

数字乡村建设何以驱动乡村创新创业?

——来自 1 750 个县域的经验证据

温涛^{a,b}, 廖家旭^c

(西南大学 a.普惠金融与农业农村发展研究中心; b. “一带一路” 研究院; c. 经济管理学院, 重庆 400715)

摘要: 基于 2018—2020 年中国 28 个省(区、市) 1 750 个县(市、区)的面板数据, 采用固定效应模型分析数字乡村建设驱动乡村创新创业的作用机制与异质规律。研究表明: 数字乡村建设尤其是经济数字化与生活数字化显著驱动了乡村创新创业, 其中经济数字化的边际贡献尤为突出; 数字乡村建设通过提升数字金融服务和促进乡村产业融合来驱动乡村创新创业。数字乡村建设对乡村创新创业的驱动效应受人力资本的正向调节, 且受县域地理条件、功能定位以及经济水平差异的影响, 在地形起伏度小、农业主导型以及经济发展水平较低的县域, 数字乡村建设的驱动效应明显, 但对乡村创业的效应显著弱于乡村创新, 折射出乡村创新创业中要素重构的非对称性特征。

关键词: 数字乡村; 乡村创新创业; 数字普惠金融; 农村产业融合

中图分类号: F303.3

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2025)05-0024-12

How does digital villages construction drive rural innovation and entrepreneurship?

— Empirical evidence from 1 750 counties

WEN Tao^{a,b}, LIAO Jiaxu^c

(a. Research Center for Inclusive Finance and Agricultural and Rural Development; b. Belt and Road Research Institute; c. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: Based on the panel data collected from 1 750 counties (cities and districts) in 28 provinces (autonomous regions and municipalities) of China from 2018 to 2020, the mechanism and heterogeneous patterns of digital rural construction in driving rural innovation and entrepreneurship by using a fixed-effect model have been analyzed. The study shows that digital rural construction, especially economic digitalization and life digitalization, significantly drives rural innovation and entrepreneurship, with the marginal contribution of economic digitalization being particularly prominent. Digital rural construction drives rural innovation and entrepreneurship through enhancing digital financial services and promoting rural industrial integration. The driving effect of digital rural construction on rural innovation and entrepreneurship is positively regulated by human capital, and is also influenced by the geographical conditions, the functional positioning, and the economic levels of the counties. Specifically, the driving effect of digital rural construction is more evident in counties with gentle terrain, an agriculture-dominated economy, and a relatively low level of economic development, but its effect on rural entrepreneurship is significantly weaker than that on rural innovation, which reflects the asymmetric characteristics of factor reconstruction in rural innovation and entrepreneurship.

Keywords: digital village; rural innovation and entrepreneurship; digital inclusive finance; rural industrial integration

收稿日期: 2025-02-27

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(20AZD080; 23AJY014); 国家社会科学基金项目(23BJY149)

作者简介: 温涛(1975—), 男, 重庆江北人, 西南大学教授, 博士生导师, 重庆工商大学校长, 主要研究方向为农村金融与数字金融。

一、问题的提出

在全面推进乡村振兴的进程中, 创新创业已成为激活乡村内生发展动力的重要引擎。作为重构生产要素、培育新兴业态的关键路径, 乡村创新创业不仅是推动产业转型升级的希望之路, 更是破解城

乡二元结构、实现共同富裕的重要突破口。2019年3月10日,习近平总书记在参加十三届全国人大二次会议福建代表团审议时强调,要向改革开放要动力,最大限度释放全社会创新创业创造动能。2025年,人力资源社会保障部等7部门联合印发《关于健全创业支持体系提升创业质量的意见》,明确提出要构建“创业培训、创业服务、创业孵化、创业活动”四创联动的支持体系,着力激发全社会内生动力和创新活力,培育发展更多创业主体。已有研究表明,乡村创新创业能够带动农村投资和就业并促进农民增收^[1]、缩小农村内部收入差距^[2]、增强农村居民获得感和幸福感^[3]。因此,深入探究乡村创新创业的驱动因素,对于优化乡村创新创业环境、提升乡村创新创业质量,进而推动乡村振兴战略的全面实施以及实现共同富裕目标具有重要意义。

从现实来看,近年来中国乡村创新创业呈现出蓬勃发展的态势。数据显示,2014—2021年,中国创新创业指数增长了91.8%,年均增长率达到9.7%^①。据有关部门统计,截至2025年,全国各类返乡入乡创业人员已超过1 200万人^②。但乡村创新创业“多样化、分散化”的特征使其面临诸多发展难题。例如:农创项目因资源分散和生产碎片化,难以形成规模化产业集群^[4];小微涉农企业因缺乏规模效应和有效抵押物,面临传统金融信贷服务的结构性排斥^[5];创新人才因制度性障碍和社会资本缺失,难以突破精英俘获的固化困境,进而导致创新红利分配不均^[6]。可喜的是,国家数字化发展战略的深入推进为破解上述困境提供了新机遇,以“互联网+”和智慧农业为代表的数字化新业态打破了城乡要素单向流动壁垒,促进技术、物质资本与人力资本等创新资源向乡村逆向集聚,形成了要素再配置与价值再创造的良性循环。相关研究从多方面揭示了数字化发展带来的创新创业效应。王剑程等^[7]基于“宽带乡村”建设的研究表明,数字基础设施建设越完善,越有利于提高农村家庭创业概率,并促进批发零售方面的创业。杨志安等^[8]的研究发现,普及乡村电子商务,通过优化要素资源供给、加速城乡融合发展,可以为农村地区创新动能培育与创业活跃度提升注入持续驱动力。张林等^[9]将数字技术与普惠金融结合进行研究,认为数字普惠金融一方面可以直接助力居民加快创业进程,另一方面可通过

促进农村服务业的发展和提升农村居民的收入来激励创业。现有研究主要关注数字化发展中的技术应用与普惠服务对创新创业的影响,对数字化发展的系统性协同效应关注不足,而数字乡村建设为相关问题提供了良好的研究视角。

2018年,《中共中央、国务院关于实施乡村振兴战略的意见》首次提出“数字乡村发展战略”,此后,国家政策文件连续七年就此进行系统部署,形成了持续深化的战略推进态势。数字乡村建设为驱动乡村创新创业提供了新动力。研究发现,数字乡村建设通过突破农业产业边界^[10]、提高信息要素获取效率^[11]、推动创业动机转变^[12]、强化农户信息获取能力和优化农户知识结构^[13]等途径促进农户创新创业。李刚等^[14]基于“国家数字乡村试点”政策的准自然实验表明,数字化转型能促进就业和提高融资便利性,显著提升乡村创新创业水平。综上,既有研究多从个体或家庭层面分析数字乡村建设对乡村创新创业行为的影响。然而,县域作为政策落地的核心单元,其独特的地理条件、功能定位和经济禀赋差异会影响数字乡村建设对乡村创新创业的驱动效应,因此,从县域视角深入探讨数字乡村建设“如何”以及“在何种程度上”驱动乡村创新创业,对于破解乡村发展瓶颈、释放县域数字红利具有重要的理论与现实意义。

鉴于此,本文拟使用县域数字乡村建设指数与浙大卡特-企研团队公布的乡村创新创业指数数据实证分析数字乡村建设驱动乡村创新创业的作用机制和异质规律。相较于既有文献,本文可能的边际贡献主要在于:第一,本文不仅系统性地探究了数字乡村建设对乡村创新创业的整体影响,还通过解耦式分析,揭示了数字乡村建设对乡村创新与乡村创业的不同驱动效应;第二,本文从县级中观层面系统分析了不同县域地理条件、功能定位与经济禀赋下数字乡村建设对乡村创新创业的差异化影响,这些发现不仅揭示了数字乡村建设和乡村创新创业的内在联系,还为制定更具针对性和可操作性的县域层面政策提供了参考依据。

二、理论分析与研究假说

根据熊彼特的现代创新理论,创新是多元创新参与方与创新资源要素在动态交互作用下的一种

复杂涌现现象,是创新生态系统内技术研发突破与市场应用转化通过双螺旋结构实现协同演化的结果,本质上是通过引入新的生产函数或新的生产方式,实现生产要素的重新组合^[15]。一般而言,创新和创业两者相辅相成,相互促进。创业本质上是创新活动,而创新是创业的重要手段^[16]。聚焦到乡村层面的创新创业,虽然新业态、新产业、新模式不断涌现,但多数仍属于临时性、生计型和外向型的低层次创业,以创新为导向并创造持续价值的创业形态尚未成为主流^[17]。在数字化时代背景下,数字乡村建设将数字信息网络、数字技术和数字化治理理念深入渗透到县域以下乡村地区,能够为当地创新创业提供新机遇,推动其从低层次向高层次转型,进而对乡村经济发展起到重要助推作用。

(一) 数字乡村建设驱动乡村创新创业的理论分析

数字乡村建设通过基础设施数字化、经济数字化、治理数字化、生活数字化等多维协同架构,为乡村创新创业注入系统性动能。

在基础设施数字化方面,数字乡村建设通过数字网络覆盖与数据资源整合,打破了城乡信息壁垒,通过虚实融合的空间重构以及资源流动的效率提升,使乡村创新创业主体享有与城市主体同等的要素获取权,从而显著降低信息搜寻成本和市场对接难度^[11]。在经济数字化方面,数字乡村建设重点推动移动支付、供应链金融和基于大数据的网络信贷服务,弥补了传统金融机构在乡村物理网点建设上的不足,为乡村创新创业主体提供多元化信贷支持,有效缓解其融资约束。在治理数字化方面,数字乡村建设将数字技术融入传统治理体系,通过线上协商平台促进村民参与,降低制度性交易成本和创新活动的不确定性^[18]。同时,治理结构的多元化打破了资源垄断格局,叠加村民集体认同所驱动的资源共享机制,为创业者构建起政策支持与资源互助的双重保障,最终形成“众人拾柴火焰高”的创新创业氛围。在生活数字化方面,数字乡村建设通过搭建智慧文旅、远程服务等数字场景,培育新兴消费与服务模式,进一步激发乡村居民的创新创业活力,推动其围绕数字场景开发新产品和服务,形成需求牵引供给、供给激发创新的良性循环。上述四个维度的数字乡村建设以全面技术渗

透为支撑,推动乡村创新创业从被动承接向自主生成的模式转变。综上所述,本文提出以下假设:

H₁: 数字乡村建设驱动了乡村创新创业。

(二) 数字乡村建设驱动乡村创新创业的作用机制分析

1. 数字乡村建设通过提升数字金融服务来驱动乡村创新创业

数字金融服务是乡村创新创业中的关键要素。已有研究表明,金融机构的融资支持影响小微企业创新创业的开展^[19]。在农村地区,农户的非农创业意愿越强烈,对正规信贷的需求量越大^[20]。数字乡村建设通过多种方式促进了数字金融服务水平的提升。具体而言,第一,数字乡村建设完善了数字基础设施,构建起数据资源共享体系与智能化服务网络平台,为金融机构精准开展数字金融服务创造了有利条件^[21]。第二,数字乡村建设推动了数字普惠金融的落地实施,降低了金融服务成本和门槛,并拓展了金融服务的覆盖广度和渗透深度,有助于充分调动乡村各类经营主体的生产积极性^[22],进而推动乡村创新创业的开展。第三,数字乡村建设通过构建基于数字化平台的科学信用评价体系 and 激励机制,并结合金融知识普及和信用修复服务,引导乡村经营主体树立良好的金融信用意识,全面优化乡村信用环境。良好的信用环境有助于增强金融机构对创业主体的信任度,从而提升其融资可得性^[23]。

2. 数字乡村建设通过促进乡村产业融合来驱动乡村创新创业

数字技术驱动的乡村产业融合深刻改变了传统农业生产方式和社会结构形态,为乡村创新创业提供了全新机遇和发展空间。一方面,产业融合催生乡村电商、农事体验等新业态和创新商业模式,掀起了外出务工者返乡创业就业的热潮^[24]。另一方面,产业融合下的跨产业技能培训,提升了农户市场适应力与创新创业能力,改善了其在农业价值链中所处的不利地位^[25]。数字乡村建设注重第一、二、三产业融合发展,通过打通乡村供应链的循环堵点,为跨产业协同创造了基础条件。在此过程中,数字技术与农业全产业链条(生产、加工、流通)的深度融合,推动了乡村经济内部结构的深刻变革。传统农业积极顺应这种变革,充分激活本

土资源,催生出创意农业、观光农业等新业态,这些新业态不仅丰富了现代乡村产业体系的内涵,也吸引了城市资本下乡和人才返乡创业^[26]。同时,数字乡村建设通过强化需求与供给的深度匹配,高效整合城乡各类资源要素,进一步促进了农村产业的融合与协同发展,形成“技术赋能—业态创新—要素循环”的融合发展闭环^[27]。综上所述,本文提出以下假设:

H₂: 数字乡村建设通过提升数字金融服务和促进乡村产业融合来驱动乡村创新创业。

(三) 人力资本在数字乡村建设驱动乡村创新创业中的调节作用分析

创新创业需要冒险精神、创新思维和预见性的经营决策等关键能力,而可持续发展的创新创业对知识素养和人力资本的要求更高^[28]。不同县域乡村的资源要素禀赋差异明显,其中数字化人才分布不均尤为突出,这使得数字乡村建设对乡村创新创业的影响存在差异。换言之,数字乡村建设对乡村创新创业的驱动效应可能受到乡村人力资本的调节作用。通常在人力资本水平较低的地区,农村劳动力老龄化现象较为严重,受教育水平普遍较低,安安稳稳的小农意识较强。这使得他们对数字乡村建设相关理念接受程度较低,且缺乏利用乡村数字资源与数字技术的能力。这类地区的数字乡村建设成效较不显著,难以吸引高知识素养人才流入,进而抑制创新创业活动的开展。与之相反,在人力资本水平较高的地区,农村劳动力文化素养较高,更愿意顺应市场趋势接受不断涌现的新鲜事物,能够合理利用乡村数字资源与数字技术推动数字乡村建设取得成效,这又会进一步吸引数字技术型人才流入该地区,形成良性循环,从而促进乡村创新创业的开展。总之,人力资本在数字乡村建设驱动乡村创新创业过程中起调节作用。不同地区因人力资本水平差异,数字乡村建设的推进速度和乡村创新创业的成效也存在明显区别。综上所述,本文提出以下假设:

H₃: 人力资本在数字乡村建设驱动乡村创新创业中起调节作用。

三、研究设计

(一) 模型设定

基于前文的理论分析,为探究数字乡村建设对乡村创新创业的影响,本文构建基础计量模型如下:

$$Totalindex_{it} = \alpha_1 + \beta_1 x_{it} + \delta_{it} control_{it} + \lambda_i + u_t + \gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Totalindex_{it}$ 表示第 i 个地区在第 t 年的创新创业程度, α_1 为常数项, x_{it} 表示各县域地区数字乡村建设及其细分指标,包括四个一级指标,分别用 S_1 、 S_2 、 S_3 和 S_4 来表示。 $control_{it}$ 表示控制变量集,涵盖政府干预程度、经济发展水平、返乡创业示范县虚拟变量、金融资本积累水平、县域人口密度指标。由于不同县域随时间变化的各种宏观不可观测因素存在差异,为防止估计偏误,本文加入县域-年份交互固定效应,用以控制不同县域随时间变动因素的影响。 λ_i 、 u_t 和 γ_{it} 分别表示控制县域、年份时间差异的固定效应以及县域与年份的交互项固定效应。 ε_{it} 为随机误差项。此外,在分析数字乡村建设对乡村创新创业的影响过程中,为避免县域之间个体相关性对模型估计结果的影响,模型采用聚类稳健标准误进行分析。 β_1 是待估系数,为本文关注的重点系数,反映各县域数字乡村建设对乡村创新创业的影响净效应。

同时为验证数字金融服务和乡村产业融合的作用机制,本文构建作用机制模型来探究数字乡村建设对乡村创新创业的传导机制。由于传统的三段式中中介效应模型不能判断变量之间的因果关系^[29],因此本文对逐步回归法进行改进。基于式(1),考察数字乡村建设对机制变量的影响,具体模型如下:

$$M_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 x_{it} + \varphi_2 control_{it} + \lambda_i + u_t + \gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 代表机制变量,包括数字金融服务和乡村产业融合两个指标,其他变量指标定义与式(1)保持一致。为避免模型的多重共线性对实证结果产生的估计有偏性影响,本文在构建作用机制模型时对相关变量全部做去中心化处理。

(二) 变量选取与衡量

1. 被解释变量: 乡村创新创业

本文采用中国创新创业指数作为被解释变量乡村创新创业 ($Totalindex$) 的替代指标。中国创新创业指数是由浙大卡特-企研乡村产业研究团队构建的一套创新创业指标体系^③。该体系包括2个一级指标,即乡村创新指标 ($Innovindex$) 和乡村创业指标 ($Enterindex$),其中乡村创新指标涵盖技术创新、品牌创新、绿色创新以及数字创新四个二级指标;乡村创业指标则包括农业及相关产业创业、农民合作社创业以及家庭农场创业三个二级指标。基于这

套指标体系,研究团队构建了县级层面的“中国创新创业指数”,该指数从创新和创业两个维度衡量中国各乡村的创新创业发展水平,具有较好的代表性^[30]。

2. 解释变量:数字乡村建设

本文采用数字乡村指数作为核心解释变量数字乡村建设(*Digital Rural*)的替代指标。数字乡村指数来源于北京大学新农村发展研究院联合阿里研究院编制的《县域数字乡村指数(2020)研究报告》^④,主要由四个一级指标构成,分别是基础设施数字化指数(S_1)、经济数字化指数(S_2)、治理数字化指数(S_3)和生活数字化指数(S_4)4个一级指标组成,共包含12个二级指标。该指数是被相关研究者引用较多的指标,也是关于数字乡村建设评价中最为权威、科学与合理的指标体系。

3. 控制变量

考虑到乡村创新创业会受到其他因素的影响,为了消除潜在的混杂因素的影响,以保证实证结果的准确性和可靠性,本文对一系列其他影响因素进行了控制。具体控制变量包括:政府干预程度(*Gover*),用各县域财政一般预算支出与地区生产总值之比来衡量,反映政府财政支出水平高低,也在一定程度上体现政府对涉农支出的支持力度。经济发展水平(*Economy*),用地区生产总值的对数来反映各县域经济水平差距。返乡创业示范县(*Model*),该变量为虚拟变量,用于控制返乡创业示范县对乡村创新创业的特殊影响。金融资本积累水平(*Finan*),用年末金融机构各项贷款余额与地区生产总值之比表示各县域地区金融资本的发展水平。借鉴魏滨辉等^[31]的做法,县域人口密度(*People*)选取年末总人口与行政区域面积之比来衡量。

4. 机制变量

为了检验数字乡村建设对乡村创新创业的影响机制,本文引入了两个机制变量,分别为数字金融服务(*Fin_ser*)和乡村产业融合(*Indus_int*)。受限于县域相关指标数据的可得性,本文采用“北京大学数字普惠金融指数(第三期)”来衡量各县域地区的数字金融服务水平。该指数越高,表示数字金融服务水平越高。借鉴蒋辉和陈学云等^[32,33]的研究,采用产业耦合度来度量乡村产业融合水平。耦合度用于表征产业融合的三个子系统间相互依

赖、内在融合的动态协同过程,融合度用于反映产业融合的三个子系统间互为关联、相辅相成的关系。高耦合度可能意味着不同产业之间的相互依赖程度高,而高融合度可能意味着产业内部各个领域之间的关联程度高。因此,可以认为乡村产业融合发展水平是耦合协调发展程度的具体体现。为进一步量化分析,本文构建具体数学表达式如下:

$$X_i = \frac{X_i - \min(X_i)}{\max(X_i) - \min(X_i)} \quad (3)$$

$$T = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{3} \quad (4)$$

$$C = \sqrt{2 - \frac{3 \times (\sum_{i=1}^n X_i^2)}{(\sum_{i=1}^n X_i)^2}} \quad (5)$$

$$Indus_int = \sqrt{C \times T} \quad (6)$$

其中, i 分别取值为1、2、3, X_i 表示第一、二、三产业的增加值。式(3)首先对三产增加值进行标准化处理,其次考虑到乡村产业融合的本质是二三产业以农业为基础实现协同发展,共同促进农村产业升级。并且从系统论视角看,各产业作为子系统相互促进,对融合系统的贡献具有同等重要性,因此使用 T 表示对标准化后的三产增加值平均赋权。用 C 表示第一、二、三产业的耦合度,该耦合度值越大,表明所处阶段的耦合效果越好。最后,用 C 和 T 表示乡村产业融合 $Indus_int$,该值越大,表明乡村产业融合水平越高。

(三) 数据来源及处理

由于直辖市在数字乡村建设中存在政策支持和数字技术优势,与其他地区存在明显差异,因此对样本中的北京、上海和天津3个直辖市做了剔除处理。重庆作为西南地区的重要城市,其乡村发展特点能够反映西南地区乡村经济社会的一部分特点,因此未做剔除处理。其中,返乡创业示范县名单来源于国家发展和改革委员会网站,其余数据来源于《中国县域统计年鉴(乡镇卷、县市卷)》(2018—2020)和《中国区域经济统计年鉴》。最终形成28个省(区、市)1750个县(市、区)的数据。在数据处理方面,本文首先剔除了连续三年存在指标缺失值和异常值的数据;其次,对于数据中某项指标在某年份的缺失值采用线性插值法进行补充;最后,为避免数据极端值对结果的影响,对所有数据进行上下1%水平的缩尾处理。

本文主要变量的描述性统计结果如表1所示。

表 1 变量的描述性统计结果

类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	乡村创新创业	<i>Totalindex</i>	5 250	17.637	5.860	5.926	34.133
被解释变量分量	乡村创新	<i>Innovindex</i>	5 250	22.386	9.391	0.000	65.421
	乡村创业	<i>Enterindex</i>	5 250	12.036	5.040	-0.222	44.531
解释变量	数字乡村建设	<i>Digital Rural</i>	5 250	52.076	12.824	17.290	82.940
解释变量分量	基础设施数字化	<i>S₁</i>	5 250	63.007	14.574	11.000	98.160
	经济数字化	<i>S₂</i>	5 250	48.548	14.585	15.730	83.000
	治理数字化	<i>S₃</i>	5 250	49.330	23.147	3.500	104.010
	生活数字化	<i>S₄</i>	5 250	45.990	17.635	11.190	99.170
控制变量	政府干预程度	<i>Gover</i>	5 250	0.381	0.337	0.079	1.847
	经济发展水平	<i>Economy</i>	5 250	6.058	0.447	4.813	7.001
	金融资本积累水平	<i>Finan</i>	5 250	0.811	0.391	0.226	2.232
	县域人口密度	<i>People</i>	5 250	0.305	0.279	0.001	1.172
	返乡创业示范县	<i>Model</i>	5 250	0.133	0.339	0.000	1.000
机制变量	数字金融服务	<i>Fin_ser</i>	5 250	106.099	7.737	88.650	125.960
	乡村产业融合	<i>Indus_int</i>	3 348	0.735	0.184	0.265	1.000

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

数字乡村建设对乡村创新创业影响的基准回

归结果如表2所示。列(1)结果显示，数字乡村建设的系数在1%的水平上显著为正。这表明数字乡村建设对乡村创新创业有显著正向影响，因此H₁得证。

表 2 基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字乡村建设	0.034*** (0.010)				
基础设施数字化		-0.004 (0.005)			
经济数字化			0.025*** (0.007)		
治理数字化				0.004 (0.003)	
生活数字化					0.017*** (0.005)
政府干预程度	-0.368 (0.512)	-0.270 (0.505)	-0.332 (0.508)	-0.286 (0.506)	-0.347 (0.506)
经济发展水平	-2.567*** (0.866)	-2.522*** (0.865)	-2.587*** (0.867)	-2.460*** (0.865)	-2.691*** (0.872)
金融资本积累水平	0.107 (0.236)	0.113 (0.232)	0.091 (0.234)	0.126 (0.232)	0.067 (0.235)
县域人口密度	0.243 (3.498)	0.495 (3.513)	0.256 (3.447)	0.444 (3.515)	0.161 (3.552)
返乡创业示范县	21.366*** (2.899)	23.179*** (2.969)	22.075*** (2.932)	22.667*** (2.923)	22.512*** (2.883)
常数项	17.684*** (5.306)	17.775*** (5.292)	17.960*** (5.298)	17.391*** (5.299)	18.443*** (5.313)
县域/年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域-年份交互项固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>N</i>	5 250	5 250	5 250	5 250	5 250
adj. <i>R</i> ²	0.855	0.854	0.855	0.854	0.855

注：()中的值为稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

列(2)—列(5)分别报告了以数字乡村建设的四个分量作为核心解释变量的回归结果。结果显示，经济数字化和生活数字化对乡村创新创业具有显著的驱动效应，而基础设施数字化与治理数字化的

影响不显著。可能的原因在于以下几点。一是数字基础设施具有边际效用递减特征。在脱贫攻坚政策推动下，目前行政村光纤和网络覆盖率已达到较高水准，基础设施普及带来的网络接入红利趋于饱

和。当前，乡村数字基建亟须从“广覆盖”向“高效用”转型，需待5G、物联网等新型基础设施与特色产业形成适配后方能释放规模经济效应。二是治理数字化有着制度变迁的路径依赖。尽管数字治理代表着技术治理的革新，但数字化治理在乡土社会中会面临着诸多困境：一方面，数字赋能与数字贫困之间存在张力，清晰性需求与模糊性现状表现出失衡状态^[34]；另一方面，基层政权“悬浮化”、村规民约“保守化”、乡村自治“行政化”等问题也较为突出^[35]，导致治理体系“硬件设施”建设滞后与“软件服务”效能低下的双重困境。这在一定程度上制约了本土居民创新创业能力的培育，更在整体上阻碍了乡村创新创业的健康发展。

（二）稳健性检验

1. 剔除部分地区样本

考虑到重庆是国务院直接管辖的直辖市，在政治架构中占据核心地位。而自治区依据国家民族区域自治制度设立，享有独特的治理模式。二者在财政管理、政治参与等方面存在差异化的制度安排。因此，本文剔除了重庆直辖市和自治区的县域地区数据进行回归，结果如表3列(1)所示。结果显示，在剔除部分地区样本后，数字乡村建设的回归系数为0.064，且在1%的水平上显著。这与前文的基准回归

结果相似，表明数字乡村建设对乡村创新创业驱动效应的估计结果稳健。

2. 重新量化数字乡村建设

考虑到数字乡村建设对乡村创新创业的影响可能存在短期滞后性，本文将数字乡村指数的滞后一期数据作为核心解释变量，探究其对乡村创新创业的影响。回归结果如表3列(2)所示，滞后一期的数字乡村建设对乡村创新创业的影响显著为正，与基准回归结果一致，进一步表明数字乡村建设对乡村创新创业驱动效应的估计结果稳健。

3. 细分地区劳务流动属性

基于样本数据，本文进一步考察了不同类型地区在数字乡村指数和乡村创新创业指数的差异性。借鉴魏滨辉等^[31]的研究方法，本文将样本中的1 750个县域地区按照劳务输入大省和劳务输出大省进行分类，检验在不同省域劳务流动属性下，数字乡村建设对乡村创新创业的影响是否存在差异。回归结果如表3列(3)和列(4)所示，细分省域劳务流动属性后，数字乡村建设的回归系数分别为0.031和0.036，在5%的水平上均显著。这表明数字乡村建设显著驱动了劳务输入大省和输出大省的县域乡村创新创业，进一步验证了研究结论在不同劳务流动属性下的稳健性。

表 3 稳健性检验结果

变量名称	剔除部分地区样本 (1)	重新量化数字乡村指数 (2)	省域劳务流动属性	
			劳务输入大省 (3)	劳务输出大省 (4)
数字乡村建设	0.064*** (0.012)		0.031** (0.012)	0.036** (0.017)
滞后一期的数字乡村建设		0.023** (0.011)		
常数项	31.579*** (6.005)	11.561 (14.517)	18.717*** (6.085)	19.973* (9.872)
县域/年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域-年份交互项固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	4 566	3 500	3 504	1 902
adj. R ²	0.851	0.883	0.868	0.815

（三）内生性分析

影响乡村创新创业的因素众多，所涉及的控制变量难以完全防止遗漏变量问题的产生。而且，数据测量和样本选择也可能存在偏误。此外，数字乡村建设有助于驱动乡村创新创业，而乡村创新创业的发展也可能反向促进数字乡村的建设，因此可能存在反向因果关系，从而导致内生性问题。基于上述原因，本文通过构建工具变量做进一步估计。借

鉴张勋等^[36]的做法，利用各地区的地理经纬度测算其与浙江省杭州市的球面距离，并将其作为数字乡村指数的工具变量。杭州是互联网企业的发源地和中心城市，且数字乡村指数的编制来源于阿里巴巴集团，其数据覆盖和技术支持可能存在地理梯度，使得距离杭州市越近的县域在数字乡村指数评估中更具优势，因此工具变量的内生性关系近似满足。此外，全国各县域的乡村创新创业主要受其他

主观因素影响，与杭州市的客观地理距离关系不大，因此工具变量的外生性关系近似满足。鉴于球面距离是一个固定不变的地理特征，不随时间而改变，因此本文将其与每年全国(剔除本县域)的数字乡村指数均值进行交互，并对交互项进行对数化处理，从而构建出一个随时间变化的工具变量。表4报告了工具变量两阶段最小二乘回归(2SLS)的结果。

表 4 内生性检验结果

变量名称	(1)	(2)
	第一阶段回归	第二阶段回归
各县域距离杭州市的球面 距离×全国(除本县域) 数字乡村指数的均值	-907.054*** (3.137)	
数字乡村建设		0.027*** (0.008)
常数项	1.0e+06*** (3 510.808)	17.686*** (4.525)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		677.919***
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量		84 000 {16.38}
控制变量	已控制	已控制
县域/年份固定效应	已控制	已控制
县域-年份交互项固定效应	已控制	已控制
N	5 250	5 250
adj. R ²	0.998	0.855

注：{}里面的值为在10%水平上单一内生回归因子的 Stock-Yogo 弱识别检验临界值。

从第一阶段回归结果可知，各县域距离杭州市的球面距离与全国(除本县域)数字乡村指数均值的交互项对数字乡村建设的系数显著为正，且满足“各县域距离杭州市的球面距离越小，则数字乡村指数越大”的关系。第二阶段的Kleibergen-Paap rk LM统计量显著，拒绝了工具变量不可识别的原假设，Kleibergen-Paap rk Wald F统计量显然大于16.38，检验了不存在弱工具变量的问题。第二阶段的估计结果和基准回归结果均显著为正，说明数字

乡村建设对乡村创新创业的驱动效应得到了进一步验证。综上所述，H₁得以验证。

（四）异质性分析

鉴于中国数字乡村建设存在明显的区域差异，前文已证实了数字乡村建设对乡村创新创业有显著的驱动效应，但其对各县域的乡村创新创业的驱动效应存在异质性，不能一概而论。本文将进一步探讨县域地理条件、县域功能定位以及县域经济水平差异对乡村创新创业的影响。

1. 县域地理条件差异

区域地形起伏度表征了基本自然地理特征，会在一定程度上影响乡村创新创业的开展。本文采用窗口分析法将数字高程数据(DEM)重新采样为1km后，得到样本地区地形起伏度公里网格数据。参考黄祖辉等^[37]的研究方法，以地形起伏度的均值为界，将样本数据集划分为地形起伏大和地形起伏小两组，回归结果如表5所示。结果显示，在地形起伏小区域，数字乡村建设对乡村创新创业的驱动效应呈现显著的地理溢价；而在地形起伏大区域，创业弹性系数在1%的显著性水平上为负。这表明地理条件通过空间限制因素显著影响数字乡村建设对乡村创新创业的驱动效应。这一差异化格局可能的解释是：地理梯度特征会引发人口分布的空间异质性，这种空间分布规律导致地形起伏度大的县域存在人力资本积累不足的现象，削弱了高质量创新创业的核心要素供给。同时，地形约束引致了要素流动的阻滞，地形起伏大的区域面临交通网络密度下降与物流效率衰减，造成农产品生产加工的规模经济效益弱化，抑制了新型农业经营主体的技术扩散与市场拓展能力，形成了产业升级与数字转型的双重阻力。

表 5 县域地理条件差异的异质性分析结果

变量	地形起伏大			地形起伏小		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	乡村创新创业	乡村创新	乡村创业	乡村创新创业	乡村创新	乡村创业
数字乡村建设	0.001 (0.016)	0.054** (0.022)	-0.063*** (0.022)	0.042*** (0.013)	0.043*** (0.021)	0.042*** (0.014)
常数项	6.850 (9.631)	-1.104 (14.116)	16.262 (11.655)	37.997*** (7.526)	33.271*** (11.724)	43.589*** (8.435)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域/年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域-年份交互项固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	2 133	2 133	2 133	3 177	3 177	3 177
adj. R ²	0.839	0.835	0.671	0.860	0.863	0.789

2. 县域功能定位差异

借鉴孙学涛等^[38]的研究方法,本文将样本县域按照是否为县级市划分为工业主导型县域和农业主导型县域,回归结果如表6所示。结果显示,在农业主导型县域样本中,数字乡村建设对乡村创新创业和乡村创新有显著驱动效应,对乡村创业有负向影响但不显著;在工业主导型县域样本中,数字乡村建设对乡村创新与乡村创业均有正向影响,但不显著。这表明数字乡村建设对乡村创新创业的驱动

效应受县域产业基础影响。这种差异可能源于县域产业结构的路径依赖的不同。在农业主导型县域,数字乡村建设填补了传统农业在精准生产和市场对接上的技术短板,缓解了农业创新中的“索洛悖论”,但乡村创业的活跃度相对滞后,折射出农业产业链价值捕获能力不足。在工业主导型县域,工业化技术扩散的边际收益递减现象凸显,传统产业数字化需进一步突破技术与组织的适配瓶颈,才能更好地推动乡村创新创业。

表 6 县域功能定位差异的异质性分析结果

变量	农业主导型县域			工业主导型县域		
	(1) 乡村创新创业	(2) 乡村创新	(3) 乡村创业	(4) 乡村创新创业	(5) 乡村创新	(6) 乡村创业
数字乡村建设	0.031*** (0.011)	0.063*** (0.016)	-0.005 (0.014)	0.034 (0.023)	0.052 (0.037)	0.013 (0.025)
常数项	20.153*** (6.277)	15.781* (9.276)	25.327*** (7.199)	24.028 (14.962)	9.712 (23.043)	40.971** (15.905)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域/年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域-年份交互项固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	4 329	4 329	4 329	921	921	921
adj. R ²	0.843	0.849	0.703	0.879	0.871	0.851

3. 县域经济水平差异

县域经济发展水平的划分参考朱喜安和王慧聪^[39]的研究方法,将样本县域当年人均地区生产总值按照是否高于当年全国县域人均地区生产总值的均值划分为经济发展水平较高和较低两类地区,回归结果如表7所示。结果显示,在经济发展水平较低的地区,数字乡村建设对乡村创新有显著驱动效应,对乡村创业有负向影响,但不显著;而在经济发展水平较高的地区,数字乡村建设对乡村创新有显著驱动效应,对乡村创业有驱动效应但不显著。

这表明数字乡村建设对经济发展水平较低地区的乡村创新起到了“雪中送炭”的作用。在经济相对落后的地区,数字乡村建设所涉及的数字技术通过降低信息不对称性和强化知识溢出,提升了创新要素重组效率,并释放出被压抑的创新需求。但技术密集型创新会对传统创业形成替代压力,导致创业效应的弱化。而在经济发展水平较高的地区,由于当地产业体系较为成熟,数字技术更多嵌入原有产业体系,反而可能导致创业门槛的提高。

表 7 县域经济水平差异的异质性分析结果

变量	经济发展水平较高地区			经济发展水平较低地区		
	(1) 乡村创新创业	(2) 乡村创新	(3) 乡村创业	(4) 乡村创新创业	(5) 乡村创新	(6) 乡村创业
数字乡村建设	0.033 (0.021)	0.059* (0.031)	0.002 (0.022)	0.026** (0.012)	0.054*** (0.018)	-0.009 (0.016)
常数项	30.279** (12.428)	3.150 (19.410)	62.382*** (15.234)	23.516*** (7.146)	30.850*** (10.681)	14.838* (8.170)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域/年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域-年份交互项固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	1 584	1 584	1 584	3 666	3 666	3 666
adj. R ²	0.924	0.928	0.865	0.876	0.878	0.806

五、进一步分析

(一) 作用机制检验

根据前文的实证检验，数字乡村建设驱动了乡村创新创业。为进一步验证其作用机制，即数字乡村建设通过提升数字金融服务和促进乡村产业融合来驱动乡村创新创业，本文用数字普惠金融指数作为数字金融服务的代理变量，用构造的乡村产业融合度指标作为乡村产业融合的代理变量进行回归，结果如表8所示。

表 8 作用机制检验和调节效应检验结果

变量	作用机制检验		调节效应
	数字金融服务 (1)	乡村产业融合 (2)	检验 (3)
数字乡村建设	0.036*** (0.011)	0.032** (0.015)	0.032*** (0.010)
人力资本			2.250 (7.649)
人力资本× 数字乡村建设			0.408*** (0.140)
常数项	-12.546*** (1.592)	-46.161*** (10.061)	6.374*** (2.203)
控制变量	已控制	已控制	已控制
县域/年份固定效应	已控制	已控制	已控制
县域-年份交互项 固定效应	已控制	已控制	已控制
N	5 250	3 348	5 250
adj. R ²	0.946	0.603	0.855

表8列(1)显示，数字乡村建设对数字金融服务的回归系数在1%的显著性水平上为正，表明数字乡村建设有效提升了乡村的数字金融服务。数字乡村建设通过提升数字金融服务，为乡村创新创业注入新动能。信息网络覆盖与数据平台建设构成了数字化金融的基础支撑，移动支付、智能信贷等工具的普及降低了农村创业者获取金融服务的成本与门槛，破解了传统金融服务的空间限制。大数据分析和区块链技术重构了金融信息传递机制，缓解了农村市场信息不对称问题，使金融机构能精准评估缺乏抵押物的农创项目，为创业行为主体提供信用背书。数字金融具有普惠性，能激活农村长尾金融需求，通过众筹、供应链金融等模式匹配家庭农场、合作社等多元主体的融资需求，构建差异化服务生态。这种优化不仅降低了创业初始资本约束，还通过资金配置引导创新要素向高附加值领域聚集。

表8列(2)显示，数字乡村建设对乡村产业融合的回归系数在5%的显著性水平上为正，说明数字乡村建设对乡村产业融合产生了积极影响。进一步

地，乡村产业融合可以为乡村创新创业开辟出前所未有的价值空间。数字技术深度嵌入农业生产、流通和服务环节，打破了产业间的信息壁垒。例如，物联网设备实时监测的农田数据，既能指导精准种植，又能为下游加工企业提供原料品质溯源，从而实现生产与加工环节的信息共享。电商平台积累的消费偏好分析既反向引导种植结构调整，又催生预制菜开发、观光农业等衍生产态，打通了农业与服务业之间的信息通道。这种跨产业的数字化链接，使得原本孤立的生产单元转变为价值网络中的节点，为创业者创造出“接二连三”的创新机会。这种产业融合的发展，实质上是将传统的单向线性产业链转化为可循环的价值增值网络，降低了创新创业的试错成本。更关键的是，产业融合过程中沉淀的数据资产正在成为新型信用生产要素，将过去无法定价的沉默价值激活，进一步促进了乡村创新创业的开展。综上所述，H₂得以验证。

(二) 调节效应检验

根据前文的理论分析，人力资本在数字乡村建设驱动乡村创新创业中发挥调节作用。为进一步深入检验人力资本在数字乡村建设影响乡村创新创业中的边界条件，本文采用各县域当年普通中小学在校学生数与户籍总人口之比来衡量各县域的人力资本水平，并构建人力资本与数字乡村建设交互项的调节效应模型如下：

$$Totalindex_{it}=\sigma_0+\sigma_1x_{it}+\sigma_2human_{it}+\sigma_3x_{it}\times human_{it}+\sigma_4control_{it}+\lambda_i+u_t+\gamma_{it}+\varepsilon_{it}$$

(7)

其中，*human*为调节变量，即人力资本。若模型中交乘项系数σ₃显著，则表明人力资本在数字乡村建设驱动乡村创新创业中发挥着调节作用。同时，此处与上文构建作用机制模型的原因一致，对相关变量全部做去中心化处理。调节效应检验结果如表8列(3)所示。数字乡村建设在1%的显著性水平上驱动了乡村创新创业，与基准回归结果一致。检验结果还表明，人力资本作为关键调节变量，其与数字乡村建设的正向交互项系数显著为正，表明人力资本深刻影响着数字乡村建设对乡村创新创业的边际效应。人力资本对乡村创新创业有着多维催化效应。其一，数字技术应用场景的深化重构了创业风险收益结构。人力资本通过降低技术应用中的认知摩擦，缩短数字技术从导入到商业化的周期，使创业风险收益结构更趋合理。其二，技术吸收能力的

提升拓展了创新可能性边界。具备更高技能水平的创新主体能更精准地将数字工具嵌入本地产业,催生智慧农业、农村电商等新业态。其三,知识网络密度的提升,构建起持续创新的正反馈机制。高素质人力资本加速隐性知识与数字技术的互补重组,推动创新创业活动形成“技术扩散、知识积累、再创新”的良性循环。综上所述, H_3 得以验证。

六、结论及其启示

在全面推进乡村振兴的进程中,创新创业已成为激活乡村内生发展动力的重要引擎。数字乡村建设通过驱动乡村创新创业,增强居民参与创新创业的积极性,为农村可持续性发展提供持续动能。本文基于2018—2020年中国28个省(区、市)份1750个县(市、区)的面板数据,采用固定效应模型分析数字乡村建设驱动乡村创新创业的作用机制与异质规律。研究表明:数字乡村建设尤其是经济数字化与生活数字化显著驱动了乡村创新创业,其中经济数字化对乡村创新创业的边际贡献尤为突出。该结论在控制县域-年份交互固定效应和一系列稳健性检验后仍然成立。数字乡村建设不仅通过提升数字金融服务来驱动乡村创新创业,还通过促进乡村产业融合来驱动乡村创新创业。人力资本在数字乡村建设驱动乡村创新创业中具有正向调节作用。从异质性方面分析来看,数字乡村建设对乡村创新创业的驱动效应受到县域地理条件、功能定位以及经济水平差异的影响,在地形起伏度小、农业主导型以及经济发展水平较低的县域,数字乡村建设的驱动效应明显,但对乡村创业的效应显著弱于乡村创新,折射出乡村创新创业中要素重构的非对称性特征。

上述研究结论对于推进数字乡村建设和促进乡村创新创业具有如下启示。

一是应强化数字乡村建设及其场景化应用。各级政府应持续推进数字乡村发展战略,重点优化乡村经济数字化与生活数字化场景建设。通过完善数字基础设施网络、提升设备智能化水平,系统整合乡村信息资源,构建跨区域联动的数字化治理体系。在尊重乡村发展阶段差异性的基础上,强化农业主体对数字技术的外部性吸收能力,推动生产要素在城乡间的动态重组。

二是应构建数字金融服务与产业融合的协同机制。需强化数字技术与县域特色产业的融合,依托大数据平台打造产业链协同创新载体,引导传统农业向价值链高端延伸,同步推进数字金融服务创新,设计适配农户需求的普惠金融产品,通过简化操作流程、强化信用评估体系,破解创新创业主体的融资约束。建立数字金融素养培育长效机制,提升居民对数字化工具的应用能力与风险识别水平。

三是应优化数字人力资本供给结构。完善人才返乡激励机制,定向吸引具备数字技能的新型职业群体参与乡村建设。构建分层分类的数字素养培育体系,通过场景化培训提升居民的数字工具使用能力与创新意识,推动本土人才与外部资源的有效衔接,形成可持续的数字化内生动力。

四是应实施差异化数字乡村建设策略。数字乡村建设过程中需充分考虑县域地理特征、产业定位与经济基础的异质性。针对地形起伏度小的区域,强化数字乡村建设对要素流动的空间压缩效能;在农业主导型县域,推动数字乡村建设与农业全链条的适配性改造;对经济发展水平较低地区,重点发挥数字化的补偿效应,通过政策倾斜激活后发优势。同时,需关注乡村创新与乡村创业的非对称响应特征,避免政策供给的“一刀切”倾向。

注释:

- ① 资料来源:浙江大学中国农村发展研究院,《中国乡村创新创业指数报告2023》。
- ② 资料来源: https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202502/content_7005385.htm。
- ③ 数据来源:详细指标体系和计算方法参见《中国乡村创新创业指数报告(2023)》。
- ④ 数据来源:详细指标体系参见《县域数字乡村指数(2020)研究报告》。

参考文献:

- [1] 林嵩,谷承应,斯晓夫,等.县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究[J].经济研究,2023,58(3):40-58.
- [2] 王杰,蔡志坚,吉星.数字素养、农民创业与相对贫困缓解[J].电子政务,2022(8):15-31.
- [3] 胡鞍钢,周绍杰.2035中国:迈向共同富裕[J].北京工业大学学报(社会科学版),2022,22(1):1-22.
- [4] 张磊,王越,陈华帅,等.数字乡村建设、产业振兴与农户收入提升[J].财经研究,2025(4):1-17.
- [5] 杨齐,乔婷.数字普惠金融对农业创业活跃度的影响

- 及机制研究[J]. 农林经济管理学报, 2023, 22(5): 566-573.
- [6] 王小华, 李昕儒, 刘魏. 数字的温度: 乡村数字治理的共同富裕效应[J]. 经济问题探索, 2024(8): 18-37.
- [7] 王剑程, 李丁, 马双. 宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(1): 209-232.
- [8] 杨志安, 韩紫微. 农村电商促进乡村创新创业的资源效应和融合效应——基于中国1546个县域数据的实证分析[J]. 农业经济与管理, 2025(1): 120-132.
- [9] 张林, 温涛. 数字普惠金融发展如何影响居民创业[J]. 中南财经政法大学学报, 2020(4): 85-95.
- [10] 高静, 李丹, 陈峰. 乡村创新创业推动县域经济增长: 理论逻辑和实证分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2025(1): 79-93.
- [11] 赵佳佳, 魏娟, 刘天军. 数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J]. 中国农村经济, 2023(5): 61-80.
- [12] 崔祥民, 赵治理. 数字乡村建设推动了农村包容性创业吗? [J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2025(3): 40-51.
- [13] 邹美凤, 高云凤, 马华, 等. 数字乡村建设影响农户创业吗? [J]. 中国软科学, 2024(2): 201-211.
- [14] 李刚, 王雨菲, 颜廷武. 数字化转型促进了乡村创新创业吗——基于“国家数字乡村试点”政策的准自然实验[J]. 经济学家, 2024(12): 114-124.
- [15] 熊彼特. 经济发展理论——对于利润、资本、信贷、利息和经济周期的考察[M]. 北京: 商务印书馆, 1990.
- [16] 林强, 姜彦福, 张健. 创业理论及其架构分析[J]. 经济研究, 2001(9): 85-94.
- [17] 芦千文, 杜志雄. 农业农村创新与创业联动机制研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(3): 11-22.
- [18] 丁波. 数字治理: 数字乡村下村庄治理新模式[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2022, 22(2): 9-15.
- [19] LOUNSBURY M. Institutional transformation and status mobility: The professionalization of the field of finance[J]. Academy of management journal, 2002, 45(1): 255-266.
- [20] 彭克强, 刘锡良. 农民增收、正规信贷可得性与非农创业[J]. 管理世界, 2016(7): 88-97.
- [21] 姜长云, 王国刚, 杜志雄, 等. 学习贯彻中央经济工作会议精神专家笔谈[J]. 农村金融研究, 2025(1): 3-19.
- [22] 徐彩瑶, 钱晨, 孔凡斌. 数字乡村建设能否缩小城乡收入差距——基于农业科技进步中介和门槛效应的实证检验[J]. 农业技术经济, 2024(12): 4-24.
- [23] 周雨. 农村信用体系建设的历史演进与路径选择[J]. 宏观经济管理, 2024(4): 53-62.
- [24] 孙贺, 马丽娟. 应对乡村振兴人力资本缺口的域外经验与启示[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2025(1): 5-15.
- [25] 齐文浩, 李明杰, 李景波. 数字乡村赋能与农民收入增长: 作用机理与实证检验——基于农民创业活跃度的调节效应研究[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2021, 23(2): 116-125.
- [26] 秦国伟, 李瑶, 任克强. 数字乡村建设的现实矛盾与优化路径——基于多重政策关系视角[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2023, 40(1): 104-113.
- [27] 姜长云. 发展数字经济引领带动农业转型和农村产业融合[J]. 经济纵横, 2022(8): 41-49.
- [28] 匡远凤. 人力资本、乡村要素流动与农民工返乡创业意愿——基于熊彼特创新视角的研究[J]. 经济管理, 2018, 40(1): 38-55.
- [29] 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.
- [30] 阮建青, 杨奇明, 叶武威, 等. 中国乡村创新创业发展: 指数构建与测度分析[J]. 经济与管理, 2024, 38(5): 9-18.
- [31] 魏滨辉, 罗明忠, 曾春影. 劳动力返乡创业与县域产业结构升级: 理论线索与经验证据[J]. 中国农村经济, 2023(10): 26-48.
- [32] 蒋辉, 张康洁, 张怀英, 等. 我国三次产业融合发展的时空分异特征[J]. 经济地理, 2017, 37(7): 105-113.
- [33] 陈学云, 程长明. 乡村振兴战略的三产融合路径: 逻辑必然与实证判定[J]. 农业经济问题, 2018(11): 91-100.
- [34] 郑永兰, 周其鑫. 乡村数字治理的三重面向: 理论之维、现实之困与未来之路[J]. 农林经济管理学报, 2022, 21(6): 635-643.
- [35] 马丽, 张国磊. “互联网+”乡村治理的耦合、挑战与优化[J]. 电子政务, 2020(12): 31-39.
- [36] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11): 48-63.
- [37] 黄祖辉, 宋文豪, 叶春辉. 数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理——来自中国1845个县域的经验证据[J]. 金融研究, 2023(4): 92-110.
- [38] 孙学涛, 于婷, 于法稳. 数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据[J]. 中国农村经济, 2022(2): 76-93.
- [39] 朱喜安, 王慧聪. 数字乡村赋能农民增收: 效应与机制——基于县域的实证[J]. 统计与决策, 2023, 39(15): 136-141.

责任编辑: 李东辉