果显示,在粮食主产区数字经济对农业高质量发展的影响并不显著,农业新质生产力的赋能效应也不显著,这可能是由于粮食主产区的数字经济发展水平与农业新质生产力水平和农业高质量发展之间匹配度不高,数字经济与农业新质生产力发展基础较为薄弱,难以赋能农业高质量发展;粮食主销区,数字经济对农业高质量发展的影响以及农业新质生产力的赋能效应都为正向显著,这可能是由于粮食主销区的省份大多是经济基础较好的省份,其数字基础设施较为完善,科技创新能力较强,这说明在粮食主销区,数字经济与农业新质生产力发展较好,能够有效赋能农业高质量发展;在产销平衡区,数字经济对农业高质量发展具有显著正向影响,但农业新质生产力的赋能效应并不显著,这可能是由于该区域的农业资源较为匮乏,多以丘陵、山地农业为主,经营形式多为休闲农业、观光农业。因此,数字经济的发展能够显著影响农业高质量发展,但该区域发展农业新质生产力的内生动力不足<sup>[20]</sup>,尚不足以对农业高质量发展赋能。

表 11 基于不同农业功能区的异质性检验

Table 11 Heterogeneity test based on different agricultural functional areas

变量名称	粮食主产区	粮食主销区	产销平衡区
------	-------	-------	-------

Variable name	The main grain producing areas		The main grain sales area		Production and sales balance areas	
	农业高质量发展	农业新质生产力	农业高质量发展	农业新质生产力	农业高质量发展	农业新质生产力
	High-quality development of agriculture	New quality productivity in agriculture	High-quality development of agriculture	New quality productivity in agriculture	High-quality development of agriculture	New quality productivity in agriculture
数字经济	-0.342	0.089	5.624*	0.127**	8.144***	-0.019
Digital economy	(0.643)	(0.156)	(2.893)	(0.060)	(1.888)	(0.095)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Control variable	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.443	0.375***	-2.232	-0.302	-5.959**	0.315**
Constant terms	(0.303)	(0.076)	(21.604)	(1.069)	(2.350)	(0.142)
省份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Province fixed	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
The year is fixed	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	143.000	143.000	77.000	77.000	110.000	110.000
Observations	143.000	143.000	77.000	77.000	110.000	110.000
R <sup>2</sup>	0.942	0.448	0.863	0.722	0.817	0.607

#### 4.2.2 基于绿色全要素生产率分解的异质性分析

本研究将 GML 指数进一步分解为绿色技术进步 (GTC) 和绿色技术效率 (GEC), 进而梳理分析数字经济对农业高质量发展的影响渠道。其结果如下表 12 所示, 列 (1) 为绿色技术进步回归结果, 列 (2) 为绿色技术效率回归结果。从列 (1) 和列 (2) 的结果中可以看出, 数字经济的促进作用主要来自于绿色技术进步, 这也佐证了前文农业绿色全要素生产率指数主要依靠绿色技术进步带动的结论, 而绿色技术效率的系数虽然为正, 但并不显著。这表明, 数字经济促进农业高质量发展的渠道主要是推动绿色技术进步, 而非绿色技术效率。其原因可能是: 一方面, 数字经济的快速发展为农户和农业企业提供了更宽广的信息获取途径, 提高了农业生产技术水平, 并且数据要素广泛应用正加快推动农业农村向智慧农业、电商农业、共享农业等农业新业态发展, 不断促进数字技术的革新; 另一方面, 生产技术与之前相比有较大提升, 但是农业管理水平, 资源要素的利用效率以及配置效率仍有待提升, 因此绿色技术效率对农业高质量发展的促进效果尚不明显。

表 12 基于绿色全要素生产率分解以及时间异质性的分析

变量名称 Variable name	绿色全要素生产率分解 Green total factor productivity decomposition		时间异质性 Temporal heterogeneity	
	(1)	(2)	(3)	(4)

	绿色技术进步 GTC	绿色技术效率 GEC	2012-2016	2017-2022
数字经济	1.071**	0.964	2.057**	3.390***
Digital economy	(0.498)	(0.911)	(1.032)	(1.062)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Control variable				
常数项	1.146	-27.965***	-21.279***	-14.834
Constant terms	(6.120)	(8.404)	(7.124)	(27.463)
省份固定	YES	YES	YES	YES
Province fixed				
年份固定	YES	YES	YES	YES
The year is fixed				
观测数	330	330	150	180
Observations				
$R^2$	0.721	0.797	0.710	0.819

#### 4.2.3 基于时间异质性的分析

2017年，中央政府报告和党的十九大报告重点强调大力发展数字经济，数字技术普及速度加快。因此，本研究以2017年为时间节点，将样本期分为2012—2016年和2017—2022年两组，进行分组回归，从而探究数字经济对农业高质量发展的影响是否存在时间异质性。回归结果如上表12列（3）和列（4）所示。从结果中可以看出，数字经济对农业高质量发展的影响存在显著的时间差异，在2012—2016年期间，数字经济的系数为2.057，通过了5%的显著性水平检验，而在2017—2022年期间，数字经济的系数为3.390，且通过了1%的显著性水平检验。这意味着在2017年及以后，数字经济对农业高质量发展的促进效果更为明显。

## 5 研究结论与政策建议

本研究通过将数字经济、农业新质生产力与农业高质量发展纳入同一的分析框架，探讨三者之间的作用机理。首先，数字经济对促进农业实现高质量发展具有显著的正向效应；其次，农业新质生产力是数字经济赋能农业、进一步促进农业迈向高质量发展阶段的重要机制。再次，在粮食主销区和产销平衡区，数字经济对促进农业高质量发展存在显著的正向影响；但在粮食主产区数字经济对农业高质量发展的影响不显著，农业新质生产力的赋能效应也不显著；在影响渠道方面，数字经济主要是通过推动绿色技术进步促进农业高质量发展；而在时间异质性方面，2017年党和国家明确提出大力发展数字经济之后，其对农业高质量发展的促进效应更为明显。

基于上述研究结论，本研究提出如下政策建议：

第一，加强基础要素保障，加快推进数字产业化。完善数字经济发展的相关制度体系，加大对数字产业化项目的财政投入，推进新型基础设施建设<sup>[28]</sup>，为数字经济的发展提供核心生产力；强化数据要素资源的开发和利用，推动数字技术创新，逐步建立大数据公共服务平台，实现信息共享，大力发展人工智能和大数据产业集群，促进数字成果转化与数字产业发展。

第二，加快推进数字经济与实体经济融合，促进农业转型升级。在产业链上游，应加快推进新型数字化设备融入到农业生产中，如植保无人机、农业物联网等；在产业链下游，引入农村电商，乡村旅游等新业态为农副产品销售拓展新渠道，切实利用数字经济提高农民收入。

第三，充分考虑区域差异，推进区域间均衡发展。明确各地区资源禀赋和现实基础，数

数字经济发达地区应凭借先进的技术、成熟的产业优势,为数字经济发展相对滞后的地区提供更多的经验与方法,不断缩小区域差异,实现不同区域间的均衡发展<sup>[12]</sup>;完善要素流动制度,促使劳动力、数字技术、资本、数据等生产要素能够在不同产业间畅通流动,形成产业联动局面,从而促进农业新质生产力发展,进而带动农业高质量发展。

#### 参考文献 References:

- [1] 周清香, 李仙娥. 数字经济与农业高质量发展: 内在机理与实证分析[J]. 经济体制改革, 2022(6): 82-89.  
ZHOU Q X, LI X E. Digital economy and high-quality agricultural development: Internal mechanism and empirical analysis[J]. Reform of Economic System, 2022(6): 82-89.
- [2] 易恩文, 王军, 朱杰. 数字经济、资源配置效率与农业高质量发展[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023, 43(12): 20-37.  
YI E W, WANG J, ZHU J. Digital economy, resource allocation efficiency and high-quality development of agriculture[J]. Modern Finance and Economics(Journal of Tianjin University of Finance and Economics), 2023, 43(12): 20-37.
- [3] 谭思, 陈卫平. 数字技术驱动乡村产业高质量发展的理论机理、现实基础与路径选择[J]. 农村经济, 2024(4): 26-33.  
TAN S, CHEN W P. Theoretical mechanism, realistic foundation and path selection of digital technology driving high-quality development of rural industry[J]. Rural Economy, 2024(4): 26-33.
- [4] 贾海刚, 孙迎联. 新质生产力赋能数字乡村建设的内在机理与驱动机制[J]. 甘肃社会科学, 2025(1): 228-236.  
JIA H G, SUN Y L. The intrinsic mechanism and driving forces of new quality productivity in empowering digital rural development[J]. Gansu Social Sciences, 2025(1): 228-236.
- [5] 刘同超. 黄河流域数字经济与生态效率的耦合机制及演化特征[J]. 统计与决策, 2025, 41(3): 123-128.  
LIU T C. Coupling mechanism and evolution characteristics of digital economy and ecological efficiency in the Yellow River Basin[J]. Statistics & Decision, 2025, 41(3): 123-128.
- [6] 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, 45(4): 13-26.  
LUO B L, GENG P P. New quality agricultural productivity: Theoretical framework, core concepts, and enhancement pathways[J]. Issues in Agricultural Economy, 2024, 45(4): 13-26.
- [7] 鲁钊阳, 杜雨潼. 数字经济赋能农业高质量发展的实证研究[J]. 中国流通经济, 2022, 36(11): 3-14.  
LU Z Y, DU Y T. An empirical study on digital economy enabling the high-quality development of agriculture[J]. China Business and Market, 2022, 36(11): 3-14.
- [8] 贾云飞, 赵勃霖, 何泽军, 等. 河南省农业绿色发展评价及推进方向研究[J]. 河南农业大学学报, 2019, 53(5): 823-830.  
JIA Y F, ZHAO B L, HE Z J, et al. Research on evaluation and direction of the green development of agriculture in Henan Province[J]. Journal of Henan Agricultural University, 2019, 53(5): 823-830.
- [9] 陈涵, 林晓冰, 许思琪, 等. 数字经济、产业结构升级与农业高质量发展: 基于福建省面板数据的实证分析[J]. 中国农业资源与区划, 2024, 45(7): 184-193.  
CHEN H, LIN X B, XU S Q, et al. Digital economy, industrial structure upgrading, and high-quality agricultural development: An empirical analysis based on panel data from Fujian province[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2024, 45(7): 184-193.
- [10] 孙康, 唐梦林, 何泽军, 等. 冀鲁豫 3 省农业高质量发展影响因素实证分析[J]. 河南农业大学学报, 2022, 56(2): 323-330.  
SUN K, TANG M L, HE Z J, et al. An empirical analysis on the influencing factors of agricultural high-quality

- development in Hebei, Shandong and Henan[J]. *Journal of Henan Agricultural University*, 2022, 56(2): 323-330.
- [11] 占智勇, 徐政, 宁尚通. 数据要素视角下新质生产力创新驱动的理论逻辑与实践路径[J]. *新疆社会科学*, 2024(3): 43-52.
- ZHAN Z Y, XU Z, NING S T. The theoretical logic and practical path of innovation-driven new quality productivity from the perspective of data as a key production factor[J]. *Social Sciences in Xinjiang*, 2024(3): 43-52.
- [12] 李幸子, 马恒运, 刘瑞峰. 数字经济赋能农村共同富裕的机理与效应[J/OL]. *河南农业大学学报*, 2024: 1-11(2024-10-08). <https://link.cnki.net/doi/10.16445/j.cnki.1000-2340.20241008.002>.
- LI X Z, MA H Y, LIU R F. The mechanism and effect of digital economy on rural common prosperity[J/OL]. *Journal of Henan Agricultural University*, 2024: 1-11(2024-10-08). <https://link.cnki.net/doi/10.16445/j.cnki.1000-2340.20241008.002>.
- [13] 刘震, 周云帆. 新质生产力与高质量发展: 内在逻辑和重要着力点[J]. *上海经济研究*, 2024, 36(9): 5-16.
- LIU Z, ZHOU Y F. New quality productive forces and high-quality development: The intrinsic logic and important points[J]. *Shanghai Journal of Economics*, 2024, 36(9): 5-16.
- [14] 李思懿, 田梦, 徐峰. 数字经济抑制生猪生产波动的实证分析[J/OL]. *河南农业大学学报*, 2024: 1-15(2024-09-10). <https://link.cnki.net/doi/10.16445/j.cnki.1000-2340.20240910.001>.
- LI S Y, TIAN M, XU F. Stabilizing effect of digital economy on fluctuation of live pig production[J/OL]. *Journal of Henan Agricultural University*, 2024: 1-15(2024-09-10). <https://link.cnki.net/doi/10.16445/j.cnki.1000-2340.20240910.001>.
- [15] 陈慧卿, 曾福生. 农业新质生产力对农业现代化发展的影响研究[J]. *农业经济与管理*, 2024(3): 27-41.
- CHEN H Q, ZENG F S. Study on the influence of new quality agricultural productive forces on agricultural modernization development[J]. *Agricultural Economics and Management*, 2024(3): 27-41.
- [16] OH D H. A global Malmquist-Luenberger productivity index[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2010, 34(3): 183-197.
- [17] 赵哲, 杜奕璇, 张轩畅. 农业绿色全要素生产率对城乡收入差距影响的实证研究: 来自东北三省的证据[J]. *中国农业资源与区划*, 2024, 45(5): 169-182.
- ZHAO Z, DU Y X, ZHANG X C. An empirical study on the impact of green total factor productivity on urban-rural income gap: Evidence from three provinces of Northeast China[J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2024, 45(5): 169-182.
- [18] 王洪庆, 郝雯雯. 高新技术产业集聚对我国绿色创新效率的影响研究[J]. *中国软科学*, 2022(8): 172-183.
- WANG H Q, HAO W W. Impact of high-tech industrial agglomeration on the efficiency of green innovation in China[J]. *China Soft Science*, 2022(8): 172-183.
- [19] 陈昭, 陈钊泳, 谭伟杰. 数字经济促进经济高质量发展的机制分析及其效应[J]. *广东财经大学学报*, 2022, 37(3): 4-20.
- CHEN Z, CHEN Z Y, TAN W J. On mechanism analysis and effect of digital economy on the promotion of high-quality economic development[J]. *Journal of Guangdong University of Finance & Economics*, 2022, 37(3): 4-20.
- [20] 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.
- ZHU D, YE L X. Agricultural new quality productive force in China: level measurement and dynamic evolution[J]. *Statistics & Decision*, 2024, 40(9): 24-30.
- [21] 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.
- JIANG T. Mediating effects and moderating effects in causal inference[J]. *China Industrial Economics*, 2022(5): 100-120.
- [22] 李光龙, 范贤贤. 财政支出、科技创新与经济高质量发展: 基于长江经济带 108 个城市的实证检验[J]. *上海经济研究*, 2019, 31(10): 46-60.
- LI G L, FAN X X. Fiscal expenditure, scientific and technological innovation and high-quality economic

development: An empirical analysis based on 108 cities in the Yangtze River economic belt[J]. *Shanghai Journal of Economics*, 2019, 31(10): 46-60.

[23] 贾俊雪, 罗理恒, 顾嘉. 地方政府环境规制与经济高质量发展[J]. *中国工业经济*, 2023(5): 99-117.

JIA J X, LUO L H, GU J. Local environmental regulation and high-quality economic development[J]. *China Industrial Economics*, 2023(5): 99-117.

[24] 张杰, 付奎. 信息网络基础设施建设能驱动城市创新水平提升吗?: 基于“宽带中国”战略试点的准自然试验[J]. *产业经济研究*, 2021(5): 1-14.

ZHANG J, FU K. Can the construction of information network infrastructure drive the level of urban innovation?: a quasi-natural experiment of “Broadband China” pilot policy[J]. *Industrial Economics Research*, 2021(5): 1-14.

[25] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. *中国工业经济*, 2019(8): 5-23.

HUANG Q H, YU Y Z, ZHANG S L. Internet development and productivity growth in manufacturing industry: Internal mechanism and China experiences[J]. *China Industrial Economics*, 2019(8): 5-23.

[26] 胡增玺, 马述忠. 市场一体化对企业数字创新的影响: 兼论数字创新衡量方法[J]. *经济研究*, 2023, 58(6): 155-172.

HU Z X, MA S Z. The impact of market integration on firm digital innovation: An analysis on digital innovation measurement methods[J]. *Economic Research Journal*, 2023, 58(6): 155-172.

[27] 祝树金, 申志轩, 段凡. 数字化转型能提升企业出口产品质量吗[J]. *经济学动态*, 2023(11): 72-87.

ZHU S J, SHEN Z X, DUAN F. Can digital transformation improve the quality of enterprises' export products?[J]. *Economic Perspectives*, 2023(11): 72-87.

[28] 周文, 叶蕾. 新质生产力与数字经济[J]. *浙江工商大学学报*, 2024(2): 17-28.

ZHOU W, YE L. New quality productivity (NQP) and digital economy[J]. *Journal of Zhejiang Gongshang University*, 2024(2): 17-28.