

数字经济、新质生产力与乡村振兴

田 天

云南师范大学经济学院, 云南 昆明

收稿日期: 2025年12月29日; 录用日期: 2026年1月14日; 发布日期: 2026年2月10日

摘 要

本文基于中国30个省份2012~2022年的面板数据, 实证分析数字经济对乡村振兴的影响, 并检验新质生产力的中介作用。研究发现, 数字经济对乡村振兴具有显著促进作用, 同时数字经济还能通过促进新质生产力发展间接作用于乡村振兴。异质性分析发现, 相较于经济发达地区, 数字经济对经济欠发达地区乡村振兴的促进作用更为突出, 同时, 数字经济对粮食主产区和主销区的乡村振兴有推动作用, 而对产销平衡区的乡村振兴存在一定的抑制效果。因此, 应加大对农村数字基础设施建设的投入, 缩小城乡数字鸿沟, 为数字经济深度融入乡村发展筑牢根基。

关键词

数字经济, 新质生产力, 乡村振兴

Digital Economy, New Quality Productive Forces, and Rural Revitalization

Tian Tian

School of Economics, Yunnan Normal University, Kunming Yunnan

Received: December 29, 2025; accepted: January 14, 2026; published: February 10, 2026

Abstract

Based on panel data from 30 Chinese provinces spanning from 2012 to 2022, this paper empirically analyzes the impact of the digital economy on rural revitalization and examines the mediating role of new quality productive forces. The study finds that the digital economy significantly promotes rural revitalization and also indirectly contributes to it by fostering the development of new quality productive forces. Heterogeneity analysis reveals that the promoting effect of the digital economy on rural revitalization is more pronounced in economically underdeveloped regions compared to developed regions. Furthermore, the digital economy drives rural revitalization in major grain-producing and

grain-consuming regions, while exhibiting a certain inhibitory effect in grain production-consumption balanced regions. Therefore, it is essential to increase investment in rural digital infrastructure, narrow the urban-rural digital divide, and lay a solid foundation for the deep integration of the digital economy into rural development.

Keywords

Digital Economy, New Quality Productive Forces, Rural Revitalization

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

作为农业大国，中国推行乡村振兴战略，既是攻克“三农”问题的重要举措，也是构建新发展格局的有力支撑。2025 年中央一号文件明确提出“加快数字乡村建设，推动数字技术与农业农村深度融合”，标志着数字经济与乡村振兴的协同发展进入崭新阶段。对接二十届四中全会和“十五五”规划的战略部署，推动农业农村生产力质的跃升，成为亟待深入研究和解决的问题。特别是在“新质生产力”概念被提出后，如何通过数字技术驱动生产力质的跃升，进而破解城乡发展不平衡、农村资源要素配置低效等难题，成为亟待深入研究和解决的问题。

现阶段，已有研究围绕数字经济、新质生产力与乡村振兴三者的关系展开多角度探讨，主要集中在以下几个方面：

关于数字经济对乡村振兴的影响，现有文献的主要观点表现在以下几个方面。第一，数字技术被视为农村经济振兴的重要驱动力，有助于推动农业实现高质量发展。具体而言，数字技术能够有效优化乡村资源配置，促进传统农业生产方式与组织形态的转型升级(秦秋霞等，2021) [1]。同时，数字技术也为解决乡村产业升级提供了方案(庄洪艳，2024) [2]。第二，数字经济推动乡村建设。大数据、互联网等数字技术的发展提高了农民生活质量，同时，运用数字技术构建了新的乡村治理体系，提升了乡村治理水平(沈费伟等，2020) [3]。

数字经济通过以下三条关键路径，有效赋能新质生产力的形成与发展：一是加速突破性技术创新，为新质生产力构筑坚实的技术底座；二是催生并推动战略性新兴产业创新升级，打造新质生产力发展的产业主体；三是契合新质生产力的应然特征，从内在逻辑层面推动二者深度耦合，进而为新质生产力的高质量发展注入强劲动力(张森等，2024) [4]。在生产关系变革进程中，数字经济发展催生的规则革新与制度创新，能够有效赋能新质生产力发展。数字化已然成为突破传统经济增长模式、重塑生产力发展路径的核心力量，构建新质生产力体系需以数字经济为重要依托(张翱等，2024) [5]。

新质生产力对乡村振兴的影响体现在农业生产效率的显著提升上，智能种植、精准施肥、自动灌溉等现代化技术的普及，有效削减了农业生产的人力与物力投入，同时优化了土地资源的利用效率(宋孜涵、贾曼莉，2024) [6]。云计算、大数据、人工智能等前沿数字技术与新质生产力实现深度融合，推动农业生产、经营与管理向全链条数字化转型升级，有效增强农业综合竞争力与生产效能(王文泽，2024) [7]。

综上所述，既有文献针对数字经济、新质生产力与乡村振兴三者的内在逻辑关联，大多聚焦于两两之间的影响机制展开探讨，这为本文的研究工作夯实了理论根基。但值得注意的是，目前将三者整合至同一分析框架并开展实证检验的研究较为匮乏。基于此，本文拟在现有研究成果的基础上引入实证分析

方法，深入剖析新质生产力在数字经济与乡村振兴之间扮演的中介角色，进而挖掘数字经济助推乡村振兴的具体实现路径。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字经济与乡村振兴

数字经济通过多维路径为乡村振兴注入发展动能。其一，数字经济是推动农业生产现代化的关键抓手，能够助力农业领域优化资源配置、提升生产效率[8]。互联网、大数据、云计算等新一代信息技术的迭代应用，既可以帮助农业生产者精准研判消费者的需求偏好，也能让消费者的个性化诉求被快速捕捉，这不仅有利于生产者优化农产品供给结构、压缩生产端成本，还能有效扩大市场销量，为农业高质量发展赋能。其二，数字经济也为乡村文化建设开辟了新的路径。随着数字技术的普及，乡村文化资源的保护与活化日益受到重视。许多乡村借助数字化手段，积极打造地域特色农产品品牌，传播本土历史与民俗文化，构建沉浸式乡村文旅体验场景，并开展面向村民的数字素养提升活动。这些实践不仅推动了乡村文化生态的优化、文化产品的创新，也促进了乡村文旅产业的转型升级，有效实现了数字经济对乡村文化振兴的系统赋能[9]。其三，数字经济为乡村居民拓宽了创业与就业的渠道，为农民增收致富提供了新机遇。随着电商平台和各类数字媒介的广泛普及，乡村创业者获取市场信息、技术资源和营销渠道的门槛显著降低，相关成本也得到有效控制。这不仅有助于减少经营成本、提高运营效率，也为提升农民收入、激发乡村经济活力创造了可持续的路径。

综上，提出如下假设：

H1：数字经济对乡村振兴有显著的促进作用。

2.2. 数字经济、新质生产力与乡村振兴

新质生产力代表着生产力的跨越式演进，其形成以技术进步和生产力结构优化为基础，不仅体现了新发展理念的内生要求，也与数字经济时代乡村振兴的现实需求相契合。数字经济主要通过三重机制驱动新质生产力的发展：数据要素的乘数效应、数字技术的赋能效应以及数字与实体经济的融合协同效应[10]。数据作为数字经济的核心生产要素，已与劳动力、土地、技术、资本并列为驱动现代生产力发展的关键要素，共同构成支撑新质生产力形成与发展的要素体系，其非物质化、非稀缺、非竞争的特性，突破了传统生产要素排他性、稀缺性与规模报酬递减的局限，打破边际成本与供求约束，凭借自由流动形成的规模效应释放乘数价值。同时，数据要素与数字技术深度融入实体经济，能够改造农业、制造业等传统行业，推动其智能化升级与产业结构优化，还能促进经营主体融合、催生新型分工模式，培育数字农业等新产业新业态。新质生产力则从多维度赋能乡村振兴：以创新要素推动传统农业数智化转型，培育乡村旅游、特色文创等新业态，挖掘农村经济增长点，助力产业振兴；创造就业岗位、搭建知识信息平台、推动电商下沉，促进人才发掘留存，实现人才振兴；依托新型技术拓宽乡村特色文化宣传开发路径，打造沉浸式文旅体验，提升传播效率与体验感，赋能文化振兴。综上，提出以下假设：

H2：新质生产力在数字经济发展促进乡村振兴中发挥中介作用。

3. 研究设计

3.1. 模型构建

3.1.1. 基准回归模型

为检验数字经济对乡村振兴的影响，构建如下固定效应模型：

$$Rur_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{i,t} + \alpha_2 Z_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, i 和 t 分别代表城市和年份; $Rur_{i,t}$ 表示 i 城市在 t 年的乡村振兴发展指数; $Dig_{i,t}$ 代表 i 城市在 t 年的数字经济发展指数; $Z_{i,t}$ 为控制变量; μ_i 、 θ_t 、 $\varepsilon_{i,t}$ 分别表示省份固定效应、时间固定效应和随机扰动项; α_0 为常数项, α_1 、 α_2 为解释变量的回归系数。

3.1.2. 中介效应模型

为揭示新质生产力是否在数字经济发展与乡村振兴中发挥中介作用, 在式(1)的基础上构建如下中介效应模型:

$$New_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{i,t} + \beta_2 Z + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

式(2)中, $New_{i,t}$ 代表 i 城市在 t 年的新质生产力发展指数; β_1 、 β_2 为各变量的回归系数, 其余变量含义与(1)式相同。

3.2. 变量选取

3.2.1. 被解释变量

本文选取乡村振兴发展指数(Rur)作为被解释变量, 并参考刘钊等的研究[11], 同时结合数据的可得性, 从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个维度构建乡村振兴发展评价指标体系, 通过熵值法计算乡村振兴发展指数。指标构建如表 1 所示。

Table 1. Evaluation index system for rural revitalization
表 1. 乡村振兴评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
乡村振兴	产业兴旺	人均农林渔牧业总产值(元/人)	+
		人均农业机械总动力(千瓦/人)	+
		粮食综合生产能力(万吨)	+
	生态宜居	每万人卫生厕所数量(座/万人)	+
		每千人乡村医生和卫生员数量(名/千人)	+
		农村绿化率(%)	+
		农村生活垃圾处理率(%)	+
		畜禽粪污综合利用率(%)	+
		农村人口平均受教育年限	+
	乡风文明	农村义务教育学校教师本科以上学历比例(%)	+
		农村居民人均文教娱乐消费支出(元)	+
		每千人综合文化站个数(个/千人)	+
		电视节目覆盖率(%)	+
	治理有效	农村每千人村民委员会单位数(个/千人)	+
		已编制村庄整治的行政村占比(%)	+
		农村享受最低生活保障人数占比(%)	-
	生活富裕	农村居民人均可支配收入(元)	+
		农村居民食品消费支出占总支出的比重	+
		农村居民平均每户拥有的汽车数量	+
		农村人均住宅面积	+

3.2.2. 核心解释变量

本文选取数字经济发展指数(Dig)作为核心解释变量。参考李昊诺等[12]的研究,从信息化基础设施、产业数字化、数字产业化三个方面出发构建数字经济发展指标体系,利用熵值法测算数字经济发展指数。指标构建如表 2 所示。

Table 2. Evaluation index system for digital economy development
表 2. 数字经济发展评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
数字经济	信息化基础设施	互联网普及率(%)	+
		移动电话普及率(%)	+
		企业每百人使用计算机数	+
	产业数字化	规模以上工业企业 R & D 经费支出(万元)	+
		专利申请授权数(件)	+
		数字普惠金融指数	+
		互联网从业人员数(人)	+
	数字产业化	人均电信业务量(万元)	+
		人均邮政业务收入(万元)	+
		软件业务收入占 GDP 比重	+

3.2.3. 中介变量

本文选取新质生产力发展指数作为中介变量。参照卢江等[13]的做法,选取科技生产力、数字生产力和绿色生产力 3 个二级指标, 12 个三级指标, 构建新质生产力发展指标体系, 如表 3 所示。

Table 3. Evaluation index system for the development of new quality productive forces
表 3. 新质生产力发展指标评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
新质生产力	科技生产力	国内专利授予数(个)	+
		人工智能产业经费投入(万元)	+
		高新技术产业业务收入(万元)	+
		工业企业产业创新经费(万元)	+
	数字生产力	电信业务总量(万元)	+
		互联网宽带接入用户覆盖率(%)	+
		软件业务收入(万元)	+
		电子商务销售额(万元)	+
	绿色生产力	工业 SO ₂ 排放量/国内生产总值(%)	-
		工业废水排放量/国内生产总值(%)	-
		工业固体废物综合利用量/产生量%	+
		工业用水量/国内生产总值(%)	-

3.2.4. 控制变量

本文选取五个控制变量，具体界定如下：经济水平(Gdp)用人均生产总值衡量；城镇化水平(Urb)以城镇常住人口占总人口的比重衡量；工业水平(Ind)采用工业增加值与地区生产总值的比值测算；社会消费水平(ScI)取社会消费品零售总额与地区生产总值的比值衡量；老龄化程度(Age)为 0~14 岁少年儿童人口与 65 岁及以上老年人口之和与 15~64 岁劳动年龄人口的比值。

3.3. 数据来源

本文选取我国 30 个省份 2012~2022 年的面板数据作为研究样本(由于数据可得性原因，本文不含我国西藏及港澳台地区的样本数据)，数据主要来源于《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》《全国教育事业发展统计公报》《中国人口和就业统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》、住房和城乡建设部官网、农业农村部官网、Wind 数据库及各省统计年鉴，部分缺失值通过插值法予以补齐，以保证数据的连续性和完整性。

4. 实证分析

4.1. 变量的描述性统计

表 4 的描述性统计结果显示：乡村振兴发展水平(Rur)均值 0.365、标准差 0.090，数字经济发展水平(Dig)均值 0.127、标准差 0.100，新质生产力(New)最大值 0.798、最小值 0.021，三者均呈现出显著的区域差异。

Table 4. Descriptive statistics results of variables
表 4. 变量描述性统计结果

变量	N	mean	sd	min	max
Rur	330	0.365	0.090	0.176	0.631
Dig	330	0.127	0.100	0.017	0.590
New	330	0.143	0.127	0.021	0.798
Urb	330	0.607	0.117	0.363	0.896
Gdp	330	6.065	3.074	1.895	19.031
Ind	330	0.328	0.077	0.100	0.542
ScI	330	0.389	0.059	0.180	0.504
Age	330	1.573	0.623	0.520	3.270

这类差异源于资源禀赋、发展基础、政策投入和要素流动等多方面。农业资源丰富、交通便利或有特色产业基础的地区，更易集聚资金人才，加快乡村振兴步伐；反之则产业发展受限。数字经济与新质生产力的发展，依赖技术创新、基础设施和人才储备，科技研发投入高、数字基建完善的地区，数字化转型与技术应用进程更快。此外，政策扶持不均、区域要素流动壁垒等，进一步拉大了区域发展差距。

4.2. 基准回归分析

为确定使用固定效应模型还是随机效应模型需对模型进行 Hausman 检验，Hausman 检验的 P 值为 0，拒绝原假设，因此本文选取双向固定效应模型进行回归分析。表 5 中，列(1)为未加入控制变量时数字经

济对乡村振兴影响的检验结果，列(2)则反映了加入控制变量之后的结果，可以看出，无论是否加入控制变量，数字经济的系数始终在 1%的水平上显著为正，说明数字经济能显著促进乡村振兴的发展，H1 成立。

Table 5. Benchmark regression results
表 5. 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	Rur	Rur
Dig	0.495*** (4.298)	0.201*** (5.988)
Gdp		0.006** (2.319)
Urb		0.144** (2.246)
Ind		0.159*** (7.895)
Scl		0.054 (0.758)
Age		-0.022** (-3.138)
Constant	0.302*** (20.652)	0.175** (2.437)
N	330	330
R ²	0.322	0.467
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES

注：()反映 t 统计值；*、**、***依次表示在 1%、5%、10%统计水平上显著，下表同。

4.3. 稳健性与内生性检验

4.3.1. 稳健性检验

根据基准回归结果可得，数字经济对乡村振兴有显著的促进作用。为检验实证结果的可靠性，本文采用以下三种方法进行稳健性检验：

缩尾处理。为避免样本中极端值与异常值对实证结果可能造成的干扰，参考陈洁等[14]的做法，对所有变量在 1%和 99%分位数水平上进行了缩尾处理，并基于处理后数据重新开展回归分析，结果如表 6 第 (1)列所示。回归结果显示，数字经济的系数为 0.230，且在 1%的水平上保持显著，表明数字经济对乡村振兴的促进作用并未受到极端观测值的明显影响，结论具有稳健性。

Table 6. Robustness and endogeneity test results
表 6. 稳健性与内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	缩尾	剔除直辖市	GLS	内生性
Dig	0.230*** (7.970)	0.133*** (6.147)	0.193*** (3.152)	0.221** (2.324)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Constant	0.174** (2.389)	0.299*** (3.960)	0.137** (2.504)	0.144*** (2.783)
Kleibergen-Paap rk LM				21.514 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F				411.743 {16.380}
R ²	0.478	0.483	0.481	0.468
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES

注：[]内为 P 值，{}内为 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10%水平上的临界值。

改变样本范围。考虑到我国地域广阔，各地区在数字经济与乡村振兴发展水平上存在显著差异，尤其是北京、天津、上海、重庆四个直辖市在经济发展水平上具有特殊性。为此，本文剔除上述四个直辖市的样本数据，并重新进行回归分析，结果如表 6 第(2)列所示。结果显示，剔除直辖市后，数字经济的回归系数仍保持在 1%的显著性水平上显著为正，进一步说明数字经济对乡村振兴的促进效应在剔除直辖市样本后依然成立，本研究的主要结论具备较好的稳健性。

更换回归方式。为解决模型中可能存在的自相关与异方差问题，本文进一步采用广义最小二乘法 (GLS)进行回归估计，结果如表 6 第(3)列所示。结果显示，数字经济变量的系数为 0.193，且在 1%的水平上显著，这一结果进一步验证了数字经济对乡村振兴具有促进效应的结论，表明本文实证结果具有良好的稳健性。

4.3.2. 内生性检验

本文的模型设定中可能会存在遗漏变量或测量误差，并且数字经济与乡村振兴之间存在一定的双向因果关系，即本文的模型设定可能存在内生性问题。为避免内生性问题对实证结论的影响，本文采取两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验，并采用数字经济指数之后一期作为工具变量，回归结果如表 6 列(4)所示。根据回归结果，LM 统计量的 P 值为 0.000，拒绝工具变量识别不足的原假设，同时 Wald F 统计量的值显著大于 10%显著性水平上的临界值，说明不存在弱工具变量问题，因此工具变量是有效的。并且在回归结果中，数字经济的系数为 0.221，通过了 5%的显著性水平检验，说明在考虑内生性问题后，数字经济对乡村振兴仍然具有促进作用。

4.4. 中介效应检验

本文在基准回归中验证了数字经济对乡村振兴的直接影响机制，接下来将参考江艇[15]对中介效应的研究，进行间接影响机制的检验，检验结果如表 7 所示。可以发现，表 7 中数字经济的系数通过了 1%的显著性水平检验，说明数字经济能够通过促进新质生产力发展，进而推动乡村振兴，即新质生产力在数字经济与乡村振兴之间发挥中介作用，H2 成立。究其原因，新质生产力凭借数字技术创新应用，赋能

乡村特色产业数字化升级，在数字经济与乡村产业兴旺间搭建桥梁，推动乡村经济发展，同时，依托新质生产力，乡村借助数字经济实现人才回流与培养，提升乡村劳动力素质，成为衔接数字经济资源与乡村振兴人力需求的关键纽带，并且新质生产力能促使乡村治理模式数字化变革，整合数字经济优势完善乡村治理体系，进而助力乡村全面振兴。

Table 7. Mediation effect test results
表 7. 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)
	Rur	New
Dig	0.201*** (5.988)	1.303*** (21.325)
Constant	0.175** (2.437)	-0.138*** (-3.571)
控制变量	YES	YES
N	330	330
R ²	0.467	0.885
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES

4.5. 异质性分析

中国地域广袤，各地经济发展水平、资源禀赋以及开放程度参差不齐，这使得乡村振兴和数字经济发展在不同地区呈现出不同态势。深入探究数字经济对乡村振兴质量的差异化影响，不仅有助于因地制宜制定发展策略，更能精准释放数字经济潜力，推动乡村振兴迈向更高质量发展。基于此，本文将从两个方面进行异质性分析。

第一，参照谭昶等[16]的划分方法，将北京、天津、上海、浙江、江苏、福建、山东、广东 8 个省份划分为经济发达地区，其余 22 个省份划为经济欠发达地区，并据此进行异质性检验。结果如表 8 第(1)、(2)列所示。无论是经济发达地区还是欠发达地区，数字经济的回归系数均在 1%水平上显著为正，表明数字经济对乡村振兴的促进作用在不同发展水平的区域均普遍存在。然而，欠发达地区的系数估计值明显高于发达地区，这意味着数字经济对乡村振兴的赋能效应在经济欠发达地区表现得更为显著。这一差异与政策导向密切相关：为实现区域协调发展，国家及地方政府通常会向欠发达地区倾斜更多政策资源，在数字经济领域推出专项扶持举措，比如加大数字基建投入等，助力欠发达地区乡村快速搭建数字经济发展框架、营造良好的发展环境，进而强力助推乡村振兴；而发达地区乡村本身发展基础扎实，额外政策扶持产生的边际效应相对较弱。

Table 8. Heterogeneity analysis results
表 8. 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)
	经济发达地区	经济欠发达地区	粮食主产区	粮食主销区	粮食产销平衡区
Dig	0.134*** (7.593)	0.547*** (4.850)	0.652*** (14.019)	0.172*** (4.246)	-0.203** (-2.306)

续表

控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.877*** (9.114)	0.272*** (3.884)	0.296** (2.976)	0.595*** (5.671)	0.398*** (4.957)
N	88	242	143	77	110
R ²	0.645	0.242	0.576	0.744	0.318
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES

第二，借鉴孙乔婧[17]参照《国务院关于进一步深化粮食流通体制改革的意见》，将样本划分为粮食主产区、主销区与产销平衡区¹进行异质性检验，检验结果如表 8 列(3)、列(4)和列(5)所示。观察可知，数字经济的回归系数在粮食主产区和粮食主销区均在 1%的显著性水平下显著为正，而在粮食产销平衡区为负，说明数字经济对粮食主产区和主销区的乡村振兴有推动作用，而对产销平衡区的乡村振兴有一定的抑制效果。这可能和产业结构差异有关，粮食主产区以大规模粮食种植为主，产业结构相对单一，数字经济能够借助大数据、物联网等技术实现精准农业生产，提升粮食产量与质量，降低生产成本，将大规模农产品推向全国市场，打破传统销售局限，有力推动乡村产业发展，促进乡村振兴；粮食主销区多数位于经济发达地区，乡村产业结构中第二、三产业占比较高，服务业与加工业较为成熟。数字经济通过赋能这些非农产业，推动其向智能化、高端化方向升级，进而提升乡村特色产品的附加值，带动相关产业链协同发展，助力农民增收，有效促进了乡村振兴进程；而产销平衡区粮食生产规模有限，产业结构介于主产区与主销区之间，特色产业发展不突出，数字经济投入后，由于难以形成规模效应，无法像主产区那样通过大规模农产品销售获利，也不能像主销区依托多元产业实现数字经济的高效融合与增值，且短期内收益不明显，导致对乡村振兴的推动作用受限，甚至因资源投入的机会成本问题，在一定程度上抑制了乡村振兴进程。

5. 结论与建议

5.1. 研究结论

本研究基于 2012~2022 年中国 30 个省份(不含西藏及港澳台地区)的面板数据，构建了乡村振兴与数字经济发展水平的综合评价指标体系，并采用熵值法分别测度各省域的乡村振兴发展指数与数字经济发展指数。通过建立双向固定效应模型，实证检验了数字经济对乡村振兴的影响，并考察了新质生产力在其中所起的中介作用。主要研究结论如下：第一，数字经济对乡村振兴具有显著的正向促进作用，该结果在控制一系列稳健性与内生性检验后依然稳健；第二，新质生产力在数字经济推动乡村振兴的过程中扮演了部分中介角色；第三，与经济发展水平较高的地区相比，数字经济对经济欠发达地区乡村振兴的促进作用更为明显；第四，数字经济对粮食主产区与主销区的乡村振兴具有积极影响，但对产销平衡区的乡村振兴呈现出一定的抑制效应。

5.2. 政策建议

5.2.1. 强化数字经济基础设施建设，补齐发展短板

各地政府需设立专项财政资金，加大乡村数字基础设施建设的投入力度。针对经济欠发达地区，中

¹本文粮食主产区包括：黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、江西、湖北、湖南、四川；粮食主销区包括：北京、天津、上海、浙江、福建、广东、海南；粮食产销平衡区包括：山西、云南、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、重庆。

央财政可进一步倾斜支持, 优先保障网络通信、物流配送等核心基建落地, 助力弥合区域间的数字鸿沟。与此同时, 要配套出台优惠政策, 吸引电信运营商、互联网企业等社会资本参与建设, 通过税收减免、土地使用优惠等举措降低企业运营成本, 调动其参与积极性, 最终构建起多元主体协同共建的发展格局。

5.2.2. 培养新质生产力, 赋能乡村发展

一方面, 各地需围绕数字经济与新质生产力发展需求, 搭建完善的乡村人才培育体系, 开展靶向性专业技能培训。经济发达地区可携手高校、科研院所开设对口课程, 培育高层次数字农业人才; 欠发达地区则可通过线上授课、线下实操培训等形式, 提升农民的数字应用技能与综合素养。另一方面, 要强化农业科技创新扶持力度, 鼓励科研机构与企业研发适配乡村场景的数字技术和设备。在粮食主产区、主销区, 加快推广先进数字技术, 助力农业生产与流通效率双提升; 在产销平衡区, 引导农业经营主体探索本土化数字经济路径, 比如布局特色农产品电商, 实现农产品附加值提升。

5.2.3. 制定差异化政策导向, 促进区域协调发展

首先, 应推行差异化的政策制定方案。结合各区域的实际特点, 制定适配性强的数字经济发展政策。经济欠发达地区重点培育数字农业、农村电商等基础产业, 打造特色产业增长点; 经济发达地区侧重发展高端数字农业、智慧农业等新业态, 提高农业现代化层级。粮食主产区可搭建农产品大数据平台, 实现产销精准匹配; 粮食主销区需强化供应链数字化建设, 提升物流配送效能; 产销平衡区则可探索农村数字文旅等产业, 拓展农民增收渠道。其次, 要强化区域协同合作, 成立数字经济产业合作联盟, 促进发达地区与欠发达地区的产业转移和技术互通。

参考文献

- [1] 秦秋霞, 郭红东, 曾亿武. 乡村振兴中的数字赋能及实现途径[J]. 江苏大学学报(社会科学版), 2021, 23(5): 22-33.
- [2] 庄洪艳. 数字经济对乡村振兴高质量发展的影响及路径分析[J]. 中国集体经济, 2024(17): 24-27.
- [3] 沈费伟, 袁欢. 大数据时代的数字乡村治理: 实践逻辑与优化策略[J]. 农业经济问题, 2020(10): 80-88.
- [4] 张森, 温军. 数字经济赋能新质生产力: 一个分析框架[J]. 当代经济管理, 2024, 46(7): 1-9.
- [5] 张翱, 孙久文. 数字经济发展与新质生产力的生成逻辑[J]. 学术研究, 2024(5): 87-95.
- [6] 宋孜涵, 贾曼莉. 新质生产力助力乡村振兴: 理论机制与实证检验[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2024, 18(4): 10-17.
- [7] 王文泽. 以智能制造作为新质生产力支撑引领现代化产业体系建设[J]. 当代经济研究, 2024(2): 105-115.
- [8] 李媛, 阮连杰. 数字经济赋能中国式农业农村现代化: 理论逻辑与经验证据[J]. 经济问题, 2023(8): 25-32.
- [9] 董淳伟. 数字经济赋能温州乡村文化振兴的探索实践——以马屿镇为例[J]. 南方农机, 2024, 55(13): 94-97.
- [10] 周子煜. 数字经济赋能新质生产力发展: 理论机制、内在机理与政策构想[J]. 新疆社会科学, 2024(5): 30-41+180.
- [11] 刘钊, 于子淳, 邓明亮. 数字经济发展影响乡村振兴质量的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(12): 47-57.
- [12] 李昊诺, 赵霞. 数字经济赋能乡村振兴——理论机制与实证检验[J]. 技术经济与管理研究, 2024(7): 43-49.
- [13] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.
- [14] 陈洁, 张钰. 新质生产力、数字金融与中国式乡村治理现代化[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2024, 46(6): 149-164.
- [15] 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.
- [16] 谭昶, 吴海涛, 黄大湖. 数字经济对乡村产业振兴的影响及其空间溢出效应[J]. 统计与决策, 2024, 40(21): 87-92.
- [17] 孙乔婧. 数字经济与中国式农业农村现代化: 理论机制与实证检验[J]. 统计与决策, 2025, 41(3): 18-23.