Statistics and Application 统计学与应用, 2026, 15(11), 34-47
Published Online November 2026 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/sa
https://doi.org/10.12677/sa.2026.1511242

Hans汉斯

数字乡村建设对农村绿色发展的影响研究

潘文斌

新疆师范大学商学院，新疆 乌鲁木齐

收稿日期：2026年10月3日；录用日期：2026年10月25日；发布日期：2026年11月4日

摘　要

目的：探究数字乡村建设与农村绿色发展的内在关联及作用机制，为我国实现可持续发展、深化乡村振兴战略实施提供理论启示与决策依据。方法：本文基于全国103个地级市2013~2022年面板数据，测度数字乡村绿色发展水平与“有为政府”水平，运用基准回归模型、中介效应模型等计量方法，系统检验数字乡村建设对农村绿色发展的影响效应与作用路径。结果：(1) 数字乡村建设对农村绿色发展水平具有显著正向驱动作用。(2) 机制检验证实，“有为政府”水平是数字乡村建设促进农村绿色发展的关键中介路径。(3) 异质性分析表明，该影响存在区域差异，呈现由东向西梯度递减的特征。结论：政府应从禀赋适配型数字基建构建、“有为政府－市场”协同治理强化、区域差异化策略实施三方面施策，为农村绿色可持续发展与乡村振兴战略深化提供支撑。

关键词

数字乡村，“有为政府”，乡村振兴，绿色

Study on the Impact of Digital Rural Construction on Rural Green Development

Wenbin Pan

College of the Business, Xinjiang Normal University, Urumqi Xinjiang

Received: October 3, 2026; accepted: October 25, 2026; published: November 4, 2026

Abstract

Purpose: This study explores the intrinsic relationship and mechanism between the construction of digital villages and rural green development, aiming to provide theoretical insights and decision-making references for China to achieve sustainable development and further advance the rural

文章引用: 潘文斌. 数字乡村建设对农村绿色发展的影响研究[J]. 统计学与应用, 2026, 15(11): 34-47.
DOI: 10.12677/sa.2026.1511242

revitalization strategy. Method: Based on the panel data of 103 prefecture-level cities across China from 2013 to 2022, this paper measures the level of digital village green development and the level of "proactive government". It systematically tests the impact effect and action path of digital village construction on rural green development by using econometric methods such as the benchmark regression model and mediating effect model. Results: (1) The construction of digital villages exerts a significant positive driving effect on the level of rural green development. (2) Mechanism testing confirms that the level of "proactive government" serves as a key mediating path for digital village construction to promote rural green development. (3) Heterogeneity analysis shows that this impact exhibits regional differences, characterized by a gradient decrease from east to west China. Conclusion: The government should implement policies from three aspects: constructing endowment-adapted digital infrastructure, strengthening the collaborative governance of "proactive government-market", and implementing regionally differentiated strategies, so as to provide support for the green and sustainable development of rural areas and the further advancement of the rural revitalization strategy.

Keywords

Digital Villages, "Proactive Government", Rural Revitalization, Green

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

以互联网、大数据、云计算为代表的数字技术，正深刻驱动农村社会治理变革、农业结构优化与生产力提升，成为推动农业农村现代化的核心驱动力，乡村数字化既是乡村与数字化技术的一种结合，也是对传统农业与数字产业的融合发展。乡村作为畅通国民经济循环的关键环节，其根基在于农业产业链，而农业创业通过延伸产业链、创造就业、促进竞争，已成为增强县域经济与民生福祉的重要抓手。中共中央、国务院在《关于实施就业优先战略促进高质量充分就业的意见》[1]中明确提出，引导人才返乡下乡创业，拓展农村就业增收空间，进一步凸显激发农业创业活力在乡村振兴中的关键作用。数字技术广泛嵌入农业生产全环节，通过智能监测与数字化管理有效突破技术瓶颈，提升劳动生产率，助力优质农产品供给，为农村高质量发展注入新动能。2018 年《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》[2]明确提出要实施数字乡村战略。这是国家对于乡村振兴的第一步，力图通过数字经济模式，加强新型基础设施建设与数字要素嵌入，为破解传统农业高碳锁定效应提供技术路径，同时改善乡村经济发展困境。

数字技术所带来的经济效益宛若一场及时雨，重构了乡村经济绿色发展的技术和理论路径。对于乡村振兴和数字乡村建设而言，其发展优势在于"碳达峰"、"碳中和"背景下国家对于绿色发展理念的高度关注以及由此带来的一系列政策扶持，以及农村本身所具有的独特的资源禀赋与生态价值转化潜力。地区发展若仅依赖要素禀赋决定的比较优势，往往难以突破市场自发运行的局限，政府的有效介入成为弥补这一缺陷的关键。数字乡村建设等政策的实施，从宏观上明确了农村发展方向，并通过专项资金与补贴政策缓解基础设施薄弱等瓶颈。在乡村振兴和数字经济的背景下，展开的数字乡村试点政策是否能够促进农村经济的绿色发展？以及政府在政策实施和宣传重视等方面的工作是否有显著收益？上述问题

[1]https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11646/202410/content_6980867.html
[2]https://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm?eqid=a18d80300009l8ae00000006647fe952

的回答对于丰富乡村振兴和数字化转型理论，进而提出实现数字乡村绿色发展的政策建议，兼具重要的理论与现实意义。

2. 文献综述与理论假设

2.1. 数字乡村建设对农村经济绿色发展的影响

2.1.1. 数字乡村建设对绿色乡村建设的影响

“双碳”背景下农村经济绿色发展至关重要，数字技术通过重构要素配置、突破产业边界、重塑制度环境提供全新路径。数字乡村建设可降低要素成本、推动农业生态化发展[1]，其通过全产业链数据采集分析实现化肥农药精准施用，减少农业生态负外部性。同时依托物联网、遥感等技术，以小型机械实现精准高效的生产降低农业碳排放强度[2]，既是提升农村生产效率的关键路径，也是产业绿色转型的重要支撑[3]。

基于农村金融结构需适配产业规模小、技术引进型的特征[4]，数字普惠金融的普及正有效构建了区域性中小金融机构与农村产业的共生机制[5] [6]。数字普惠金融不仅为农户绿色养殖主体提供便捷的融资渠道[7]，同时也为农村发挥“后发优势”提供了资金保障。实证研究表明，该模式通过创新金融支持、促进农业产业链信息化等方式提升农村农业 ATFCP 促进农村的绿色发展[8]。张莹[9]以吉林省为研究对象，指出乡村振兴与农业绿色高质量发展呈现耦合关系，表明乡村振兴能在一定程度上促进农业农村的绿色高质量发展。数字乡村建设的作用具体表现为通过缓解信息不对称、提高农业信息的可获取性，促使生产者意识到生态农业生产技术的环境友好性和收益无害性[10]。基于农业与生态环境政策一体化理论[11]，数字技术可优化农业生产全流程，推动清洁生产与生态农业规模化应用。

基于此本文提出假设 a：数字乡村建设政策对于农村绿色乡村建设有正向影响。

2.1.2. 数字乡村建设对数字生活渗透的影响

数字乡村建设通过部署物联网、遥感监测等数字基础设施，不仅实现了对资源消耗和污染排放的高精度实时量化，更推动了大数据、区块链等关键技术的落地与应用。农村电商重构了传统农业生产模式与消费市场的对接模式[12]，农民通过数字平台了解消费者对于“生态”、“健康”产品的需求，提高了生产者对于绿色生产的重视。截至 2023 年，中国农村互联网网民规模达 3.26 亿，农村地区互联网普及率 66.5%。5G 网络已实现乡镇全覆盖，城市与农村达成“同网同速”。数字技术在农业技术推广领域的应用，显著改善了传统模式下技术信息传递形式单一、效率低下且受时空约束的局限[13] [14]。更进一步，其通过降低信息成本渠道中搜寻成本、谈判成本与获取成本这三类核心机制，作用于农户的绿色技术选择行为；既有研究证实，随着数字技术使用频率的提升，其对农户绿色技术选择的边际影响呈递增态势[15]。智能手机、移动互联网和社交媒体的普及，拓宽了农户能获取绿色生产技术与市场信息的渠道[16]，破除了信息获取的“泥潭困境”。数字乡村建设还通过政策引导与市场协同，促进跨部门数据融合与共享，助力构建一体化数字治理平台，从而在资源调度、环境监管、生态补偿等领域实现更高水平的数字化决策与管理[17] [18]。这一过程不仅加速了农业生产与经营方式的数字化转型，也有效激发了绿色技术创新需求，为区域数字经济协同发展与低碳转型奠定了坚实基础。

基于此本文提出假设 b：数字乡村建设政策对于农村数字生活渗透有正向影响。

2.1.3. 数字乡村建设对绿色技术创新水平的影响

数字乡村建设与绿色技术创新呈现双向赋能，共同助力乡村振兴与农业农村现代化进程。我国乡村建设长期面临创新基础薄弱、能源利用率偏低的现实痛点，制约了绿色技术创新效率。作为乡村振兴战略的核心方向之一，数字乡村建设通过引入数字技术、提升居民数字素养、完善智能化基础设施等关键

举措，为绿色技术创新提供了坚实的环境支撑与充足的要素供给[19]。其构建的“数字技术 + 制度”统筹创新模式，打破了传统乡村治理中“经验主导、分散决策”的固有范式，显著提升了乡村治理的行政效能[20]。具体而言，通过搭建数字化协同平台，整合农户、村集体、企业、政府等多元主体的利益诉求与信息资源，乡村治理正逐步转向数据驱动的智能化、精准化转型。

绿色技术创新不仅是技术层面的突破，更蕴含生产方式与治理模式的系统性革新。数字技术的深度嵌入重构了农村公共服务供给体系。通过推动教育资源远程共享与数字化转型，数字乡村有效夯实了乡村高效发展的民生基础，为绿色技术创新营造了良好的社会环境[17]。研究表明，数字乡村建设对中国式农业农村现代化具有重要推动作用，而农业技术创新与农村居民数字素养在这一过程中发挥着显著的调节效应[21] [22]。智慧农业等新模式的兴起与科技手段的深度应用，不仅推动了农业产业结构的升级，更有效提升了生产效率与资源配置水平[23]。此外，高精度数据驱动生产转型以及居民数字素养的不断提升，激发了对节水灌溉、生物农药、废弃物循环利用等绿色技术的刚性需求。数字技术渗透重构农业新质生产力底层逻辑，推动农业产业构建新型生产模式，实现从被动防御到韧性迭代的动态均衡转型，其核心机制在于将农业产业链从刚性体系升级为“韧性–创新”协同的复杂适应系统[24]。

基于此本文提出假设 c：数字乡村建设政策对于农村绿色创新水平有正向影响。

综上所述，本文提出假设 1：数字乡村建设政策对于数字乡村绿色经济发展有正向影响。

2.2. “有为政府”水平对农村绿色发展的中介效应

数字乡村通过优化农业生产、释放内需潜力和重构劳动配置三大机制促进经济增长[25]，但创业激活机制尚未畅通，预示政策协同仍需完善。在战略协同层面，研究表明数字乡村与乡村振兴呈现耦合增强趋势[26]，但与绿色乡村协同仍处于低水平状态[18]，且受产业结构与政府调控等多因素影响。数字乡村建设不仅是一场技术革命，更涉及深刻的治理模式变革，沈费伟[27]提出“有为政府”与“有效市场”的协同构成其核心运作逻辑，政府通过推动政治民主、构建秩序框架和调节利益分配提供制度保障与发展方向，市场则依托效率优势、资源配置功能和创新扩散机制注入持续动力，二者协同的关键在于建立责任标准清单、促进信息融合共享及构建金融支持框架，从而系统提升建设绩效。

产业升级本质上是要素禀赋结构由低级向高级演进的过程，其中存在显著的“协调失灵”问题。“有为政府”理论为破除农村“泥潭困境”与“协调失灵”提供了理论依据。地方政府需立足本地比较优势，甄别并扶持具有自生能力的企业，推动要素与企业适配以促进产业升级，同时打通销售渠道、降低交易与制度成本，将比较优势切实转化为市场收益。可见，政府的引导与扶持是打破农村发展困境、连接农村优势与实际发展的重要桥梁。

基于此本文提出假设 2：存在“有为政府”水平对农村绿色发展的正向中介效应。

综上所述，本文创新性地构建准自然实验研究设计，将入选国家数字乡村试点地区的县市作为处理组，对政策效应进行评估。参考朱红根[28]的数字乡村发展评价指标体系，本文构建以数字生活渗透度、绿色技术创新水平、绿色乡村建设三个维度为核心的数字乡村绿色经济发展指标体系，系统考察试点政策的综合影响效应。此外，中介效应模型揭示“有为政府”要素的作用，具体表现为区域差异化政策可提升要素配置效率[29]。

3. 指标体系构建及数据来源

3.1. 指标体系构建

3.1.1. 数字农村绿色经济发展水平

本文基于数字乡村建设的目标和原则，借鉴平卫英[30]、朱红根[28]等学者对于数字乡村建设、农村

经济发展等领域的研究，使用熵值法测度数字乡村绿色经济发展指数，具体从数字生活渗透、绿色乡村建设、绿色科技创新水平三个维度12个二级指标进行赋权得分，最终得到各地级市乡村综合指数，用于衡量市域间数字乡村绿色经济发展水平。详见下表1。

Table 1. Evaluation index system for the development level of green economy in digital villages
表1. 数字乡村绿色经济发展水平评价指标体系

综合指标	维度	权重	指标名称及单位	属性	权重
数字乡村经济绿色发展水平	数字生活渗透	0.414	开通互联网宽带业务的行政村(%)	+	0.097
			电信业务收入(元)	+	0.04
			移动电话年末用户数(万户)	+	0.133
			计算机服务和软件从业人员(%)	+	0.144
	绿色乡村建设	0.427	对生活污水进行处理的行政村(%)	+	0.103
			对生活垃圾进行处理的行政村(%)	+	0.097
			畜禽粪污综合利用率(%)	+	0.097
			人均公园绿地面积(m^2/人)	+	0.063
			建成区绿化覆盖率	+	0.067
	绿色科技创新水平	0.159	人均农业机械总动力(千瓦)	+	0.039
			当年申请的绿色发明数(个)	+	0.063
			当年申请的绿色实用新型(个)	+	0.057

3.1.2. “有为政府”水平指标体系

政府报告、会议中涉及环保词汇的次数(次)，则是通过python获取政府汇报、会议等文件中提及到环保等“绿色”词汇的次数，具体的环保词汇包括：环境保护、环保、环境、污染防治、治污等43个词汇。政策的开展和政府会议、报告的主要内容，都会在一定程度上影响企业家对于地区发展方向的判断和具体资本的投入规划。因此，本文用四个指标综合衡量“有为政府”水平，如表2所示。

Table 2. Evaluation index system for the level of “proactive government”
表2. “有为政府”水平评价指标体系

综合指标	指标名称及单位	指标解释	指标属性	权重
“有为政府”水平	政府报告、会议中涉及环保词汇的次数(次)	政府汇报、会议等文件中提及到环保等“绿色”词汇的次数	+	0.053
	村主任、书记“一肩挑”比例(%)	实现“一肩挑”的行政村数/行政村总数	+	0.327
	已编制村庄规划的行政村占比(%)	已编制村庄规划的行政村/行政村总数	+	0.301
	已开展村庄整治的行政村占比(%)	已开展村庄整治的行政村/行政村总数	+	0.319

3.2. 数据来源

考虑到数据的可获得性，以及剔除了数据极端地。本文研究所采用的是2013~2022年中国103个地

级市，主要变量的描述性统计见表 3。数据来源于 2013~2022 年的：国家统计局、中国农村统计年鉴、地方统计年鉴、中国城市统计年鉴、统计公报、中国城乡建设统计年鉴等。

Table 3. Descriptive statistics of variables
表 3. 变量描述性统计

变量	观测数量	均值	标准差	最小值	最大值
$Geconomic_{it}$	1030	0.38	0.10	0.036	0.69
$Gove_{it}$	1030	0.36	0.15	0.03	0.93
Did_{it}	1030	0.24	0.43	0	1
lncar	1030	6.50	8.46	1.39	3.85
food	1030	12252	4779.73	2327.16	31080.64
house	1030	12.26	4.84	2.44	30.46
water	1030	15.77	6.09	2.95	38.45

4. 实证模型构建与变量说明

4.1. 实证模型构建

通过上述分析，建立本文实证研究的基准回归模型如公式(1)所示(数字乡村建设对农村绿色发展的影响)

$$\text{Geconomic}_{it} = \alpha + \beta \cdot \text{Did}_{it} + \gamma \cdot X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

式(1)中，下标 i 表示省份；下标 t 表示年份。Geconomic 表示数字农村绿色经济发展水平，Did_{it} 为政策实施时间的虚拟变量(实施后 = 1，实施前 = 0)。μ_i 为个体固定效应，γ_t 为时间固定效应。X_{it} 为表示影响数字乡村绿色发展的其他因素，统一纳入到控制变量中。ε_{it} 为白噪声误差项。

为了检验数字乡村建设是否通过政府重视和大力推广等行为，进而促进数字乡村经济绿色发展，参考温忠麟[31]等的研究，在模型(1)的基础上，建立如下中介效应模型：

$$\text{Gove}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \text{Did}_{it} + \gamma_1 \cdot X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$\text{Geconomic}_{it} = \alpha_2 + \beta_2 \cdot \text{Did}_{it} + \beta_3 \cdot \text{Gove}_{it} + \gamma_2 \cdot X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

Gove_{it} 为本文的中介效应变量“有为政府”水平。将通过模型估计检验式(2)和式(3)中系数估计量的显著性，判断数字乡村绿色发展中介效应是否存在，以及中介效应强弱。

4.2. 变量说明

(1) 被解释变量：数字乡村绿色经济发展水平(Geconomic_{it})：从数字生活渗透度、绿色乡村建设、绿色技术创新水平三个维度测度数字乡村经济绿色发展水平。

(2) 核心解释变量：是否被选入数字乡村建设试点地区(Did_{it})以中央 2020 年 10 月发布的《关于公布国家数字乡村试点地区名单的通知》为解释变量，若地区 i 在 t 年被确立为国家数字乡村试点地区，则将 Did_{it} 在 t 年及之后赋值为 1，否则为 0。

(3) 中介效应变量(Gove_{it})：“有为政府”水平选取：政府报告、会议中涉及环保词汇的次数、村主任、书记“一肩挑”比例、已编制村庄规划的行政村占比、已开展村庄整治的行政村占比。

(4) 控制变量(X_{it})：lncar (每百户汽车拥有量(辆)对数化处理)、food (粮食综合生产能力(万吨))、house (农村居民人均住房面积(平方米))、water (安全饮用水普及率(%))。

5. 实证结果与分析

5.1. 回归结果

表 4 报告了数字乡村政策对农村绿色发展的基准回归结果。模型(1)仅纳入核心解释变量 Did，未引入农业生产条件、农村居民消费等维度的控制变量，难以剥离其他混杂因素对被解释变量的干扰；模型(2)在模型(1)基础上加入控制变量，但尚未引入双向固定效应，无法缓解村庄资源禀赋等不随时间变化的个体异质性，以及政策冲击、宏观环境变动等年份层面冲击带来的估计偏误；模型(3)进一步在模型(2)基础上控制个体固定效应与年份固定效应，为本文优先采信的基准模型，结果显示核心解释变量 Did 的系数在 1%的统计水平上显著为正，且随着控制变量与固定效应的逐步引入，模型拟合优度持续上升，模型解释力不断增强。究其原因，数字乡村政策能够依托数字化基础设施赋能农业绿色生产、优化农村资源配置、普及绿色生活理念，进而显著且稳健地推动农村绿色发展。

Table 4. Benchmark regression results of digital rural policies on rural green development
表 4. 数字乡村政策对农村绿色发展的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
Did	0.0447***	0.0185***	0.0107***
	(0.00202)	(0.00154)	(0.00245)
lncar		−0.00196***	0.00199***
		(0.000364)	(0.000463)
food		5.13e−06***	3.24e−06***
		(4.72e−07)	(3.40e−07)
house		0.00433***	0.00248***
		(0.000481)	(0.000348)
water		0.00592***	0.00331***
		(0.000428)	(0.000317)
C	0.373***	0.182***	0.220***
	(0.00849)	(0.00590)	(0.00456)
个体固定	No	No	Yes
年份固定	No	No	Yes
观测值	1030	1030	1030
R-squared	0.346	0.725	0.853
截面数量	103	103	103

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

5.2. 中介效应检验

表 5 汇报了以政府治理水平(Gove)为中介变量的温忠麟三步法中介效应检验结果。第一步对应列(1)，数字乡村政策 Did 的系数为 0.0107，在 1%水平显著为正，与基准回归结论保持一致，即数字乡村政策显著促进农村绿色发展。第二步对应列(2)，被解释变量替换为中介变量政府治理水平 Gove，Did 系数为 0.0164 且在 1%水平显著为正，说明数字乡村政策能够有效提升农村地区的政府治理能力。第三步对应列(3)，将核心解释变量 Did 与中介变量 Gove 同时纳入回归方程，Gove 系数 0.229 在 1%水平显著为正，同时 Did 系数下降至 0.00695 且仍在 1%水平显著，由此可知政府治理水平发挥部分中介效应。

Table 5. Estimation results of mediation effect
表 5. 中介效应估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
Gove			0.229***
			(0.0167)
Did	0.0107***	0.0164***	0.00695***
	(0.00245)	(0.00442)	(0.00225)
lncar	0.00199***	0.00466***	0.000919**
	(0.000463)	(0.000836)	(0.000429)
food	3.24e−06***	5.56e−06***	1.97e−06***
	(3.40e−07)	(6.14e−07)	(3.24e−07)
house	0.00248***	0.00535***	0.00125***
	(0.000348)	(0.000628)	(0.000329)
water	0.00331***	0.00695***	0.00172***
	(0.000317)	(0.000573)	(0.000311)
Constant	0.220***	0.0694***	0.204***
	(0.00456)	(0.00823)	(0.00431)
个体固定	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes
Observations	1030	1030	1030
R-squared	0.853	0.771	0.878
Number of id	103	103	103

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

意味着数字乡村试点政策既会直接对数字乡村绿色发展产生积极的促进作用，同时也能够通过推动政府行为间接促进数字乡村绿色发展，验证了前文实证解释中的推测。从估计结果来看，“有为政府”能进一步强化数字乡村试点政策对数字乡村绿色发展的正向赋能作用。究其原因，数字乡村建设依托数

字化平台打通基层政务信息渠道，强化政府对农村环境监管、资源统筹与公共服务供给能力，更高水平的基层治理能够落地绿色农业扶持、人居环境整治等举措，进而助推农村绿色发展，数字乡村政策除了直接作用于农村绿色发展外，还可通过改善基层政府治理水平间接释放绿色发展红利。

5.3. 稳健性检验

5.3.1. 平行趋势检验

双重差分法(DID)有效成立的核心前提在于满足平行趋势假定。具体而言，若未开展数字乡村试点，处置组与对照组地级市(区)的数字乡村绿色发展水平应不存在显著差异，或保持一致的变化趋势。借鉴平卫英(2025)的研究方法，本文采用事件分析法，对前文所关注的数字乡村绿色发展水平是否满足该平行趋势假定进行检验，具体模型设定如下：

$$\text{Geconomic}_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=0}^{3} S_k \cdot A_K + \sum_{k=1}^{2} Q_k \cdot H_K + \theta_I \cdot X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中：A_K 和 H_K，分别代表数字乡村试点开始前第 k 年和试点后第 k 年的虚拟变量，其估计系数 S_k 和 Q_k 分别表示数字乡村试点开始前第 k 年和试点后第 k 年，试点地级市与非试点地级市数字乡村绿色发展水平的差异；其余变量的含义与基准(1)式相同。为避免多重共线性的影响，本文将前 3 期为基准期进行回归，图 1 是数字乡村绿色发展水平差距的平行趋势检验结果。

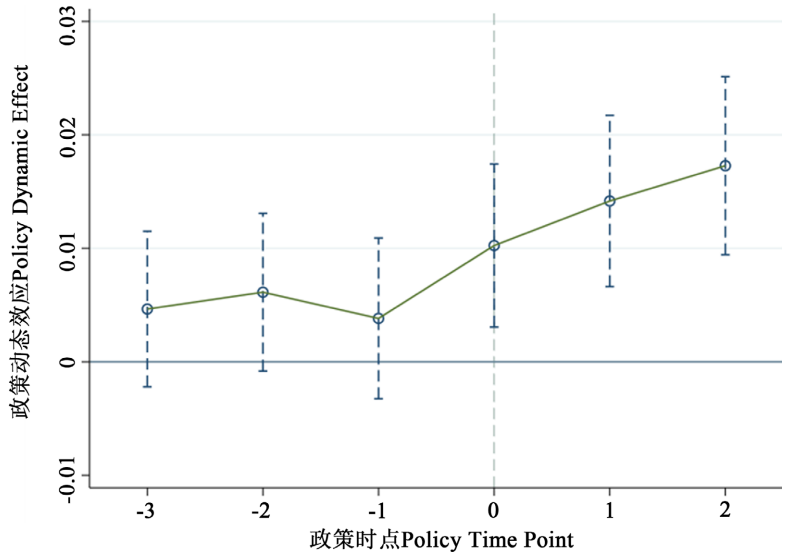


Figure 1. Parallel trend test of the disparity in green development level of digital countryside
图 1. 数字乡村绿色发展水平差距的平行趋势检验结果

如图 1 所示，政策实施之前，试点政策变量不显著，表明数字乡村试点前处置组和对照组的数字乡村绿色发展水平差距不存在显著差异，平行趋势检验通过。从试点后第 1 年开始，试点政策变量对数字乡村绿色发展水平差距显著，且估计系数为正，表明政策能够促进数字乡村绿色发展水平提高。从实际角度出发，数字乡村建设的关键痛点在于基础设施的建设水平。在政策实施的第一年，由于基础设施水平的不足，政策的影响效应并未完全显现，随着基础设施建设的加强，数字乡村建设政策的影响开始逐步显现。

5.3.2. 安慰剂检验

安慰剂检验是验证实证研究结论可靠性的核心方法之一，其核心目的在于排除不可观测因素对估计

结果的潜在干扰。为进一步巩固基准估计结果的稳健性，本文借鉴平卫英[30]的研究设计，采用随机生成数字乡村试点地级市(区)的方式开展安慰剂检验。具体而言，本文通过随机重复抽样的方法，从全部样本中随机抽取与实际试点数量一致的地级市(区)作为伪试点并设定为伪解释变量，进而重新进行回归估计。本文共完成 500 次随机抽样与回归过程，最终得到政策效应估计系数的概率密度图(见图 2)。

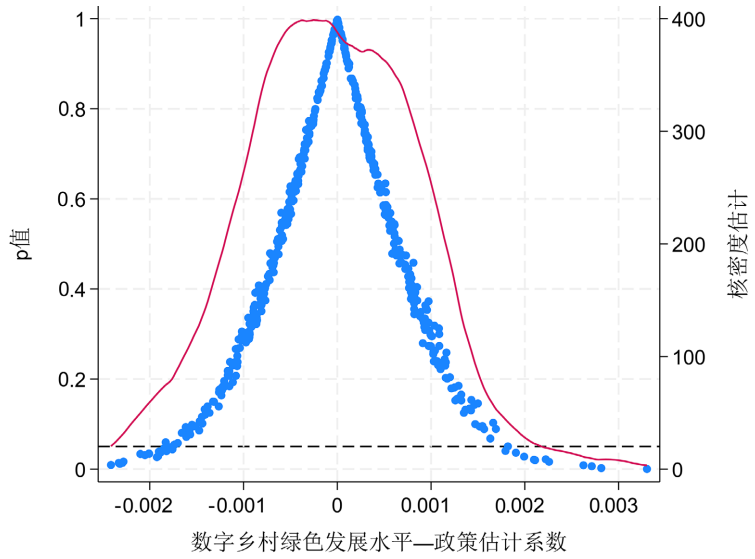


Figure 2. Kernel density distribution of policy estimated coefficients for the green development level of digital countryside via random simulation

图 2. 随机模拟的数字乡村绿色发展水平——政策估计系数的 β 核密度估计分布图

由于试点地级市(区)是随机生成的，在理论上试点政策变量估计系数应为 0。图 2 的结果显示，随机生成后的试点政策变量的估计系数集中分布在 0 附近，近似服从均值为 0 的正态分布，伪解释变量的估计系数均小于真实的系数估计值(0.0107)。这说明，政策对数字乡村绿色发展水平的促进效应并非偶然观测结果，不可观测的因素不会对研究结论产生影响。

5.3.3. 其它稳健性检验

本文采用以下几种方法对基准回归结果进行稳健性检验：(1) 变更控制变量重新回归(记为稳健性 1)，更变后的控制变量分别为：ln *car*每百户汽车拥有量(辆)对数化)、control (政府干预程度 = 地方财政支出/GDP)、gfund (绿色基金 = 绿色基金总市值/所有基金总市值)、ginsurance (绿色保险率 = 环境污染责任保险收入/总保费收入)。(2) 考虑到政策的前瞻性，将《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》发布时间 2018 年作为政策变量Did 的时间节点对模型进行基准回归(记为稳健性 2)。两种稳健性结果均显示(见表 6)，数字乡村绿色发展水平的回归系数均在 1%的显著性水平上为正，由此证明基准回归模型的回归结果具有较好的稳健性。

5.3.4. 异质性检验

考虑到我国数字经济发展和数字乡村发展水平在不同区域之间存在的差异性，将 103 个样本地级市划分成东部地区、中部地区和西部地区三个子样本，分别进行区域异质性估计，得到估计结果如表 7 所示。东部地区数字经济发展基础与乡村数字化应用场景更成熟，数字技术与农业绿色生产、农村生态治理的融合效率更高，政策红利释放更充分；中西部地区数字基建与产业数字化水平相对滞后，政策效应强度依次递减，折射出区域“数字鸿沟”对政策传导的制约。

Table 6. Results of robustness test
表 6. 稳健性检验结果

变量	更改控制变量	变量	(提前政策时间)
	Geconomic		Geconomic
Did	0.160***	stability	0.0439***
	(0.0386)		(0.00216)
lncar	0.0170***	lncar	0.000989**
	(0.00307)		(0.000407)
control	0.00561***	food	3.21e-06***
	(0.000551)		(3.44e-07)
gfund	0.00790	house	0.00256***
	(0.00802)		(0.000351)
ginsurance	0.0621	water	0.00344***
	(0.0481)		(0.000319)
C	0.295***	C	0.224***
	(0.00475)		(0.00454)
个体固定	Yes	个体固定	Yes
年份固定	Yes	年份固定	Yes
观测值	1030	观测值	1030
R-squared	0.765	R-squared	0.850
截面数量	103	截面数量	103

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

Table 7. Regional heterogeneity estimation results of digital rural construction on rural green development
表 7. 数字乡村建设对农村绿色发展的区域异质性估计结果

变量 Variables	东 East	中 Middle	西 West
Did	0.0224***	0.0182***	0.0167***
	(0.00281)	(0.00232)	(0.00284)
lncar	−0.000826	−0.00212***	−0.00443***
	(0.000518)	(0.000591)	(0.000926)
food	4.17e−06***	4.71e−06***	6.72e−06***
	(7.09e−07)	(7.95e−07)	(9.85e−07)
house	0.00460***	0.00361***	0.00396***
	(0.000719)	(0.000784)	(0.00105)

续表

water	0.00446***	0.00703***	0.00673***
	(0.000646)	(0.000731)	(0.000896)
Constant	0.221***	0.181***	0.160***
	(0.0116)	(0.00913)	(0.0103)
Observations	350	350	330
R-squared	0.738	0.758	0.690
Number of id	35	35	33

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

6. 结论与政策建议

6.1. 结论

数字乡村建设是推动农民共享数字经济红利、弥合城市与乡村数字鸿沟、实现乡村振兴的重要战略举措。本文将国家数字乡村试点地级市(区)作为准自然实验样本，基于 2013~2022 年 103 个地级市(区)面板数据，设定双重差分模型、中介效应模型，研究数字乡村建设对数字乡村绿色发展水平的影响及作用机制。

本研究主要得出以下三方面核心结论：其一，数字乡村建设对乡村绿色发展水平具有显著正向促进效应，验证了“数字乡村建设能够推动农村绿色转型”的核心假设。机制检验进一步证实，绿色乡村建设、数字生活渗透、绿色科技创新水平是三大关键传导路径，三者协同发力，有效加速地级市(区)乡村生态优化与经济提质的协同进程，为农村可持续发展注入持续动力。其二，政府在数字乡村建设与乡村绿色发展之间承担桥梁纽带作用，印证了“有为政府是数字乡村绿色发展效应的重要中介”的研究假设。政府通过精准政策引导与高效资源优化调配，破解数字技术落地与绿色发展推进中的供需错配问题，显著放大数字乡村建设的绿色红利，为乡村绿色发展提供坚实制度保障。其三，数字乡村建设的绿色发展效应呈现明显空间异质性特征。具体表现为区域层面由东部向中部、西部梯度递减的非均衡分布格局，这一特征与我国东中西部发展基础资源禀赋的差异高度相关，也为后续差异化政策制定提供了实证依据。

6.2. 政策建议

研究结果表明，数字乡村建设对农村绿色发展具有显著的正向促进作用，“有为政府”在这一过程中发挥着中介效应，且该影响存在显著的区域异质性，东部地区边际贡献最大，中部地区次之，西部地区相对较小。基于此，提出如下政策建议：

(1) 构建禀赋适配的数字基建体系。鉴于不同区域在数字化基础与发展需求上的差异，应实施差异化数字基建策略。东部发达地区可重点布局农业大数据中心、区块链溯源平台等高端基础设施，推动数字技术与绿色产业深度融合；中西部地区则应优先建设冷链物流节点、农产品电商集散中心等基础网络，着力解决农产品流通中的“最初一公里”问题。同时，建立“数字基建适配指数”，将当地地形、人力资本等要素禀赋纳入项目审批考量，避免盲目投资导致的资源浪费，提升数字技术与当地禀赋的适配度。

(2) 加强“有为政府”与市场的协同治理。充分发挥“有为政府”的引导作用，加强制度供给，制定农业碳监测标准、数据产权交易规则等基础制度，力争实现县域农业碳排放核算全覆盖。同时，积极引导市场主体参与，鼓励电商平台开发轻量化数字工具包，降低农村小微主体的数字化转型门槛。村集体

可依托数字合作社整合分散资源，探索“数据入股”等新型集体经济模式，形成政府引导、市场主导、社会参与的多元治理格局，强化数字乡村建设对绿色发展的推动作用。

(3) 实施区域差异化的发展策略。针对数字乡村建设影响的区域异质性特征，制定精准化的区域政策。东部地区可凭借其良好的数字化基础和产业优势，进一步推动数字技术与绿色创新、现代产业的深度融合，提升发展的质量和效益；西部地区可结合自身生态资源丰富的特点，利用数字技术加强生态监测与保护，推动生态价值的转化；中部地区则应加大政策激励力度，激发传统农业的绿色转型动力，优化资源配置，缩小与东西部地区的差距，充分释放各区域数字乡村建设的绿色发展潜力。

参考文献

[1] 胡平波, 刘金. 数字乡村发展提升农业生态效率的机理与实证检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2025, 35(3): 162-173.

[2] 王陆陆, 许雨萱, 柴嫡嫡, 等. 农业机械化水平对农业碳排放强度影响研究——基于 2004-2021 年 30 个省域面板数据检验[J]. 中国农业资源与区划, 2025, 46(8): 55-66.

[3] 于法稳, 黄鑫, 王广梁. 畜牧业高质量发展: 理论阐释与实现路径[J]. 中国农村经济, 2021(4): 85-99.

[4] 林毅夫. 新结构经济学、自生能力与新的理论见解[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2017, 70(6): 5-15

[5] 宫攀, 贺媛丽. 数字普惠金融对乡村产业振兴的影响机制及空间效应[J]. 统计与决策, 2025, 41(2): 150-155.

[6] 张林, 温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. 中国农村经济, 2022(7): 59-80.

[7] He, D., Deng, X., Gao, Y. and Wang, X. (2025) How Does Digitalization Affect Carbon Emissions in Animal Husbandry? a New Evidence from China. *Resources*, *Conservation and Recycling*, **214**, Article ID: 108040. https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2024.108040

[8] 孙淑惠, 刘传明, 陈晓楠. 数字乡村、网络溢出和农业绿色全要素生产率[J]. 中国农业资源与区划, 2023, 44(9): 45-59.

[9] 张莹. 吉林省乡村振兴与农业绿色高质量发展的耦合协调研究[J]. 北方园艺, 2023(20): 136-146.

[10] 张竣哲, 刘倍贝, 何旺旺, 等. 数字乡村参与对农户生态农业技术实施行为的影响与机制[J]. 中国农业资源与区划, 2025, 46(8): 67-82.

[11] 田信桥, 杜晓斌. 农业与生态环境政策一体化建构[J]. 湖北农业科学, 2013, 52(6): 1483-1486.

[12] 张晓, 孙淑惠, 姚顺波. 数字经济对农业高质量发展的影响研究: 基于网络溢出与空间计量视角[J]. 农业现代化研究, 2025, 46(4): 609-622.

[13] Norton, G.W. and Alwang, J. (2020) Changes in Agricultural Extension and Implications for Farmer Adoption of New Practices. *Applied Economic Perspectives and Policy*, **42**, 8-20. https://doi.org/10.1002/aepp.13008

[14] Aker, J.C. (2011) Dial “A” for Agriculture: A Review of Information and Communication Technologies for Agricultural Extension in Developing Countries. *Agricultural Economics*, **42**, 631-647. https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2011.00545.x

[15] 高天志, 冯辉, 陆迁. 数字农技推广服务促进了农户绿色生产技术选择吗——基于黄河流域 3 省微观调查数据[J]. 农业技术经济, 2023(9): 23-38.

[16] 沈费伟. 数字乡村敏捷治理的实践逻辑与优化路径[J]. 求实, 2022(5): 96-108, 112.

[17] Zhang, X., Sun, S.H. and Yao, S.B. (2025) Research on the Impact of Digital Economy on Agricultural High-Quality Development: From the Perspectives of Network Spillover and Spatial Econometrics. *Research of Agricultural Modernization*, **46**, 609-622.

[18] 徐振华, 慈福义, 张佳文. 数字乡村与绿色乡村协同发展的时空特征及影响因素[J]. 资源科学, 2025, 47(6): 1263-1277.

[19] 尹梦瑶, 仇喜雪. 数字经济、绿色技术创新与乡村振兴——基于省级面板数据的实证检验[J]. 商业经济研究, 2023(12): 100-105.

[20] 刘红, 蒙蕊, 王飞. 数字乡村建设对县域经济韧性的影响效应检验[J]. 统计与决策, 2025, 41(20): 46-51.

[21] 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.

[22] 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.

[23] 杨紫依, 马凤才. 农业产业结构调整影响农业生产效率的空间效应研究[J]. 中国农业资源与区划, 2025, 46(12): 219-232.

[24] 贺亚亚, 陈真, 周迪. 数字乡村建设提升农业产业链韧性的效应、机理与路径研究[J/OL]. 中国农业资源与区划: 1-14. https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20251021.1433.032, 2025-11-12.

[25] 黄昱霖, 温湖炜. 数字乡村建设对县域农村经济发展的影响研究[J]. 金融与经济, 2025(5): 60-72.

[26] 杨永生, 张宇飞, 雷洪博. 数字乡村与乡村振兴: 耦合协调、时空演进及影响因素[J]. 统计与决策, 2025, 41(14): 65-70.

[27] 沈费伟, 张坦昌. “有为政府”与“有效市场”: 提高数字乡村标准化建设绩效的运作逻辑[J]. 电子政务, 2026(5): 56-68.

[28] 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, 44(3): 21-33.

[29] 陈鎏鹏, 谢帮生, 周子渭, 等. 数字乡村建设是否推动了农村产业融合——基于双重机器学习的因果推断[J]. 金融与经济, 2024(5): 60-70.

[30] 平卫英, 王瑶华, 张谊瑞. 数字乡村建设、农村居民增收与城乡收入差距——基于国家数字乡村试点的准自然实验[J]. 农业技术经济, 2025(8): 80-104.

[31] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.