

# 数字乡村建设、产业振兴与农户收入提升

张磊<sup>1</sup>, 王越<sup>1</sup>, 陈华帅<sup>1</sup>, 肖雪<sup>2</sup>

(1. 湘潭大学 商学院, 湖南 湘潭 411105; 2. 中国社会科学院大学 应用经济学院, 北京 102488)

**摘要:** 数字乡村建设为乡村经济带来新的增长点, 对农民增收具有重要促进作用。文章基于2020年中国乡村振兴调查(CRRS)数据库与县域数字乡村指数的匹配数据, 从微观视角考察数字乡村建设对农户收入的影响。研究发现, 数字乡村建设具有显著的增收作用, 数字乡村建设水平每提高1个标准差, 农户家庭人均收入提高19.8%, 且在一系列稳健性检验后结论依然成立。机制分析表明, 数字乡村建设不仅可以壮大乡村产业规模, 还有助于优化乡村要素资源配置, 共同推动了乡村产业振兴, 带动农户收入提升。进一步分析表明, 数字乡村建设显著提升了农户非农经营收入和工资性收入, 侧面证实数字乡村建设通过促进乡村产业发展, 增加了农户创业就业机会和分享产业发展收益机会, 从而实现农户收入增长; 与兼业户相比, 纯非农户和纯农户更易从数字乡村建设中获益, 而数字鸿沟的存在会降低数字乡村建设的普惠性。文章丰富了乡村数字化发展的微观效应研究, 为推动数字乡村建设和农业农村现代化提供有益参考。

**关键词:** 数字乡村; 乡村产业振兴; 农民收入; 数字鸿沟; 共同富裕

**中图分类号:** F323.8; F061.3 **文献标识码:** A

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20250115.101

## 一、问题提出

2024年中央“一号文件”明确要求, 把推进乡村全面振兴作为新时代新征程“三农”工作的总抓手。农民增收是解决“三农”问题的核心, 更是推进共同富裕的重点, 只有农民富起来, 城乡差距缩小, 中国才真正具备实现共同富裕的条件。当前, 数字经济已经成为驱动我国经济高质量发展的第一大新动力(赵涛等, 2020), 2023年我国数字经济规模达53.9万亿元, 农业数字经济渗透率为10.78%, ①数字化在农村经济社会发展中作用凸显, 以乡村数字化为表征的数字乡村建设为乡村产业振兴提供了新动能。深入研究数字乡村建设提升农户收入的作用机理, 对于解决“三农”问题、深入推进乡村振兴战略具有重要的理论和现实意义。

关于农民增收的影响因素, 现有文献进行了比较充分的研究。从个体微观禀赋来看, 教育水平、健康程度、技能培训和工作经验所体现的人力资本是影响农民收入的重要因素(高梦滔和姚洋, 2006; Schoellman, 2012), 农民政治身份和创业经历对收入也有明显的提升作用

收稿日期: 2024-09-28

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(24BJL004); 湖南省社会科学基金重大项目(24ZWA48)

作者简介: 张磊(1992—), 男, 湖南浏阳人, 湘潭大学商学院教授, 经济学博士;

王越(2000—)(通讯作者), 男, 安徽淮南人, 湘潭大学商学院硕士研究生;

陈华帅(1976—), 男, 湖南邵阳人, 湘潭大学商学院教授, 经济学博士;

肖雪(1999—), 女, 贵州盘州人, 中国社会科学院大学应用经济学院博士研究生。

① 资料来源: 中国信息通信研究院《中国数字经济发展研究报告(2024年)》。

(Zhang 等, 2012; George 等, 2016)。在家户特征层面, 家庭规模、人口抚养比、家庭土地流转、经营模式会对农户收入产生不同影响, 在更大规模、抚养压力更小的家庭和参与土地流转与兼业经营的家庭中, 农户收入往往更高(章元等, 2009; 杜鑫和张贵友, 2022; 曹菲和聂颖, 2021)。从宏观特征来看, 乡村基础设施、数字网络发展对农民收入都存在明显促进作用(Howell, 2024; Aker, 2010)。

近年来, 数字技术和实体经济融合不断加深, 关于乡村数字化发展解决农民收入问题的讨论趋于增加。在数字接入方面, 大量研究证实数字基础设施建设和互联网普及对收入有提升作用, 并且相对于城镇居民, 对农村居民收入的积极影响更大, 有助于缩小城乡收入差距(Forman 等, 2005; 程名望和张家平, 2019)。在数字应用方面, 产业数字化是乡村数字化的重要体现。乡村农业、加工业、制造业等传统产业通过数字改造实现技术升级, 充分利用数据要素, 缓解信息不对称, 提高生产效率, 为增加就业岗位、实现农民增收提供了可能(Sutherland 和 Jarrahi, 2018; 曾亿武等, 2028)。农村电子商务是乡村产业数字化的典型代表, “数字+电商”突破原有的时空制约, 降低交易成本, 不仅可以直接提高农产品或相关加工品销量和销售收入, 还可以延伸乡村产业链, 改善乡村就业环境、增加乡村就业机会, 实现农民收入提升(秦芳等, 2022)。在数字技术支持下, 乡村旅游、土特产品等新兴产业、个性化产业的“长尾效应”得到激发, 拓展了乡村产业数字化发展空间, 促进乡村产业结构优化, 产生更多非农就业机会和增收机会(Kline 等, 2016)。数字普惠金融是数字技术在乡村场景应用的另一重要体现。“数字+金融”易于实现对农户的有效覆盖, 可以缓解农户面临的资金约束和信息约束, 进而提升农民收入, 但是普惠性程度如何有待进一步证实(傅秋子和黄益平, 2018; 胡联等, 2021)。

数字乡村建设贯穿乡村经济社会发展的方方面面。目前学界对数字乡村增收作用的探讨主要集中在数字基础设施、电子商务等数字产业以及数字普惠金融等单一维度, 缺乏系统性, 综合评价乡村数字经济水平的文献也主要从上述三个维度进行测度(田野等, 2022)。与乡村内部环境相关的乡村治理、乡村生活也是数字乡村建设的重要环节。尤其是乡村治理, 在配置乡村要素资源方面具有独特优势, 是影响农民收入增长的重要因素(李敏和姚顺波, 2020)。张岳和张博(2024)利用农民线上参与村务情况衡量数字治理参与, 证明数字治理对农民收入增长和收入分配有积极影响; 苏岚岚和彭艳玲(2021)从农民参与数字购物、数字医疗、数字生活服务和数字出行的程度衡量数字生活水平。目前仅有少量文献综合乡村经济、生产、生活等多方面要素, 间接考察数字乡村建设对农民收入的影响, 例如, 林海等(2023)和王杰等(2024)利用从乡村经济、生产、生活等方面测度的数字乡村发展水平, 验证数字乡村具有贫困治理效应作用; 汤临佳等(2024)从地区宏观层面讨论了数字乡村建设对农民共同富裕的影响。然而, 从微观层面对数字乡村增收效应进行直接考察的文献较少, 尤其对数字乡村实现农民增收的作用机制讨论明显不足, 前述文献提出就业创业机会增加是数字乡村增收效果的重要机制, 这也是讨论农民收入增长问题时普遍关注的作用渠道(秦芳等, 2022; 王杰等, 2024), 但在数字乡村背景下, 关于这种收益机会增加的来源缺乏更多的经验证据。

鉴于此, 本文从乡村产业振兴视角, 阐述数字乡村建设影响农户收入的理论机制, 并利用 2020 年中国乡村振兴调查(CRRS)数据库与县域数字乡村指数数据进行实证考察。研究发现: 第一, 数字乡村建设对农户收入有显著提升作用, 数字乡村指数每提高 1 个标准差, 农户家庭人均收入提高 19.8%; 第二, 数字乡村建设通过扩大乡村产业规模、优化乡村要素资源配置, 提升了农户收入, 验证了产业振兴发挥的机制作用; 第三, 进一步分析表明, 数字乡村建设对农户不同类型收入的作用有所差别, 农户经营类型和数字鸿沟也会影响数字乡村发挥的增收效果。

本文的边际贡献体现在三个方面:第一,将中国乡村振兴调查(CRRS)数据库与县域数字乡村指数匹配,系统考察了数字乡村建设对微观农户收入的提升作用。已有文献仅关注数字乡村建设对农村贫困治理和收入差距的影响(王杰等, 2024; 林海等, 2023; 汤临佳等, 2024),缺乏从微观角度对农民增收效应的直接考察,本文不仅弥补了现有文献仅从数字乡村建设某一环节展开讨论的不足,还对数字乡村建设的微观效应研究形成有力补充。第二,基于中国乡村振兴调查(CRRS)数据库提供村庄和家户微观特征的优势,从产业振兴视角,深入剖析了数字乡村建设提升农户收入的作用机制,补充了农户收益机会增加的经验证据。现有关数字乡村与产业振兴关系的文献主要从宏观层面的产业融合、产业结构等方面展开讨论(田野等, 2022; 斯丽娟和辛雅儒, 2024),本文拓展了产业振兴的微观机制。第三,在农户收入结构分析和农户经营类型异质性分析中对数字乡村的增收作用进行了更加细致的讨论。本文从土地流转和经营类型角度为解释数字乡村建设背景下农户各类收入变动提供了微观层面的直接证据,丰富和拓展了土地流转、兼业经营影响农民收入的文献(杜鑫和张贵友, 2022; 曹菲和聂颖, 2021)。

## 二、政策背景与理论分析

### (一)数字乡村建设政策背景

在数字乡村建设过程中,政府和农民是重要参与者。农民在乡村振兴中发挥着主体作用,不仅是建设数字乡村的参与主体,还是数字乡村的成果享有主体和建设成效的评价主体。政府担负着制度供给和政策支持的职责,在数字乡村建设中发挥主导作用,是数字乡村的建设主体。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“实施数字乡村战略”,但数字乡村建设并非始于2018年。以乡村数字化发展为表征的数字乡村最早可追溯到2005年中央“一号文件”提出的“加强农业信息化建设”。前期数字乡村建设体现在政府为某一维度的互联网技术发展或项目应用提供政策扶持。如2013年《“宽带中国”战略及实施方案》正式提出“宽带中国”战略,旨在提高我国固定宽带普及率,将移动互联网深度融入生产生活;2014年开始陆续在1331个示范县开展电子商务进农村综合示范政策,推动乡村经济数字化转型;2015年开展电信普遍服务试点工作,加快农村及偏远地区宽带建设发展,促进城乡基本公共服务均等化;2018年开展“互联网+健康扶贫”应用试点项目,为改善贫困地区基层医疗卫生服务提供支持。前期数字乡村建设工作涉及数字基础设施、数字产业等方面,并逐步拓展到乡村生活等领域。

自2018年“数字乡村战略”概念首次提出,数字乡村建设的战略方向有了更加系统的部署。2019年5月,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》,提出“要将数字乡村作为数字中国建设的重要方面,加快信息化发展,整体带动和提升农业农村现代化发展”。2020年7月,中央网信办等七部门联合印发《关于开展国家数字乡村试点工作的通知》,部署开展国家数字乡村试点工作。2021年7月,中央网信办、农业农村部等七部门印发《数字乡村建设指南1.0》,根据《数字乡村发展战略纲要》的有关要求,结合数字乡村试点工作的相关部署,从信息基础设施、公共支撑平台、数字应用场景、运营和保障体系等方面提出数字乡村建设的总体框架。2022年1月,中央网信办等十部门发布《数字乡村发展行动计划(2022—2025年)》,对数字乡村建设内容进行了全面总结,从升级乡村数字基础设施、发展智慧农业、培育新模式新业态、提升数字治理能力、振兴乡村网络文化、打造智慧绿色乡村、提升公共服务效能和深化网络帮扶等八方面确定了数字乡村建设的重点任务。2024年4月发布的《数字乡村建设指南2.0》对《数字乡村建设指南1.0》进行了修订完善,建设内容部分更加突出数据要素价值和发展“智慧农业”,提高了指南的可操作性。

从对已有政策和现实情况来看,数字乡村建设在政策和实践层面不断推进。具体而言,政策层面,数字乡村建设已上升到国家战略层面,近年来一系列与数字乡村建设有关的文件陆续出台,体现了国家对数字乡村的注意力分配,数字乡村建设框架和任务重点更加明确,主要涉及三个方面:一是将数字基础设施作为数字乡村建设的重要依托,并向数据要素资源体系延伸;二是在乡村经济方面,关注现代信息技术与农业生产结合,并向“智慧农业”“产业融合”“普惠金融”等领域拓展;三是将数字化技术融入乡村治理、乡村生活,丰富数字乡村建设应用场景。实践层面,虽然目前我国数字乡村建设处于探索阶段,但在重点领域已取得较大进展。截至2023年12月,我国农村地区互联网普及率为66.5%,<sup>①</sup>全国行政村通宽带比例达到100%,通4G比例超过99%,通5G比例超过80%。<sup>②</sup>在乡村经济领域,乡村传统农业、制造业、服务业数字化转型加快,2021年我国农业生产信息化率为25.4%,返乡入乡创业人员达1120万人,其中一半以上采用了互联网技术,<sup>③</sup>2023年我国农产品网络零售额为5870.3亿元,同比增长12.5%。<sup>④</sup>在乡村治理生活领域,互联网服务向农村地区下沉覆盖,据《中国数字乡村发展报告(2022年)》,2021年全国“三务”网上公开行政村覆盖率达78.4%,利用信息化手段建设村级综合服务站共48.3万个,行政村覆盖率达到86.0%，“互联网+教育”“互联网+健康”“互联网+人社”等服务不断深化。总的来看,数字乡村建设涵盖了数字基础设施、乡村经济、乡村治理和乡村生活等方面,通过数字红利和信息红利为农村生产、生活带来一系列变革。

## (二)数字乡村建设促进农民增收的理论分析:产业振兴视角

数字乡村的数字红利和信息红利加快了数字化、信息化与乡村场景的融合,这种融合以数据要素为基础,持续为农村经济社会发展赋能,从而推动乡村振兴,为实现农民增收、农村共同富裕提供新的驱动力。其中,产业振兴是乡村全面振兴的基础和关键支撑,产业兴旺是解决农村一切问题的前提。乡村产业振兴带来产业结构高级化合理化,促进农村产业多元发展和三产融合发展,衍生大量创业机会和就业机会、增加农民分享产业发展收益的机会,构成了农民收入增长的核心因素。因此,本文从产业振兴视角,探讨数字乡村建设带动农民增收的理论逻辑。具体到微观层面,一方面,数字乡村建设通过丰富乡村产业种类、带动乡村产业协同发展,扩大乡村产业规模;另一方面,数字乡村建设有助于优化乡村要素资源配置,增强乡村产业要素活力,激发产业振兴内生动力。

第一,数字乡村建设可以扩大乡村产业规模,增加乡村创业和就业机会。首先,现代信息技术在农业领域应用,将数据要素作为新的生产要素纳入生产函数,不仅直接推动种植业、畜牧业、渔业等领域数字化转型,提升传统农业生产效率,而且打破了乡村发展的时间和空间限制,拓展了乡村生产可能性边界,使乡村产业振兴不再局限于农业技术进步和农业内部结构调整。数字乡村建设加速了数字技术与乡村特色产业、优势产业结合,催生了许多新产业、新业态,丰富了乡村产业种类。例如在数字赋能下,乡村电商成为乡村创业的新发力点。建设现代物流服务网点极大畅通了销售渠道,开发智能化、数字化的电子商务平台,加快了特色农产品供给信息与消费者需求信息有效对接,提高了乡村电商发展效率,吸引外出务工者返乡下乡创业。其他新业态在数字乡村建设下加速涌现,如乡村旅游依托乡村自然风光或特色农产品向“观光旅

① 资料来源:第53次《中国互联网络发展状况统计报告》。

② 资料来源:中国信息通信研究院、中国人民大学农业与农村发展学院《中国数字乡村发展报告》。

③ 资料来源:《中国数字乡村发展报告(2022年)》。

④ 资料来源:商务部电子商务和信息化司《2023年中国网络零售市场发展报告》。

游”“休闲农业”“文创农业”拓展。其次,由于乡村产业链涉及各经营主体之间分工协作和信息互通,传统农业经营具有小规模 and 分散化特征,导致乡村产业协同发展面临信息约束。数字乡村建设加速信息资源涌入乡村,尤其是数字赋能下的乡村治理,利用现代信息技术和数据要素打造出日趋完善的农村市场信息服务体系(万建香和汪亮,2024),有利于增强农民信息资本,降低产业信息门槛和信息成本,消除产业链上各经营主体之间的信息壁垒,从而提升乡村一二三产业空间协同和分工合作的宽度、深度,有助于改变农村产业结构单一、农产品深加工不足等不利局面,推动农村三产融合发展。例如,通过乡村电商带动仓储、包装、物流、销售等细分环节发展,利用休闲农业和乡村旅游等资源带动当地交通、住宿、餐饮、购物等配套产业完善,促进乡村产业链由农业向工业、服务业延伸。数字乡村建设不仅有助于提高农产品生产和销售效率,提升农业收入,而且乡村产业种类增加直接衍生出更多的创业和就业机会,产业协同发展将更多农户卷入分工经济中,增加了对农户生产要素的投入需求,从而拓宽农民增收渠道,推动农户非农收入增长。

第二,数字乡村建设有助于优化乡村要素资源配置,增加农民分享产业发展收益的机会。伴随着工业化和城市化进程,乡村社会资源、人口等经济发展要素向城市集聚,呈现“都市过密”“乡村过疏”的特征,乡村内生发展动力不断弱化。内源式发展是乡村产业振兴的必由之路,通过要素资源的分配使农村地区产生内生动力,从而建立起乡村产业内生性增长的可持续发展体系(李卓和董彦峰,2023)。数字乡村建设在优化乡村要素资源配置中发挥了引导作用和保障作用,吸引农民在乡村产业中合理配置劳动力、土地、资金等要素,不仅有助于激发产业振兴内生动力,还更进一步加强了农民和乡村产业之间的联系,从而增加农民分享产业发展收益的机会。从引导作用来看,依托现代信息技术和数据要素,乡村产业实现扩张与融合,从而释放乡村市场活力、优化乡村就业环境,有利于鼓励乡村本地就业、缓解农村劳动力流失,为推进乡村产业振兴培育内生动力。此外,数字普惠金融是数字乡村发挥引导作用的又一途径。我国农村部门正规信贷配给制度不完善,农户在生产生活中长期面临严重的金融约束。数字普惠金融降低了农户获得信贷资金的成本,提高了金融机构的服务效率(傅秋子和黄益平,2018),促进资金要素向农村流动,缓解农户创业和乡村产业发展的资金约束。从保障作用来看,数字乡村建设通过数字治理为要素配置提供制度保障。一方面,数字治理依托农村市场信息服务体系,观测和挖掘村民个性化要素配置需求,如办厂创业、发展土地规模经营等,合理对接供给端与需求端(万建香和汪亮,2024),为农民创业或土地流转提供精准化政策支持和高效化交易服务;另一方面,数字治理不仅能增强农民个人的信息资本,还有助于重塑互动公共空间形态(林海等,2023),通过调动村民的主体性,破解乡村中“自治缺失”“精英俘获”等现象,弱化要素资源配置的制度障碍。此外,乡村生活环境是要素资源尤其是劳动力要素决定流向乡村的重要考虑因素。在乡村生活数字化发展中,文娱、健康、教育、消费、便民等多个领域实现了信息化、智能化管理,加速了文化数字资源、城市优势医疗教育等资源进入乡村,为农村居民生活提供了极大便利,提高了乡村公共服务的质量和配置效率,为乡村就业劳动力提供高水平的生活保障,增强乡村产业振兴内生动力的可持续性。农民收入由其可配置的要素数量和要素价格共同决定。当不考虑要素价格变动时,合理配置要素资源成为实现收入增长的唯一渠道。提振乡村产业内生动力有赖于优化乡村要素资源配置,数字乡村建设吸引了劳动力、资金等生产要素向乡村流动,提高了土地流转的效率,农民个体与乡村产业之间的联系变得更加密切,增加了农民分享产业发展收益的机会,更有概率通过加入乡村产业实现农户收入提升。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

构建基准回归模型如下：

$$Income_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_j + \alpha_3 X + \mu_p + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中  $Income_{ij}$  表示第  $j$  个县家庭  $i$  在 2019 年收入情况。 $Digital_j$  为核心解释变量，表示 2019 年区县  $j$  的数字乡村建设水平。 $X$  表示一系列控制变量，包括户主特征、家庭特征、地区特征等变量。 $\mu_p$  表示省份固定效应， $\varepsilon_{ij}$  代表随机扰动项。此外，由于分析的是县域层面的数字乡村建设对微观农户收入的影响，为避免地区内部个体之间的相关性对模型估计结果的影响，故采用聚类到县级层面的稳健标准误。

#### (二)数据来源

本文数据主要来自于 2020 年中国乡村振兴调查 (CRRS) 数据库、县域数字乡村指数 (北京大学新农村发展研究院, 2022) 以及各地统计年鉴。CRRS 数据库由中国社会科学院农村发展研究所建设，样本覆盖东中西和东北部地区的 10 个省份，使用分层抽样和随机抽样相结合的方法确定最终被调查的 3833 户样本农户。调查问卷涉及农村人口特征、农户生产生活情况、村庄产业、乡村治理等多个方面，为研究乡村问题提供了独特视角。剔除无效问卷和相关变量存在缺失值的样本后，得到 3066 个家户样本。<sup>②</sup> 县域数字乡村建设水平来自北京大学新农村发展研究院发布的《县域数字乡村指数 (2019)》，该指数由北京大学新农村发展研究院和阿里研究院通过采用阿里集团的各类互联网数据和各类统计年鉴数据共同编制，用于刻画中国县域数字乡村的发展情况，具体包括数字乡村总指数、四个一级指标 (乡村数字基础设施指数、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) 及 12 个二级指标，测算获得全国 1805 个县级单位 (含县级市、自治县等，但不包含市辖区或特区) 的数字乡村指数。CRRS 样本包括 51 个样本县，县域数字乡村指数提供了其中 46 个样本县的数字乡村建设情况，<sup>③</sup> 覆盖率达到 90.2%，具体到家户样本，覆盖率达到 88.4%，CRRS 与县域数字乡村指数合并数据具有较强代表性。

#### (三)变量说明与描述性统计

1. 被解释变量：农户人均收入。根据 CRRS2020 农户问卷，农户收入包括扣除经营成本的农业经营性收入、非农经营收入、工资性收入、各类财产性收入、转移性收入。将各类收入加总计算得到农户总收入，进一步计算农户人均收入并取对数纳入回归模型。

2. 解释变量：数字乡村指数。本文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 (2019)》衡量数字乡村建设水平，并对该指数进行 Z-Score 标准化处理。数字乡村建设由政府主导，但是政府建设投入程度难以直接衡量，县域数字乡村指数提供了县域层面数字乡村发展情况，为数字乡村建设水平提供了间接衡量方式。该指数立足国家战略和社会发展对数字乡村建设的需求，从赋能乡村发展的数字基础设施、经济数字化、生活数字化、治理数字化四个维

① 大多数“惠民惠农财政补贴政策清单”由省财政厅、农业农村厅、民政厅等部门制定下发，不同省份之间项目及补贴标准存在很大差异，而市县两级调整项目种类极少。例如，湖南省对脱贫人口的外出就业交通补助最多 400 元，而贵州省相似政策最多补助 1000 元；就省内来看，2024 年湖南省的省级补贴共 91 条，邵阳市新邵县 89 条政策中有 84 条来自省级，仅 5 条为县级补贴。省级惠农政策覆盖面广，支出力度大，对全省有比较统一的影响。

② 其中，来自东部地区 (浙江省、山东省、广东省) 样本有 834 个，来自中部地区 (安徽省、河南省) 样本有 659 个，来自西部地区 (四川省、贵州省、陕西省、宁夏回族自治区) 样本有 1245 个，来自东北地区 (黑龙江省) 样本有 328 个。

③ 县域数字乡村指数缺失的县样本分别为：贵州省铜仁市万山区、广东省肇庆市鼎湖区、四川省成都市郫都区、宁夏回族自治区石嘴山市惠农区、广东省惠州市惠阳区。

度构建评价体系,与现有政策文件对数字乡村建设的战略部署有较高一致性。具体而言,数字乡村指数基于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,以县域为微观单元,采用对数型功效函数法进行标准化处理,自下往上合成具体指标,采用专家评分法确定乡村数字基础设施指数权重为27%,乡村经济数字化指数权重为40%,乡村治理数字化指数权重为14%,乡村生活数字化指数为19%,将各层分指数加权汇总得到综合指数。该指数取值在0~100之间,从表1描述性统计来看,全国不同地区数字乡村建设水平差异明显。

表1 变量定义及描述性统计

| 变量       | 衡量方法                       | 均值    | 标准差   |
|----------|----------------------------|-------|-------|
| 农户人均收入   | 农户总收入除以农户人口数量(元),并取对数      | 9.335 | 1.120 |
| 数字乡村指数   | 县域数字乡村指数(原值)               | 56.00 | 12.25 |
| 户主性别     | 户主为男性取1,为女性取0              | 0.933 | 0.251 |
| 户主年龄     | 根据户主出生年份计算得到               | 56.15 | 11.24 |
| 户主受教育年限  | 根据受教育程度确定(取值0—16)          | 7.750 | 3.278 |
| 户主婚姻状况   | 户主已婚取1,否则取0                | 0.918 | 0.275 |
| 户主政治面貌   | 户主是中共党员取1,否则取0             | 0.232 | 0.422 |
| 家庭规模     | 通过家庭人口数衡量                  | 4.020 | 1.585 |
| 家庭抚养比    | 家庭中16岁以下少儿和60岁以上老年人占比      | 0.389 | 0.327 |
| 家庭社会资本   | 使用可以借到钱的亲戚朋友数量衡量           | 6.785 | 9.448 |
| 家庭土地规模   | 家庭人均经营土地面积(亩/人),并+1取对数     | 1.073 | 1.069 |
| 村庄土地规模   | 村庄人均土地面积(亩/人),并取对数         | 1.707 | 1.264 |
| 村庄交通状况   | 村与组之间的道路是否是硬化道路            | 0.939 | 0.240 |
| 地区经济水平   | 区县2019年GDP(万元),并取对数        | 14.37 | 0.893 |
| 地区固定资产投资 | 区县2019年地区固定资产投资金额(万元),并取对数 | 14.21 | 1.208 |

3. 控制变量。参考已有文献,从户主特征、家庭特征和地区特征三个层面选择控制变量。户主特征包括户主性别、年龄、受教育年限、婚姻状况、政治面貌。家庭特征包括家庭规模、家庭抚养比、家庭社会资本、家庭土地规模。地区特征包括村庄土地规模、村庄交通状况、地区经济水平和地区固定资产投资。各变量具体衡量方法和描述统计结果见表1。

四、实证结果及分析

(一)基准回归结果

表2汇报了农户人均收入对数字乡村指数的回归结果。第(1)列仅控制地区固定效应,数字乡村指数的估计系数为0.116且在10%的水平上显著为正。第(2)–(4)列依次加入户主特征、家庭特征和地区特征,结果表明无论采用何种控制方式,数字乡村指数对农户收入的估计系数均具有较强的统计显著性。<sup>①</sup>在第(4)列加入了所有控制变量时,数字乡村指数的估计系数为0.198,说明在其他条件不变的情况下,数字乡村指数相对于均值每增加1个标准差,农户家庭人均收入将提高19.8%,验证了数字乡村建设对农户收入的提升作用。进一步,本文根据收益成本分析框架估计了数字乡村建设的成本和收益。将表2第(4)列估计结果与样本县2018年经

<sup>①</sup> 加入更多控制变量后,回归系数反而变大,可能原因是回归存在“向下偏误”,即原本未加入的部分控制变量可能与核心解释变量负相关,导致未加入控制变量时核心解释变量的系数被低估,低估结果可视为一个保守的估计结果(伍德里奇,2018)。

济和人口规模结合,大致估算出得到数字乡村建设平均为每个县带来128 832.9万元的收益。<sup>①</sup>样本县2018年平均财政支出为438 209.9万元,考虑到2019年各地区财政支出中涉农支出占比平均水平为12.08%,<sup>②</sup>数字乡村建设收益远超涉农财政投入,因此数字乡村建设经济意义十分显著。

表2 基准回归结果

|                | (1)            | (2)             | (3)               | (4)               |
|----------------|----------------|-----------------|-------------------|-------------------|
|                | 农户人均收入         | 农户人均收入          | 农户人均收入            | 农户人均收入            |
| 数字乡村指数         | 0.116*(0.0670) | 0.141**(0.0542) | 0.176*** (0.0584) | 0.198*** (0.0721) |
| 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                |
| 样本量            | 3 337          | 3 325           | 3 098             | 3 066             |
| R <sup>2</sup> | 0.065          | 0.125           | 0.168             | 0.173             |

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。下同。

### (二)稳健性检验<sup>③</sup>

为了保证基准回归结果的稳健性,本文从以下几个方面进行检验:第一,替换被解释变量。参考姚健和臧旭恒(2022)的做法,将农户人均收入按照成人等值规模进行校准,使用农户总收入除以农户劳动力数量计算得到的农户劳动人均收入代替原被解释变量。第二,替换解释变量。考虑数字乡村建设效果的渐进性,使用CRRS调查年度2019年前一年即2018年各县域数字乡村指数代替原有解释变量。第三,剔除东部地区样本和外出务工的家庭样本。第四,排除脱贫攻坚政策干扰。参考周彬等(2024)的思路,剔除了“曾经为贫困村”的村庄样本和来自2014年国务院调整的832个贫困县样本重新进行回归分析。上述稳健性检验与基准回归结果保持一致,验证了本文结论的可靠性。

### (三)内生性处理

1. 工具变量法。为了缓解可能存在的内生性问题,例如忽略传统文化观念、农民素养等难以观测因素导致遗漏变量问题,农民收入增加提高了互联网产业活跃度,造成反向因果问题,在“阿里系”业务较薄弱地区使用非“阿里系”互联网产品,使得数字乡村指数存在低估,本文参考杨刚强等(2023)的做法,基于微博平台和公司官方信息,整理各区县截至2019年开通微博的公司数量,计算各区县每百万人开通微博公司数量(2019年开通微博的公司数量/2019年人口数量)作为数字乡村建设的工具变量。数字乡村建设与互联网发展相辅相成,从相关性来看,开通微博企业数量不仅反映了地区互联网接入水平,还体现了该地区在发展经济中利用数据信息资源服务生产、生活和社会治理的水平,与数字乡村的内涵一致。从外生性来看,工具变量代表的是各地区尤其是城市使用互联网技术发展经济的水平,关注的主体是城市企业,而非直接与农民相关的群体或组织,因此,并不会直接影响农民收入。理论上满足工具变量与残差项无关的要求,符合“排他性”假定。

工具变量估计结果如表3所示。表3第(1)列展示了农户人均收入对工具变量的简约式估计结果,工具变量估计值异于0,且具有统计显著性,表明当控制其他条件不变时,地区每百万人开通微博企业数量增加1%,农户人均收入相应提升16.2%。为了检验工具变量的排他性,本文使用第一阶段为零(Zero-first-stage)方法(Bound和Jaeger, 2000)进行验证。这一检验旨在寻

① 参考王奇等(2021),数字乡村建设平均收益=[ $\sum_i$ 样本县<sub>*i*</sub>2018年农村人均收入×样本县<sub>*i*</sub>2018年农村人口×19.8%]/CRRS样本县数量。

② 资料来源:各省统计局。

③ 受篇幅限制,稳健性检验结果备索。

找一个内生解释变量水平不受工具变量影响的子样本,即 LATE 框架下的 Never-Takers。如果工具变量满足排他性要求,可以推测,对于这部分子样本,在被解释变量对工具变量的简约式估计中,工具变量回归系数应当不显著。本文选择村庄地势属于山区的样本作为第一阶段为零(Zero-first-stage)检验的子样本,开通微博企业数量体现了地区尤其是城市的互联网建设和利用水平,地形阻碍会增加互联网基础设施建设难度和经济发展成本,不利于技术、信息、数据等要素从城市向乡村流动,因此山区的数字乡村建设水平与地区开通微博企业数量关联性不大,满足第一阶段为零(Zero-first-stage)检验选择子样本的要求。表 3 第(2)列汇报了山区子样本工具变量的简约式估计结果,由于地理条件限制,地区开通微博企业数量对农户收入不存在显著影响,支持了工具变量“排他性”假设。

表 3 工具变量回归结果

|                                | 简约式估计             | Zero-first-stage Test | 2SLS              |                  |
|--------------------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|------------------|
|                                | (1)               | (2)                   | (3)               | (4)              |
|                                | 农户人均收入            | 农户人均收入                | 第一阶段              | 第二阶段             |
| 每百万人开通微博企业数量(对数)               | 0.162*** (0.0316) | -0.128 (0.0944)       | 0.241*** (0.0589) |                  |
| 数字乡村指数                         |                   |                       |                   | 0.672** (0.1993) |
| 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               |
| Kleibergen-Paapr k LM 统计量及 P 值 |                   |                       | 10.162*** (0.001) |                  |
| Cragg-Donald Wald F 统计量        |                   |                       | 706.849           |                  |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量  |                   |                       | 16.766            |                  |
| 样本量                            | 2989              | 1058                  | 2989              |                  |
| R <sup>2</sup>                 | 0.179             | 0.142                 | 0.156             |                  |

注:工具变量一阶段回归的 Stock-Yogo 弱识别检验在 10% 水平上的临界值为 16.38。

表 3 中第(3)列展示了第一阶段回归结果,人均开通微博企业数量越多,数字乡村建设水平越高,Kleibergen-Paapr k LM 统计量的 P 值为 0.01,具有统计显著性,Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量超过了 Stock-Yogo 弱识别检验在 10% 水平上的临界值,拒绝了存在弱工具变量问题的原假设,该工具变量的识别不足问题和弱工具变量问题相对较轻。第(4)列为第二阶段回归结果,数字乡村指数系数显著为正,借助工具变量对基准模型校准后,本文的研究结论依然稳健。但是与基准结果相比,工具变量估计出的核心解释变量系数有较大增长,这是因为工具变量法存在局部平均处理效应,使用开通微博企业数量估计了“依从者(Compliers)”的处理效应,导致工具变量估计结果高于基准结果。

2. 遗漏变量程度检验。由于本文使用截面数据,仍不可避免存在一些不可观测因素对估计结果产生潜在影响。本文借鉴 Oster(2019)评估遗漏变量重要性的思路来检验潜在不可观测变量对估计结果的影响。该方法本质上利用可观测变量与解释变量的相关性来估计不可观测变量的影响。纠正偏误后,核心解释变量系数的一致估计 $\beta^*$ 为:

$$\beta^* \approx \beta - \delta (\hat{\beta} - \beta) \frac{R_{\max} - R}{R - \hat{R}} \quad (2)$$

结合本文模型, $\hat{\beta}$ 表示在农户收入仅对数字乡村指数回归的模型中,数字乡村指数的估计系数, $\hat{R}$ 为该模型的拟合优度。 $\beta$ 为数字乡村指数和各类控制变量同时纳入回归模型中,数字乡村指数的估计系数, $R$ 为该模型的拟合优度。 $\beta^*$ 的估计结果依赖于 $R_{\max}$ 和 $\delta$ 的设定。 $R_{\max}$ 表示遗漏变量在能够被观测时最大的回归拟合优度, $\delta$ 表示选择比例,代表可观测变量与被解释变量的相

关性和不可观测变量与被解释变量的相关性的强弱。根据 Oster(2019), 当  $R_{max}=1.3R$ 、 $\delta=1$  时,  $\beta^*$  的取值在基准回归结果的 95% 置信区间内, 或者当  $R_{max}=1.3R$ 、 $\beta^*=0$  时,  $|\delta|$  取值大于 1, 则基准回归结果不存在严重的遗漏变量问题。由表 4 可知, 本文  $\beta^*=0.2378$ , 位于 95% 的置信区间 (0.0530, 0.3434), 且  $|\delta|=5.01>1$ , 基准回归结果通过了 Oster 两种方法的检验, 表明即使存在不可观测的遗漏变量, 遗漏变量也不会导致基准回归结果存在严重偏误, 证实了数字乡村建设提升农户收入的结论是稳健的。

表 4 遗漏变量检验结果(Oster 方法)

| 检验方法 | 判断标准                           | 实际估算结果 | 是否通过检验 |
|------|--------------------------------|--------|--------|
| 方法一  | $\beta^* \in (0.0530, 0.3434)$ | 0.2378 | 是      |
| 方法二  | $ \delta >1$                   | 5.01   | 是      |

## 五、机制检验:乡村产业振兴视角

### (一)乡村产业规模扩大

数字乡村建设带来互联网等数字技术与农村生产生活实践融合,催生了如乡村电商、乡村旅游等一系列新产业、新业态,丰富乡村产业种类,促进乡村产业协同发展。乡村产业规模扩大不仅直接吸引农民创业,而且间接创造更多就业岗位,使农村劳动力就业呈现“本地化”和“非农化”趋势,以产业振兴带动农户增收致富。本文通过匹配 CRRS 村庄数据和县域数字乡村指数,首先从产业规模视角讨论数字乡村建设与产业振兴的关系。具体而言,本文使用“本村个体工商户占总户数百分比”“本村是否发展电商”“本村是否发展乡村旅游”代表乡村产业发展情况,回归结果如表 5 所示。第(1)列考察了数字乡村建设对乡村工商业发展的整体影响,数字乡村指数的估计系数显著为正,数字乡村建设提高了村庄中个体工商户比例,第(2)列和第(3)列结果表明数字乡村建设有助于扩大村庄电商发展规模,显著提高了村庄发展乡村旅游业的概率,验证了数字乡村建设对以乡村电商、乡村旅游为代表的新产业、新业态的积极作用。乡村产业规模扩大衍生大量创业和就业机会,数字红利吸引了更多农户参与乡村产业,有助于发挥乡村产业振兴带动农民增收的作用。

表 5 机制检验:乡村产业规模扩大

|                | (1)            | (2)            | (3)            |
|----------------|----------------|----------------|----------------|
|                | 村庄个体工商户比例      | 村庄是否发展电商       | 村庄是否发展乡村旅游     |
| 数字乡村指数         | 1.126*(0.6687) | 0.129*(0.0754) | 0.088*(0.0489) |
| 控制变量           | 控制             | 控制             | 控制             |
| 地区固定效应         | 控制             | 控制             | 控制             |
| 样本量            | 262            | 263            | 263            |
| $R^2$ /伪 $R^2$ | 0.211          | 0.127          | 0.223          |

注:控制变量包括一系列村庄层面控制变量:是否属于郊区、村支书学历、村庄市场环境、曾经是否为贫困村、贫困户占比、山区地形、快递便捷程度、村庄生活环境、村庄土地面积、村庄交通情况、地区经济水平和地区固定资产投资。第(2)(3)列使用Probit模型,系数为计算的边际效应,下同。

### (二)乡村要素资源配置优化

数字乡村建设在乡村要素资源配置中发挥了引导作用和保障作用,吸引更多要素资源向农村流动,激发乡村产业振兴内生动力,并且增加了农民分享产业发展收益的机会。因此,本文从乡村要素资源配置角度讨论了数字乡村建设对产业振兴的积极影响,检验了数字化背景下劳动

力、土地和资金要素配置情况。本文首先利用“农户是否参与非农经营”变量考察农户家庭要素在乡村产业的整体配置情况,从表6第(1)列可以发现,数字乡村指数的系数显著为正,数字乡村建设水平越高,农户从事非农经营的概率越高,农户更有可能在乡村产业尤其是非农产业中投入生产要素。人力资本是家庭做出最优生产要素配置决策的重要组成部分,参与乡村本地就业是分享发展成果的直接渠道。本文利用“劳动力个体是否在本乡镇就业”变量代表乡村劳动力要素配置情况,表6第(2)列结果表明数字乡村建设提高了农户家庭劳动力在本地就业的概率,表6第(3)列结果显示,从村庄层面来看,数字乡村建设每提升1个标准差,本村劳动力外出务工比例<sup>①</sup>下降8.34%,数字乡村建设对农村劳动力本地就业、回乡务工有促进作用。土地是农民拥有的最重要的禀赋资源,表6第(4)列结果表明数字乡村建设加速了农户转出土地,家庭生产经营减少了对土地的依赖,逐步走向“非农化”和“产业化”。资金约束是制约乡村产业发展和农民收入增长的关键堵点。由于正规信贷仍是农村金融市场的主体,因此本文讨论的资金要素限于银行信贷资金。表7第(1)列将样本限制在2019年有生产性融资需求的农户,估计系数表明数字乡村建设没有提高农户获得生产性信贷的概率,<sup>②</sup>第(2)列进一步将样本限制在2019年获得生产性信贷的农户,结果显示数字乡村建设对生产性信贷额度没有显著影响。表7第(3)列和第(4)列对生活性信贷的考察结果类似。可见,数字乡村建设对缓解农户生产生活信贷约束的作用有限。这是因为农村金融机构承担一定政策性功能,为了规避风险更有动机减少资金流向不确定性更高的领域(傅秋子和黄益平,2018)。综上,可以发现,数字乡村建设主要通过影响农户家庭对劳动力和土地要素的配置,提高了参与乡村产业的深度,不仅进一步带动乡村产业振兴,而且强化了农户与乡村产业之间的联系,为农户带来更多分享产业发展收益的机会。

表6 机制分析:家庭要素资源配置优化 I

|                                 | (1)            | (2)               | (3)                | (4)            |
|---------------------------------|----------------|-------------------|--------------------|----------------|
|                                 | 农户参与非农经营       | 个体是否本乡镇就业         | 本村劳动力外出务工比例        | 农户转出土地         |
| 数字乡村指数                          | 0.032*(0.0184) | 0.039*** (0.0143) | -8.093*** (2.9608) | 0.018*(0.0091) |
| 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             |
| 样本量                             | 3105           | 12345             | 256                | 3038           |
| R <sup>2</sup> /伪R <sup>2</sup> | 0.088          | 0.151             | 0.205              | 0.049          |

注:第(3)列为村庄层面的佐证回归,控制变量与表5一致。

表7 机制分析:家庭要素资源配置优化 II

|                                 | (1)           | (2)            | (3)           | (4)            |
|---------------------------------|---------------|----------------|---------------|----------------|
|                                 | 是否获得生产性信贷     | 生产性信贷额度        | 是否获得生活性信贷     | 生活性信贷额度        |
| 数字乡村指数                          | 0.026(0.0928) | -0.091(0.2422) | 0.013(0.0364) | -0.131(0.3415) |
| 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             |
| 样本量                             | 629           | 311            | 567           | 107            |
| R <sup>2</sup> /伪R <sup>2</sup> | 0.114         | 0.217          | 0.113         | 0.040          |

① 本村劳动力外出务工比例是常年外出务工的劳动力人数与全村劳动力人数之比。

② 根据CRRS农户问卷对贷款用途的询问,本文将贷款用于“购买农资、支付土地、厂房、棚圈租金、支付雇工和外包劳务的人工费、收购农产品、修建大棚仓库、购买农机设备、非农经营日常周转”视为生产性贷款,贷款用于“日常消费、教育、医疗、修建住房或买房”视为消费性贷款。

## 六、进一步分析<sup>①</sup>

为进一步佐证数字乡村建设主要通过推动乡村产业振兴实现农户增收,本文从农户收入结构和经营类型,考察数字乡村建设对农户收入的差异化影响,并基于数字鸿沟视角,探讨了面对不同层级数字鸿沟时,数字乡村的增收作用会有何种差异。

### (一)农户收入结构

农户收入由经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入共同组成。按照农户收入分类,本文讨论了数字乡村建设对农户收入结构的影响。<sup>②</sup>根据回归结果,对人均农业经营收入的估计中,数字乡村指数系数为负,但是统计上不显著,这说明数字乡村建设总体上对农业经营收入的作用效果并不明确,由于农业收入与土地资源高度相关,本文尝试从农户土地流转角度解释数字乡村建设对农业经营收入的影响结果。具体而言,参考已有研究(杜鑫和张贵友, 2022),将农户土地流转类型分为土地转出、土地转入和未参与流转三种情况,分别考察不同流转类型下数字乡村建设对农业经营收入的影响。结果显示,数字乡村建设对不同土地流转类型的农户农业收入存在差异化作用。土地转出的农户对土地的经济依赖减少,数字技术在农业生产领域的应用对这类农户的农业经营收入不存在明显作用。对于转入土地的农户,更有概率在农业生产中利用数字技术发展农业专业化和规模化经营,从而获得农业经营收入提升。从经济显著性来看,数字乡村建设每提高一个标准差,转入土地农户的农业收入实现了翻倍增长。对于未参与土地流转的农户,家庭土地经营规模更小,农业生产主要为了自给自足,受农业数字化影响不大,同时也更有概率将家庭生产要素配置到非农领域获得非农经营收入或工资性收入,进一步挤压了农业投入,导致人均农业经营收入下降。数字乡村建设对土地转入农户和未参与流转农户的人均农业经营收入作用方向相反,导致全样本中数字乡村对农业经营收入的影响不再明显。对其他类型收入考察结果表明,数字乡村建设主要为农户带来非农经营收入和工资性收入增加,对人均财产性收入有提升作用但是并不显著,进一步验证了数字乡村建设通过推动乡村产业振兴,实现农户收入增长的作用渠道。虽然农户财产性收入来源包括土地转出、资产收益、房屋出租、金融理财等多种渠道,但是土地流转是农户财产性收入的主要来源。由于耕地面积有限、土地流转市场发育不完善、土地价值难以有效衡量(杜鑫和张贵友, 2022),土地租金水平较低。因此,通过转出土地获得财产性收入对提升农户收入的贡献不大。

### (二)农户经营类型

不同经营类型的农户有着不同的配置家庭要素资源的偏好,受数字乡村建设的影响也会存在差异。本文参考已有研究(廖洪乐, 2012),按照农业生产收入占比将农户划分为纯农户(农业生产收入占家庭生产性收入<sup>③</sup>80%以上)、兼业Ⅰ户(农业生产收入占家庭生产性收入50%~80%)、兼业Ⅱ户(农业生产收入占家庭生产性收入20%~50%)和纯非农户(农业生产收入占家庭生产性收入20%以下)四类,考察数字乡村建设对不同经营类型农户的异质性影响。根据回归结果,数字乡村建设对纯农户和纯非农户的收入有明显积极作用,对两类兼业户的收入改善作用并不显著。这是因为,数字乡村建设加速了农业生产技术数字化转型、拓宽农产品销售渠道,对于家庭经济依赖土地的纯农户而言,数字乡村建设的增收效果更加明显。纯非农户生计主要依赖自营创业或者雇工就业,数字乡村建设背景下乡村产业振兴衍生出更多创业、就业机

① 受篇幅限制,回归结果未予展示,留存备索。

② 由于农户转移性收入主要来自最低生活保障金、养老金等政策补贴,与数字乡村建设关联不大,因此该部分不考虑转移性收入。

③ 家庭生产性收入为家庭经营性收入和家庭工资性收入之和。

会,纯非农户更有概率加入产业发展中。但是对于两类兼业户,却没有从数字乡村建设中实现收入提升,反映了这两类农户从乡村产业发展获益机会有限。兼业Ⅰ户采取“以农为主、农闲时务工”的兼业形式,不仅难以加入农业的专业化规模化经营,而且务工时间较短,从乡村本地产业或者外出务工实现收入增长较为困难。从兼业Ⅱ户的样本特征来看,有67.4%的农户选择外出务工,数字乡村建设的增收效果适用于农村就业场景下,导致对兼业Ⅱ户的收入没有表现出积极影响。

### (三)数字鸿沟

数字鸿沟会影响数字乡村建设效果的普惠性,对不同群体增收作用的差异将导致乡村内部收入差距拉大。数字鸿沟可被分为三级,一级数字鸿沟被称为“接入沟”,即互联网是否接入的差异;二级数字鸿沟被称为“运用沟”,具体表现为个体数字技能熟练程度不同和数字技能应用存在差异;在一、二级数字鸿沟基础上,不同群体由于收入结构和所处的社会分层不同,以教育、收入、财富等为表征的社会经济地位很大程度决定了个体数字技能和互联网使用方面的差异,较高阶层的群体更容易从数字化发展中获益,由此产生“三级数字鸿沟”。CRRS问卷询问了农户关于网络接入和互联网应用的相关信息,本文使用农户家庭是否有上网设备衡量的家庭网络接入情况,作为一级数字鸿沟标准,将“能否通过手机或网络及时获取相关信息”和“是否参与互联网社群交流”的询问结果作为二级数字鸿沟标准,最后,本文使用家庭人均存款金额衡量家庭财富水平,使用家庭中是否有教育年限大于等于12年的成员衡量家庭人力资本水平,与数字乡村指数交互后纳入回归模型,检验数字鸿沟的影响。根据回归结果,对于接入网络的家庭,数字乡村的增收作用更加明显,数字乡村建设效果受到一级数字鸿沟影响。虽然在我国“宽带中国”“电信普遍服务试点”等网络基础设施政策影响下,农村互联网普及率大大提高,但是CRRS样本家庭中仍有接近20%的农户不接触互联网。熟练使用互联网对收入有正向影响,交互项结果表明数字乡村背景下,互联网应用能力的作用凸显。这可能是因为受数字乡村建设影响,互联网在乡村产业中扮演着越来越重要的角色,如乡村电商、智慧农业等,熟悉互联网的农户更容易融入这些新产业,从而获得更多数字红利。家庭财富水平和人力资本水平都是影响收入的重要因素,但是在数字乡村建设背景下却产生不同作用,财富水平并不会显著提高农户从数字乡村建设中获益程度,而人力资本越高的家庭更有可能从数字乡村建设中实现收入提升。这可能是因为财富水平较高的家庭已经形成了稳定的高收入来源,再受数字乡村建设影响参与乡村产业的可能性较低,但是高人力资本家庭具有更强的互联网应用能力,更有可能参与数字技术主导的乡村新产业。综合来看,数字乡村建设效果的普惠性有待提高,数字鸿沟使得弱势农户从数字乡村建设中获益有限,可能导致乡村内部收入差距拉大。

## 七、结论与启示

数字乡村是农业高质量发展的着力点。加快数字乡村建设是促进农民收入增长、缩小城乡收入差距、实现共同富裕的有效途径。本文基于2020年中国乡村振兴调查(CRRS)数据库与县域数字乡村指数的匹配数据,通过实证研究发现数字乡村建设有明显的增收作用,数字乡村建设每提高一个标准差,农户家庭人均收入提高19.8%。为保证结论的可靠性,采用替换变量衡量方法、剔除来自东部地区样本、剔除家庭有劳动力外出务工的样本、排除脱贫攻坚政策影响,并进一步采用工具变量法和遗漏变量程度检验等方法处理内生性后,结果与基准回归基本一致。在对影响机制的讨论中,本文从乡村产业规模扩大和乡村要素资源配置优化等微观角度验证了乡村产业振兴的机制作用,发现数字乡村建设不仅直接增加了村庄个体工商户比例、提高了发

展乡村电商和乡村旅游的概率,壮大了乡村产业规模,还吸引了劳动力向乡村流动,提高了土地流转的概率,优化了乡村要素资源配置,这些因素共同推动乡村产业振兴,带动农户收入提升。进一步,本文基于收入结构视角,实证发现数字乡村建设主要通过增加农户非农收入实现增收,验证了数字乡村建设通过推动乡村产业振兴拓宽了农户增收渠道。最后,本文从农户经营类型和数字鸿沟视角,讨论了数字乡村增收作用的差异性,发现纯非农户和纯农户更易从数字乡村建设中获益,而数字鸿沟的存在会降低数字乡村建设的普惠性。

本文的研究结论对于完善数字乡村建设、拓展农户增收渠道、解决“三农”问题有一定政策启示。第一,加强乡村数字基础设施建设力度,补齐数字基础设施短板,在推进乡村宽带、移动互联网、5G通信基站、数据服务中心等新型基础设施建设工程的同时,结合农村经营主体的需求特征,开发定制化资费套餐,降低农民信息成本,提高农户网络接入水平。第二,数字乡村建设应聚焦乡村产业数字化,加速乡村三产融合,推动乡村产业振兴。一方面,利用物联网、大数据、区块链、5G通信、人工智能等现代信息技术实现农业数字化、智能化、精准化生产,提高农产品生产效率;另一方面,进一步提高数字技术、数据要素向乡村服务业、工业的渗透程度,将数字乡村建设与本地农业农村特色相结合,培育乡村新产业新业态,延伸乡村产业链,加快乡村产业数字化转型,带动乡村产业规模化发展、数字化发展。第三,数字乡村建设中应突出产业要素的协同配置,发挥数字乡村对要素资源的引导作用和保障作用,推动数据要素为乡村产业链各环节持续赋能,以数字技术引导土地、劳动力、资金等传统要素在农村自由流动,完善资源在城乡间双向流动机制。要加快推进乡村数字金融建设,降低金融准入门槛,提高资金流动效率。第四,将乡村数字化从产业数字化向乡村治理、生活数字化拓展,加快宜居宜业美丽乡村建设。首先,依托大数据资源,建立乡村数字治理体系,融合基层政务、农村党建、公共事务等治理模块,为农民生活办事、了解政策、流转土地、就业创业提供一站式便民化服务,推动乡村治理体系和治理能力现代化。其次,在数字乡村建设中坚持农民主体地位,通过组织数字知识宣传、数字技能培训和制定个性化数字服务,提升农民对数字技术的认可度和接受度,提升全民数字素养,消弭农户间数字鸿沟;通过推进“互联网+”教育、医疗、金融、文化,提高乡村公共服务供给水平,促进城市公共服务均等化,打破区域间、城乡间数字鸿沟,增强数字乡村建设的普惠性和益贫性。

#### 主要参考文献:

- [1] 北京大学新农村发展研究院. 县域数字乡村指数(2020)研究报告[R/OL]. <http://www.ccap.pku.edu.cn/nrdi/docs/2022-05/20220530144658673576.pdf>, 2022-5-30.
- [2] 曹菲, 聂颖. 产业融合、农业产业结构升级与农民收入增长——基于海南省县域面板数据的经验分析[J]. 农业经济问题, 2021, (8): 28-41.
- [3] 程名望, 张家平. 互联网普及与城乡收入差距: 理论与实证[J]. 中国农村经济, 2019, (2): 19-41.
- [4] 杜鑫, 张贵友. 土地流转对农村居民收入分配的影响——基于2020年10省份农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2022, (5): 107-126.
- [5] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018, (11): 68-84.
- [6] 高梦滔, 姚洋. 农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本?[J]. 经济研究, 2006, (12): 71-80.
- [7] 胡联, 姚绍群, 杨成喻, 等. 数字普惠金融有利于缓解相对贫困吗?[J]. 财经研究, 2021, (12): 93-107.
- [8] 李敏, 姚顺波. 村级治理能力对农民收入的影响机制分析[J]. 农业技术经济, 2020, (9): 20-31.

- [9]李卓,董彦峰.资源匮乏型村庄产业现代化路径探索[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2023,(3):91-100.
- [10]廖洪乐.农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响[J].管理世界,2012,(5):62-70,87,187-188.
- [11]林海,赵路森,胡雅淇.数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕[J].中国农村经济,2023,(5):81-102.
- [12]秦芳,王剑程,胥芹.数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据[J].经济学(季刊),2022,(2):591-612.
- [13]斯丽娟,辛雅儒.数字乡村建设对县域产业升级的影响[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,(2):1-15.
- [14]苏岚岚,彭艳玲.数字化教育、数字素养与农民数字生活[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,(3):27-40.
- [15]汤临佳,张婕雯,蒋子燕.数字乡村与乡村共同富裕——数字孪生的调节作用[J/OL].科研管理, <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.1567.G3.20241209.1115.006.html>, 2024-12-09/2024-12-10.
- [16]田野,叶依婷,黄进,等.数字经济驱动乡村产业振兴的内在机理及实证检验——基于城乡融合发展的中介效应[J].农业经济问题,2022,(10):84-96.
- [17]万建香,汪亮.数字乡村发展对农村家庭消费升级的影响[J].消费经济,2024,(4):87-102.
- [18]王杰,钱龙,刘畅.数字乡村发展与农户相对贫困:理论机制与经验证据[J].电子政务,2024,(12):92-107.
- [19]王奇,牛耕,赵国昌.电子商务发展与乡村振兴:中国经验[J].世界经济,2021,(12):55-75.
- [20]伍德里奇 杰弗里 M.计量经济学导论[M].6版.北京:中国人民大学出版社,2018:71.
- [21]杨刚强,王海森,范恒山,等.数字经济的碳减排效应:理论分析与经验证据[J].中国工业经济,2023,(5):80-98.
- [22]曾亿武,郭红东,金松青.电子商务有益于农民增收吗?——来自江苏沭阳的证据[J].中国农村经济,2018,(2):49-64.
- [23]章元,万广华,刘修岩,等.参与市场与农村贫困:一个微观分析的视角[J].世界经济,2009,(9):3-14.
- [24]张岳,张博.数字治理下农民收入增长与收入分配效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2024,(1):63-75.
- [25]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,(10):65-75.
- [26]周彬,赵旭宇,牛娜,等.精准扶贫、双重激励机制和乡村就业——基于县级数据和微观调查数据的实证研究[J].财经研究,2024,(9):48-62.
- [27]Aker J C. Information from markets near and far: Mobile phones and agricultural markets in niger[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(3): 46-59.
- [28]Bound J, Jaeger D A. Do compulsory school attendance laws alone explain the association between quarter of birth and earnings?[J]. *Research in Labor Economics*, 2000, 19: 83-108.
- [29]Forman C, Goldfarb A, Greenstein S. How did location affect adoption of the commercial internet? Global village vs. urban leadership[J]. *Journal of Urban Economics*, 2005, 58(3): 389-420.
- [30]George N M, Parida V, Lahti T, et al. A systematic literature review of entrepreneurial opportunity recognition: Insights on influencing factors[J]. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 2016, 12(2): 309-350.
- [31]Howell A. Rural road stimulus and the role of matching mandates on economic recovery in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2024, 166: 103211.
- [32]Kline C, Barbieri C, LaPan C. The influence of agritourism on niche meats loyalty and purchasing[J]. *Journal of Travel Research*, 2016, 55(5): 643-658.
- [33]Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2): 187-204.
- [34]Schoellman T. Education quality and development accounting[J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(1): 388-417.

- [35]Sutherland W, Jarrahi M H. The sharing economy and digital platforms: A review and research agenda[J]. [International Journal of Information Management](#), 2018, 43: 328–341.
- [36]Zhang J, Giles J, Rozelle S. Does it pay to be a cadre? Estimating the returns to being a local official in rural China[J]. [Journal of Comparative Economics](#), 2012, 40(3): 337–356.

## Digital Rural Construction, Industrial Revitalization and Rural Households' Income Enhancement

Zhang Lei<sup>1</sup>, Wang Yue<sup>1</sup>, Chen Huashuai<sup>1</sup>, Xiao Xue<sup>2</sup>

(1. *Business School, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China*; 2. *School of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China*)

**Summary:** Digital rural construction brings new growth points for rural economic development. This paper merges the county digital countryside index with the China Rural Revitalisation Survey (CRRS) database, systematically explores the impact of digital rural construction on rural households' income from the perspective of micro-farmers, and explores the mechanism of action between the two from the perspective of industrial revitalisation. This paper found that digital rural construction has a significant income-enhancing effect. The mechanism analysis shows that digital rural construction not only grows the scale of rural industry, but also helps to optimise the allocation of rural factor resources, which jointly promotes the revitalisation of rural industry and boosts the income of farm households. Further, based on the perspective of income structure, this paper finds that digital rural construction mainly increases the non-farm income of farm households, which verifies that digital rural construction broadens the income channels of farm households by driving the revitalisation of rural industries. Finally, this paper discusses the differences in the income-enhancing role of digital rural from the perspectives of the type of business of farm households and the digital divide, and finds that pure non-farm households and pure farm households are more likely to benefit from digital rural construction, while the existence of the digital divide will reduce the universality of digital rural construction.

This paper has the following contributions: Firstly, the existing literature only focuses on the impact of digital rural construction on rural poverty governance and income disparity, and lacks a direct examination of the effect of farmers' income increase from a micro perspective, this paper not only makes up for the inadequacy of the existing literature that only discusses a certain part of the digital rural construction, but also complements the research on the micro effect of digital rural construction. Secondly, this paper takes advantage of micro data to analyse the mechanism of action of digital rural construction to enhance rural household income from the perspective of industrial revitalisation, supplementing the empirical evidence of increased income opportunities for farmers and making up for the lack of exploration of micro-mechanisms related to industrial revitalisation. Thirdly, this paper provides a more detailed discussion of the income-enhancing role of digital rural in the analyses of the income structure of farm households and the heterogeneity of farm household business types, provides direct evidence at the micro level from the perspectives of land transfer and choice of business types for explaining the changes in various types of farm household incomes in the context of the construction of digital rural, and enriches and expands the literature on the impact of land transfer and part-time business on the incomes of farmers.

**Key words:** digital rural; rural industrial revitalisation; rural households' income; digital divide; common prosperity

(责任编辑 康 健)

