

数字乡村建设对新型农村集体经济发展的影响 ——基于中国30个省(区、市)面板数据的分析

陈政¹, 王毅², 陈慧卿³, 祁惠^{1*}

(1.湖南工学院 商学院, 湖南 衡阳 421002; 2.中南林业科技大学 计算机与数学学院, 湖南 长沙 410004;
3.湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 基于2014—2023年中国30个省(区、市)的面板数据, 构建数字乡村发展水平评价指标体系, 采用双固定效应模型、门槛效应模型和空间杜宾模型实证检验了数字乡村建设对新型农村集体经济的影响。研究发现: 第一, 数字乡村建设整体上显著促进了新型农村集体经济发展, 但存在区域异质性, 其效应在中西部地区明显强于东部地区。第二, 数字乡村建设的影响存在城镇化水平的门槛效应, 随着城镇化水平提高, 其边际效应呈递减趋势。第三, 数字乡村建设存在显著的正向空间溢出效应, 不仅推动了本地区新型农村集体经济发展, 还能辐射带动周边地区共同发展。

关键词: 数字乡村建设; 新型农村集体经济; 城镇化水平; 空间溢出效应

中图分类号: F323.9

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2025)06-0035-09

The impact of digital village construction on the development of the new rural collective economy

CHEN Zheng¹, WANG Yi², CHEN Huiqing³, QI Hui^{1*}

(1. School of Business, Hunan Institute of Technology, Hengyang 421002, China;
2. School of Computer and Mathematics, Central South University of Forestry & Technology, Changsha 410004, China;
3. School of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: Based on panel data from 30 provinces (autonomous regions, municipalities) in China between 2014 and 2023, a comprehensive evaluation index system for the development level of digital villages was constructed. The impact of digital village construction on the development of new rural collective economy has been empirically examined by using the double fixed effects model, threshold effect model and spatial Durbin model. The research findings are as follows: First, digital village construction significantly promotes the development of the new rural collective economy in a holistic way, but there exists regional heterogeneity, with the effect being markedly stronger in central and western regions than in eastern regions; second, the impact of digital village construction has a threshold effect based on the urbanization level, with its marginal effect showing a diminishing trend as urbanization levels increase; third, digital village construction generates a significant positive spatial spillover effect, not only promoting the development of the new rural collective economy in the local region but also radiating and stimulating coordinated development in neighboring areas.

Keywords: digital rural construction; new rural collective economy; urbanization level; spatial spillover effect

一、问题的提出

收稿日期: 2025-02-23

基金项目: 湖南省哲学社会科学基金项目(21YBQ103);
衡阳社会科学基金项目(2024B[II]004); 湖南工学院省级应用特色学科开放课题(KF24022)

作者简介: 陈政(1988—), 男, 湖南常宁人, 副教授,
主要研究方向为区域经济与农村管理。*为通信作者。

党的二十届三中全会提出要发展新型农村集体经济, 构建产权明晰、分配合理的运行机制。新型农村集体经济作为社会主义公有制经济的重要组成部分, 在拓宽农民增收渠道、优化农业产业结构等方面发挥着重要作用, 是推进乡村全面振兴的

坚实基础^[1]。学术界普遍认为“新型农村集体经济”的本质是对传统农村集体经济的一种“扬弃”^[2]，即在坚持稳定土地承包关系、农村土地农民集体所有和家庭经营基础性地位的前提下，鼓励支持村集体根据自身资源禀赋和实际条件，以多种科学有效的方式，大力发展休闲农业和乡村旅游、农业生产性服务、物业租赁等多种产业，以进一步提升农村集体经济发展活力，促进农业增产、农民增收。截至2022年底，我国新型农村集体经济实现经营收入2526.2亿元，同比增长4.9%，高于我国GDP同期增速，且半数以上新型农村集体经济组织的经营收入超5万元^[3]。尽管我国新型农村集体经济发展趋势整体向好，但仍需认识到其发展还面临不少挑战，诸如新型农村集体经济盈利能力偏低^[3]、农民参与合作度不高^[4]、产业发展滞后^[5]等问题仍然突出，如何推动我国新型农村集体经济发展，充分发挥新型农村集体经济在我国乡村振兴战略实施过程中的示范带动作用，依旧是新时代新征程中，我国推进乡村全面振兴所需面对的重大现实问题。

同时，随着第四次科技革命的兴起，以人工智能和数字技术为标志的创新科技正引领着我国经济进入数字时代。截至2023年底，我国数字经济规模已高达53.9万亿元，同比增长7.39%，在我国GDP中的占比也提升到了42.8%，对GDP增长的贡献率更是达到了66.45%，数字经济显然已成为支撑我国经济稳增长的关键力量^[2]。但与此同时，我国乡村地区数字基础设施薄弱、数字应用场景匮乏等问题依旧突出，“数字鸿沟”正严重制约着我国乡村经济的发展^[6]。为此，党中央国务院在2018年中央一号文件中正式提出“数字乡村战略”。2019年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《数字乡村发展战略纲要》，对数字乡村建设内容作出了明确规定。针对党中央国务院决策部署，各级政府积极开展各类数字乡村建设，为缩小“数字鸿沟”助力乡村经济发展创造了良好条件，也为我国新型农村集体经济发展提供了新的机遇。

现有研究表明，数字乡村建设推动了乡村数字基础设施的迭代升级，加速了智能手机、平板电脑等数字终端产品在乡村的普及，使更多农民能够通过数字网络参加专家线上授课，学习并掌握更多先进农业知识和技能，有利于推动传统小农户向现代

农业新型经营主体转变^[7]。同时，数字乡村建设通过优化数字基础设施供给，促进了新技术、新装备在农业领域的应用，有利于提高农业生产效率、降低农业经营成本并增加农业总产出。如基于数字技术的智慧农业生产体系能够根据农作物生长需求进行定时定量喷洒，不仅更好地满足了农作物对养分的需求，加速了农作物生长发育，促进了农业增产，也有助于节约农业生产要素，降低经营成本；农业智能追踪系统可对农作物和畜禽生长情况进行实时监测，有效降低了病虫害对农业生产经营造成的减产损失；智能化农机装备显著提升了农业生产效率；等等^[8]。而随着数字乡村建设的深入，乡村数字化水平得到持续提升，促进了云计算、物联网、区块链等数字技术在农业中的渗透，推动了农业生产的标准化、数字化进程，最终实现农业多要素集约化配置和农业产业的绿色化、高端化、品牌化转型，从而大幅增强农业产业的盈利能力^[9]。再者，数字乡村建设加速了农村全产业链数字化升级，依托于数字化使乡村观光旅游、生态农家体验等乡村产业新业态、新模式得以井喷式发展，延伸了农业产业链，拓宽了农民增收渠道^[10]。此外，数字乡村建设还有益于资金、技术、人才和信息等要素向乡村集聚，为进一步盘活乡村资源，发展乡村产业提供了良机^[11]。可见，数字乡村建设正成为数字时代推动我国农村经济迅速增长的又一“利器”。尽管学术界已对数字乡村建设如何影响我国农村经济增长开展了大量研究，但关于其对新型农村集体经济发展影响的研究仍较为匮乏。本文旨在梳理数字乡村建设影响新型农村集体经济发展的作用机理，并实证检验数字乡村建设对新型农村集体经济发展的影响效应及异质性，从而为数字乡村建设促进新型农村集体经济发展提供经验证据及理论借鉴。有鉴于此，本文可能的边际贡献在于：一是系统阐述数字乡村建设影响新型农村集体经济发展的作用机理，为学术界研究数字乡村建设与新型农村集体经济发展提供理论参考。二是探讨不同城镇化水平下数字乡村建设影响新型农村集体经济发展可能存在非线性门槛效应，为当前城乡经济“二元”结构背景下数字乡村建设推动我国新型农村集体经济发展提供实证依据。三是进一步考察数字乡村建设影响我国新型农村集体经济增长可能存在的

空间溢出效应，为协同推进数字乡村建设和新型农村集体经济发展提供政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字乡村建设影响新型农村集体经济发展的直接机理

数字乡村建设能够提高农业生产效率，降低农业经营成本，增加农业总产出，并促进新型农村集体经济发展。一方面，数字乡村建设推动乡村数字基础设施的完善与升级，使智能手机、笔记本电脑等数字终端产品在乡村地区得以大规模普及和应用^[12]。新型农村集体经济中的成员和组织能够随时通过这些设备接入互联网，学习并查阅各类先进农业生产技术，如温室养殖技术、无土栽培技术以及各类生态混养殖技术等，从而突破气候、土壤、光照等自然条件的限制，拓展传统农业活动的空间和技术边界，丰富食物来源，增强农业产出能力。另一方面，数字乡村建设促进了云计算、大数据、智能监控等数字技术在农业领域的大规模应用。例如，将云计算和大数据技术嵌入设施农业系统，可实现对农作物养料配给的精准控制，有助于提升施肥效率，减少化肥、农药等传统生产要素的消耗，降低新型农村集体经济经营成本。同时，将云计算与智能监控等数字技术应用于智能农机，则能够显著提升农机工作效率和作业范围，实现农作物收割、脱粒、烘干和加工等一体化作业，不仅提高了新型农村集体经济的农业生产效率^[13]，也大幅节约了农业劳动力成本。

数字乡村建设能够提升新型农村集体经济经营效益，促进新型农村集体经济发展。一方面，数字乡村建设加速了绿色、低碳、环保等可持续发展理念在乡村的传播，有益于转变新型农村集体经济成员和组织的生产观念，促进其生产绿色化、生态化转型^[14]。而绿色、生态有机农产品不仅更受市场青睐，且相对同类农产品具有更高的市场价格，能够显著提升其经营效益。另一方面，数字乡村建设缩小了信息差，有益于区域间不同类型新型农村集体经济的分工和协作，通过优势互补和规模效应进一步降低其产业链、供应链的生产经营成本^[15]，通过壮大产业规模，树立乡村特色产业品牌，以“品牌效应”提升产品的市场竞争力和创收能力，继而

提升经营效益。

数字乡村建设有益于培育乡村新产业新业态新模式，拓宽经济增收渠道，促进新型农村集体经济发展。一方面，数字乡村建设丰富了乡村电子商务数字场景的应用，拓展了集体经济成员和组织的销售渠道。他们能够随时通过淘宝、京东或各类农副产品数字化平台销售各类农副产品和乡村特产，减少了农产品销售的中间商环节，实现了农副产品生产和销售的“点对点”衔接，提高了农副产品的出产价格，增加了集体的经营性收入。另一方面，数字乡村建设拓展了我国乡村数字网络覆盖深度和广度，使更多乡村自然风景和乡土人文画卷能够通过网络传播被人们所知晓，吸引了更多人前往乡村打卡，以此衍生出更多诸如乡村文旅、休闲度假、生态康养等乡村新业态、新模式^[16]，为新型农村集体经济提供了更多的经营选择，增加了其经营收入来源。再者，数字乡村建设为新型农村集体经济盘活闲置资产提供了新机遇。由于数字乡村建设加速了城乡之间的信息传播，更多集体经济闲置资产详细信息可通过数字网络向外传播，促进了城市资本参与这些资产的开发与管理，这不仅提升了资源利用效率，也促进了新型农村集体经济发展。

为此，本文提出假说H₁：数字乡村建设对新型农村集体经济发展具有正向促进作用。

(二) 城镇化水平的门槛效应

根据梅特卡夫法则（Metcalfe's Law）和里德定律（Reed's Law），网络具有较强的外部性与正反馈效应，其价值只有在用户规模超过一定阈值后才会呈现指数级增长^[17]。然而，根据刘易斯二元经济理论，城镇化水平的提升会导致大量农村剩余劳动力向城市转移，致使农村老龄化、空心化现象日益凸显^[18]。这种由城镇化导致的乡村人口减少，必然会侵蚀数字乡村建设的网络用户基础。

具体而言，当城镇化水平低于该阈值时，农村劳动力转移规模有限，城镇化对数字乡村网络规模的负面影响尚不显著。一旦城镇化水平超过此临界点，农村劳动力转移加速，乡村老龄化与空心化问题将急剧恶化。随着乡村人口的迁徙，数字乡村建设所依赖的网络用户规模大幅缩减。依据网络效应定律，其网络价值将出现指数级下降，继而使得数字乡村建设对新型农村集体经济发展的促进作用

被快速削弱。

为此,本文提出假说H₂:数字乡村建设对新型农村集体经济发展的影响存在基于城镇化水平的单一门槛效应,即当城镇化水平超过特定阈值时,其促进效应减弱。

(三) 空间溢出效应

数字乡村建设推动了我国乡村数字网络基础设施的普及,促进了数字技术的广泛应用,使数字要素能够突破地域和时间限制,并通过其“扩散效应”“示范效应”和“互馈效应”,促进本地区及周边地区新型农村集体经济发展。一是扩散效应。数字乡村建设加速了乡村数字化进程,使城市的资金、技术能够通过数字网络快速扩散至乡村。一方面,它提升了乡村数字金融的覆盖广度和使用深度,拓宽了新型农村集体经济的融资渠道。充裕的资金有利于集体经济盘活资产、发展产业,从而以产业发展驱动经济发展^[19]。另一方面,数字乡村建设促进了城市先进生产管理技术向乡村传播,有助于提升新型农村集体经济生产效率,降低经营成本,实现以技术创新和管理升级带动经济发展。二是示范效应。凭借数字要素突破地域物理阻隔的特性,本地区新型农村集体经济“增收致富”的成功理念与发展模式能够迅速为周边地区所知。周边地区可通过学习、改进和复制这些经验,从而找到适合自身的创新发展之路^[20],继而带动当地集体经济发展。三是互馈效应。数字乡村建设通过搭建数字平台,促进了本地区与周边地区的要素流动,推动了不同产业、不同发展程度、不同资源禀赋的新型农村集体经济之间实现优势互补。通过重塑区域内产业链、供应链与要素配置,有助于打造覆盖多地的区域性农业产业集群^[21],最终实现本地区与周边地区新型农村集体经济的共同增长与协同发展。

为此,本文提出假说H₃:数字乡村建设对周边地区新型农村集体经济发展具有正向空间溢出效应。

三、研究设计

(一) 模型设计

1. 基准回归模型

为检验前文假说,本文构建如下模型:

$$Inc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中 Inc_{it} 是本文被解释变量,为*t*时期*t*省份的新

型农村集体经济发展; Dig_{it} 是本文解释变量,为*t*时期*t*省份的数字乡村建设水平; α_0 是常数项, α_1 和 α_2 是待估计系数; $Control_{it}$ 为一系列可能影响新型农村集体经济发展的其他控制变量,包括财政支农水平、工业发展水平、外商投资水平、农业受灾程度、传统金融发展水平和农村基础设施建设水平; λ_i 和 μ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

2. 门槛效应模型

借鉴Hansen等^[22]学者的研究成果,本文构建如下面板门槛效应模型:

$$Inc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} \times I(Adj_{it} \leq Th_1) + \\ \alpha_2 Dig_{it} \times I(Adj_{it} > Th_1) + \alpha_3 Control_{it} + \\ \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Inc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} \times I(Adj_{it} \leq Th_1) + \\ \alpha_2 Dig_{it} \times I(Th_1 < Adj_{it} \leq Th_2) + \\ \alpha_3 Dig_{it} \times I(Adj_{it} > Th_2) + \\ \alpha_3 Control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)为单门槛模型,式(3)为双门槛模型。其中, Th_i ($i=1,2$)表示待估计的门槛值; $I(\cdot)$ 为指示函数,当括号内条件成立时取值为1,否则取值为0。

3. 空间杜宾模型

参考Fischer等^[23]学者的研究成果,本文构建如下空间杜宾模型:

$$Inc_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Inc_{jt} + \beta \sum_{j=1}^n W_{ij} Dig_{jt} + \gamma Dig_{it} + \\ \varphi \sum_{j=1}^n W_{ij} C_{jt} + \lambda C_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + \nu_{it} \quad (5)$$

式中 Inc_{it} 为*i*省份*t*时期的新型农村集体经济发展, Dig_{it} 为*i*省份*t*时期的数字乡村建设水平, C_{it} 为一系列控制变量, β 、 γ 、 φ 和 λ 分别为各变量的系数, W_{it} 表示空间权重矩阵, α_i 、 μ_t 和 ε_{it} 分别表示地区、时间固定效应以及随机误差项, ρ 表示空间自回归系数。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

被解释变量为新型农村集体经济发展(Inc),本文参考洪名勇等^[17]学者的做法,采用新型农村集体经济经营收入来衡量新型农村集体经济发展。

2. 解释变量

本文解释变量为数字乡村建设(Dig)。当前,

学界对于数字乡村建设的测度并未形成统一的标准。参考朱红根、陈晖^[24]和王刘坤等^[25]学者的方法,本文从数字基础设施、乡村生产数字化、乡村企业

经营数字化、乡村流通数字化等4个维度采用熵值法对中国各省(区、市)的数字乡村发展水平进行测度(表1)。

表1 中国数字乡村发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	测度方法	属性	权重
数字基础设施	互联网普及率	地区网民数量/地区人口	正	0.028
	乡村移动电话拥有量	农村居民每百户拥有的移动电话数量	正	0.015
	乡村光缆线路覆盖率	乡村每平方千米光缆线路长度	正	0.069
	乡村社会数字产业固定资产投资	乡村信息传输计算机服务和软件业固定资产投资	正	0.069
乡村生产数字化	乡村生产环境检测情况	环境与农业气象观测业务站点个数	正	0.028
	乡村电气化程度	农村用电总量/农村总人口	正	0.061
乡村企业经营数字化	企业网站数	每百家企事业单位拥有网站数	正	0.009
	企业参加电子商务活跃度	参加电子商务交易活动的企业比重	正	0.035
	电子商务销售额	基于网络订单而销售的商品和服务总额	正	0.163
	乡村网络投资规模	数字普惠金融县域投资指数	正	0.032
乡村流通数字化	乡村电子商务发展水平	淘宝村数量/行政村数量	正	0.394
	乡村物流设施建设水平	农村物流投递路线长度	正	0.049
	乡村消费品零售水平	乡村消费品零售额/全社会消费品零售额	正	0.024
	乡村移动支付普及率	数字普惠金融县域移动支付指数	正	0.024

3. 门槛变量

本文门槛变量为城镇化水平(*Urb*)。采用地区城镇常住人口与地区常住总人口之比来衡量城镇化水平。

4. 其他控制变量

财政支农水平(*Fin*),采用财政农林水事物支出与财政总支出的比值来衡量;工业发展水平(*Ind*),采用规模以上工业增加值与地区生产总值的比值来衡量;外商投资水平(*For*),采用地区外商直接投资额与地区生产总值的比值来衡量;农业受灾程度(*Dis*),采用农业受灾面积与农作物播种面积的比值来衡量;传统金融发展水平(*Ban*),采用地区金融机构各项存贷款余额与地区生产总值的比值来衡量;农村基础设施建设水平(*Inf*),采用地区农村固定资产投资实际完成额与地区生产总值的比值来衡量。

(三) 数据说明

本文以2014—2023年中国30个省、区、市(不含西藏、港澳台)的面板数据为研究样本,数据来源于2014—2023年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农村经营管理统计年报》《中国农村合作经济统计年报》并辅以CNEDS数据库、Wind数据库和中国经济信息网数据库等数据进一步补充。针对部分缺失数据,借助线性插值法予以补齐。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

表2列(1)至列(3)报告了数字乡村建设对新型农村集体经济发展的基准回归结果。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Dig</i>	0.813*** (4.58)	0.733*** (3.69)	0.782*** (3.69)
<i>Fin</i>		0.308*** (3.61)	0.319** (2.76)
<i>Ind</i>		0.076** (1.97)	0.104* (1.83)
<i>For</i>		0.013 (0.25)	0.016 (0.30)
<i>Dis</i>		-0.031*** (-2.88)	-0.029** (-2.23)
<i>Ban</i>		0.060 (0.20)	0.165 (0.51)
<i>Inf</i>		0.097 (1.47)	0.129** (2.71)
_cons	4.464*** (4.52)	4.735*** (3.78)	4.781*** (4.19)
地区固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	不控制	控制
<i>N</i>	300	300	300
adj. <i>R</i> ²	0.936	0.933	0.937

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;小括号中数值为t检验的统计量。下同。

表2列(1)为仅考虑数字乡村建设对新型农村集体经济发展影响的回归结果,表2列(2)为加入控制变量后,未控制时间效应的单固定效应回归结果,表2列(3)为控制了地区和时间效应并加入全部控制变量后的估计结果。从表2列(3)可知,解释变量*Dig*的估计系数为0.782,在1%水平上显著,说明数字乡村建设确实有助于新型农村集体经济发展, H_1 得以证实。从控制变量来看,*Fin*、*Ind*、*Inf*的估计系数显著为正,说明财政支农和工业发展、农村基础设施建设都促进了新型农村集体经济发展。*For*和*Ban*的估计系数为正,但不显著,可能的原因是外商在农业领域投资力度有限,传统金融门槛过高且效率较低等原因,导致外商投资和传统金融对新型农村集体经济发展的促进作用有限。*Dis*的估计系数为负且在5%水平上显著,说明自然灾害仍旧是影响新型农村集体经济发展的重要因素。

(二) 内生性问题和稳健性检验

1. 内生性问题检验

由于数字乡村建设和新型农村集体经济发展之间可能存在反向因果关系,即新型农村集体经济发展反向带动了数字化需求,从而促进数字乡村建

设水平的提高,本文参照学术界通常的做法,采用两阶段最小二乘法(2SLS)来检验变量之间的内生性问题。本文参考张勋等^[26]学者的做法,将采用2014—2023年各省(区、市)移动互联网接入流量作为工具变量。原因在于,数字乡村建设主要依托5G、大数据、物联网等现代通信技术,而移动互联网接入流量与他们的发展息息相关,移动互联网接入流量在某种程度上反映了现代通信技术在数字乡村建设中的应用程度。但是移动互联网接入流量与新型农村集体经济发展并无直接关系,因此,本文选择移动互联网接入流量作为工具变量。从表3列(1)可知,在引入工具变量之后,解释变量*Dig*的估计系数为0.736,在1%水平上显著,且工具变量移动互联网接入流量通过了1%水平上的显著性检验,Wald F检验为32.417,大于弱工具变量检验16.38的临界值,说明本文工具变量选择恰当。内生性问题检验进一步验证了 H_1 。

2. 稳健性检验

本文分别采用数据缩尾法、替换解释变量测度方法和剔除特殊样本三种方式进行稳健性检验,结果见表3列(2)—列(4)。

表3 内生性问题和稳健性检验结果

变量	(1) 2SLS工具变量法	(2) 数据缩尾法	(3) 替换解释变量	(4) 剔除特殊样本
<i>Dig</i>	0.736*** (5.31)	0.591* (1.97)	0.773** (2.16)	0.945*** (3.34)
_cons	6.764*** (9.63)	1.880 (1.23)	3.39** (2.38)	2.173 (1.32)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
LM统计量	35.795[0.000]	—	—	—
Wald F统计量	32.417{16.38}	—	—	—
<i>N</i>	300	300	300	260
adj. <i>R</i> ²	0.873	0.936	0.914	0.942

本文在对全样本数据进行上下1%缩尾后重新回归,结果如表3列(2)所示。解释变量*Dig*的估计系数为0.591,在10%水平上显著。本文采用主成分分析法来重新测算中国数字乡村建设水平指数,并进行重新回归,结果如表3列(3)所示。解释变量*Dig*的估计系数为0.773,在5%水平上显著。由于北京、上海、天津和重庆这4个直辖市在数字基础设施建设投资力度、数字经济发展水平等方面可能异于

其他省份,本文对全样本数据中4个直辖市样本数据进行了剔除并进行重新回归,结果如表3列(4)所示。解释变量*Dig*的估计系数为0.945,在1%水平上显著。上述稳健性检验结果与基准回归结果一致,表明“数字乡村建设对新型农村集体经济发展具有正向促进作用”的结论具有较好的稳健性。

(三) 异质性分析

由于我国东部地区经济发达,对于数字场景应

用需求量巨大，且有充裕的资金进行数字基础设施建设，因此，在数字乡村建设方面，我国东部地区较中西部地区而言具有比较优势。本文将全国样本分为东部地区和中西部地区两组，探讨不同经济发展水平下数字乡村建设对新型农村集体经济发展的影响。具体结果见表4。

表4 异质性分析结果

变量		
	(1) 东部地区	(2) 中西部地区
Dig	0.873*** (2.94)	2.532*** (4.20)
_cons	5.357*** (3.06)	10.160*** (4.12)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
N	130	170
adj. R ²	0.957	0.928

由表4可知，无论是东部地区组还是中西部地

区组，解释变量Dig的系数都在1%水平上显著为正，但中西部地区的估计系数为2.532，明显大于东部地区的0.873。可能的原因在于，我国东部地区由于其自身数字基础设施建设较好，数字技术和数字经济发展较为领先，受边际效用递减规律的影响，数字乡村建设的效用有限。而在我国中西部地区，数字技术和数字经济发展相对滞后，数字乡村建设带动了数字应用场景、数字经济快速发展，打破了区域间信息壁垒，加速了农业技术、资本和信息要素的流动，推动了产业升级和技术进步，提升了农业全要素生产率，继而较大程度促进了地区新型农村集体经济经济发展。

(四) 门槛效应分析

本文在单一门槛和双重门槛假设条件下，利用门槛效应式(2)和式(3)反复抽样300次以确定门槛个数，结果如表5所示。由表5可知，门槛变量Urb通过了单重门槛检验，门槛值为0.659，在1%水平上显著。

表5 面板门槛模型门槛个数检验结果

门槛变量	门槛个数	F统计量	P值	10%临界点	5%临界点	1%临界点	门槛值	95%置信区间
Urb	单一门槛	44.531	0.003	33.275	38.591	54.362	0.659	[0.613, 0714]
	双重门槛	24.646	0.141	29.536	35.637	51.268		

不同城镇化水平数字乡村建设对新型农村集体经济发展的门槛回归结果如表6所示。

表6 门槛回归结果

变量	Inc
Urb (Thit≤0.659)	1.263** (4.68)
Urb (Thit>0.659)	0.474* (2.52)
_cons	6.262*** (4.36)
控制变量	控制
地区固定效应	控制
时间固定效应	控制
样本量	300
adj. R ²	0.894

当Urb小于等于其门槛值(0.659)时，解释变量Dig对新型农村集体经济发展的估计系数为1.263，在5%水平上显著；当Urb大于其门槛值(0.659)时，解释变量Dig对新型农村集体经济发展的估计系数虽仍显著为正，但无论是系数值大小还是显著性都出现了明显下降。这说明数字乡村建设

对新型农村集体经济发展的促进作用随城镇化水平(Urb)提升而呈边际递减特征。 H_2 得证。

(五) 空间溢出效应分析

在进行空间计量分析前，需检验数据是否存在空间自相关性。若存在空间自相关性，应当选择空间计量模型；若不存在空间自相关性，则选择普通计量模型。本文首先基于人均GDP计算而来的经济距离空间权重矩阵利用全局Moran's I指数对2014—2023年的数字乡村建设和新型农村集体经济发展进行空间自相关检验，以判断数字乡村建设和新型农村集体经济发展各自是否具有空间相关性。全局Moran's I指数的计算公式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (6)$$

其中， $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ； $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ；n为省份数量； Y_i 和 Y_j 为i和j城市的观测数量； \bar{Y} 为样本均值； W_{ij} 为经济距离空间权重矩阵。

空间自相关的检验结果表明，2014—2023年中

国数字乡村建设和新型农村集体经济发展的全局 Moran's I 指数均在 1% 统计水平上显著为正, 说明利用空间计量模型探讨数字乡村建设和新型农村集体经济发展是合理的。本文采用双固定效应空间杜宾模型估计数字乡村建设对新型农村集体经济发展的影响, 并分别使用地理距离空间权重矩阵和邻接距离空间权重矩阵进行稳健性检验, 结果如表 7 所示。从表 7 回归结果报告可知, 在经济距离空间权重矩阵下, 空间杜宾模型中解释变量 Dig 的估计系数为 0.746, 在 1% 水平上显著, 其空间交互项的估计系数为 1.128, 同样在 1% 水平上显著。这说明数字乡村建设促进了本地区新型农村集体经济发展也带动了周边地区新型农村集体经济发展。 H_3 得到初步

证实。同时, 为了避免利用点估计方法检验空间溢出效应所导致的偏误, 本文参考 Lesaga 等^[27]学者的研究, 采用偏微分方法将总效应分解为直接效应和间接效应。在经济距离空间权重矩阵下, 解释变量 Dig 的直接效应估计系数为 0.497, 间接效应的估计系数为 0.168, 均在 1% 水平上显著。这说明本地区数字乡村建设对周边地区新型农村集体经济发展亦有促进作用, 这也进一步验证了 H_3 。此外, 在稳健性检验中, 无论是地理距离空间权重矩阵还是邻接距离空间权重矩阵, 解释变量 Dig 对新型农村集体经济发展的影响系数方向和显著性均与经济距离矩阵下的结果高度一致, 仅系数大小略有差异, 表明上述空间估计结果具有较好的稳健性。

表 7 空间杜宾模型回归结果

变量	经济距离空间权重矩阵		地理距离空间权重矩阵		邻接距离空间权重矩阵	
	系数	Z统计值	系数	Z统计值	系数	Z统计值
Dig	0.746***	5.14	0.478***	3.99	0.942***	4.62
$W \times Dig$	1.128***	3.35	1.173***	3.46	2.436***	4.58
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
直接效应	0.497***	3.62	0.332***	4.14	0.529***	3.81
间接效应	0.168***	3.90	0.121***	3.52	0.266***	4.09
总效应	0.665***	4.20	0.453***	3.67	0.795***	3.53
N	300		300		300	
adj. R^2	0.912		0.904		0.896	

五、研究结论与政策建议

本文基于 2014—2023 年我国省级面板数据, 构建数字乡村建设水平评价指标体系, 实证检验了数字乡村建设对新型农村集体经济发展的影响, 主要研究结论如下: 第一, 数字乡村建设整体上显著促进了新型农村集体经济发展, 但存在区域异质性, 其对中西部地区的促进作用明显强于东部地区; 第二, 数字乡村建设的影响存在城镇化水平的门槛效应, 随着城镇化水平提高, 其边际效应呈递减趋势; 第三, 数字乡村建设具有显著的正向空间溢出效应, 不仅推动本地区新型农村集体经济发展, 还能辐射带动周边地区协同发展。

基于上述研究结论, 本文提出以下政策建议。第一, 全面推进数字乡村基础设施升级。应重点加强乡村地区特别是偏远区域的 4G/5G 网络、大数据中心等通信设施建设, 推动农业生产、经营、管理

等环节的数字化融合, 提升新型农村集体经济运行效率与创新能力, 充分释放数字红利。第二, 实施差异化区域推进策略。东部地区应着力优化乡村网络软硬件设施, 拓展数字技术在集体经济中深度应用场景, 培育新业态、新模式, 打造数字经济与集体经济融合发展的“新引擎”。中西部地区则应以补齐网络覆盖短板, 强化数字技能普及与宣传引导, 提升新型农村集体经济主体参与数字经济的能力, 逐步缩小区域间“数字接入鸿沟”。第三, 协同推进以人为核心的新型城镇化。应加快城乡基本公共服务均等化进程, 吸引人才返乡入乡创业就业, 为数字乡村建设提供人才支撑。在人口稀疏地区稳妥推进村庄结构优化, 促进人口适度集聚, 增强数字乡村建设的规模效应与可持续性。第四, 强化区域协同与数字辐射带动能力。地方政府应突破行政壁垒, 推动县域间在数字设施共建、数据资源共享、产业协作等方面开展合作, 畅通数字要素跨区域流

动。同时，打造一批数字乡村与集体经济融合发展的典型示范区，发挥其引领带动与区域联动作用，构建以数字乡村建设促进新型农村集体经济发展的新格局。

注释：

- ① 资料来源：农业农村部政策与改革司. 中国农村政策与改革统计年报（2022年）[M]. 北京：中国农业出版社，2023: 23-24.
- ② 资料来源：《中国数字经济发展报告（2024年）》. http://jxt.zj.gov.cn/art/2024/9/12/art_1657977_58933048.html.

参考文献：

- [1] 孙淑惠, 张晓, 刘传明, 等. 中国新型农村集体经济发展水平的地区差异及分布动态演进[J]. 中国农村经济, 2024(12): 65-86.
- [2] 尹呐, 张克俊, 郭祥. 新型农村集体经济治理体系的理论阐释与构建策略[J]. 改革, 2023(7): 145-155.
- [3] 陈燕. 新型农村集体经济的理论内涵、发展现状及实践进路[J]. 当代经济研究, 2025(1): 47-56.
- [4] 公茂刚, 张云. 新型农村集体经济发展中农民主体地位实现路径[J]. 农业经济问题, 2024(8): 73-86.
- [5] 吴春宝, 郑凯元. 共同富裕目标下新型农村集体经济发展的逻辑与路径——基于全国微观调查数据的实证分析[J]. 经济问题探索, 2023(2): 17-27.
- [6] 马少春, 朱杰, 王军. 共同富裕视域下数字乡村建设的农民增收与分配效应[J]. 经济问题探索, 2025(1): 109-127.
- [7] 洪名勇, 汤园园. 数字乡村建设对壮大农村集体经济的作用效应[J]. 世界农业, 2024(7): 71-84.
- [8] 黄季焜, 苏岚岚, 王悦. 数字技术促进农业农村发展：机遇、挑战和推进思路[J]. 中国农村经济, 2024(1): 21-40.
- [9] 郭海红. 数字乡村建设、资源要素错配与农业绿色全要素生产率[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2024, 24(1): 102-116.
- [10] 王敬. 数字乡村发展推动农业高质量发展研究[J]. 管理学刊, 2024, 37(5): 146-158.
- [11] 葛宣冲, 王静. 乡村数字经济与新型农村集体经济的耦合互动发展[J]. 江苏社会科学, 2024(5): 153-162.
- [12] 李露, 赵巍. 迈向农业现代化之路：数字乡村建设的路径检验[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2024, 23(3): 12-22.
- [13] 曹杰, 王妍霏. 数字乡村、技术创新与农业高质量发展[J]. 管理学刊, 2024, 37(3): 128-142.
- [14] 潘经韬, 智瑞婷, 吴萍, 等. 数字乡村建设赋能农业高质量发展的实证检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(17): 70-74.
- [15] 雷泽奎, 祁春节, 王刘坤. 数字乡村建设能驱动农业经济高质量增长吗？[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(3): 54-66.
- [16] 刘学侠, 宋宗喆. 数字技术赋能乡村产业振兴的路径研究[J]. 行政管理改革, 2024(4): 64-74.
- [17] 李明贤, 彭晏琳. 金融科技促进了农民增收吗？[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2023, 23(6): 24-39.
- [18] 孙亚南, 张桂文. 二元经济转型中的人口转变分析[J]. 西北人口, 2022, 43(5): 24-36.
- [19] 王进, 李宁, 张逸轩. 数字乡村建设能否促进新型农村集体经济发展？——基于CRRS微观调查数据的分析[J]. 世界农业, 2024(5): 43-55.
- [20] 杜建国, 陈豪, 甘天琦, 等. 农业经济增长的数字力量——基于数字乡村建设的视角[J]. 经济问题, 2023(10): 103-110.
- [21] 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, 40(3): 100-110.
- [22] HANSEN B. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference[J]. Journal of economics, 1999, 93(2): 345-368.
- [23] FISCHER M M, SCHERNGELL T, REISMANN M. Knowledge spillovers and total factor productivity : Evidence using a spatial panel data model[J]. Geographical analysis, 2009, 41(2): 204-220.
- [24] 朱红根, 陈晖. 中国数字乡村发展的水平测度、时空演变及推进路径[J]. 农业经济问题, 2023(3): 21-33.
- [25] 王刘坤, 祁春节, 曾光, 等. 中国数字乡村建设发展水平评价与时空特征分析[J]. 统计与决策, 2024, 40(22): 65-69.
- [26] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [27] LESAGA J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009.

责任编辑：李东辉