

数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究*

赵佳佳¹ 魏娟² 刘天军³

摘要：本研究探索性地使用县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查（CFPS）在县域层面的匹配数据，考察了数字乡村发展对农民创业决策的影响及作用机制。研究发现：数字乡村发展显著提升了农民创业的概率。对数字乡村发展分维度的分析还发现，乡村基础设施数字化、乡村生活数字化和乡村治理数字化均对农民创业决策具有显著正向影响，但乡村经济数字化的影响未通过显著性检验。机制分析表明，数字乡村发展可以通过促进信息利用、缓解信贷约束、增强风险承担意愿以及提升社会信任水平影响农民创业决策。异质性分析发现，数字乡村发展不仅可以提高已接入互联网农民的创业概率，也能提升未接入互联网农民的创业概率。此外，数字乡村发展的创业促进效应在使用互联网开展社交、商业活动的农民中更为显著，在未使用互联网开展社交、商业活动的农民中则相对有限。由此可知，数字乡村发展对农民创业的促进作用能跨越一级数字接入鸿沟，但仍受到二级数字使用鸿沟的制约。

关键词：数字乡村 农民创业 数字经济 数字鸿沟

中图分类号：F320.1 **文献标识码：**A

一、引言

随着以5G、大数据、人工智能等为标志的第四次技术革命快速推进，人类社会跨入以数字经济为核心发展引擎的新时代。2021年中国数字经济规模已达45.5万亿元，占GDP的39.8%，同比名义增长16.2个百分点^①。数字经济高速发展所带来的“扩散效应”、“溢出效应”和“普惠效应”也使乡村社会获得新的发展机遇。在此背景下，中央和各级地方政府高度重视数字乡村发展。2018年中央“一号文件”正式提出数字乡村战略，随后印发的《数字乡村发展战略纲要》《数字乡村建设指南1.0》《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》等系列文件为数字乡村发展勾勒蓝图、指明方向以及明确行

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“我国西部农业市场培育与开放研究”（编号：71933005）和中国博士后科学基金面上项目“数字乡村发展对农村居民家庭消费的影响研究：理论机制与实证检验”（编号：2022M710218）的资助。感谢审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：魏娟。

^①资料来源：《中国数字经济发展报告（2022年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202207/P020220729609949023295.pdf>。

动方案。数字乡村发展在密集政策部署下初见成效，与乡村经济实践的关联性日趋增强。现有研究表明，数字乡村发展能显著促进农民收入增长，加快消费升级以及完善乡村治理，对于数字技术赋能“三农”高质量发展、实现乡村振兴具有重要意义。

与此同时，农村信息利用效率低、融资渠道狭窄、市场监管力量薄弱等导致创业核心要素缺乏、创业交易成本高昂、农民创业动力不足，使得城乡间平均创业率差距不断扩大^①，严重阻碍了乡村产业振兴与共同富裕重要目标的实现（黄祖辉等，2022）。在传统驱动力量日益式微的背景下，农民创业迫切需要探寻新的动力机制。党的二十大报告明确提出加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合。实践中，越来越多农民采用数字技术开展形式多样的创业活动。据统计，全国返乡入乡创业项目中，55%运用了数字技术，开办网店、直播直销、无接触配送等^②。最近的多项研究也发现，新一代数字技术不仅能提升农民创业概率，还能显著提高农民创业绩效（Deller et al., 2022；苏岚岚和孔荣，2020）。因此，以数字技术为基础，旨在实现网络化、信息化和数字化转型的数字乡村发展或将成为助推农民创新创业活动的新动能。理论上而言，第一，数字乡村发展通过构建孪生的“数字世界”催生多种功能效应，为乡村治理、生产和生活等场景赋能，减少乡村地区的不确定性，降低商业活动的交易成本，进而激发农民创业创新活力。第二，数字乡村发展的脱域性特征赋予其高度的时空延展性，能够打破物理空间限制，激活根植在乡村内部的市场机会、沉睡资本、乡贤人才等创业所需关键要素，促进各要素的优化配置与创新组合，从而有助于开展农民创业活动。那么，数字乡村发展能否有效促进农民创业，其主要机制为何，值得从理论和实证方面做深入的研讨。

梳理文献可知，系统分析数字乡村发展对农民创业的影响及其潜在作用机制的研究相对不足。具体而言，数字乡村相关研究多侧重从理论层面总结发达国家数字乡村发展经验（梅燕等，2021），归纳数字乡村建设的分类实践（徐琴，2023），剖析数字乡村发展的底层逻辑（李丽莉等，2023），据此提出中国数字乡村建设的优化路径（曾亿武等，2021）。鲜有研究在实证层面直接评估数字乡村发展的微观影响效应，少有的几项研究从宏观层面探讨数字乡村发展对收入增长（齐文浩等，2021）、消费升级（汪亚楠和王海成，2021）和产业结构升级的影响（陶涛等，2022），尚未有文献聚焦数字乡村建设主战场，从县域层面来剖析数字乡村发展对微观主体行为的影响。有关农民创业影响因素的文献也少有基于数字乡村发展视角的理论与实证研究，相关研究虽已证实数字化应用的某一维度或单一指标，如农村网络宽带（Deller et al., 2022）、互联网使用（Barnett et al., 2019）、数字金融（宋帅和李梦，2021）、电子商务（涂勤和曹增栋，2022）等，对农民创业具有显著的正向影响，但缺乏对数字乡村发展多维特征的有效关注。此外，上述文献也并未探讨面临不同层级数字鸿沟时，乡村数字化对农民创业促进效应的差异性影响。

^①笔者根据中国家庭追踪调查（CFPS）公开数据计算，中国家庭平均创业率从2010年的8.15%增长至2018年的10.19%，但城乡创业率之差由2010年的2.41个百分点扩大至2018年的5.21个百分点，其中，2018年乡村地区创业率为7.49%，仅为同年城镇地区创业率的58.92%。

^②资料来源：《去年返乡入乡创业创新人员超千万》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/25/content_5595514.htm。

鉴于此，本文拟使用县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查在县域层面的匹配数据，实证探讨数字乡村发展对农民创业决策的影响及其作用机制。本文可能的边际贡献主要体现在三个方面。首先，相较于现有文献较为零散地探讨数字技术在生产、生活等领域的应用及其经济效应，本文基于数字乡村发展的整体架构进行经济效应评估，在研究的系统性和全面性方面具有一定的改进。其次，本文通过将县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查微观数据进行匹配，探索性地剖析县域层面的数字乡村发展对微观个体行为的影响，在一定程度上突破了现有文献仅从宏观加总层面分析所导致的结论局限。最后，本文不仅论证了数字乡村发展对农民创业的影响效应及其作用机制——促进信息利用、缓解信贷约束、增强风险承担意愿以及提升社会信任水平，还探讨了数字乡村发展助推农民创业中受到不同层级数字鸿沟影响的异质性，为相关实证研究做出有益补充。

二、理论分析与研究假说

（一）数字乡村发展的定义及内容框架

数字乡村发展由数字技术应用下沉至乡村地区并与当地经济社会互相融合而演化形成。2019年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《数字乡村发展战略纲要》对数字乡村给出了明确定义：“数字乡村是伴随网络化、信息化和数字化在农业农村经济社会发展中的应用，以及农民现代信息技能的提高而内生的农业农村现代化发展和转型进程。”^①由该定义可知，数字乡村发展起点为数字化，落脚点在农业农村经济社会中的应用，目标是全面建成数字乡村和实现农业农村现代化。基于以上判断并借鉴系统论思想和已有研究成果，本文认为数字乡村发展的内涵由数字基础设施和数字应用场景两部分组成。数字基础设施是数字乡村建设和发展的基石，为乡村数字应用场景提供全面支撑与物质基础；数字应用场景刻画了农业农村各领域与数字化深度融合的适用域，主要包括乡村经济、乡村生活、乡村治理等数字应用场景。乡村经济数字化是数字乡村建设的核心内容，是驱动乡村经济高质量发展、包容性增长的新动能；乡村生活数字化是数字乡村建设的关键目标，通过构建更加智能的乡村服务体系，满足村民日益增长的个性化需求；乡村治理数字化是数字乡村建设的重要保障，通过对国家治理体系中最基本治理单元的数字化改造，最终实现治理的公开、透明、开放与共享。综上，数字乡村发展内容框架包含乡村基础设施数字化、乡村经济数字化、乡村生活数字化、乡村治理数字化四个方面，各方面既相互独立又彼此关联，功能和角色各有侧重。

（二）数字乡村发展影响农民创业的理论分析

参考 Shane and Venkataraman（2000）等相关研究，本文将“农民创业”定义为：农村地区居民依托当地自然社会经济环境，通过机会识别与开发、要素资源整合与利用，最终实现新产品或新服务的开发、新组织创立的完整过程。根据创业情境理论，创业活动的兴起、发展与其所处特定区域的优势条件与限制因素密切相关（Zahra, 2007），农民创业必然受到乡村情境的深刻影响。中国乡村普遍具

^①资料来源：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》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-05/16/content_5392269.htm。

有封闭性和稳定性，即与外部环境的信息交换较少、资源流动速率较慢，而数字乡村发展在很大程度上打破了这种封闭属性，促使乡村与外界的信息和资源流动显著增强（刘少杰和林傲耸，2021）。一方面，数字乡村发展通过构建“物理世界”和“数字世界”孪生的虚拟空间，催生和放大乘数效应、溢出效应、匹配效应等，为农业生产、基层治理、文化生活等场景赋能，激发乡村创新创业精神。另一方面，数字乡村发展通过激活乡村沉睡的资源和要素，包括既存的资本、人才、数据等要素，促进要素组合配置不断优化与创新（王胜等，2021）。根据经典的 Timmons 创业模型，机会、资源和创业者等是创业活动的核心要素。数字乡村发展所衍生的信息、资源、人才等要素的流动和重新配置恰好激活了创业的核心要素，农民创业活动应时而生。

具体到微观层面，首先，数字乡村发展通过促进信息基础设施建设提高通信设备接入率与互联网使用效率，增加农民信息利用的广度与深度；其次，数字乡村发展推动数字普惠金融服务覆盖至乡村地区，提高了农民信贷融资可得性；再次，数字乡村发展促进乡村生活的智能化与数字化，提升了乡村生活的便利性；最后，数字乡村发展加速乡村治理效能提升，显著降低了在乡村地区从事商业活动的风险。由此可见，数字乡村发展从多方面对农民生产、生活场景产生积极影响，优化乡村营商环境，激活乡村要素资源，降低营商风险，从而促进农民创新创业。综上所述，本文提出研究假说 H1。

H1：数字乡村发展水平越高，农民越有可能做出创业决策。

（三）数字乡村发展影响农民创业的作用机制分析

1. 数字乡村发展可通过促进信息利用影响农民创业。一方面，当前全国行政村光纤和 4G 覆盖率均超过 98%，但在较为复杂的生产管理、市场销售、供应链拓展等深度应用上的产品市场供给远远不足，农民对数字技术的使用仍以即时通信和消费娱乐等生活类应用为主。数字乡村发展不仅可以丰富信息终端与应用服务的供给，拓宽信息获取渠道，而且能显著提升信息的利用广度与深度。具体而言，第一，乡村基础设施数字化依托新一代信息基础设施建设工程，逐步形成契合“三农”特点的信息终端、移动互联网应用，利用这些终端应用农民能实时掌握市场供需情况，实现要素创新配置。第二，乡村经济数字化促使云计算、大数据、物联网、人工智能等信息技术与农业经营管理深度融合应用，农民可以利用这些融合应用进行智能感知、智能分析与智能决策。另一方面，机会识别理论指出一切创业活动的起点与核心是创业机会的发现与识别，而创业机会源于分布在经济社会中隐性的不对称信息（Companys and McMullen, 2007）。对信息的利用与挖掘能显著提高个体发现创业商机的概率，从而形成创业原始起点。特别是在乡村地区，市场规模小、经济结构单一，创业机会的发现更加依赖对信息的分析与利用。因此，本文提出研究假说 H2。

H2：数字乡村发展通过提高信息利用水平，促进了农民创业。

2. 数字乡村发展可通过缓解信贷约束影响农民创业。一方面，数字乡村发展通过重点建设互联网金融、移动支付、网络信贷等农村普惠金融服务，为各类农业经营主体提供金融信贷等资源，缓解农民信贷约束（沈费伟，2021）。具体而言，第一，农民缺少征信记录和抵押品是长期以来传统金融机构在农村地区开展线下业务面临的主要难题之一，而乡村地区的基础设施数字化通过构建“三农”大数据平台，持续采集农民在生产、销售与消费过程中产生的海量数据，为蚂蚁金服、京东金融等数字

金融机构实现精准信用评估、担保认证等操作提供数据支持，进而有利于数字金融供给，提升农民金融资源可得性。第二，传统金融机构通常将服务网点与营业厅设在人口相对集中的区域，增加了农民申请信贷服务的交通成本与时间成本。数字乡村发展使金融服务数字化、网络化及虚拟化，打破城乡之间的时空限制，显著减少农民获得金融资源的交易成本（王修华和赵亚雄，2022）。另一方面，创新发展理论指出充裕的资金在创新创业过程中地位特殊，是促进生产要素形成“新组合”的重要保障。而资金短缺是各国创业者普遍遇到的发展障碍，尤其在中国农村地区，潜在创业者面临着更为显著的流动性约束。因此，信贷约束的缓解将增加农民流动性资金、降低创业的财富门槛效应，从而有利于具有企业家精神的农民选择创业。综上，本文提出研究假说 H3。

H3: 数字乡村发展通过缓解信贷约束，促进了农民创业。

3. 数字乡村发展可通过增强风险承担意愿影响农民创业。一方面，数字乡村发展能显著提升农民对生产风险、市场风险、制度风险与生活风险的承担意愿。具体而言，首先，数字乡村发展通过加快构建现代化农业生产监测系统，实现生产环节的智能监测、智能预警与智能操作，利用物联网等信息化手段对墒情、苗情、灾情等“三情”进行预测预报，降低生产的潜在损失程度，增强农民生产风险承担意愿。其次，数字乡村发展促进健全产业链市场监测预警系统，通过发布农产品市场价格、重要农产品供需分析等信息，帮助农民及时调整销售与储藏策略，增强农民对市场风险的承担意愿。再次，乡村治理数字化能够显著提高村镇级综合服务的信息化水平，有利于国家创业支持政策与扶持项目的精准直达，促进相关政策法规的稳定执行，降低制度不确定性，增强农民制度风险承担意愿。最后，乡村生活数字化显著降低农民的日常生活成本，远程教学与在线医疗的普及也减少了农民对教育、医疗和养老问题的担忧，增强农民对生活风险的承担意愿。另一方面，风险和不确定性是创业活动的典型特征。根据实物期权理论，创业者对风险的感知和承担意愿会影响其是否追寻创业机会的决定（McMullen and Shepherd, 2006）。因此，更愿意承担风险的个体参与创业等风险性商业活动的可能性更大（周慧珺，2020）。综上所述，本文提出研究假说 H4。

H4: 数字乡村发展通过增强风险承担意愿，促进了农民创业。

4. 数字乡村发展可通过增加社会信任水平影响农民创业。一方面，数字乡村发展能够减少各类机会不平等、提高社区舆论民主化，进而增强农民社会信任水平。具体而言，第一，乡村生活数字化减少了农民在教育、医疗和养老方面的机会不平等，提高其社会公平感知，进而提升农民社会信任水平（吕炜等，2020）。第二，乡村治理数字化创造了更加透明的社区公共舆论空间，重新分配了社会话语权，鼓励村民广泛参与村级公共事务的讨论与协商，实现民主对话，进而正向影响农民的社会信任。另一方面，较高的社会信任水平有助于增加个体的心理安全感，在农民之间形成“弱连接”，促进创业经验的分享（Geneste and Galvin, 2013），降低信息资源的缄默性与黏性，提高创业机会搜寻概率，从而促进农民创业决策。为此，本文提出研究假说 H5。

H5: 数字乡村发展通过增加社会信任水平，促进了农民创业。

三、研究设计

（一）模型设定

本文构建基准 Probit 回归模型如下：

$$Y_{ij}^* = \beta_0 + \beta_1 DigitalCty_j + X'_{ij}\gamma + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$Prob(Y_{ij} = 1) = Prob(Y_{ij}^* > 0) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 DigitalCty_j + X'_{ij}\gamma) \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中： Y_{ij}^* 表示第 j 个县第 i 个农民创业的潜变量； Y_{ij} 为可观测的农民创业结果变量，若 $Y_{ij}^* > 0$ ，则 $Y_{ij} = 1$ ，表示农民创业，若 $Y_{ij}^* \leq 0$ ，则 $Y_{ij} = 0$ ，表示农民未创业； $DigitalCty_j$ 为核心解释变量，表示第 j 个县的数字乡村发展指数； X'_{ij} 是一系列控制变量，包括个体层面、家庭层面以及地区层面的特征变量； ε_{ij} 代表随机扰动项； β_0 为常数项； β_1 为待估计系数。此外，本文分析的是县域层面数字乡村发展对个体创业决策的影响，为避免地区内部个体之间的相关性对模型估计结果产生影响，模型均采用聚类到地区层面的异方差稳健标准误。

（二）数据来源

本文数据主要来源于中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）、北京大学《县域数字乡村指数（2018 年）》以及《中国县域统计年鉴（县市卷）—2019》，分别用于描述被解释变量农民创业、核心解释变量县域数字乡村发展水平以及控制变量区域社会经济特征。CFPS 由北京大学中国社会调查中心组织实施，采用多阶段等概率抽样，样本覆盖 25 个省份的 162 个县（含县级市、市辖区）。样本规模为 16000 户，调查对象含样本家户中的全部家庭成员，2010 年为抽样及调研基期，随后每两年追踪调研一次，形成了 2010—2018 年共 5 个子数据集。本文采用 CFPS2018 数据集^①，并对样本做如下筛选：①剔除基于国家统计局城乡分类资料确定的城镇样本，保留乡村样本；②剔除 16 周岁以下的样本；③剔除正在上学、丧失劳动能力和退出劳动力市场的样本。县域数字乡村指数由北京大学新农村发展研究院和阿里研究院基于阿里集团的各类互联网数据、宏观统计数据和网络抓取数据共同编制，用于刻画中国县域数字乡村的发展状况^②。该指数的构建主要依据国家战略规划和乡村发展内生需求，同时充分考量了数字技术嵌入乡村发展不同层面的阶段性差异以及从县域尺度评估的数据可得性。具体包括数字乡村总指数、四个一级指标（乡村基础设施数字化指数、乡村经济数字化指数、乡村治理数字化指数、乡村生活数字化指数）以及多个二级指标，测算获得全国范围内 1880 个县（市）的数字乡村发展指数。将以上三个来源的数据集按照县域和年份进行精准匹配^③，最终获得 89 个县或县级市的 8369 个农民样本。数字乡村建设的主战场在县域，因此，该匹配数据集有助于

^①CFPS2018 为官网公布的最新数据集（查询日期 2021 年 11 月 29 日），包括家庭经济库、个人库、跨年核心变量库等。

^②资料来源：《县域数字乡村指数（2018）》，<https://www.saas.pku.edu.cn/docs/2020-09/20200929171934282586.pdf>。

^③因 CFPS 已公开数据集不包括县域层面的信息，本文数据的匹配与分析均在 CFPS 机房完成，特此感谢 CFPS 数据办公室对本研究的大力支持。

从县域层面识别数字乡村发展对农民创业的影响,打破了已有研究多从省级宏观层面进行探讨的局限。

(三) 变量说明

1. 被解释变量: 农民创业。农村居民的创业情况可以根据 CFPS2018 家庭库和个人库数据综合判断得到。其中: 家庭库中包含“过去 12 个月, 您家是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业”的问项, 且提供了完整的家庭内创业成员个人识别码, 通过识别码匹配个人库即可获得该创业个体的特征信息; 个人库则依据工作类型将当前工作状态分为自家农业生产经营、私营企业/个体工商户/其他非农自雇、农业打工、非农受雇四种。本文参照 Dou et al. (2019) 的处理方法, 将家庭库的创业信息与个人库的主要工作信息进行匹配, 判定识别从事个体经营、私营企业和其他自雇的样本, 并将其定义为创业个体, 最终共计获得 747 个农民创业样本。

2. 解释变量: 数字乡村发展。本文主要采用北京大学新农村发展研究院发布的《县域数字乡村指数(2018)》来表征数字乡村发展。该指数为目前可得且聚焦县域层面为数不多的数据集之一, 基于 21 个来自阿里巴巴集团及旗下业务伙伴和 8 个源于国家统计数据及网络爬取的指标, 采用对数型功效函数法进行标准化处理后, 自下往上逐级计算所得。经过主成分分析和聚集度分析等检验后认为该指数具有一定的科学性与代表性。数字乡村发展指数原始取值在 0~100 之间, 为更方便地解释数字乡村发展的含义, 除描述性统计部分外, 本文实证分析均采用 Z-Score 标准化后的数字乡村发展变量。

3. 控制变量。借鉴莫怡青和李力行(2022)等研究, 本文选取个体层面、家庭层面和地区层面的控制变量。其中: 个体层面的变量包括性别、年龄(及平方项)、受教育年限、婚姻状况、政治面貌、健康状况、互联网接入等; 家庭层面的变量包括家庭房屋产权、家庭人口规模、家庭少儿抚养比、家庭老人抚养比等; 地区层面的变量包括县域人均 GDP、县域政府规模、县域产业结构、返乡创业试点县以及地区虚拟变量等。变量的具体定义、赋值及描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变量名称	定义及赋值	平均值	标准差	观测值数量
农民创业	是否农民创业: 是=1, 否=0	0.089	0.285	8369
数字乡村发展	县域数字乡村发展总指数	51.939	10.154	8369
基础设施数字化	县域基础设施数字化分指数	74.325	13.033	8369
乡村经济数字化	县域乡村经济数字化分指数	42.761	8.841	8369
乡村治理数字化	县域乡村治理数字化分指数	43.961	21.880	8369
乡村生活数字化	县域乡村生活数字化分指数	45.330	12.763	8369
性别	受访者是否为男性: 是=1, 否=0	0.528	0.499	8369
年龄	受访者年龄(周岁)	48.524	14.196	8369
受教育年限	受访者受教育年限(年)	6.344	4.502	8369
婚姻状况	受访者是否有配偶: 有=1, 无=0	0.861	0.346	8369
政治面貌	受访者是否是党员: 是=1, 否=0	0.072	0.259	8369
健康状况	受访者自评是否健康: 是=1, 否=0	0.816	0.388	8369

表1 (续)

互联网接入	受访者是否接入互联网：是=1，否=0	0.396	0.489	8369
家庭房屋产权	家庭房屋产权：有=1，无=0	0.913	0.281	8369
家庭人口规模	家庭人口规模（人）	4.556	2.146	8369
家庭少儿抚养比	14岁以下人口占比	0.175	0.168	8369
家庭老人抚养比	65岁以上人口占比	0.137	0.224	8369
县域人均GDP	人均国内生产总值（万元/人）	3.233	3.147	8369
县域政府规模	公共预算支出占GDP的百分比	0.362	0.308	8369
县域产业结构	第一、第二产业增加值占GDP比重	0.544	0.098	8369
返乡创业试点县	是否为返乡创业试点县：是=1，否=0	0.159	0.365	8369
东部经济带	是否为东部地区：是=1，否=0	0.313	0.464	8369
中部经济带	是否为中部地区：是=1，否=0	0.268	0.443	8369
西部经济带	是否为西部地区：是=1，否=0	0.419	0.493	8369

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果与分析

表2（1）列汇报了标准 Probit 模型的边际效应估计结果，其中，被解释变量为农民创业决策，核心解释变量为数字乡村发展。从表中可知，数字乡村发展影响农民创业的边际效应系数为 0.021，即控制个体特征、家庭特征和区域特征后^①，数字乡村发展每提高 1 个标准差，农民创业的概率平均提高 2.1%，具有显著的经济意义，假说 H1 得以验证。表 2 中（2）列~（5）列展示了数字乡村发展各分维度对农民创业影响的估计结果。其中，基础设施数字化、乡村治理数字化和乡村生活数字化均对农民创业具有显著的正向影响，而乡村经济数字化未通过显著性检验。乡村经济数字化影响不显著的可能原因是，数字技术作为新型经济增长驱动力，已落地的应用场景较多出现在城市地区工业或服务业^②，对乡村经济活动的影响相对有限。现有文献也表明，现阶段乡村经济数字化仍然是数字乡村发展的短板，应立足需求大力推进（黄季焜，2021）。

表2 数字乡村发展对农民创业影响的基准回归结果

	被解释变量：农民创业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Probit 模型	Probit 模型	Probit 模型	Probit 模型	Probit 模型
数字乡村发展	0.021*** (0.008)				

^①因篇幅限制，本文不在报告回归结果的表格中展示控制变量的回归系数，详细结果备索。

^②中国农业数字经济渗透率不足 9%，远低于工业 21%和服务业 40.7%。参见《中国数字经济发展白皮书（2021 年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202104/P020210424737615413306.pdf>。

表 2 (续)

基础设施数字化		0.012*			
		(0.007)			
乡村经济数字化			0.010		
			(0.008)		
乡村治理数字化				0.015***	
				(0.006)	
乡村生活数字化					0.017**
					(0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8369	8369	8369	8369	8369
伪 R ²	0.080	0.078	0.077	0.080	0.080

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。③表中汇报的是 Probit 模型估计的边际效应。

(二) 数字乡村发展变量的内生性处理

上述基准模型可能存在遗漏变量、反向因果和测量误差等导致的内生性问题。首先，数字乡村发展可能会内生于某些不可观测的遗漏变量，而这些变量也会影响农民创业，比如乡村传统文化、当地居民对数字技术的接受程度等。其次，区域创业活动越频繁，对数字乡村相关设施与技术的需求也会越大，这可能反过来推动当地数字乡村发展。最后，数字乡村发展数据可能存在统计误差，比如本研究所使用的指数主要来源于阿里集团的业务数据，因而可能存在某些数字乡村发展水平很高的地区由于采用其他互联网公司的产品或服务，这使得数字乡村发展的影响被低估，从而造成估计偏差。

因此，本文采用工具变量法做进一步估计。理想的工具变量须同时满足相关性和外生性条件。本文采取以下方法选择工具变量：首先，借鉴张勋等（2021）的研究，利用地理信息系统计算出农民所在县域与浙江省杭州市中心点的球面距离作为数字乡村发展的工具变量。主要依据是：一方面，本文核心解释变量数字乡村发展指数是基于阿里集团的底层业务数据编制而成，以阿里集团为代表的大型互联网企业发源于杭州，且向外具有辐射效应，因此，县域距离杭州的球面距离与数字乡村发展水平具有较高相关性。另一方面，杭州只是中国东部地区的重要城市之一，与杭州的距离远近并不意味着农民创业概率的大小，因此，工具变量外生性近似满足。其次，使用 Lewbel（2012）提出的利用异方差生成工具变量的方法。该方法认为，当内生变量对模型中其他外生变量回归后的残差具有异方差性时，该残差和去中心化的外生变量的乘积项可作为有效的工具变量。

工具变量的估计结果如表 3 所示。（1）列和（2）列报告的是工具变量为“与杭州的球面距离”的估计结果。首先，第一阶段回归结果中，工具变量的 F 统计量的值为 66.83，表明所选工具变量不存在弱工具变量问题。其次，在第一阶段估计结果中，工具变量与数字乡村发展之间的关系通过了 1% 水平的显著性检验，表明本文所选工具变量与数字乡村发展具有较强的相关性。从模型估计系数来看，工具变量与数字乡村发展之间为显著负相关关系，与预期相符，表明县域与杭州的球面距离越远，其

数字乡村发展水平越低。第二阶段估计结果显示，数字乡村发展的估计系数显著为正，说明考虑内生性问题后数字乡村发展的创业促进效应仍然存在。最后，Wald 外生性检验 p 值为 0.729 不能拒绝原假设“H0：待检验解释变量为外生”，表明在工具变量有效的前提下可以判断出模型估计不存在严重的内生性问题。（3）列和（4）列为 Lewbel 异方差工具变量法的估计结果。Breusch-pagan 异方差检验结果表明，内生变量对模型中外生变量的回归残差存在异方差性，满足 Lewbel 方法使用的前提条件。

（3）列为仅使用 Lewbel 方法构造工具变量的估计结果，（4）列为同时考虑 Lewbel 工具变量和球面距离工具变量的回归结果。从表中结果可知，数字乡村发展均显著，且估计系数为正。

表 3 数字乡村发展影响农民创业的估计结果（工具变量法）

	被解释变量：农民创业			
	IV-Probit		Lewbel-IV	标准 IV + Lewbel-IV
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 2SLS	(4) 2SLS
数字乡村发展		0.026* (0.016)	0.020** (0.010)	0.024*** (0.008)
与杭州的球面距离	-0.466*** (0.057)			
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8369	8369	8369	8369
第一阶段 F 统计量	66.83			
Wald 外生性检验		$\chi^2(1)=0.12$ [p=0.729]		
Breusch-pagan 检验			$\chi^2(1)=62.89$ [p=0.000]	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。③IV-Probit 模型第二阶段报告的是变量的边际效应。

关于遗漏不可观测变量可能带来的内生性问题，本文借鉴 Altonji et al. (2005) 等评估遗漏变量重要性的思路进行检验。具体而言，设计两组回归模型，一组为受约束控制变量的模型，解释变量的估计系数为 $\hat{\beta}^R$ ，另一组为完全控制变量模型，解释变量的估计系数为 $\hat{\beta}^F$ ，进而计算变动系数 $Ratio = \left| \hat{\beta}^F / (\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F) \right|$ ，该变动系数越大表示待估系数受遗漏变量的影响越小^①。本文设计两个受约束控制变量模型和两个完全控制变量模型：受约束控制变量模型 1 只包括关键解释变量（数字乡村发展），完全控制变量模型 1 加入关键解释变量以及个体和家庭特征变量；受约束控制变量模型 2 加入关键解释变量和个体特征变量，完全控制变量模型 2 包括关键解释变量和个体、家庭、区域特征等全部变量。变动系数 *Ratio* 的计算结果见表 4。第一种情形下计算的 *Ratio* 为 4.342，第二种情况计算的 *Ratio* 为 7.498。该结果表明，当遗漏变量对模型的潜在影响至少要达到现有模型中控制变量影响的 4.342 倍，估计结果才可能出现遗漏变量导致的偏误。由此可知，本文基准回归的估计结果具有稳健性。

^①变动系数 *Ratio* 的经验参考标准为不能小于 1 (Altonji et al., 2005)。

表4 遗漏变量偏误的检验结果

	被解释变量：农民创业			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	受约束控制变量模型 1	完全控制变量模型 1	受约束控制变量模型 2	完全控制变量模型 2
数字乡村发展	0.031*** (0.005)	0.025*** (0.005)	0.024*** (0.005)	0.021*** (0.008)
控制个体特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	是	否	是
控制区域特征	否	否	否	是
观测值	8369	8369	8369	8369
<i>Ratio</i>	4.342		7.498	

注：①***代表1%的显著性水平。②括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。③表中为Probit模型估计的边际效应。

(三) 稳健性检验

1. 约束分析数据集。本文借鉴尹振涛等（2021）的处理方法，删除杭州市的样本，并在此基础上进一步剔除数字乡村发展指数最高5%和最低5%的样本，形成新的数据集，以验证本文估计结果的稳健性。具体结果如表5（1）列和（2）列所示，数字乡村发展的估计结果显著，且系数为正，与前述基准分析结果一致。

表5 稳健性检验：约束分析数据集与替换核心变量

	去除杭州市的样本	剔除数字乡村发展指数最高 和最低5%的样本	替换被解释变量	替换核心解释变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
	农民创业	农民创业	农户家庭创业	农民创业
数字乡村发展	0.020** (0.008)	0.036*** (0.009)	0.025*** (0.010)	
村级互联网应用水平				0.018*** (0.006)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8276	7486	8369	8270

注：①***和**分别代表1%和5%的显著性水平。②控制变量的选取同基准回归。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中为Probit模型估计的边际效应。

2. 替换被解释变量。本文将被解释变量替换为农户家庭创业变量。农户家庭创业变量用CFPS家庭问卷中的创业信息来度量，包含个体经营（个体工商户和个人合伙两种）和开办私营企业（私营有限责任公司、私营股份有限公司等）两种类型。替换被解释变量为家庭创业后，数字乡村发展对家庭创业影响的估计结果如表5（3）列所示。从估计结果来看，数字乡村发展对家庭创业的影响仍然显著，且系数为正。因此，就被解释变量的选择而言，本文结果具有良好的稳健性。

3. 替换核心解释变量。为进一步检验结果的稳健性，本文将基准回归中的核心解释变量替换为村级互联网应用水平。村级互联网应用水平由样本个体利用互联网开展各项活动的频率在村级层面取平均所得。理论上，数字乡村发展水平越高的地区，农民采用互联网进行各类活动也越频繁。本文相关分析结果也显示计算所得村级互联网应用水平与数字乡村发展具有较强相关性^①。替换核心解释变量的估计结果见表 5（4）列，村级互联网应用水平对农民创业的影响显著，且系数为正，进一步说明本文基准回归结果具有稳健性。

（四）数字乡村发展影响农民创业的机制检验

1. 促进信息利用。在当前乡村网络覆盖率较高背景下，高效利用互联网资源与工具是破解农村地区“信息茧房”的关键。数字乡村发展能够拓宽农村居民的信息获取渠道、促进其挖掘和高效利用信息，从而有助于农民发现创业商机、搜寻创业资源。为检验数字乡村发展能否通过信息利用机制促进农民创业，本文选取 CFPS 数据库中个体使用互联网开展商业活动的频率来衡量信息利用水平^②，检验结果见表 6。其中，（1）列~（5）列为数字乡村发展及各分维度对农民信息利用影响的估计结果。考虑到互联网商业活动变量仅适用于已接入互联网的样本，直接估计可能存在样本选择偏误，本文采用 IV-Heckman 模型进行分析^③。计算结果显示，逆米尔斯比率在 1%水平上通过显著性检验，证实样本存在选择偏差，IV-Heckman 模型的结果更可信。从表 6 中估计系数可知，数字乡村发展能显著提高农民信息利用水平。四个分维度的估计结果表明，基础设施数字化、乡村经济数字化、乡村治理数字化以及乡村生活数字化均能正向提升农民使用互联网开展商业活动的频率，即提高农民的信息利用水平。

（6）列为只纳入数字乡村发展和控制变量，（7）列在（6）列基础上加入信息利用变量。通过系数对比可知，在控制机制变量后，数字乡村发展对农民创业的影响系数变小^④。综上，假说 H2 得到验证。

表 6 信息利用机制检验结果

	信息利用					农民创业	
	IV-Heckman 模型					Probit 模型	Probit 模型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字乡村发展	0.585*** (0.155)					0.032** (0.013)	0.025** (0.013)
基础设施数字化		1.221** (0.557)					
乡村经济数字化			0.637*** (0.194)				

^①因篇幅限制，本文不再报告村级互联网应用水平与数字乡村发展的相关分析结果，感兴趣者可向笔者索取。

^②具体问题为“一般情况下（通常的生活状态下），您使用互联网进行商业活动的频率有多高？”选项包括“几乎每天”、“一周 3~4 次”、“一周 1~2 次”、“一月 2~3 次”、“一月 1 次”、“几个月 1 次”和“从不”。

^③此处选取的排他性约束变量为电视作为信息来源的重要程度，取值为 1、2、…、5，1 代表非常不重要，5 代表非常重要。

^④由于机制变量可能存在潜在内生性问题，加入机制变量后的回归结果仅作为判断参考（江艇，2022）。

表 6 (续)

乡村治理数字化				0.461***			
				(0.123)			
乡村生活数字化				0.917***			
				(0.347)			
信息利用						0.029***	
						(0.003)	
IMR (逆米尔斯比率)	0.806***	0.996***	0.749**	0.747**	0.863***		
	(0.297)	(0.358)	(0.301)	(0.293)	(0.317)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3311	3311	3311	3311	3311	3311	3311

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。②控制变量包括基准回归中除“互联网接入”外的其他所有控制变量。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④（1）列~（5）列为 IV-Heckman 模型的估计结果，（6）列和（7）列为 Probit 模型估计的边际效应。

2. 缓解信贷约束。数字乡村发展促进了数字金融服务在农村地区的推广与深化。金融机构的网上银行与掌上信贷服务越发完善，使得农民获得正规信贷的渠道不断拓宽。为检验数字乡村发展能否通过缓解农民信贷约束来促进农民创业，本文选取 CFPS 数据库中当前银行信贷状态作为信贷约束的表征变量，检验结果见表 7。其中，（1）列~（5）列为数字乡村发展对银行正规信贷影响的估计结果。表中系数显示，数字乡村发展显著增加农民从正规金融机构获得融资贷款的可能性，即缓解农户的信贷约束。分维度而言，基础设施数字化、乡村生活数字化对农民获得银行正规信贷具有显著正向影响，而乡村经济数字化、乡村治理数字化的影响未通过显著性检验。（6）列为仅加入数字乡村发展和控制变量的基准回归结果，（7）列在（6）列基础上进一步加入机制变量。由表中系数可知，正规信贷对农民创业具有显著正向影响，在加入机制变量正规信贷后，数字乡村发展对农民创业的影响系数变小。因此，可以认为数字乡村发展通过助力农民获得正规信贷、缓解资金约束来促进农民创业决策，假说 H3 得证。

表 7 信贷缓解机制检验结果

	正规信贷					农民创业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字乡村发展	0.030**					0.021***	0.020***
	(0.012)					(0.008)	(0.008)
基础设施数字化		0.036***					
		(0.010)					
乡村经济数字化			0.038				
			(0.203)				
乡村治理数字化				0.021			
				(0.117)			

表 7 (续)

乡村生活数字化	0.031*** (0.012)					0.032*** (0.010)	
正规信贷							
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8369	8369	8369	8369	8369	8369	8369

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。②控制变量同基准回归。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中为 Probit 模型估计的边际效应。

3. 增强风险承担意愿。数字乡村发展使乡村治理水平不断提高，市场环境趋于稳定，政府优惠政策与支持项目信息更加公开透明，显著降低制度环境不确定性，与此同时，数字乡村发展还有助于乡村经济多元化，降低了单一经济结构带来的市场风险，提升了农民风险承担意愿，进而促进农民开展创业活动。为检验数字乡村发展能否通过增强农民风险承担意愿影响其创业决策，借鉴已有研究（秦芳等，2023），本文基于 CFPS 调查问卷中是否持有金融产品的信息来衡量农民风险承担意愿^①，并同时控制个体的风险偏好水平^②，检验结果如表 8 所示。其中，（1）列~（5）列为数字乡村发展及各分维度对农民风险承担意愿影响的回归结果。数字乡村发展与农民风险承担意愿显著正相关，即在数字乡村发展越好的县域，持相同风险偏好水平的农民具有更高的风险承担意愿。四个分维度估计结果显示，乡村治理数字化对个体风险承担意愿具有显著正向影响，表明乡村治理数字化能显著提升治理效能，降低乡村活动的不确定性。基础设施数字化、乡村经济数字化、乡村生活数字化的影响系数均未通过显著性检验。（6）列和（7）列回归模型的被解释变量为农民创业，解释变量依次加入数字乡村发展和风险承担机制变量。由表中系数可知，风险承担与农民创业决策具有显著正相关关系，且在控制机制变量后，数字乡村发展对农民创业影响的估计系数减小。因此，本文认为，增强个体风险承担意愿是数字乡村发展促进农民创业的作用机制之一，假说 H4 得以验证。

表 8 风险承担机制检验结果

	风险承担意愿					农民创业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字乡村发展	0.006** (0.003)					0.023*** (0.008)	0.022*** (0.005)
基础设施数字化		0.003 (0.003)					

^①具体问题为“您家现在是否持有金融产品，如股票、基金、国债、外汇产品等”，选项包括“是”和“否”两种。

^②根据 CFPS 调查问卷中关于风险实验的结果数据构造出个体的风险偏好水平变量，赋值为 1~6，数值越大表明个体的风险偏好水平越高。

表 8 (续)

乡村经济数字化	0.002 (0.002)						
乡村治理数字化	0.004** (0.002)						
乡村生活数字化	0.002 (0.002)						
风险承担意愿						0.042* (0.025)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8368	8368	8368	8368	8368	8368	8368

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②控制变量在基准回归基础上增加了个体风险偏好变量。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中为 Probit 模型估计的边际效应。

4. 提升社会信任水平。数字乡村发展推动乡村生活更便利、沟通更高效、氛围更和谐，乡村社区整体信任水平得以提升。为检验数字乡村发展能否通过社会信任机制影响农民创业，本文根据 CFPS 调查问卷中关于个体社会信任水平的测量题项，选取对陌生人的信任评分来衡量社会信任水平^①，检验结果见表 9。其中，（1）列～（5）列为数字乡村发展及各分维度对农民社会信任影响的估计结果。需要考虑的是，社区文化、习俗等不可观测因素可能同时影响社会信任水平和数字乡村发展，从而导致模型估计偏误。由聚类稳健 Hausman 检验和工具变量法第一阶段估计 F 检验的结果可知^②，两阶段工具变量回归比普通最小二乘法回归结果更有效，因此本部分采用工具变量法的回归结果。从第二阶段估计系数看，数字乡村发展对农民社会信任具有显著正向影响，各分维度均对社会信任具有显著正向影响。（6）列为基准回归结果，（7）列为控制机制变量社会信任后数字乡村发展对农民创业的估计结果。由表中系数可知，社会信任未通过显著性检验，原因可能是农民创业对社会信任的回归存在内生性问题^③。社会信任对农民创业的显著影响已在多项实证研究中得到证实（周广肃等，2015；Dou et al., 2019；赵佳佳等，2020）。综上，本文认为数字乡村发展能通过提升农民社会信任水平来促进创业，假说 H5 得证。

表 9 社会信任机制检验结果

	社会信任					农民创业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	Probit 模型	Probit 模型
数字乡村发展	0.431*** (0.108)					0.021*** (0.005)	0.022*** (0.005)

^①社会信任的题项为“您对陌生人的信任程度能打几分”，取值为 0、1、2、…、10 分，0 代表非常不信任，10 代表非常信任。

^②工具变量的选取原则同前文内生性处理部分，不再赘述。

^③限于篇幅，且本文关注重点为数字乡村发展，因此不再对社会信任的内生性做相关处理。

表9 (续)

基础设施数字化	0.763** (0.299)						
乡村经济数字化	0.570*** (0.149)						
乡村治理数字化			0.326*** (0.094)				
乡村生活数字化					0.628*** (0.188)		
社会信任							-0.002 (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8353	8353	8353	8353	8353	8353	8353

注：①***和**分别代表1%和5%的显著性水平。②控制变量同基准回归。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中Probit模型估计汇报的是边际效应。

(五) 数字鸿沟的异质性影响

1. 一级数字鸿沟的影响。数字乡村建设与发展过程中，内生于乡村社会的数字鸿沟问题一直存在。数字鸿沟一般包括一级数字鸿沟（接入鸿沟）和二级数字鸿沟（运用鸿沟）两类。随着乡村数字基础设施建设的完善，接入鸿沟可能不再对数字鸿沟具有解释力（邱泽奇和乔天宇，2021），而互联网运用的鸿沟正在逐渐扩大（Deursen and Dijk, 2014）。为厘清数字鸿沟在数字乡村发展助推农民创业中的影响，本文分别对一级、二级数字鸿沟进行异质性分析。一级数字鸿沟影响的估计结果如表10所示，（1）列和（2）列分别为接入和未接入互联网^①样本组的估计结果，（3）列和（4）列分别为接入和未接入移动互联网^②样本组的估计结果。从表中可以看出，无论农民是否接入互联网以及采取何种接入方式，数字乡村发展对农民创业均具有显著正向影响，表明数字乡村发展具有包容性、普惠性，能有效弥合由一级数字鸿沟导致的潜在创业机会差距。

表10 一级数字鸿沟的异质性影响

	被解释变量：农民创业			
	互联网		移动互联网	
	(1) 接入	(2) 未接入	(3) 接入	(4) 未接入
数字乡村发展	0.032** (0.013)	0.016** (0.006)	0.031** (0.013)	0.016*** (0.006)

^①主要指电脑端有线连接互联网。

^②主要指手机端移动连接互联网。

表 10 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3313	5056	3275	5094

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。②控制变量为基准回归中除互联网接入以外的其他所有控制变量。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误；④表中为 Probit 模型估计的边际效应。

2. 二级数字鸿沟的影响。CFPS2018 调查中详细问询了个体使用互联网的主要场景以及对应使用情况^①。本文选取 2 个最可能对创业活动产生影响的应用场景（商业和社交）来探讨二级数字鸿沟的影响，估计结果见表 11。表中（1）列和（2）列依次为使用和未使用互联网进行商业活动的估计结果。在使用互联网开展商业活动的子样本中，数字乡村发展对农民创业具有显著正向影响，而在未使用互联网开展商业活动的子样本中，数字乡村发展的创业促进效应未通过显著性检验。（3）列和（4）列依次为是否使用互联网进行社交的分组估计结果。结果与（1）列和（2）列类似，不再赘述。综上所述可知，乡村社会的数字使用鸿沟在一定程度上抑制了数字乡村发展的创业促进效应。因此，数字乡村建设应重点关注互联网应用的普及与高效利用，以期弥合乡村数字使用鸿沟。

表 11 二级数字鸿沟的异质性影响

	被解释变量：农民创业			
	互联网商业		互联网社交	
	(1) 使用	(2) 未使用	(3) 使用	(4) 未使用
数字乡村发展	0.040** (0.016)	0.015 (0.014)	0.035*** (0.013)	0.036 (0.033)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1973	1338	2979	305

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②控制变量为基准回归中除互联网接入以外的其他所有控制变量。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中为 Probit 模型的边际效应。

五、结论与政策启示

本文基于 2018 年全国县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查（CFPS）的微观匹配数据，深入分析了数字乡村发展对农民创业的影响，并探讨了其中的作用机制。分析结果表明，数字乡村发展对农民创业具有显著正向影响，即数字乡村发展水平越高，农民创业的概率越大。在考虑模型内生性问题后，该结论依然稳健。数字乡村发展对农民创业的作用机制表现为：数字乡村发展促使农民更深层次地使用、挖掘互联网信息，激活创业潜力；数字乡村发展缓解了农民的信贷约束，提高农民正规信贷可得性；数字乡村发展提升了农民风险承担意愿，助推农民从事风险性和不确定性较高的创业活动；

^①每种应用场景的频率选项包括“几乎每天”、“一周 3~4 次”、“一周 1~2 次”、“一月 2~3 次”、“一月 1 次”、“几个月 1 次”和“从不”，本文根据该题项的回答划分“使用”和“未使用”两类，用于分组分析。

数字乡村发展提高了农民的社会信任水平，帮助农民构建创业网络及“弱联系”，从而有利于创业活动开展。进一步的异质性分析表明，数字乡村发展不仅可以促进已接入互联网农民的创业决策，还能显著提高未接入互联网农民的创业决策，但是数字乡村发展对农民创业的促进效应在利用互联网进行商业和社交活动的农民中更为显著，而对不使用者影响较小。本文认为，数字乡村发展虽然有助于缓解一级数字鸿沟的不利影响，但二级数字鸿沟仍是影响农民开展创业活动的重要障碍之一。

基于研究结论，本文得到如下政策启示：首先，各级政府应深入实施数字乡村发展行动，从促进信息利用、增加数字金融供给、完善数字治理等方面着手，全面优化乡村地区创业和营商环境。具体而言，要加强农村数字化基础设施建设，鼓励运营商开发符合农民需求的产品和服务，降低农民信息使用成本；鼓励数字金融机构在农村地区开展线上业务，缓解农民信贷约束；推动物联网、人工智能等数字技术在农村地区的落地应用，减少农业经营风险；加强社会诚信体系建设，借助数字平台弘扬社会主义核心价值观，加大对网络诈骗和虚假宣传的惩罚力度，提升农民的社会信任水平。其次，各地应大力推动乡村产业的数字化转型，推进物联网、大数据等数字技术与农村传统产业的深度融合，建设一批数字基础设施完备、科技创新优势显著的农村创业创新园区。最后，各级政府应着力构建面向农村地区的数字技术推广体系，在农村基层推广服务中增设数字技能培训内容。同时，高等院校和相关培训机构应发挥教育培训职能，提升农民数字素养和数字技术应用能力，缓解二级数字鸿沟的不利影响。

参考文献

- 1.黄季焜, 2021: 《以数字技术引领农业农村创新发展》, 《农村工作通讯》第5期, 第44-46页。
- 2.黄祖辉、宋文豪、叶春辉、胡伟斌, 2022: 《政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察》, 《中国农村经济》第1期, 第24-43页。
- 3.江艇, 2022: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》, 《中国工业经济》第5期, 第100-120页。
- 4.李丽莉、曾亿武、郭红东, 2023: 《数字乡村建设: 底层逻辑、实践误区与优化路径》, 《中国农村经济》第1期, 第77-92页。
- 5.刘少杰、林傲耸, 2021: 《中国乡村建设行动的路径演化与经验总结》, 《社会发展研究》第2期, 第13-22页。
- 6.吕伟、郭曼曼、王伟同, 2020: 《教育机会公平与居民社会信任: 城市教育代际流动的实证测度与微观证据》, 《中国工业经济》第2期, 第80-99页。
- 7.梅燕、鹿雨慧、毛丹灵, 2021: 《典型发达国家数字乡村发展模式总结与比较分析》, 《经济社会体制比较》第3期, 第58-68页。
- 8.莫怡青、李力行, 2022: 《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》, 《管理世界》第2期, 第31-45页、第3页。
- 9.齐文浩、李明杰、李景波, 2021: 《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》, 《东南大学学报(哲学社会科学版)》第2期, 第116-125页、第148页。
- 10.秦芳、谢凯、王剑程, 2023: 《电子商务发展的创业效应: 来自微观家庭数据的证据》, 《财贸经济》第2期,

第154-168页。

- 11.邱泽奇、乔天宇, 2021:《电商技术变革与农户共同发展》,《中国社会科学》第10期,第145-166页、第207页。
- 12.沈费伟, 2021:《数字乡村的内生发展模式:实践逻辑、运作机理与优化策略》,《电子政务》第10期,第57-67页。
- 13.宋帅、李梦, 2021:《数字金融对农民创业决策的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第5期,第38-49页。
- 14.苏岚岚、孔荣, 2020:《互联网使用促进农户创业增益了吗?——基于内生转换回归模型的实证分析》,《中国农村经济》第2期,第62-80页。
- 15.陶涛、樊凯欣、朱子阳, 2022:《数字乡村建设与县域产业结构升级——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》,《中国流通经济》第5期,第3-13页。
- 16.涂勤、曹增栋, 2022:《电子商务进农村能促进农户创业吗?——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》,《中国农村观察》第6期,第163-180页。
- 17.汪亚楠、王海成, 2021:《数字乡村对农村居民网购的影响效应》,《中国流通经济》第7期,第9-18页。
- 18.王胜、余娜、付锐, 2021:《数字乡村建设:作用机理、现实挑战与实施策略》,《改革》第4期,第45-59页。
- 19.王修华、赵亚雄, 2022:《数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异》,《中国农村经济》第1期,第44-60页。
- 20.徐琴, 2023:《数字乡村建设的分类实践:理由证成、经验探索与可能困境》,《电子政务》,第92-104页,
<http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.5181.TP.20230119.1002.005.html>。
- 21.尹振涛、李俊成、杨璐, 2021:《金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗?——基于幸福经济学的研究视角》,《中国农村经济》第8期,第63-79页。
- 22.曾亿武、宋逸香、林夏珍、傅昌銮, 2021:《中国数字乡村建设若干问题刍议》,《中国农村经济》第4期,第21-35页。
- 23.张勋、万广华、吴海涛, 2021:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》第8期,第35-51页、第204-205页。
- 24.赵佳佳、魏娟、刘军弟、刘天军, 2020:《信任有助于提升创业绩效吗?——基于876个农民创业者的理论探讨与实证检验》,《中国农村观察》第4期,第90-108页。
- 25.周广肃、谢绚丽、李力行, 2015:《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》,《管理世界》第12期,第121-129页、第171页。
- 26.周慧珺, 2020:《风险态度与家庭财富水平》,《中央财经大学学报》第5期,第65-79页。
- 27.Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, 2005, "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools", *Journal of Political Economy*, 113(1): 151-184.
- 28.Barnett, W. A., M. Hu, and X. Wang, 2019, "Does the Utilization of Information Communication Technology Promote Entrepreneurship: Evidence from Rural China", *Technological Forecasting and Social Change*, Vol.141: 12-21.
- 29.Companys, Y. E., and J. S. McMullen, 2007, "Strategic Entrepreneurs at Work: The Nature, Discovery, and Exploitation of Entrepreneurial Opportunities", *Small Business Economics*, 28(4): 301-322.
- 30.Deller, S., B. Whitacre, and T. Conroy, 2022, "Rural Broadband Speeds and Business Startup Rates", *American Journal of*

Agricultural Economics, 104(3): 999-1025.

31.Deursen, A. J. V., and J. A. V. Dijk, 2014, "The Digital Divide Shifts to Differences in Usage", *New Media & Society*, 16(3): 507-526.

32.Dou, J., B. Ye, J. Ye, and Z. Pan, 2019, "Trustworthiness of Local Government, Institutions, and Self-Employment in Transitional China", *China Economic Review*, Vol.57, 101329.

33.Geneste, L., and P. Galvin, 2013, "Trust and Knowledge Acquisition by Small and Medium-Sized Firms in Weak Client-Firm Exchange Relationships", *International Small Business Journal: Researching Entrepreneurship*, 33(3): 277-298.

34.Lewbel, A., 2012, "Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(1): 67-80.

35.McMullen, J. S., and D. A. Shepherd, 2006, "Entrepreneurial Action and the Role of Uncertainty in the Theory of the Entrepreneur", *Academy of Management Review*, 31(1): 132-152.

36.Shane, S., and S. Venkataraman, 2000, "The Promise of Entrepreneurship as a Field of Research", *Academy of Management Review*, 25(1): 217-226.

37.Zahra, S. A., 2007, "Contextualizing Theory Building in Entrepreneurship Research", *Journal of Business Venturing*, 22(3): 443-452.

(作者单位: ¹北京大学中国农业政策研究中心;

²江苏大学新农村发展研究院;

³西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Impacts of Digital Village Development on Farmer Entrepreneurship and Their Mechanisms

ZHAO Jiajia WEI Juan LIU Tianjun

Abstract: This paper estimates the impact of digital village development on farmer entrepreneurship by constructing a dataset that matches the county-level index of Digital Villages and China Family Panel Studies (CFPS). The empirical results demonstrate that the development of digital villages significantly increases the probability of farmers starting their own businesses in rural China. Moreover, we find that digital village development encourages farmer entrepreneurship by resulting in more internet information usage, fewer financial constraints, more risk-taking preferences, and higher social trust. Besides, we find heterogeneity in the impact of digital village development on farmer entrepreneurship, where the access to internet does not matter anymore but internet usage plays a crucial role. Finally, we find that there remains a persistent disparity in internet information usage, which means rural residents who use information efficiently tend to benefit the most.

Keywords: Digital Rural Development; Farmer Entrepreneurship; Digital Economy; Digital Divide