



农业技术经济
Journal of Agrotechnical Economics
ISSN 1000-6370, CN 11-1883/S

《农业技术经济》网络首发论文

题目：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
作者：平卫英，王瑶华，张谊瑞
DOI：10.13246/j.cnki.jae.20250819.001
网络首发日期：2025-08-19
引用格式：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/OL]. 农业技术经济.
<https://doi.org/10.13246/j.cnki.jae.20250819.001>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

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

平卫英 王瑶华 (江西财经大学统计与数据科学学院 南昌 330013)
张谊瑞 (广东金融学院国际教育学院 广州 510521)

摘要:数字乡村是推动农民共享数字经济红利、弥合城乡数字鸿沟、实现乡村振兴的重要战略。本文基于2016—2022年中国941个县(区)面板数据,以2020年国家数字乡村试点县(区)作为准自然实验样本,采用双重差分法研究数字乡村建设对农民收入的作用机制及对县(区)内部城乡收入差距的影响。研究发现:数字乡村建设对农民收入具有显著的正向影响,但也扩大了县(区)内城乡收入差距;机制检验表明,提升县(区)产业活跃度和城镇化水平是数字乡村促进农民增收的重要路径;异质性分析表明,数字乡村建设对农民收入及县(区)内部城乡收入差距的影响,与农村电商发展水平和区域有关,农村电商发展水平越高,增收效应也越大,县(区)内城乡收入差距存在扩大趋势,在区域上则呈现由东-中-西、南-北逐渐减弱趋势。本研究为进一步推进乡村振兴提供了有力的经验证据。

关键词:数字乡村;农民增收;城乡收入差距;产业活跃度;双重差分法

一、引言

以互联网、大数据、云计算等为代表的新一代数字技术被广泛视为推进农村社会治理变革、农业结构优化升级和农业生产整体跃迁的战略性通用元技术,与中国农业农村现代化建设形成历史性交汇。数字技术作为推进农业农村现代化的核心手段,深刻影响农村产业发展与农民收入。然而,中国农村地区与城镇地区在数字发展方面存在着较大差距。为弥合城乡数字鸿沟,发挥数字技术的普惠效应,加速数字红利向农村地区渗透,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》^①,从顶层设计层面指明了数字乡村建设的战略方向。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》^②,标志着全国范围内的数字乡村试点实践正式开启。在此背景下,本文将入选数字乡村试点建设县(区)视为一项外生冲击,探究数字乡村建

^{*} 项目来源:国家社会科学基金重大项目“后扶贫时代中国城乡相对贫困统计测度与治理机制研究”(编号:20&ZD131),国家社会科学基金项目“乡村振兴战略下农户多维相对贫困识别与预警研究”(编号:21BTJ018),本文得到了江西省2024年度研究生创新专项资金项目(编号:YC2024-B167)的资助。感谢匿名审稿人及编辑对文章提出的宝贵意见。当然,文责自负。王瑶华为本文通讯作者

① 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》, <https://www.rmzxx.com.cn/c/2019-05-17/2346652.shtml>

② 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》, https://www.gov.cn/xinwen/2020-07/18/content_5528067.htm

设对农民收入的影响及其作用机制,并分析其对所在县(区)城乡收入差距的具体影响。

纵观现有文献,相关研究主要聚焦在数字乡村建设的理论与成效两个方面。在数字乡村建设的理论研究中,学者们围绕数字乡村建设本质和内涵(曾亿武等,2021)、建设机理(谢文帅等,2022)、底层逻辑(李丽莉等,2023)、实践困境(文丰安,2022)、优化路径(陈旒等,2023)等层面展开广泛探讨。具体而言,数字乡村建设以数字技术推动农业农村现代化新进程为核心内涵,以数据要素赋能农村数字化生产力解放与发展为逻辑机理,以平台化组织建设推动农业生产关系升级为主要路径,以乡村数字治理保障农村上层建筑调整。其底层逻辑在于通过数字技术、数字人才和数据资源等要素的整合,推动农业生产向精细化、标准化、自动化、智能化转型,重塑农产品的价值创造模式,实现农村一二三产业深度融合,拓宽农民获取外部信息渠道,提升农民生活质量和福利水平。但现有研究也发现数字乡村在建设过程中存在诸多困境,如数字基础设施配备不足、资金投入短缺、核心技术薄弱、数字技术与产业融合不足、农民数字素养较低以及城乡“数字鸿沟”显著等问题。

在数字乡村建设成效方面,研究表明数字乡村对县域产业升级(斯丽娟等,2024)、城乡融合与县域经济增长(张晖等,2024)、农村消费(赵佳佳等,2022)、农民创业(邹美凤等,2024)、农民收入(徐旭初等,2023)、城乡收入差距与共同富裕(林海等,2023)等方面都有重要影响。其中,与本文主题相关的研究主要聚焦数字乡村建设对农民增收及城乡收入差距的影响。在农民增收方面,张岳等(2023)指出数字乡村建设可以通过促进农业服务业发展、农民创业实现农民增收;丁可可等(2024)对农民增收的效应进行分析,发现数字乡村建设对农民的增收效应主要通过乡村生产、供应链、营销和金融数字化来实现;张良等(2023)研究表明,农村数字经济的推动通过拓展乡村非农产业、提升农户人力资本与社会资本积累,显著提高农民的收入水平。而在城乡收入差距方面,李波等(2023)实证发现数字乡村建设能够通过提高农业全要素生产率缩小城乡收入差距;徐彩瑶等(2024)认为数字乡村建设能够通过农业科技进步缩小城乡收入差距;林海等(2023)认为数字乡村对革命老区农民相对收入具有促进作用,但是相较于城镇居民,农民人力资本缺乏,在数字素养方面处于弱势地位,不能够充分利用数字技术释放的红利,反而拉大了革命老区城乡收入差距;李晓慧等(2024)研究发现数字乡村建设对城乡收入差距的影响呈现先缩小后扩大的“U”型态势。

综上所述,学界在数字乡村方面的研究虽已取得诸多阶段性成果,为本文研究提供了有益借鉴,但也存在以下局限:第一,部分学者提出探索数字乡村试点的经济社会效应和协同发展效应是数字乡村进一步重点研究议题(曾亿武,2021),但目前有关数字乡村建设效应研究多建立在数字乡村发展水平测度基础之上,鲜有文献从政策实施角度对数字乡村建设效应进行研究,仅徐旭初等(2023)基于801个县(区)样本从数字乡村试点政策视角研究了数字乡村建设对农民的增收效应,但未涉及对城乡收入差距的影响研究。第二,较多文献采用省级面板数据测度数字乡村发展水平,但中国数字乡村建设的界面并不平整,不同县(区)的公共基础设施、产业基础与人力资本等方面差异显著,省级测度难以精准刻画各县(区)数字乡村建设对农民增收所产生的具体效应。鉴于此,本文选取2020年国家公布的数字乡村建设试点县(区)作为准自然实验样本,结合2016—2022年县(区)面板数据,从产业发展和城镇化视角,探究数字乡村建设试点政策对农民增收的效应与机制,并分析该政策对县(区)内部城乡收入差距的影响。本文的边际贡献如下:(1)从研究方法上看,区别于以往主观性较强的综合评价法测度数字乡村发展水平,本文以国家数字乡村县(区)试点为外生冲击,利用双重差分法,规避了数字乡村效应评价中的主观性缺陷,为国家数字乡村建设提供更客观的经验证据。(2)从研究内容上看,本文不仅探究了数字乡村建设对农民的增收效应,还同步考量其对县(区)城镇居民带来的积极作用,进一步分析其对县(区)城乡内部收入差距产生的影响,为数字乡村建设的实践和缩小城乡数字鸿沟提供了有益的政策启示。另外,鉴于农民数字素养较低和城乡数字鸿沟问题,本文

考察了县(区)城镇化水平在数字乡村建设促进农民增收过程中的调节作用。同时,文章从农村电子商务发展水平维度对农民增收和城乡收入差距效应进行异质性分析,丰富了数字乡村建设效应研究的内涵。(3)从研究数据上看,首先,本文将数字乡村建设检验数据细化到与数字乡村试点实践同维度的县(区)层级,对城镇化率的测度从省市扩展到县(区)层级。其次,本文运用网络爬虫技术采集各县(区)一二三产业的企业新增数量来测度县(区)一二三产业活跃度,更准确地反映了数字乡村政策实施的实际影响。

二、理论分析与研究假说

借鉴曾亿武等(2021)的观点,数字乡村的本质是以数字技术和产业引领的农业农村现代化综合体。随着数字技术在乡村的逐步普及,数字乡村建设已然成为乡村振兴战略的重要组成部分,并承载着推动农村经济转型与提升农民收入的期望。从新增长理论的视角来看,技术进步是经济增长的核心驱动力。数字技术的引入,不仅有助于提升农业生产效率,还能通过优化资源配置和促进产业升级,推动农民收入的增长(Romer,1986)。理论上,数字乡村建设借助内生增长机制,可为农村地区带来更多经济机会,从而促进农民增收,推动城乡经济协调发展。然而,在实践中,数字乡村建设在推动农民增收和农村经济发展的同时,也对县(区)范围内的城镇居民产生辐射影响。因此,数字乡村对县(区)内部城乡收入差距变化的影响亟需进一步探讨。

(一)数字乡村建设与农民收入:影响及机制

数字乡村自2018年国家正式提出^①以来,其迅速成为乡村振兴战略的核心内容之一。县(区)级行政单元在推进农业农村信息化建设的过程中投入显著增长,农业生产的数字化水平逐步提升。2018—2021年,县(区)在农业农村信息化的年均投入大幅增长,从616万元跃升至3588.8万元,增幅超过4倍,数字农业农村发展总体水平从33.0%升至39.1%,农业生产数字化水平由18.6%提升至25.4%^②。数字乡村建设的稳步推进,有力地支撑了大数据、云计算、物联网等数字技术在农业农村领域的广泛应用。

根据新增长理论(Romer,1986),技术进步是经济内生增长的核心驱动力,而数字技术作为现代经济发展的重要支撑,能够优化要素配置、重塑生产方式,并通过创新驱动提升经济体系的内生增长能力(陈晓红等,2022)。数字技术在乡村的深度应用,不仅优化了传统农业的生产方式,还促进了乡村要素的高效配置,推动乡村产业结构升级,催生乡村产业新业态,进而形成以技术创新为引擎的数字乡村内生增长体系。首先,数字技术优化乡村生产要素配置,提高了农民增收效率。在乡村发展进程中,劳动力、土地和资金始终是最为核心的生产要素。在传统体制和市场环境下,这些要素的流动和配置,往往受到信息不对称、交易成本高和市场壁垒等因素的制约,进而导致资源错配与配置效率低下。而数字技术的广泛应用打破上述限制,使农民能够借助数字平台更高效地对接市场、获取就业信息、实现土地流转、获得金融服务,从而显著降低要素间的交易成本,提升要素配置效率与资源利用水平。其次,数字技术的广泛应用正在推动农业生产方式的深刻变革,有效提升农业生产效率。在传统模式下,农业经营长期依赖经验管理,生产方式粗放,资源利用效率不高,容易导致资源浪费和生产成本上升。随着数字农业、精准农业、智慧农业等新型农业形态的发展,农业生产逐步由经验驱动向数据驱动转型(曾亿武等,2024)。这一转型不仅提升了生产效率,也优化了农产品的流通过程,有效

① 中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见, https://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm

② 中国数字乡村发展报告(2022年), https://www.cac.gov.cn/2023-03/01/c_1679309718486615.htm; 2019全国县域数字农业农村发展水平评价报告, <https://www.agri.cn/zt/sznynyc/gzdt/201904/P020231106396721941941.pdf>

缩短了供应链环节,进一步增强了农业整体的市场响应能力和综合竞争力。最后,数字技术的深度应用,催生了乡村产业新业态,推动乡村经济结构不断优化。随着数字化逐步渗透,乡村经济已不再局限于传统农业,正加速向一二三产业融合的方向发展。依托数字平台,乡村文旅、特色农产品品牌建设以及农村电商等新兴产业快速兴起,不仅提升县(区)整体经济活力,也有效拓宽农民的增收渠道。

在新增长理论中,舒尔茨认为人力资本是技术推动经济增长的关键因素(宋瑛等,2024)。数字素养作为人力资本在数字时代的延伸形态,是公民谋求生存与发展必备的新型能力(李丽莉等,2023)。在数字乡村建设的大背景下,农民数字素养的持续提升,有助于增强其对数字要素的感知、认知与应用能力,并借助数字技术创造更高的经济收益(曾亿武等,2024)。在这个过程中,数字素养不仅贯通知识获取与价值创造,亦链接技术应用与经济增值。农民的数字素养不仅决定了其使用数字工具的能力,也影响着其在生产生活中对信息的识别与处理效率。良好的数字素养能使农民及时获取市场需求、技术革新等相关资讯,并将其转化为实际生产力,从而实现更高的收益与更有效的资源配置。与此同时,县(区)城镇化水平的提升有助于促进要素流动与技术溢出,进一步强化了农民数字素养与收入增长的联动效应(陈绍军等,2024)。城镇化加速城乡要素的双向流动与资源共享,为农村引入资金、技术与信息。高城镇化地区数字基础设施更完善、市场与服务体系更健全,农民能便捷地获取数字资源。在数字技术溢出效应的带动下,农民数字素养得以快速提高,从而更有效地运用数字工具进行生产经营,提升经济效益。

1. 数字乡村建设对农民收入的影响分析。数字乡村建设在提升农民收入方面成效显著,涉及生产经营性收入、工资性收入和财产性收入等多个维度。首先,通过改善网络基础设施和推动电商平台发展,数字乡村为农民提供了便捷获取农业技术、生产资料和市场信息的渠道,有助于农民优化生产决策、提高农业效率。同时,借助电商、直播等新兴商业模式,农民能够直接面向消费对象,拓宽农产品销售渠道,增加生产经营收入(刘晓倩,2018)。其次,数字乡村提升了农民使用数字工具的能力,使他们能够利用手机等智能设备获取就业信息、参加技能培训,从而降低了工作搜寻成本,拓展了非农就业机会,进而提高了工资性收入(刘生龙等,2021)。此外,数字乡村还推动了数字金融在乡村的普及,提升了农民的资金使用效益(徐旭初等,2023),并且信息化水平的提高减少了农民与土地市场的信息不对称,促进了农村土地流转,进一步增加农民的财产性收入(张景娜等,2020)。基于以上分析,本文提出假设1:

H1:数字乡村建设能够对农民收入产生正向作用。

2. 数字乡村建设影响农民收入的机制分析。产业振兴是乡村振兴的核心,也是增强农业农村内生发展动力、促进农民增收的关键。根据新增长理论,经济增长的内生动力不仅源于资本积累,更依赖于技术进步和创新。以数字技术为核心驱动力的数字乡村建设,能够有效延伸乡村产业链,推动乡村新产业和新业态的蓬勃发展,促进农业全产业链的升级与改造,增强乡村产业的创新能力与市场竞争力,从而提升乡村产业的活跃度,为农民增收创造更多途径(田野等,2023)。然而,中国数字乡村建设仍处于初级阶段,尽管农村地区的数字基础设施在加速建设,数字技术在乡村的应用不断推进,但长期存在的城乡二元结构导致的“数字鸿沟”问题依然突出(文丰安等,2022),制约了农民增收(王汉杰等,2024)。因此,突破城乡二元结构,加速县(区)新型城镇化进程,是数字乡村实现农民增收的重要推手。

(1)产业活跃的提升机制。数字乡村建设通过推动农业和非农业产业的转型升级,有效促进农民收入提升。数字技术如大数据、物联网、人工智能等的应用,推动传统农业向数字农业、智慧农业、精准农业和生态农业转型,提升了农业全产业链的效率,保障了农民收入的稳定增长(霍鹏等,2022)。在农业生产环节,数字技术通过精准采集和监控原材料、劳动力和自然环境,帮助降低生产

成本和环境污染,同时提升农业生产效率(李伟嘉等,2023)。在流通环节,数字化交易平台和智慧物流提高了农业产销平衡,降低了交易和物流成本(刘元胜,2020)。在销售环节,数字技术推动“以销定产”模式,延长农业产业链,提升农产品的溢价能力(马述忠等,2022)。例如,江苏徐州丰县通过与京东合作实施“数字化、标准化、智能化”管理,实现了苹果品质提升与溢价销售^①。南京浦口区通过构建青虾全产业链的数字化管理,提升了青虾的品质与销量^②。

在非农业产业方面,数字技术推动农业与二三产业的深度融合,促进了县(区)电商、旅游和特色农产品加工业的发展,为农民开辟了新的增收渠道(杨江华等,2022)。随着信息和物流基础设施的改善,乡村地区凭借乡村振兴政策和土地优势,吸引了城市制造业及社会资本的下沉,推动了第二产业的发展(孙久文等,2021)。此外,通过视频、电商平台等数字工具,乡村克服了信息闭塞与市场分散,利用自然、生态和文化资源,促进了商业、旅游和住宿餐饮等第三产业的繁荣(邹美凤等,2024)。例如,安徽歙县通过电商平台帮助农户销售特色农产品,线上交易额达3.2亿元^③;陕西佛坪县利用“熊猫家园”特色,与互联网大企业合作打造“熊猫IP”,提升了当地旅游的知名度与影响力^④。基于上述分析,本文提出假设2:

H2:数字乡村建设通过提升县(区)产业活跃度实现农民收入提升。

(2)城镇化的助推机制。城乡“数字鸿沟”已被学界普遍认为是制约数字乡村建设在乡村地区有效推进的现实难题,对农业数字化转型、乡村产业结构升级等农业农村现代化进程产生了显著影响(谭思等,2024)。城乡之间的“数字鸿沟”问题主要表现在两个方面:一是数字基础设施、信息获取质量、信息传输速度和效率等差异,即“接入鸿沟”;二是由于使用者的能力、动机等因素,以及其所处的经济、社会环境等差异导致的数字技术应用上的差距,即“应用鸿沟”(孙惠娜等,2023;罗廷锦等,2018)。县(区)是新型城镇化的核心阵地,其城镇化有助于促进城乡要素的流动,推动城乡一体化发展,对弥合城乡数字鸿沟具有积极影响。

随着县(区)城镇化的推进,城乡联系日益紧密,人口和生产要素的集聚效应显著增强,这为县(区)交通和信息基础设施的建设与完善提供了强大动力。在技术外溢效应的作用下,外部城市及城区的光纤网络、5G设施 and 智能终端设备等数字资源持续向乡村地区渗透,有效弥合了城乡数字接入鸿沟,为农民更便捷地接入数字技术创造了有利条件(张家平等,2018)。同时,城镇化加速了城乡间的经济与社会交流,为农民提供丰富的外部就业和学习机会(钱力等,2024)。在城镇外部知识和技术的溢出效应下,农民的人力资本得以显著提升,这有效增强了他们对数字技术的认知、接受和应用能力(苏岚岚等,2021),从而推动城乡数字应用鸿沟的弥合。在此过程中,农民能够充分发挥参与数字乡村建设的主体作用,将数字技术与自身拥有的生产资料,如劳动力、土地、资金等相结合,积极开展直播带货、经营网红民宿、进行手机理财等新经济活动,提高资源配置效率并促进收入的增长。此外,城镇化还推动城乡公共服务的均等化,乡村地区逐步获得“互联网+”背景下的教育、医疗、金融等普惠服务,进一步激发农民的数字需求,推动数字技术在乡村地区的创新应用,为农民增收提供了更多途径(邓金钱等,2023)。因此,根据以上分析,本文提出假设3:

① 人民资讯. 京东农场“数智化”助力丰县苹果产业升级及品牌发展, <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1713378322434272765&wfr=spider&for=pc>

② 南报网. 南京浦口区:池塘里“跳”出小青虾,“土特产”做成大产业, <https://www.njdaily.cn/news/2023/0316/5387955315269986107.html>

③ 黄山市人民政府网. 数字赋能,绘就和美乡村新画卷, <https://www.huangshan.gov.cn/zxzx/qxdt/8391458.html>

④ 中国新闻网. 陕西大熊猫淘宝直播首秀卖萌,阿里公益云喂养行动创新文旅融合新道路, <https://www.sh.chinanews.com.cn/swzx/2023-09-17/116108.shtml>

H3:县(区)城镇化进程有利于数字乡村建设对农民增收效应的实现。

(二)数字乡村建设与城乡收入差距:城镇居民的数字红利

县(区)作为三农工作的主阵地,其城镇区域既是连接城市与乡村的重要纽带,也是城乡融合发展的关键支撑。《中国县域高质量发展报告 2022 年》的数据显示,截至 2020 年,中国县(区)常住人口约 7.4 亿,其中 33.8%集中在城镇^①。城镇居民作为县(区)另一个重要的经济主体,也成为数字乡村建设的受益群体。在县(区)内部,城镇居民通常集中居住在以工业、商业、服务业为主导产业且公共服务资源高度聚集的城区,而农民则多分布在交通相对不便、人口密度较低、以农业生产为主的乡村。由于城镇与乡村长期存在经济、社会等方面的差异,城镇居民与农民的生存空间存在显著不同。那么,数字乡村建设对二者的增收效应是否会一致呢?现有文献多从省级或市级范围探讨数字乡村建设对城乡收入差距的影响(李波等,2023;徐彩瑶等,2024),却忽略了县(区)这一承上启下的基本单元在要素流动、资源配置与产业升级中的特殊地位。因此,从县(区)维度开展研究,更能准确把握数字红利在基层落地过程中的机遇与挑战。

数字技术外溢是新增长中的协同红利,亦是区域经济协同增长的关键动能。基于 Barro 等(2004)的研究,技术往往通过溢出效应在空间上扩散,对周边区域的发展产生深刻影响。数字乡村建设以县(区)为基本单元试点,以数字技术为新引擎推动农村传统产业的变革与新兴业态的壮大,不仅能在县(区)内形成数字经济的增长极,也将为整个县(区)带来显著的数字红利。一方面,数字乡村建设推动县(区)产业升级与要素集聚,为城乡居民带来多样化发展机遇。随着数字技术在农业农村领域的深度渗透,县(区)数字基础设施不断完善,数字产业化与产业数字化的集聚步伐显著加快,日益增长的数字化需求加速了城市产业资本和人力资本向县(区)的下沉(黄季焜等,2024)。作为商业、产业园区和公共服务枢纽的城镇区域,通过打造一系列标志化农业数字化生产基地、智能制造工业园、电商公共服务中心等数字化产业集群(张晖等,2024),为城乡居民提供了更多就业与创业选择,也为农村产业数字化改造和乡村资源开发提供了技术与平台支撑。与此同时,在县(区)内部城镇数字产业集群的建立和数字技术的广泛应用,使得城镇与周边乡村及外部城市的联系更加紧密,基础设施互联互通水平不断提升,公共服务水平通过数字手段逐步向城市看齐。数字基础设施的完善和资源的集聚效应,使得外出务工人员具备返乡从事数字相关工作的可行性,也让县(区)城乡居民共享数字经济红利。

另一方面,城乡居民在数字素养与技能储备方面存在差异,可能在一定程度上制约数字经济红利在县(区)内部的均衡共享。城镇居民在数字素养与专业技能方面占优势,能够更快地融入数字经济发展进程,充分利用数字乡村建设所带来的红利,享有更多的就业机会和更高的收入增长空间。相比之下,农民人数接近城镇居民的两倍*,分散居住于乡村地区。尽管数字乡村建设通过完善乡村数字基础设施和推广数字技术应用在一定程度上促进了农民增收,由于产业结构、劳动力资本及公共服务资源的差距,乡村产业与数字要素的融合仍主要由城镇区域的数字产业集群主导。因此,数字乡村对农民整体收入提升的效应相较于城镇居民而言可能相对较小。具体而言,在数字乡村建设的浪潮下,农民虽然可以通过快递员、外卖骑手、网约车司机等低技能岗位实现一定程度的增收(田鸽等,2022),但这些岗位大多集中于商业与人口密集的城镇区域,也更便于地理位置更佳、信息获取更便捷的城镇居民获取。与此同时,城镇数字产业集群所派生出的高薪岗位(如人工智能、大数据、软件

① 中国县域高质量发展报告(2022 年),http://xyjj.china.com.cn/2022-06/27/content_42016678.html

* 根据《中国县域高质量发展报告 2022 年》,截至 2020 年中国县(区)常住人口约 7.4 亿,其 33.8%集中在城镇,66.2%则分布在农村,因此县(区)农村人口接近城镇人口的 2 倍

工程)对数字技能和专业素养要求更高(徐维祥等,2025)。由于农村劳动力普遍在教育水平、数字技能培训途径和社会资源上存在不足(张旺等,2022),难以顺利跨越技术与技能门槛,数字经济的“精英俘获”效应导致高薪职位更多地向城镇居民集中(黄庆华等,2023),从而使县(区)内部城乡收入差距存在扩大的可能。此外,数字经济的快速发展还可能挤占农村劳动力原有的非农就业空间,进一步加剧农民在就业市场中的竞争劣势。随着工业智能技术与自动化手段在县(区)产业升级过程中的深度应用,部分技术含量不高或可替代性强的岗位面临被机器或算法取代的风险(刘欢等,2020)。农村劳动力若无法及时获取相应的培训与技术支持,很可能因“技能边缘化”而在数字经济领域中处于被动地位,并面临就业不稳定或被挤出高薪岗位的困境,最终导致农村非农就业群体的收入增长受限,甚至遭受“挤出效应”。

综上所述,数字乡村建设确实为县(区)城乡居民带来了更广阔的发展空间,然而城乡之间在数字素养、技能门槛和公共资源供给方面存在差异,使得城镇居民相较农村居民更易在数字经济中获得更多价值回报,从而导致县(区)内部的城乡收入差距扩大。因此,本文提出假设4:

H4:数字乡村的建设可能会扩大县(区)内部城乡收入差距。

本部分基于新增长理论的分析框架,探讨数字乡村建设如何通过内生增长动力、人力资本积累与数字技术外溢效应的协同机制,影响农民增收和城乡收入差距的变化。分析框架如图1所示。

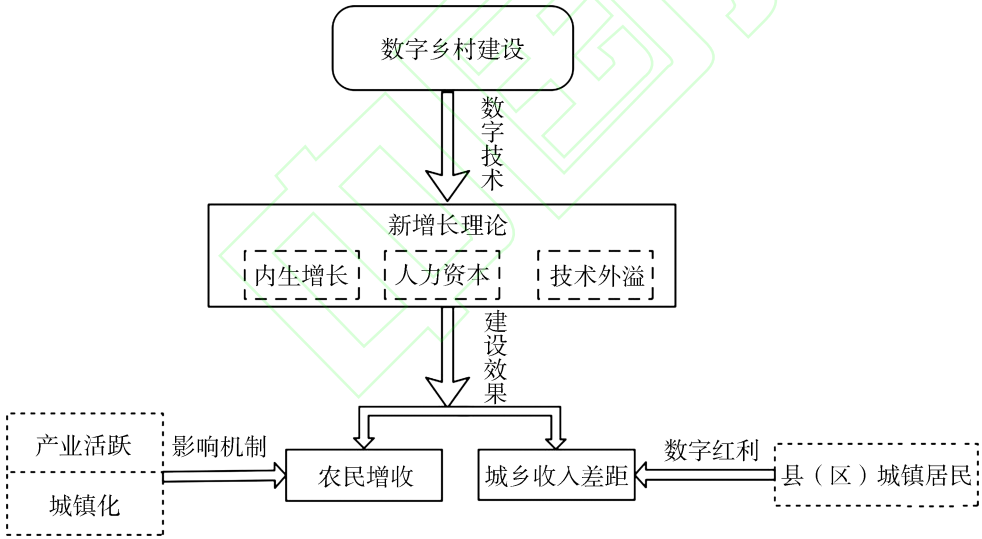


图1 理论分析框架图

三、研究设计

(一)模型设计

2020年,《关于公布国家数字乡村试点地区名单的通知》^①(以下简称《通知》)发布,共确定除港澳台外31个省份的117个县(区)为数字乡村试点地区。这些地区构成了本文开展数字乡村建设影响识别的准自然实验样本。双重差分法(Difference-in-Differences, DID)是评估因果效应的常用方法,能有效控制时间维度与个体(截面)维度的不可观测差异,减少试点政策变量内生性带来的估计

① 中央网信办、农业农村部、国家发展改革委、工业和信息化部、科技部、市场监管总局、国务院扶贫办联合印发《关于公布国家数字乡村试点地区名单的通知》, https://www.cac.gov.cn/2020-10/23/c_1605022250461079.htm

偏误,更真实地评估政策效果。然而,DID 受个体选择偏误等内生性问题影响。

倾向得分匹配(P propensity Score Matching,PSM)可缓解样本选择性偏误带来的内生性问题。为增强识别结果的稳健性,本文将 PSM 与双重差分法(DID)相结合,在 DID 估计前,先用 PSM 方法为试点地区匹配特征相似的非试点地区,控制个体选择偏差。

本文以国家数字乡村试点县(区)作为处置组,未纳入试点的县(区)作为对照组,构建双重差分(DID)模型,评估数字乡村试点对农民收入与城乡收入差距的影响效应。“数字乡村”概念最早提出于 2018 年,并于 2020 年启动试点,成为乡村振兴战略的重要组成部分。基于此,本文选取 2016—2022 年县(区)层面的面板数据,覆盖政策实施前后时段,以构建面板双重差分模型。具体设定如下:

$$ncIncome_{it}/Gap_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 szTreat_i \times szTime_t + \alpha_i C_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

政策虚拟变量: $szTreat_i = \begin{cases} 1, & \text{若 } i \in \text{试点名单县(区),处置组样本} \\ 0, & \text{若 } i \in \text{非试点名单县(区),对照组样本} \end{cases}$

试点期虚拟变量: $szTime_t = \begin{cases} 1, & \text{若 } t \in 2020 \text{ 年及以后年份} \\ 0, & \text{若 } t \in 2020 \text{ 年以前年份} \end{cases}$

其中,因变量 $ncIncome_{it}$ 为第 i 个县(区)在第 t 年的农民人均可支配收入, Gap_{it} 为城乡收入差距; $szTreat_i \times szTime_t$ 为第 i 个县(区)政策虚拟变量与试点期虚拟变量的交乘项; C_{it} 为控制变量; δ_i 为不随时间变化的个体效应, μ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随时间和个体变化的随机误差扰动项。

为检验数字乡村试点对农民增收的作用机制,本文在(1)式的基础上,采用江艇(2022)的中介效应分析方式,设置检验模型如下:

$$Mech_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_i C_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, DID_{it} 为(1)式中政策虚拟变量与试点期虚拟变量的交乘项, $Mech_{it}$ 为中介变量,表示产业活跃度。

本文在(1)式的基础上,选取城镇化水平与数字乡村试点政策变量构建调节效应模型,具体如下:

$$ncIncome_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DID_{it} + \lambda_2 czRate_{it} + \lambda_3 DID_{it} \times czRate_{it} + \lambda_4 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $czRate_{it}$ 是调节变量,表示第 i 个县(区)在第 t 年的城镇化率; λ_3 是调节变量与试点政策变量的交互项系数,只要 λ_3 显著,说明数字乡村政策对农民收入的影响受到城镇化水平的调节,反映县(区)不同城镇化水平带来的数字乡村建设对农民增收效果的差异。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:农民收入、城镇居民与农民收入差距。本文根据国家官方统计数据的衡量标准,选取县(区)2016—2022 年的农民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入分别代表农民和城镇居民的收入,以 2015 年为基期,使用消费者价格指数进行平减。城乡收入差距采用两种方法测度,一是用城镇居民人均可支配收入与农民人均可支配收入的比值来度量;二是借鉴王少平等(2007)的做法,选择泰尔指数度量县(区)城乡收入差距。以 Gap_{it} 表示第 i 个县(区) t 时期的泰尔指数,计算公式为:

$$Gap_{it} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{p_{ij,t}}{p_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{p_{ij,t}}{p_{i,t}} \div \frac{z_{ij,t}}{z_{i,t}} \right) \quad (4)$$

其中, $j=1,2$ 分别代表城镇和农村地区, $p_{i,t}$ 表示 i 地区在 t 时期的总收入, $p_{ij,t}$ 表示 i 地区的城镇地区($j=1$)和农村地区($j=2$)在 t 时期的总收入, $z_{i,t}$ 表示 i 地区在 t 时期的总人口数, $z_{ij,t}$ 表示 i 地区的城镇地区($j=1$)和农村地区($j=2$)在 t 时期的总人口数。

2. 核心解释变量:数字乡村试点政策虚拟变量(DID),即政策虚拟变量与试点期虚拟变量的交乘项(简称“试点政策变量”)——参与了数字乡村试点的县(区)在 2020 年及以后年份取值为 1,其

余取值为 0。

3. 中介变量:产业活跃度。地区产业的发展与地区创业活动有着紧密联系,地区的创业活动能够促进技术创新,推动产业结构不断优化升级,催生产业新形态,进而带来更多的经济增长和就业机会。为识别数字乡村建设是否能够通过数字技术下沉,推动县(区)产业发展,从而实现农民增收。本文借鉴林嵩等(2023)关于地区创业活动测度的思路,结合数字乡村试点的实际内容及《国民经济行业分类(2017)》,从第一二三产业中筛选出与数字乡村试点紧密相关的行业,包括“农、林、牧、渔业”“制造业”“住宿和餐饮业”“租赁和商务服务业”以及“信息传输、软件和信息技术服务业”。基于天眼查等数据库,获取 2016—2022 年各县(区)在上述行业中新注册企业的数量,并取自然对数后与当地人均 GDP 求比值,进而测算单位人均 GDP 下各产业的新增企业数量,以此衡量县(区)产业活跃度。

4. 调节变量:城镇化水平。城镇化率是衡量农村人口向城镇地区流动与聚集的指标,反映了农村人口向非农地区转移的积极性和能力。与大多数研究(王理等,2024)一致,本文使用城镇化率来表征地区的城镇化水平。通常一个地区的城镇化率通过该地区的城镇人口量与常住人口量的比值来测算。在 2016—2022 年的数据统计期内,除 2020 年人口普查年份外,各县(区)的常住城镇人口和农村人口数据存在大量缺失,故本文以该县(区)所在市的城镇化率为基础,以 2020 年人口普查年份该县(区)城镇化率与所在市的城镇化率的比值为结构系数,将每年的市级城镇化率分解到县(区),从而测算县(区)的城镇化率以及城镇和农村常住人口。

5. 控制变量:模型其他变量。为了尽可能排除影响农民收入和城乡收入差距的混淆因素,控制处置组和对照组样本间的特征差异,本文借鉴已有研究(斯丽娟等,2024;平卫英等,2024;徐旭初等,2023),从经济基础、财政水平、金融水平、工业化程度、服务化程度、地区人口规模、储蓄水平选取控制变量纳入面板 DID 模型。

(三)数据来源

本文数据来源以下方面:首先,农民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入以及县区社会经济指标来源于《中国县(区)统计年鉴(县市卷)》、各县(市、区)国民经济和社会发展统计公报以及中经网县(区)数据库和 Wind 库;其次,各县(区)和地市常住人口、城镇人口、农村人口来自中经网县(区)年度库和城市年度库,以及 2020 年《中国人口普查分县资料》;最后,各县(区)不同行业新增的企业数据来源于天眼查平台。本文对少量缺失数据进行了适当插值处理,并剔除农村和城镇居民可支配收入等核心变量缺失的县(区)样本,最终获得全国 941 个县(区)在 2016—2022 年的面板数据,共计 6587 个观测值。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

1. 农民收入回归结果。表 2 汇报了数字乡村试点政策(下文简称“政策”)对农民收入影响的基准回归结果。从(1)列的回归结果来看,在仅控制县(区)和年份固定效应,但未纳入县(区)层面其他特征变量的情况下,政策对农民收入的影响系数为 0.0472,且在 1%的显著性水平上为正。(2)列在进一步控制县(区)层面其他特征变量后,核心解释变量的系数略微下降至 0.0463,但依然在 1%的显著性水平上为正向,说明回归结果具有较强的稳健性,H1 得证。从经济学含义来看,数字乡村建设显著提升了农民收入水平,年均增收约 664 元,增幅约为 4.5%。这一增收效应可能得益于数字技术在农业生产、市场对接和非农就业等方面的逐步渗透与应用。一方面,智能农业设备与信息化平台提高了农民的生产效率和信息获取能力,降低了交易成本,优化了收入结构(谭思等,2024);另一方面,

政策推动了乡村电商和旅游等新兴产业的发展,拓展了农民的非农就业机会与增收渠道(张晓林等, 2024)。此外,收入增长也增强了农民的消费能力,带动了乡村经济循环,为农村发展注入新动能(赵佳佳等,2022)。这表明,在国家推动下,数字技术在乡村的有效嵌入,有力改善了农民经济状况,助力乡村振兴战略实施。

表 1 变量的描述性统计

变量	变量含义与取值	样本量	均值	标准差	中位数
农民收入	农村居民人均可支配收入(万元)	6587	1.4246	0.5895	1.3186
城乡收入差距 1	衡量县(区)城乡收入差距:城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入比值	6587	2.3459	0.5543	2.2226
城乡收入差距 2	衡量县(区)城乡收入差距的泰尔指数:借鉴王少平等(2007)方法测算	6587	0.0838	0.0458	0.0739
政策虚拟变量	参与试点县(区)取值=1,未参与取值=0	6587	0.0531	0.2243	0.0000
试点期虚拟变量	在试点时间 2020 年及以后年份取值=1,其余年份取值=0	6587	0.0228	0.1492	0.0000
产业活跃度	“农、林、牧、渔”“制造业”“住宿和餐饮业”“租赁和商务服务业”“信息传输、软件和信息技术服务业”新增企业数量取对数与地区人均总产值的比重	6587	2.0702	1.2140	1.8407
城镇化水平	县(区)城镇常住人口与常住人口的比重	6587	0.4715	0.1181	0.4617
经济基础	地区人均生产总值(万元)	6587	4.9900	3.4139	4.0177
财政水平	县(区)一般预算收入取对数	6587	11.3106	1.1173	11.2882
金融水平	金融机构年末人均贷款余额取对数	6587	10.3474	0.6569	10.2940
地区人口规模	每平方公里常住人口数(万人/平方公里)	6587	0.0318	0.0338	0.0208
储蓄水平	城乡居民储蓄存款余额取对数	6587	14.0529	0.8879	14.0445
服务化程度	第三产业生产总值占地区总产值的比重	6587	0.4302	0.1052	0.4297
工业化程度	第二产业生产总值占地区总产值的比重	6587	0.3974	0.1502	0.4015

2. 城乡收入差距回归结果。表 3 汇报了政策对城乡收入差距影响的基准回归结果。(1)列和(2)列展示了以城镇居民与农民人均可支配收入之比衡量的城乡收入差距对政策的回归结果。(1)列未加入控制变量时,政策回归系数为 0.0285,在 1%水平上显著;(2)列加入控制变量后,系数略降至 0.0263,在 5%水平上仍然显著。该结果表明,政策在一定程度上扩大了县(区)内部城镇居民与农民之间的收入差距。(3)和(4)列显示的是泰尔指数对政策的回归结果,得出的结果与(1)和(2)列无明显差异,进一步加深了实证结果的可信性,H4 得证。从经济学角度来看,政策对城乡收入差距的扩大反映了数字乡村建设对县(区)城镇居民的积极作用,且作用效果比农民更大。这一现象可能与资源配置不均和劳动力资本差异有关。数字乡村建设在一定程度上改善了农业生产条件,拓展了非农就业渠道,有助于提升农民收入水平。但由于城乡间基础设施和公共服务能力存在差异,政策效应在不同区域和群体中的传导可能并不均衡,从而在一定程度上影响收入分配格局(林海等, 2023)。例如,城镇地区较完善的交通、通信和金融体系,使居民更容易获取数字技术带来的发展机遇;而农村地区由于基础条件相对薄弱、信息获取渠道受限,可能面临较高的技术门槛与应用障碍。与此同时,劳动力资本结构的差异也可能对收入差距产生影响(贺娅萍等,2019)。在数字化加速背景下,传统农业和低技能岗位受到挤压,农村劳动力在技能适应与转型方面也面临较多困难(樊轶侠等,2022)。因此,尽管数字乡村建设带来积极影响,但城乡之间在资源承接能力和人力资本储备方

面的差异,可能对政策成效的均衡性形成一定制约。

表 2 数字乡村试点与农民收入:基准回归

变量	农民收入			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
试点政策变量	0. 0472 ***	0. 0081	0. 0463 ***	0. 0079
经济基础	—	—	0. 0108 ***	0. 0011
财政水平	—	—	0. 0211 ***	0. 0040
金融水平	—	—	0. 0320 ***	0. 0066
地区人口规模	—	—	5. 2374 ***	0. 3184
储蓄水平	—	—	0. 0014	0. 0101
服务化程度	—	—	0. 0456	0. 0469
工业化程度	—	—	-0. 0273	0. 0426
县(区)固定效应	是		是	
年份固定效应	是		是	
观测值	6587		6587	
R ²	0. 8804		0. 8882	

注: *、**、*** 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。下同

表 3 数字乡村试点与城乡收入差距:基准回归

变量	城乡收入差距			
	城镇与农村收入比值		泰尔指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
试点政策变量	0. 0285 *** (0. 0106)	0. 0263 ** (0. 0105)	0. 0025 *** (0. 0008)	0. 0024 *** (0. 0008)
经济基础	—	0. 0084 *** (0. 0015)	—	0. 0006 *** (0. 0001)
财政水平	—	-0. 0123 ** (0. 0053)	—	0. 0000 (0. 0004)
金融水平	—	-0. 0038 (0. 0088)	—	0. 0009 (0. 0007)
地区人口规模	—	0. 8086 * (0. 4228)	—	0. 0670 ** (0. 0321)
储蓄水平	—	0. 0196 (0. 0134)	—	0. 0032 *** (0. 0010)
服务化程度	—	0. 3562 *** (0. 0623)	—	0. 0268 *** (0. 0047)
工业化程度	—	0. 0707 (0. 0565)	—	0. 0073 * (0. 0043)
县(区)固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6587	6587	6587	6587
R ²	0. 5789	0. 5879	0. 6577	0. 6646

注:括号内为标准误差

(二) 平行趋势检验

DID 有效的前提是满足平行趋势假定,即在 没有参与数字乡村试点的情况下,处置组和对照组县(区)的农民收入和城乡收入差距应该不存在显著差异或者应该保持相同的变化趋势。参考 Li 等(2016)的研究,本文使用事件分析法来检验前文的农民收入是否满足平行趋势假定。模型设定如下:

$$ncIncome_{it}/Gap_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=0}^4 v_k A_k + \sum_{k=1}^2 \theta_k B_k + \alpha_i C_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

其中: A_k 和 B_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 v_k 和 θ_k 分别表示数字乡村试点开始前第 k 年和试点后第 k 年,试点县与非试点县农民收入的差异;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 2 和图 3 分别是农民收入和城乡收入差距*的平行趋势检验结果。

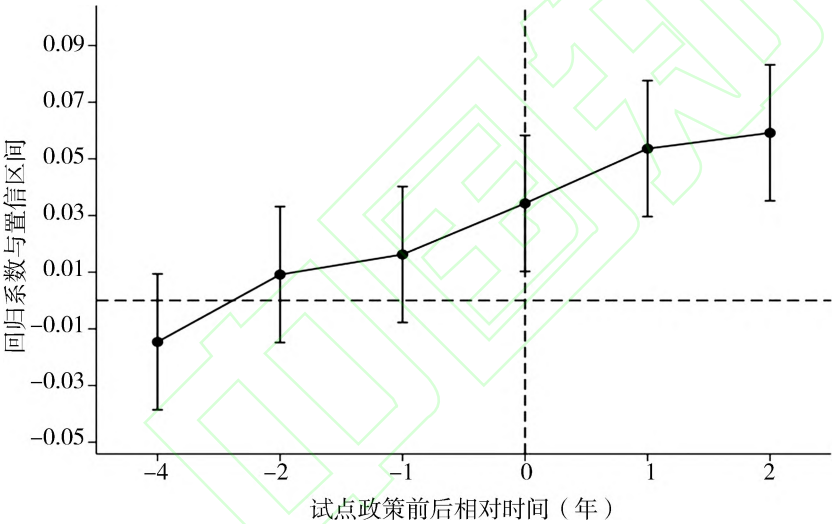


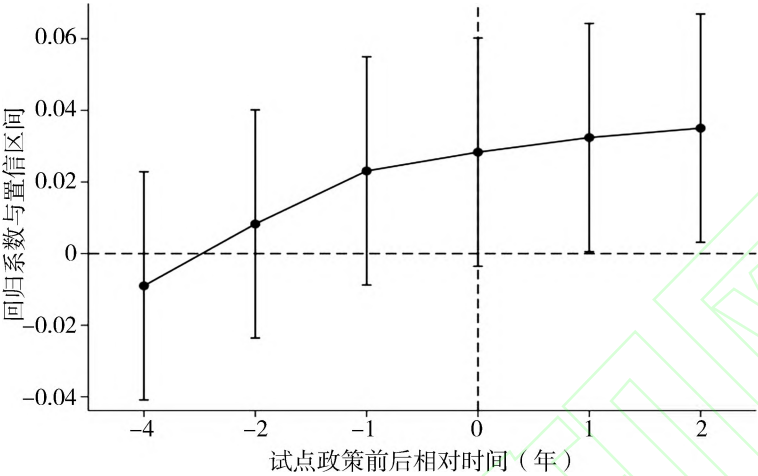
图 2 农民收入平行趋势检验结果

如图 2、3 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农民收入和城乡收入差距不存在显著差异,平行趋势检验通过。从试点后第 0 和 1 年开始,试点政策变量分别对农民收入和城乡收入差距显著,且估计系数为正,表明政策能够促进农民增收,但也扩大了县(区)城乡内部收入差距。

(三) 稳健性检验

1. 基于 PSM-DID 的回归结果。为克服因县(区)禀赋差异导致政策部门对数字乡村试点地区选择的非随机性影响,本文进一步使用 PSM-DID 模型来检验政策对农民收入和城乡收入差距的效应。本文采用 Probit 模型,以是否为数字乡村试点县(区)为虚拟变量,对相关控制变量进行回归,进而估计倾向得分。与试点县(区)倾向得分值最接近的非试点县(区)即为数字乡村试点县(区)配对的对照组样本,这种方法可以最大程度减少数字乡村试点县(区)在农民收入水平和城乡收入差距上的系统性差异,从而减少 DID 的估计偏误。进行 PSM-DID 回归估计前,需要对模型进行有效性检验。首先需要检验共同支撑假设,即匹配后各变量处置组和对照组是否变得平衡,也就是说这两组的协变量

* 文中呈现的是采用城镇居民收入与农村居民收入比值测度的城乡收入差距平行趋势图,泰尔指数的城乡收入平行趋势图与其结果无异,限于篇幅没在正文呈现,可单独向作者索取



注:平行趋势检验图以试点政策实施前三年即 2017 年为基准期,在 90%的置信区间下进行绘制

图 3 城乡收入差距平行趋势检验结果

的均值在匹配后是否具有显著差异。如果不存在显著差异,则支持使用 PSM-DID 方法。另外,根据 Rosenbaum 等(1983)研究,匹配后 PSM 协变量的标准化偏差需小于 20%,说明匹配后组间协变量分布相对接近,匹配效果较好。本文使用核匹配法进行倾向得分估计,表 4 是倾向匹配得分平衡结果,结果表明匹配后处置组和对照组在协变量的标准化偏差均低于 10%,P 值都大于 0.1,说明本文构建的 PSM-DID 模型合理。

表 4 倾向匹配得分平衡结果

变量	类型	处置组	对照组	标准化偏差(%)	t 统计量	P 值
经济基础	匹配前	6.0949	4.9280	34.8000	6.2400	0.0000
	匹配后	6.0949	5.9729	3.6000	0.4400	0.6630
财政水平	匹配前	11.6620	11.2910	32.1000	6.0600	0.0000
	匹配后	11.6620	11.6100	4.1000	0.5400	0.5920
金融水平	匹配前	10.5660	10.3350	36.5000	6.4200	0.0000
	匹配后	10.5660	10.5490	2.6000	0.3500	0.7300
地区人口规模	匹配前	0.0342	0.0316	7.5000	1.3600	0.1730
	匹配后	0.0342	0.0336	1.8000	0.2300	0.8210
储蓄水平	匹配前	14.1490	14.0470	11.2000	2.0800	0.0370
	匹配后	14.1490	14.1280	2.4000	0.3000	0.7600
服务化程度	匹配前	0.4039	0.4317	-28.2000	-4.8200	0.0000
	匹配后	0.4039	0.4068	-3.0000	-0.4100	0.6850
工业化程度	匹配前	0.4418	0.3950	32.1000	5.6900	0.0000
	匹配后	0.4418	0.4373	3.1000	0.4100	0.6850

表 5 汇报了 PSM-DID 的回归结果。结果显示,政策对农民收入的影响系数为 0.0450,在 1%水平上显著;对城乡收入差距的影响系数为 0.0228,在 5%水平上显著。

2. 子样本回归。第一,剔除市区级样本。考虑到市区基础设施和经济基础总体比县级行政地区要好,在数字乡村试点选择过程中前者可能拥有更大优势来影响政府决策,导致国家试点实验的非随机性从而影响政策评估效应,故本文将市区级样本剔除进行稳健性检验。表 6(1)列和(4)列报告了剔除市辖区样本后的回归结果。结果显示,政策对农民收入的影响在 1%水平上显著,估计系数为正;对城乡收入差距的影响在 5%水平上显著,系数同样为正。第二,在(1)(4)列样本的基础上,剔除在北京大学新农村发展研究院和阿里研究院发布的 2020 年《县(区)数字乡村指数》中分数高于 80 的 40 个县(区)样本进行回归,结果为(2)(5)列,估计系数同样都为正,分别在 1%和 10%水平上显著。第三,在(1)列和(4)列样本的基础上,本文进一步剔除数字乡村指数得分排名靠后的 40 个县(区),并重新进行回归估计,结果见(3)列和(6)列。可以看到,试点政策变量的系数依然为正,且分别在 1%和 5%水平上显著。以上各种子样本回归的结果均表明,政策能够促进农民增收,但同时也扩大县(区)城乡内部收入差距的结论是稳健的。

表 5 PSM-DID 回归结果

变量	满足共同支撑条件		满足匹配条件	
	(1)	(2)	(3)	(4)
试点政策变量	0.0450 ^{***} (0.0079)	0.0228 ^{**} (0.0094)	0.0450 ^{***} (0.0079)	0.0228 ^{**} (0.0094)
经济基础	0.0107 ^{***} (0.0011)	0.0062 ^{***} (0.0014)	0.0107 ^{***} (0.0011)	0.0062 ^{***} (0.0014)
财政水平	0.0226 ^{***} (0.0040)	-0.0041 (0.0048)	0.0226 ^{***} (0.0040)	-0.0041 (0.0048)
金融水平	0.0329 ^{***} (0.0069)	-0.0021 (0.0082)	0.0329 ^{***} (0.0069)	-0.0021 (0.0082)
地区人口规模	5.2204 ^{***} (0.3190)	0.6047 (0.3816)	5.2204 ^{***} (0.3190)	0.6047 (0.3816)
储蓄水平	0.0016 (0.0101)	0.0198 (0.0121)	0.0016 (0.0101)	0.0198 (0.0121)
服务化程度	0.0101 (0.0477)	0.3234 ^{***} (0.0571)	0.0101 (0.0477)	0.3234 ^{***} (0.0571)
工业化程度	-0.0473 (0.0431)	0.0952 [*] (0.0515)	-0.0473 (0.0431)	0.0952 [*] (0.0515)
县(区)固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6508	6508	6508	6508
R ²	0.8890	0.6251	0.8890	0.6251

表 6 数字乡村试点与农民收入、城乡收入差距:稳健性检验

变量	农民收入			城乡收入差距		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
试点政策变量	0.0392*** (0.0078)	0.0279*** (0.0069)	0.0368*** (0.0079)	0.0278** (0.0117)	0.0231* (0.0125)	0.0261** (0.0120)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县(区)固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5684	5404	5404	5684	5404	5404
R ²	0.8978	0.9193	0.8973	0.5843	0.5897	0.5734

3. 安慰剂检验。安慰剂检验通常被用来检验是否存在不可观测的因素对研究结论产生影响。为进一步验证基准估计结果的可靠性,本文参考 Li 等(2016)的研究,通过随机生成数字乡村试点县(区)进行安慰剂检验。本文采取随机重复抽样的方法,随机抽样生成数字乡村试点县区作为伪解释变量,并重新回归。本文对试点县(区)进行 1000 次随机抽样,进而得到图 4 和图 5 所示的政策效应估计的概率密度图。由于试点县(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 4 和图 5 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(0.0463 和 0.0263)。这说明,政策对农民收入的促进效应及城乡内部收入差距的扩大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。

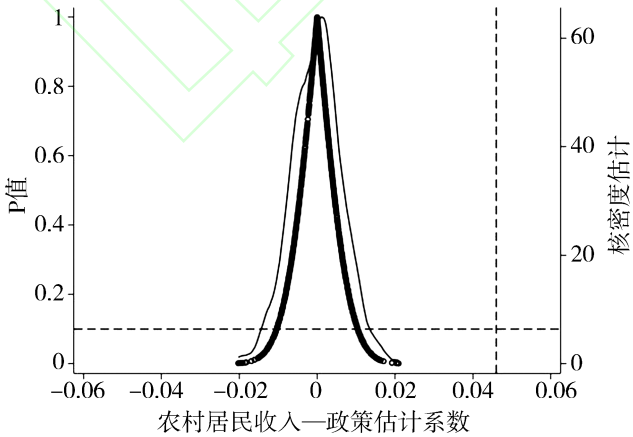


图 4 随机模拟的农民收入—政策估计系数 α_1 的核密度估计分布图

(四) 内生性处理

尽管本文通过 DID 和 PSM-DID 方法来缓解数字乡村建设对农民收入和城乡收入差距效应研究过程中的内生性问题,但仍然可能存在偏误。一方面,地方政府在实施数字乡村战略时可能会出于政绩考核和争取国家战略资源的因素考虑,选择本身经济基础好、资源禀赋优势明显的县(区)参与试点,因此前面的回归结果虽然表明政策对农民收入和城乡收入差距的效应显著,但是不能排除反向因果关系的影响;另一方面,本文虽然控制了影响农民收入和城乡收入差距的其他主要因素,但仍然存

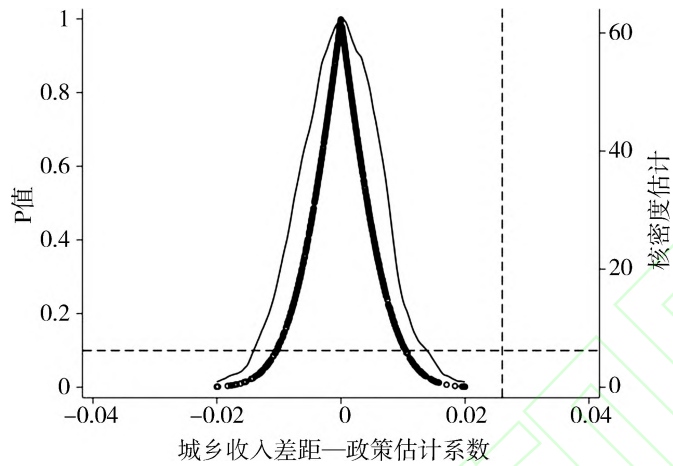


图 5 随机模拟的城乡收入差距—政策估计系数 α_1 的核密度估计分布图

在遗漏变量的可能,从而导致政策效应验证结果的不可靠。

对此,本文借鉴徐旭初等(2023)的做法,以 2002 年各县(区)固定电话数为政策的工具变量,并与样本所在年份对应的全国互联网接入用户数交乘,构建满足面板回归模型的政策工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)重新识别政策对农民收入和城乡收入差距的效应,排除上述可能存在的内生性问题。其中,2002 年的固定电话数量能够正向反映县(区)历史时期信息基础设施的建设情况,对后续该地区数字技术的实施产生影响,满足试点政策变量的相关性要求,同时传统的通信工具使用率低,满足与回归模型有关的其他因素外生的条件。另外,政策实施时间越长带来的效应越大,随着数字技术的广泛应用,全国互联网接入用户数也在逐年增长,但不与具体县(区)存在关联,因此将其作为时间序列与工具变量交乘既符合现实情况也满足外生条件。

表 7 汇报了考虑内生问题后,政策对农民收入和城乡收入差距效应的回归结果,一阶段和二阶段回归系数显著为正,工具变量的 LM 统计量在 1%水平上显著;F 统计值大于 10%水平的临界值,说明政策能够促进农民增收,同时也扩大了县(区)内部城乡收入差距,与基准回归结果保持一致。

表 7 农民收入、城乡收入差距;2SLS 回归结果

变量	第一阶段	第二阶段	第二阶段
	试点政策变量	农民收入	城乡收入差距
试点政策变量	—	3. 7377 *** (1. 0376)	4. 4220 *** (1. 2486)
试点政策工具变量	0. 0018 *** (0. 0005)	—	—
控制变量	已控制	已控制	已控制
县(区)固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
不可识别检验 LM 统计量	—	14. 9200 ***	14. 9200 ***
弱工具变量 F 统计值	—	17. 0930 [16. 3800]	17. 0930 [16. 3800]
观测值	6587	6587	6587

五、进一步分析

(一) 机制检验

1. 产业活跃度。数字乡村建设最直接的效应是改善了县(区)的信息基础设施配置水平,打破了县(区)资源如农业资源、旅游资源、人力资源等与外部市场间的空间阻碍,降低了生产要素之间的信息不对称程度,通过数字要素与传统要素的融合,促进了地区新业态的发展。数字乡村通过数字技术在县(区)及乡村地区下沉,带动了人力资本、产业资本、商业资本在城市地区与县(区)及乡村地区的双向流动,为当地产业发展提供了新动能(张晖等,2024)。本文借鉴林嵩等(2023)的做法,测度了县区产业活跃度,涵盖以农林牧渔为代表的第一产业,以制造业为代表的第二产业及以住宿和餐饮业、租赁和商务服务业、信息传输、软件和信息技术服务业为代表的第三产业活跃度,从而验证数字乡村建设促进农民增收的产业发展路径。表8报告了产业活跃度的机制检验结果。(1)~(4)列的回归显示,政策对县(区)产业活跃度产生了显著的正向影响,且回归系数均在1%水平上显著,表明数字乡村建设有助于提升县(区)产业活跃度,H2得以验证。

表8 数字乡村试点与农民增收机制检验:产业活跃度

变量	产业活跃度	第一产业活跃度	第二产业活跃度	第三产业活跃度
	(1)	(2)	(3)	(4)
试点政策变量	0.1260*** (0.0354)	0.1087*** (0.0334)	0.0884*** (0.0268)	0.1139*** (0.0315)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县(区)固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6857	6857	6857	6857
R ²	0.4842	0.4128	0.4557	0.4914

利用前文构建的工具变量,表9汇报了试点政策变量与产业活跃度的内生性检验结果,工具变量通过LM和10%弱识别检验,且工具变量与产业活跃度机制变量的系数在1%水平上显著为正,这表明产业活跃度的中介机制检验结果可靠。

进一步分析,数字乡村建设对县(区)第一二三产业的发展均发挥了积极作用,其中对第三产业的推动作用最大,其次是第一产业。具体分析如下:

首先,数字乡村建设对第三产业发展的促进作用最为突出。数字技术的下沉极大拓展了县(区)商业、旅游、文化等行业的发展空间(芦人静等,2022),打破了传统的地域限制,使得这些行业能够便捷地与全国乃至全球市场接轨,从而为县(区)电子商务、“互联网+旅游”、新媒体等新业态的迅猛发展创造了前所未有的机遇。

其次,数字乡村建设在提升第一产业活跃度方面也发挥了重要作用。在农业领域,数字新技术的应用推动了传统农业生产和经营方式的转变。随着数字农业、智慧农业和精准农业的发展,新的农业生产模式与管理方式不断涌现,这不仅提高了农业的生产效率与规模,还催生出一批现代化的涉农企业(马述忠等,2022)。此外,数字技术的普及吸引了越来越多的“数字新农人”,他们通过合作社、家庭农场等方式参与农业生产经营,推动了农业产业链条的延伸和多样化,进而提高了第一产业的活跃度。

表 9 机制变量-产业活跃度:内生性检验(工具变量-2SLS)

变量	第一阶段		第二阶段		
	试点政策变量	产业活跃度	第一产业 活跃度	第二产业 活跃度	第三产业 活跃度
试点政策变量	—	11. 2380 ^{***} (3. 1495)	9. 1788 ^{***} (2. 5925)	6. 9018 ^{***} (1. 9484)	9. 9934 ^{***} (2. 7987)
试点政策工具变量	0. 0018 ^{***} (0. 0005)	—	—	—	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县(区)固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
不可识别检验 LM 统计量	—	14. 9200 ^{***}	14. 9200 ^{***}	14. 9200 ^{***}	14. 9200 ^{***}
弱工具变量 F 统计值	—	17. 0930 (16. 3800)	17. 0930 (16. 3800)	17. 0930 (16. 3800)	17. 0930 (16. 3800)
观测值	6587	6587	6587	6587	6587

第三, 尽管中国大多数县(区)相较于城市在工业基础上较为薄弱, 但数字乡村建设仍然能促进第二产业的发展。随着县(区)数字基础设施的不断完善, 空间壁垒逐渐被打破, 资本要素流动更加畅通。县(区)能够利用较低的人力成本、土地费用和政策补贴等优势, 吸引城市工业资本流入, 承接城市制造业的转移(孙久文等, 2021)。同时, 数字技术加速了当地传统加工业的智能化、数字化转型, 尤其在农产品加工和乡村手工制品领域, 借助“互联网+制造业”模式, 开展个性化定制、柔性生产等新型生产方式, 提升产品附加值和企业利润, 推动了乡村制造业创新发展, 进而增强第二产业的活跃度。

2. 城镇化水平。“十四五”规划明确指出, 县(区)是中国城镇化建设的关键载体, 是构建新型工农城乡关系、承接农业转移人口的核心区域。县(区)城镇化水平越高, 意味着该地区在产业基础(如工业、服务业)、基本公共服务(如医疗、教育、养老)等方面对农业转移人口的承载能力越强, 城乡要素流动越顺畅, 经济社会基础条件更优越, 且在新技术的创新与应用方面更具优势(马万里, 2025)。数字乡村政策虽然是由政府主导, 但是数字建设效果的发挥依赖于县(区)本身的社会数字有效需求和应用, 离不开地区本身的社会基础条件。黄阳华等(2023)的研究表明, 居民数字素养水平对居民收入增长有显著的正向作用, 而农民数字素养水平相对城镇居民要低, 这可能会对数字乡村在县(区)的试点效果产生影响。中国社会科学信息化研究中心的报告显示, “城乡居民数字素养水平与收入水平正相关, 且农民数字素养比城市居民低 37. 5%^①”。因此, 城镇化水平与地区居民数字素养有着密切的关联, 并影响着当地居民收入。此外, 也有研究表明数据要素价值与城镇化水平高度相关(王理等, 2024), 其中数据要素使用是提升数据要素价值的重要环节, 而微观个体的数字素养水平会影响数据要素的使用, 这也说明居民数字素养与城镇化存在相关性。因此, 本文测度了县(区)城镇化率, 通过调节效应模型来检验不同城镇化水平下政策的效应, 从而也能间接反映数字素养水平对政

① 乡村振兴战略背景下中国乡村数字素养调查分析报告, <https://city. cri. cn/20210316/dc3f69e6-3410-864a-5941-b2d7db4ef500. html>

策的影响,表 10 展示的是政策对农民增收效应在城镇化水平调节下的实证结果。

表 10(1)列表明,将城镇化水平变量加入回归方程后,该变量的回归系数为负且在 1%水平上显著,但核心解释变量的效应和显著性未发生变化。已有研究指出,城镇化对农民收入的抑制作用可能源于中国的城镇化模式多不是举家式,而是家庭中高收入者率先城镇化,导致农村留守的多为缺乏城镇就业机会、年龄较大的农民,这加剧了农民陷入困境的风险,从而对农民收入产生负面影响(贺雪峰,2022)。表 10(2)列的回归结果显示,加入试点政策变量与城镇化水平的交互项后,核心解释变量的回归系数变为负,但不显著,而交互项的系数在 1%显著性水平上达到 0.8230,这表明城镇化水平对政策增收效应具有显著的正向调节作用。这也说明数字乡村建设在一定程度上能够有效减轻城镇化过程中对农民收入产生的负面影响。具体分析:随着城镇化推进,县(区)逐步建立起较为完善的工业和服务业体系。在数字经济驱动下,城乡劳动力双向流动加速,带动数字人才返乡就业创业(杨江华等,2022),既促进产业与人力资本积累,也缩小了乡村数字接入与应用的鸿沟。数字技术与本地资源的深度融合催生农产品电商、乡村旅游等新业态,拓展了农民在本地的就业空间,有效缓解了乡村空心化与老龄化问题,进而推动农民收入持续增长。因此,在数字经济时代,县(区)城镇化水平的提升有助于数字技术红利的更广泛传播,惠及乡村偏远地区的农民。从经济学角度看,数字乡村试点县(区)城镇化水平每提升 1%,农民收入将提升 121.46 元,H3 得证。

表 10 数字乡村与农民增收调节机制检验:城镇化水平

变量	农民收入			
	(1)	(2)	(3)	(4)
试点政策变量	0.0461 ^{***} (0.0079)	-0.0093 (0.0097)	0.0459 ^{***} (0.0079)	-0.4052 ^{***} (0.0456)
城镇化水平	-0.1436 ^{***} (0.0533)	-0.1573 ^{***} (0.0528)	—	—
试点政策变量×城镇化水平	—	0.8230 ^{***} (0.0844)	—	—
城镇化水平(上一期)	—	—	-0.2026 ^{***} (0.0546)	-0.2122 ^{***} (0.0541)
试点政策变量×城镇化水平(上一期)	—	—	—	0.8541 ^{***} (0.0851)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县(区)固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6587	6587	6587	6587
R ²	0.8883	0.8902	0.8884	0.8904

考虑到城镇化水平与数字乡村建设试点可能存在反向因果的问题,本文将县(区)城镇化水平的前一期纳入调节效应的回归方程,表 10(3)(4)列的结果表明城镇化水平与政策的交互效应未发生明显变化,因此上述结论稳健。

(二)异质性分析

1. 农村电商发展水平。农村电商发展水平的提升是数字技术在乡村地区深度应用的重要体现,

已成为推动乡村产业集聚、促进县(区)经济增长的关键动力。例如,山东省曹县的演出服电商产业集群^①、江苏省睢宁县的家具电商产业集群等,均形成了特色鲜明的电商产业集群,并催生了一批淘宝村和淘宝镇,成为当地乡村产业升级的重要标志^②。基于数字技术应用的视角,本文选取各县(区)淘宝村数量作为衡量农村电商发展水平的异质性指标,以分析政策推进过程中,电商发展差异对农民收入及县(区)内部城乡收入差距的影响。

实证分析结果表明,农村电商的发展水平在一定程度上强化了政策对农民的增收效应。表 11 展示了在回归模型中纳入县(区)淘宝村数量与试点政策变量的交互项后的估计结果。其中,(2)列显示,农民收入的交互项系数为 0.0035,在 1%水平上显著,表明农村电商发展显著增强了数字乡村建设的增收效应;(4)列显示,城乡收入差距的交互项回归系数为 0.0009,在 10%水平上显著,表明农村电商的发展在一定程度上扩大了县(区)内部的城乡收入差距。

从经济意义上看,数字乡村试点县(区)每新增一个淘宝村,农民人均收入可提升 35 元。农村电商的发展能够突破乡村空间限制,实现乡村与更广阔市场直接对接,改善农民在市场交易中的弱势地位,降低交易成本,提升议价能力。与此同时,农村电商的繁荣还带动了乡村物流、仓储、运营等相关服务业的集聚,进一步拓宽农村劳动力的就业渠道,助力农民增收(展进涛等,2024)。因此,在数字乡村建设的推进过程中,培育和壮大农村电商产业不仅是提升农民收入的重要手段,也是在乡村振兴背景下释放数字经济红利的有效路径。

尽管农村电商在一定程度上促进了农民增收,但其收益分布仍存在结构性差异,可能加剧县(区)内部的城乡收入差距。一方面,高附加值环节如供应链管理、品牌营销和平台运营等资源主要集中在城镇,而乡村劳动力多参与低附加值的基础性岗位,收入提升空间有限;另一方面,农村电商的发展高度依赖于物流体系、金融支付和数字化运营等基础条件,而这些资源在城镇更为集中,从而使城镇居民更易获取相关高收益机会,进一步拉大城乡收入差距。

表 11 农村电商发展水平异质性

变量	农民收入		城乡收入差距	
	(1)	(2)	(3)	(4)
试点政策变量	0.0463 *** (0.0079)	0.0268 *** (0.0081)	0.0263 ** (0.0105)	0.0216 ** (0.0108)
试点政策变量×淘宝村数量	—	0.0035 *** (0.0004)	—	0.0009 * (0.0005)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县(区)固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6587	6587	6587	6587
R ²	0.8882	0.8900	0.5879	0.5881

2. 区域分布。中国各地区资源禀赋差异较大,发展不平衡的现象也很常见。本文从区域分布视角出发,分别以东中西部和南北两类地理分布方式作为区域变量,在回归模型(1)中加入区域变量与

① 人民网. 乡村电商演绎不一样的文化故事, <http://country.people.com.cn/GB/n1/2019/0701/c419842-31205183.html>

② 凤凰网. 打造千亿级产业集群,睢宁“2+3”新模式让电商华丽转身, <https://js.ifeng.com/c/8M53RkX2qQU>

试点政策变量的交互项以检验政策效果的区域差异,结果如表 12 所示。

表 12(1)列的回归结果显示,政策对农民增收的影响在 1%显著性水平上存在显著区域差异,东部地区政策效应最为明显,中部地区次之,西部地区相对较弱,呈现出“东高西低”的梯度递减特征。具体而言,东部地区的农民增收效应显著高于中部和西部地区,平均每向西移动一个区域,农民的年均收入增长减少 651 元。这一结果表明,政策在经济较为发达、基础设施更完善、数字技术普及度更高的东部地区效果最佳,而在中部和西部地区效果逐步减弱。(2)列的回归结果表明,政策的实施在南北区域之间同样存在显著差异,南部地区的农民收入增长高于北部地区,平均每年多增长 725 元。这一结果可能也与南北地区的资源禀赋差异有关。与北部地区相比,南部由于气候宜人、人口密集、城镇化水平较高,且产业结构更为多元化,数字资源也更加丰富。因此,数字技术在南部地区的应用会更加深入,进而增收效果更明显(卢福财等,2024)。(3)(4)列的结果显示,政策对县(区)内部城乡收入差距的扩大效应在不同区域间存在显著差异。具体而言,东中西部与南北地区的交互项回归系数均为负,且分别在 1%和 10%水平上显著,说明该政策对城乡收入差距的影响在区域层面具有异质性。这表明,随着区域从东向西、从南向北变化,政策对城乡收入差距的扩大效应逐渐减弱。这意味着数字乡村建设在更发达地区引起了更明显的城乡收入差距扩大效应,而对欠发达地区的效果较弱,城乡收入差距的扩大不如东部和南部地区明显。该结果可在新增长理论框架下予以阐释,涵盖技术内生性、人力资本积累、技术外溢效应及数字鸿沟的阶段性演化等方面。东部和南部地区依托较强的创新基础和数字设施,通过政策推动技术进步与内生增长(杨江华等,2022),但相关红利在实际分布中更易向城镇集中,农村因创新能力相对薄弱和产业链不完善,受益程度有限,城乡收入差距有所扩大。与此同时,数字经济的技术密集特性可能进一步强化城镇高技能劳动力的优势,而农村劳动力因技能适配性不足,在就业替代效应下面临更大挑战,城乡居民收入差距扩大风险上升。此外,在数字化水平较高的地区,数字鸿沟已逐步由“接入鸿沟”转向“应用鸿沟”,城镇居民因数字素养和使用能力较强可能受益更多,农村居民则相对较少。相比之下,中西部及北部地区数字化基础相对薄弱,当前政策着力于补齐“接入鸿沟”,技术扩散路径更具均衡性,收入差距扩大趋势相对缓和。

表 12 地理分布异质性

变量	农民收入		城乡收入差距	
	(1)	(2)	(3)	(4)
试点政策变量	0.1801 ^{***} (0.0200)	0.1449 ^{***} (0.0231)	0.0819 ^{***} (0.0266)	0.0750 ^{**} (0.0308)
试点政策变量×区域变量(东部=1、中部=2、西部=3)	-0.0651 ^{***} (0.0089)	—	-0.0270 ^{***} (0.0119)	—
试点政策变量×区域变量(南部=1、北部=2)	—	-0.0725 ^{***} (0.0160)	—	-0.0358 [*] (0.0213)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县(区)固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6587	6587	6587	6587
R ²	0.8892	0.8886	0.5883	0.5881

六、结论与建议

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县(区)作为准自然实验样本,基于 2016—2022 年 941 个县(区)面板数据和双重差分模型,研究数字乡村建设对农民收入的影响及作用机制,并考察其对县(区)内部的城乡收入差距的影响。

研究发现:其一,数字乡村建设对农民收入具有显著的正向影响。数字乡村建设能够提升县(区)产业的活跃度,从而促进农民增收。在产业发展中,数字乡村建设对县(区)第三产业的提升作用最为明显,其次是第一产业,最后是第二产业。其二,县(区)城镇化水平的提升对数字乡村建设在促进农民增收方面发挥了积极的调节作用。其三,数字乡村建设在提高农民收入的同时,也扩大了县(区)城乡内部的收入差距。其四,数字乡村建设对农民增收的效应受到农村电商发展水平的影响,县(区)淘宝村的发展对农民收入的提升具有促进作用,但也会扩大县(区)内部城乡收入差距。此外,数字乡村建设对农民增收和县(区)内部城乡收入差距的效应存在显著的区域差异,农民增收效应和城乡收入差距的扩大效应由东-中-西、南-北地区依次减弱。

基于上述发现,本文得出以下政策启示:

第一,持续推动数字乡村建设,强化财政与社会资本联动,构建县(区)数字产业生态。政府应加大财政投入力度,完善县(区)信息基础设施建设,确保数字技术在乡村的广泛应用。同时,加强与产业部门协同,出台鼓励政策,吸引数字化高科技企业落户县(区),推动传统农业向数字农业转型,并延伸农业产业链至农产品加工、生态农业等领域。此外,应大力发展乡村旅游、农产品电商等新业态,构建以数字技术为纽带的县(区)第一二三产业融合发展体系。通过加强与高职院校的产学研合作,发展契合产业需求的数字技术职业教育,培养高素质数字产业人才,为县(区)数字经济提供长期支撑。

第二,提升县(区)公共服务水平,优化城乡要素流动,促进城镇化发展。政府应提升教育、医疗、交通等公共服务水平,降低城乡人口与要素流动成本,增强县(区)对外来人口的吸引力,推动农村富余劳动力向县(区)流动,以提升城镇化水平。通过强化县(区)城镇的产业和就业承载能力,使数字乡村建设能够更有效促进农民增收,并增强县(区)经济的整体活力。

第三,优化淘宝村发展规划,推动县(区)农村电商产业集群建设。政府应制定淘宝村发展战略规划,通过设立专项资金、提供税收优惠等政策支持基础设施建设、项目创新和市场拓展,降低农村电商初创企业的运营成本,吸引更多外部投资。同时,鼓励地方企业与电商平台深化合作,构建具有地方特色的电商产业链,实现淘宝村的稳定发展,并推动农村电商向规模化、品牌化方向升级。

第四,防范数字鸿沟风险,推动农村数字技能提升,促进“数字普惠”发展。政府应高度重视乡村“数字贫困”问题,避免数字技术带来的县(区)内部城乡收入差距扩大。一方面,县(区)政府应定期开展数字技能培训,提高农民的数字素养,培养“数字新农人”,帮助农民利用数字技术拓宽就业与创业渠道;另一方面,加强数字建设资源的宣传,建立长效“数字生计”帮扶机制,为农村居民提供更加便捷的数字金融、教育、医疗和社保服务,确保数字乡村建设的红利惠及更广泛的农民群体。

第五,缩小数字乡村发展的地区差距,完善区域数字经济协调机制。政府应关注数字乡村发展的区域差异,建立东部地区与中西部地区的数字经济发展帮扶和协调机制,推动数字技术和产业资源向发展相对滞后的地区倾斜。加大对中西部地区的政策、财政和技术支持力度,确保数字乡村建设的均衡推进,减少地区间的数字经济发展不平衡,进而增强全国范围内数字乡村建设的整体效应。

参 考 文 献

1. Barro, R., Sala-i-Martin, X. Economic Growth Second Edition. The MIT Press, 2004
2. Li, P., Lu, Y., Wang, J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18~37
3. Romer, P. M. Increasing Returns and Long-run Growth. Journal of Political Economy, 1986(5): 1002~1037
4. Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. Biometrika, 1983(1): 41~55
5. 曾亿武, 宋逸香, 林夏珍, 傅昌鑫. 中国数字乡村建设若干问题刍议. 中国农村经济, 2021(4): 21~35
6. 李丽莉, 曾亿武, 郭红东. 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, 2023(1): 77~92
7. 谢文帅, 宋冬林, 毕怡菲. 中国数字乡村建设: 内在机理、衔接机制与实践路径. 苏州大学学报(哲学社会科学版), 2022(2): 93~103
8. 文丰安. 数字乡村建设: 重要性、实践困境与治理路径. 贵州社会科学, 2022(4): 147~153
9. 陈 旒, 李 志. 数字乡村建设与现代农业融合发展困境及其破解之道. 改革, 2023(1): 109~117
10. 田 野, 刘 勤, 黄 进. 数字经济赋能乡村产业振兴的作用机理——基于湖北省秭归县三个典型乡镇的案例. 农业经济问题, 2023(12): 36~46
11. 李成龙, 周 宏, 吕新业, 李 雪. 规模农户对小农户施药行为的溢出效应及路径研究. 农业技术经济, 2024(9): 22~36
12. 邓金钱, 刘明霞. 数字乡村缓解农村多维相对贫困的机制研究——来自县域层面的经验证据. 管理学报, 2023(2): 10~24
13. 张 岳, 张 博, 周应恒. 数字乡村建设对农民收入的影响——基于收入水平与收入结构的视角. 农林经济管理学报, 2023(3): 350~358
14. 李 波, 陈 豪. 数字乡村建设缩小收入差距的机制与实现路径. 中南民族大学学报(人文社会科学版), 2023(5): 137~145+187
15. 徐旭初, 徐之倡, 吴 彬. 数字乡村建设能够促进农村居民增收吗?——基于 801 个县域的 PSM-DID 检验. 学习与探索, 2023(12): 77~89+178
16. 李伟嘉, 苏 昕. 数字乡村背景下智慧农业的场景、效应与路径. 科学管理研究, 2023(3): 140~150
17. 马述忠, 贺 歌, 郭继文. 数字农业的福利效应——基于价值再创造与再分配视角的解构. 农业经济问题, 2022(5): 10~26
18. 张景娜, 张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据. 中国农村经济, 2020(3): 57~77
19. 王少平, 欧阳志刚. 我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应. 经济研究, 2007(10): 44~55
20. 林 嵩, 谷承应, 斯晓夫, 严雨珊. 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. 经济研究, 2023(3): 40~58
21. 黄阳华, 张佳佳, 蔡宇涵, 张津硕. 居民数字化水平的增收与分配效应——来自中国家庭数字经济调查数据库的证据. 中国工业经济, 2023(10): 23~41
22. 杨江华, 刘亚辉. 数字乡村建设激活乡村产业振兴的路径机制研究. 福建论坛(人文社会科学版), 2022(2): 190~200
23. 张 良, 徐志明, 李成龙. 农村数字经济发展对农民收入增长的影响. 江西财经大学学报, 2023(3): 82~94
24. 林 海, 赵路彝, 胡雅淇. 数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕. 中国农村经济, 2023(5): 81~102
25. 丁可可, 马正兵, 王 涛. 乡村数字经济对农民收入的影响及空间异质性研究. 干旱区资源与环境, 2024(5): 90~99
26. 张 晖, 李 靖, 张燕媛, 虞 玮. 数字乡村建设、城乡融合发展与县域经济增长. 财贸研究, 2024(9): 28~42+93
27. 田 鸽, 张 勋. 数字经济、非农就业与社会分工. 管理世界, 2022(5): 72~84+311
28. 张 旺, 白永秀. 数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径. 中国软科学, 2022(1): 132~146
29. 孙惠娜, 张 旭, 郭义盟. 新发展格局下促进农民农村共同富裕的现实挑战与实现路径. 山东社会科学, 2023(5): 153~161
30. 江 艇. 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, 2022(5): 100~120
31. 斯丽娟, 辛雅儒. 数字乡村建设对县域产业升级的影响. 重庆大学学报(社会科学版), 2024(2): 1~15
32. 平卫英, 李文星, 罗良清. 要素流动对城乡融合发展的影响机理与空间分异研究. 统计与信息论坛, 2024(6): 15~31
33. 王 理, 廖祖君, 贾 男. 城镇化发展新视域: 数据要素的创新驱动与信息牵动. 中国农村经济, 2024(6): 25~49+185~188
34. 赵佳佳, 孙晓琳, 苏岚岚. 数字乡村发展对农村居民家庭消费的影响——基于县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查的匹配数据. 中国农业大学学报(社会科学版), 2022(5): 114~132

35. 刘晓倩,韩青. 农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据. 农业技术经济, 2018(9):123~134
36. 陈晓红,李杨扬,宋丽洁,汪阳洁. 数字经济理论体系与研究展望. 管理世界,2022(2):208~224+13~16
37. 霍鹏,肖荣美,马九杰. 数字乡村建设的底层逻辑、功能价值与路径选择. 改革,2022(12):57~65
38. 孙久文,张翱.“十四五”时期的国际国内环境与区域经济高质量发展. 中州学刊,2021(5):20~27
39. 宋瑛,付俊治. 数字化创新能有效提升涉农企业韧性吗——来自涉农上市企业的经验数据. 农业技术经济. <https://doi.org/10.13246/j.cnki.jae.20241104.001>
40. 李晓慧,李谷成. 数字乡村建设与城乡收入差距:一个U型关系. 华中农业大学学报(社会科学版),2024(4):12~24
41. 曾亿武,李丽莉,郭红东. 从传统农业到数字农业:演进逻辑与实现路径. 经济学家,2024(8):119~128
42. 陈绍军,唐滢,田鹏. 统筹新型城镇化和乡村全面振兴的多重逻辑与实现路径. 江西社会科学,2024(6):34~44+206~207
43. 刘生龙,张晓明,杨竺松. 互联网使用对农村居民收入的影响. 数量经济技术经济研究,2021(4):103~119
44. 王汉杰. 数字素养与农户收入:兼论数字不平等的形成. 中国农村经济,2024(3):86~106
45. 刘元胜. 农业数字化转型的效能分析及应对策略. 经济纵横,2020(7):106~113
46. 邹美凤,高云凤,马华,石文杰. 数字乡村建设影响农户创业吗?. 中国软科学,2024(2):201~211
47. 谭思,陈卫平. 数字技术驱动乡村产业高质量发展的理论机理、现实基础与路径选择. 农村经济,2024(4):26~33
48. 罗廷锦,茶洪旺.“数字鸿沟”与反贫困研究——基于全国31个省市面板数据的实证分析. 经济问题探索,2018(2):11~18+74
49. 张家平,程名望,韦昕宇,龚小梅,潘烜. 人口信息化与人口城镇化协调性及其时空演变. 中国人口·资源与环境,2018(12):168~176
50. 钱力,金雨婷,马草原. 数字新质生产力与农民增收:理论分析与经验证据. 西南大学学报(社会科学版),2024(5):15~30
51. 苏岚岚,彭艳玲. 数字化教育、数字素养与农民数字生活. 华南农业大学学报(社会科学版),2021(3):27~40
52. 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. 农业技术经济,2024(12):4~24
53. 黄季焜,苏岚岚,王悦. 数字技术促进农业农村发展:机遇、挑战和推进思路. 中国农村经济,2024(1):21~40
54. 徐维祥,石柔刚,周建平. 数字经济对城乡收入差距的影响机制与空间效应. 华东经济管理,2025(1):84~94
55. 黄庆华,潘婷,时培豪. 数字经济对城乡居民收入差距的影响及其作用机制. 改革,2023(4):53~69
56. 刘欢. 工业智能化如何影响城乡收入差距——来自农业转移劳动力就业视角的解释. 中国农村经济,2020(5):55~75
57. 张晓林. 乡村振兴战略下数字赋能农村流通创新发展机理与路径. 当代经济管理,2024(4):47~53
58. 贺娅萍,徐康宁. 互联网对城乡收入差距的影响:基于中国事实的检验. 经济经纬,2019(2):25~32
59. 樊铁侠,徐昊,马丽君. 数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制. 中国软科学,2022(6):181~192
60. 芦人静,余日季. 数字化助力乡村文旅产业融合创新发展的价值意蕴与实践路径. 南京社会科学,2022(5):152~158
61. 马万里. 新型城镇化、技术溢出与数字经济发展. 科学学研究. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20241115.002>
62. 贺雪峰. 大城市的“脚”还是乡村的“脑”?——中西部县域经济与县城城镇化的逻辑. 社会科学辑刊,2022(5):55~62
63. 展进涛,周静鑫,俞建飞. 汇聚涓涓细流:农村电商的收入效应与溢出效应研究——基于全国1809个县的证据. 南京农业大学学报(社会科学版),2024(2):136~147
64. 卢福财,钟诗韵. 数字产业集群发展水平评价及其时空演变. 经济地理,2024(6):113~123

Digital Village Construction, Rural Residents' Income Increase and Rural-Urban Income Gap: Quasi-natural Experiment Based on the National Digital Village Pilots

PING Weiyang, WANG Yaohua, ZHANG Yirui

Abstract: Digital rural is an important strategy to promote farmers to share the dividends of

digital economy, bridge the digital development gap between cities and villages, and realize rural revitalization. This paper utilizes the panel data of 941 counties (districts) in China from 2016 to 2022, and takes the pilot counties (districts) of the National Digital Rural Policy in 2020 as a quasi-natural experiment, and adopts the double-difference method to study the mechanism of the role of digital rural construction on farmers' income, as well as the impact on the urban-rural income gap within counties (districts). The study finds that digital rural construction has a significant positive impact on farmers' income, but also widens the urban-rural income gap within counties (districts); the mechanism test shows that county (district) industrial activity and urbanization rate increase is an important way for digital rural construction to achieve the farmers' income increase. The heterogeneity analysis shows that the effect of digital rural construction on the increase of farmers' income and the urban-rural income gap within counties (districts) is affected by the level of rural e-commerce development and the regional impact. The higher the level of rural e-commerce development is, the more significant income generating effect is. There is also a tendency to widen the urban-rural income gap within counties (districts), and regionally it shows a gradual weakening of the trend from the east-middle-west, south-north. This paper studies the impact of digital village construction on farmers' income and the urban-rural income gap, and provides strong empirical evidence for further promoting rural revitalization.

Keywords: Digital countryside; Rural income generation; Rural-urban income gap; Industrial development dynamics; Double-difference approach

责任编辑:段艳艳