黄君洁，黄诗瑶．数字乡村建设提升农业新质生产力的实证研究［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2026，25（5）：50-65.
Huang Junjie，Huang Shiyao. An empirical research on digital rural construction enhancing agricultural new quality productivity［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2026，25（5）：50-65.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2026.05.006

数字乡村建设提升农业新质生产力的实证研究

黄君洁，黄诗瑶
（厦门大学 公共事务学院，福建 厦门 361005）

摘 要：构建契合新质生产力发展要求的农村数字技术体系是激活农业新动能、焕发农村新活力、激发农业新质生产力跃升的重要前提。在此进程中，以“数字乡村建设”为核心载体的农村数字技术无疑发挥了中流砥柱般的关键作用。基于2017—2022年中国31个省（自治区、直辖市）下属县域的面板数据，运用双重差分法（DID）进行实证检验，分析数字乡村建设试点对于农业新质生产力的影响效应及其作用机制。研究结果表明，数字乡村建设试点显著提升了农业新质生产力，特别是在推动农业数字技术赋能、提高农业劳动生产率和促进农业产业结构转型升级等方面发挥了重要作用。异质性分析显示，在东部地区、粮食主销区和高农业教育覆盖率的地区，数字乡村建设对农业新质生产力的提升作用更为显著。研究结论为深化数字乡村建设、推动农业新质生产力发展提供了实证依据和政策启示。

关键词：数字技术；农业；新质生产力
中图分类号：F320.3 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2026）05-0050-16

一、研究背景

随着数字经济成为全球经济增长的新引擎，中国农业农村现代化进程面临数字化转型的战略机遇。然而，农业农村数字化发展落后，相较于工业和服务业，农业领域的数字化渗透率仍显滞后，存在资源配置低效、创新动能不足和治理体系不完善等突出问题[1]。为弥补农村数字技术发展的不足，2018年中央一号文件首次提出“数字乡村战略”，推动农村融入数字社会，加速乡村振兴进程。2020年，中央网信办等七个部门公布了首批117个国家数字乡村试点，这标志着数字乡村建设已进入了实质性推进阶段。与此同时，2024年政府工作报告将“发展新质生产力”放在更加突出的战略位置，农业作为国民经济的基础产业，亟需引入新质生产力的关键要素，以应对国际竞争并实现高质量发展。2025年中央一号文件进一步强调“因地制宜发展农业新质生产力”，凸显其在农业强国建设和乡村振兴中的核心动力作用[2]。基于此，以数字乡村建设为载体，探究其与农业新质生产力的耦合路径，不仅为破解“三农”问题提供了政策实验场，也为探索农业现代化路径提供了新的理论视角。

农业新质生产力正在成为引领现代农业系统性变革的核心动力，亦是撬动农业高质量发展的战略基点，能够为建设农业强国注入新的动能，并在推进农业现代化、农业高质量发展、提升农业产业效能、助力农业强国建设方面展现出显著的战略价值[3]。步入数字经济时代，数字技术重塑了劳动资料的形态，赋予其鲜明的数字化特征[4]，催生出了智能传感设备、智慧灌溉技术、土壤改良与培肥技术、物联网技术等一系列数字化劳动方式。凭借其高度的链接性与强大的渗透性，这些技术工具不仅直接作用于涉农新型劳动

收稿日期：2026-03-13 **修回日期：**2026-04-02
基金项目：国家社会科学基金一般项目“数智时代生育教育助推生育决策的实现路径及效应研究”（25BRK008）；福建省社会科学规划项目“福建育龄人群生育支持政策偏好精准识别与策略优化研究”（FJ2025B071）；福建省社会科学规划项目“生成式人工智能助推财税体制改革研究”（FJ2026B023）
作者简介：黄君洁，研究方向：公共经济。

对象，还深入融入了农业再生产的全链条，有力地推动了农业新质生产力形成[5]。这一过程中，农业新质生产力的演进路径根植于科技创新，沿袭着农业科技化、数字化、网络化和智能化的主线，其本质在于通过整合前沿科技创新资源，系统导入新技术、新设备、新模式，推进劳动、知识、技术、管理、数据和资本等农业要素的配置方式向着更高形态与更优状态跃迁，最终提升农业的全要素生产率[6]。显然，在此过程中，数字技术的生产效率倍增引发了劳动力市场的结构性转型，促使传统农业生产力向数字劳动力转型[7]。数字技术与农业生产环节融合还有助于促进农业劳动者要素质态、农业劳动资料质态和劳动对象质态的跃升，实现了农业生产力质的突破[8-9]。同时，数字技术还重构了农业生产组织范式，促进了农业生产组织模式平台化、协同化变革，为加速形成数字农业新质生产力提供了制度保障[10]。可以说，数字技术通过技术创新、要素重构与组织变革三种机制引起农业劳动者、劳动资料和劳动对象各类生产要素发生系统性优化，已成为发展农业新质生产力的关键引擎。

已有研究梳理了数字乡村战略从提出到实质推进的历程，深入剖析数字技术嵌入农业生产力，最终形成并蜕变为农业新质生产力全过程的作用机理，前人研究多停留在宏观层面的价值阐释与路径推演，以定性研究为主，鲜有定量研究，更缺乏具有操作性和验证性的实证研究。马玉丽和周煜基于2012—2022年我国30个省（自治区、直辖市）的面板数据，采用系统GMM两步估计法，深入考察并验证了数字技术在农业新质生产力形成过程中的影响机制[5]。研究所采用的省级数据的宏观性可能掩盖了地区内部的异质性，且研究未充分考虑数字技术在农业新质生产力形成过程中的具体作用机制和微观层面的实施效果，对于中介机制的探讨过于单一和局限，从而限制了研究结论的深入性和普适性，而且GMM在样本量较小时估计效率可能较低。因此，本研究将采用双重差分法（DID），运用2017—2022年的中国31个省（自治区、直辖市，不包括港澳台地区）的县域数据进行准自然实验研究，样本量更大，更好地控制政策实施前后的时间效应和地区间的差异，从而更准确地评估数字乡村建设试点政策对农业新质生产力的影响。

二、政策背景与理论分析

（一）政策背景

数字乡村建设与农业新质生产力培育存在耦合性，正是在2018年至今数字乡村建设这一政策背景下，农业新质生产力发生了递进式发展，具体而言，数字乡村建设历经战略提出、试点落地以及深度融合等阶段，国家顶层设计得以与地方实践协同推进，政策核心也从弥补农村数字短板逐步转向培育数字技术赋能的农业生产力，形成了与农业新质生产力发展要求高度适配的政策脉络。

2018年，我国农业领域面临数字化基础薄弱、渗透率低、数字技术应用不足等问题，这些现实问题直接制约着我国农业资源的配置效率和创新动能的提升。在此背景下，中央一号文件首次提出“实施数字乡村战略，做好整体规划设计，加快农村地区通信网络覆盖步伐，弥合城乡数字鸿沟”的战略要求[11]，以补齐农村数字发展短板为核心定位，推动农业农村融入数字社会，靶向解决了我国农业领域的数字化困境，为数字技术向农业领域渗透搭建了政策框架，也为后续农业生产力数字化转型奠定基础。此外，地方层面则在浙江、江苏等数字经济基础较好的省份开展先期探索，为全国战略落地积累实践经验。

2020年，中央网信办等七部门联合启动首批117个国家级数字乡村试点，标志着数字乡村建设从宏观战略转向微观实践，试点遴选兼顾全国31个省（自治区、直辖市）的区域代表性与发展差异性，核心建设任务聚焦数字基础设施升级、智慧农业发展、乡村数字治理、农产品电商体系建设、农民数字素养提升五大方向，明确要求推动数字技术与农业生产、加工、流通全链条融合。此次试点是数字技术与农业全链条融合的实践探索，更是数字乡村战略实质性试点推广阶段，各试点地区结合自身资源禀赋，致力于探索出数字技术赋能农业农村生产生活的多样化模式，为后续农业新质生产力的发展提供了多元实践样本。

2024至2025年，农业新质生产力被纳入国家核心战略，另外，《加快建设农业强国规划

（2024—2035年）》[12]也将数字乡村建设作为培育农业新质生产力的重要支撑，明确了农业数字技术攻关、数字基础设施升级、数字农业人才培育等具体要求，而地方层面则开展本土化政策调整：东部聚焦数字农业创新，粮食主产区发力生产数字化，中西部推动特色农业数字产业化，形成“国家定方向、地方定特色”的发展格局。

上述数字乡村建设相关政策的演进，呈现出从弥补农村数字短板到赋能农业新质生产力的核心逻辑转变，尤其是近年来聚焦数字乡村建设与农业新质生产力培育的深度绑定，通过数字技术重构农业生产要素、改造生产方式、升级产业结构，推动农业生产力从传统形态向新质形态跃升，这一“质效提升”更是极大契合农业新质生产力的培育路径。由此可见，上述政策的演进路径符合我国数字经济发展趋势与农业现代化内在要求，也为本文探究数字乡村建设对农业新质生产力的影响提供了政策现实依据。

（二）理论分析

1. 数字乡村建设与农业新质生产力

数字技术构成了农业新质生产力的核心动力，通过深入融合和渗透到传统农业各生产要素（劳动者、劳动对象、劳动资料），推动了农业从传统生产力向新质生产力的飞跃，这一内在逻辑与生产力构成理论高度契合，数字技术不仅是提升农业生产力的关键途径，也是农业现代化进程中的重要里程碑[13]。而农业新质生产力的本质正是通过科技创新实现生产要素质态升级与优化组合，而数字乡村试点建设作为国家推进数字乡村战略的核心举措，其核心任务是弥补农村数字技术发展不足、推动农村融入数字社会，这与提升农业新质生产力的本质要求高度契合，二者在实现路径和目标上形成天然的逻辑一致性。因此，农业新质生产力已然成为农业生产力未来革新的发展方向。

可见，发展农业新质生产力，必须以科技创新为核心引擎。由科技创新催生的新产业、新模式、新动能，已然成为发展农业新质生产力的关键环节和要素。新质生产力的发展既包含劳动者、劳动对象、劳动资料等基本要素的质态变化，又囊括上述基本要素优化组合的有效提升[14]。具体而言，农业新质生产力沿农业科技化、数字化、网络化和智能化主线演进，通过整合前沿科技创新资源，推动劳动、知识、技术、管理、数据和资本等农业要素配置向更高形态跃迁，最终提升农业全要素生产率，这一演进过程以技术创新扩散理论为支撑，以数字乡村试点作为政策性技术扩散为载体。数字乡村试点建设作为国家推进数字乡村战略的重要举措，其核心任务就是弥补农村地区数字技术发展的不足，促进农村地区融入数字社会。这一建设任务与提升农业新质生产力的本质要求高度契合，两者在实现路径和目标上存在逻辑上的一致性。具体而言，建立在“新”的基础上，农业新质生产力在“量”与“质”两方面提出了要求，一方面，强调农业生产技术应用新、产业业态新、发展模式新、价值创造新，另一方面，运用“新”的农业生产技术实现“量”上的生产效率提升、规模扩大以及产量增加和“质”上的创新赋能、要素质量提升、可持续发展，涌现出质态新和质效新的农业生产力。数字乡村试点建设在数字乡村整体规划设计、新型基础设施建设、智慧农业发展、乡村数字治理、信息惠民服务等多个方面做出政策部署，恰恰与农业新质生产力在“质”和“量”上的本质要求即劳动的数量和分工协作的规模及体力与智力的发展程度一一契合。数字乡村试点建设是实现农业新质生产力的重要途径，可以推进“量”和“质”的优化组合，不断重组生产方式，最终促使农业传统生产方式向新型生产方式过渡，从而使农业生产力发生新质态变化，为农业新质生产力的提升提供坚实的支撑和保障。据此，本文提出研究假设H1：

H1：数字乡村建设对农业新质生产力具有提升作用，即与未被选为试点地区的县相比，数字乡村建设对于试点地区农业新质生产力存在促进作用。

2. 数字乡村试点建设提升农业新质生产力的机制分析

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[15]，其实现路径为：加快培养农业数字化人才、升级数字化农业劳动资料、以数字技术拓宽和深化农业劳动对象[8]。截至2025年，中国

农村地区互联网普及率为63.8%[16]，数字技术和平台深度融入农业农村发展各领域，以数字创新驱动乡村振兴，重构农村经济发展模式、治理体系和生活方式，这能够不断解放农村生产力，优化生产关系，提高生产效率，提升乡村治理效能，补齐农业农村发展短板，促进农民增收致富，更好地满足其对美好生活的需求[17]。

（1）数字乡村试点通过技术重构提升农业新质生产力。技术重构本质上是依托技术创新理论实现数字技术对传统农业生产方式的系统性改造，数字技术赋能农业生产，能够转变传统农业生产方式、延伸农业生产链，数字乡村建设促进了传统农业的转型升级，弥补了农业生产的技术短板，推动人工智能、云计算、大数据、物联网等新兴科学技术与传统农业生产劳动工具的有效结合，进而实现数字技术赋能农业生产全流程。首先，数字技术驱动劳动工具智能化升级。在数字乡村试点推动下，传统半自动化农业装备正向智能化方向转型。新型智能农机通过集成传感器和控制系统，实现了作业状态实时监测和数据自动采集。这些数据经云端平台分析处理后，可生成优化作业方案，指导农机精准作业，最终构建起“监测—分析—决策—执行”的智能化生产闭环，大幅提升了农业生产系统的整体效能。其次，数字技术赋能农业生产方式变革。数字乡村建设通过人工智能、物联网、大数据等新兴数字技术与传统农业生产工具的深度融合，实现了农业生产全流程的数字化改造。在种植环节，物联网传感器技术广泛应用于农田环境监测、土壤养分检测和气象信息采集，为精准农业实施提供数据支撑；大数据分析技术深度挖掘种植模式规律、病虫害发生特征和市场趋势，显著提升了农业决策的科学性。再次，数字技术延伸农业产业链条价值。在农产品加工领域，数字技术实现了生产过程的自动化控制和智能化管理，既保障了产品质量稳定性，又提高了加工效率。在销售环节，电商平台和农产品溯源系统不仅拓展了市场渠道，还通过建立全程可追溯机制增强了消费者信任度，有效提升了农产品附加值。最后，数字技术激活农业创新生态系统。数字乡村建设推动形成了“产学研用”协同创新机制，涉农企业根据市场需求联合科研机构开展技术攻关，重点突破智能农机装备适应性、物联网系统兼容性等关键技术瓶颈。这种创新模式持续产出数字农业技术成果，为农业劳动工具升级提供了源源不断的技术支持。由此，本文提出研究假设H2.1：

H2.1：数字乡村建设能够通过推动技术的重构，进而提升农业新质生产力。

（2）数字乡村试点通过要素重构提升农业新质生产力。数字乡村试点呈现出“数据赋能—工具创新—人才升级”的要素重构逻辑，契合人力资本理论与要素禀赋理论，即数据要素优化配置传统生产要素，智能工具提升要素使用效率，人才升级保障要素创新活力。农业劳动生产率往往以单位劳动投入为核心衡量指标，即农业劳动生产率的提升往往象征着农业劳动者素质的提升与劳动生产工具的升级迭代。数字乡村建设推进了农业现代化，直接实现了农业生产工具生产效率的极大改善，而生产工具的提升倒逼着劳动者素质的提升，掌握新兴农业生产技术的农业劳动者才能灵活运用数字化的农业生产工具和生产方式。例如，智能农机的广泛应用，借助卫星定位、传感器等技术，能够精准完成播种、施肥、收割等作业，相比传统农机，作业精度和速度都得到显著提升，从而直接推动了农业劳动生产率的提高。生产工具的升级对劳动者素质提出了更高要求，这促使了农业人才链的优化与发展。数字乡村试点地区为了充分发挥新型生产工具的优势，需要培养和引进一批掌握数字农业技术的专业人才，如农业大数据分析师、智能农机操作员、农业物联网工程师等。同时，也推动了传统农业劳动者向新型职业农民转型，通过培训和教育提升其数字素养和操作技能。这种人才链的优化，不仅满足了农业生产工具升级的需求，还为农业新质生产力的发展提供了人才保障。劳动者素质的提升是农业新质生产力发展的重要基础。高素质的劳动者能够更高效地运用先进的生产工具和技术，挖掘其潜在价值，实现农业生产的精细化、智能化管理。此外，高素质劳动者还能够积极参与农业技术创新和推广，促使农业生产技术的跃迁，进而提升农业新质生产力。基于此，本文提出研究假设H2.2：

H2.2：数字乡村建设能够通过推动要素的重构，进而提升农业新质生产力。

（3）数字乡村试点通过产业重构提升农业新质生产力。传统农业以单一的种植养殖为主，产业模式较为封闭，附加值有限。数字乡村建设的产业重构以产业融合理论为支撑，打破了传统农业的产业壁垒，通过“互联网＋农业”模式实现了产业链的横向拓展和纵向延伸。在产业融合的过程中，对劳动资料的需求发生了显著变化，从而促使劳动资料更新。一方面，农业加工、仓储、物流等环节的发展，需要引入先进的加工设备、智能仓储系统和冷链物流设施等，提高农产品的附加值和保鲜度，确保农产品能够快速、高效地流通到市场。另一方面，农产品电商的兴起，推动了农业生产基地与电商平台的对接，需要建设数字化的农产品展示平台、在线支付系统和供应链管理系统等，实现农产品的线上交易和精准营销。劳动资料的更新为农业新质生产力的提升提供了有力支撑。新的劳动资料不仅提高了农业生产效率，还促进了农业生产方式的变革和创新。例如，智能加工设备能够实现农产品的精细化加工，提高产品质量的一致性；冷链物流设施能够减少农产品在运输过程中的损耗，延长农产品的保鲜期；数字化展示平台和供应链管理系统能够提高农产品的市场竞争力，增加农民的收入。由此，本文提出研究假设H2.3：

H2.3：数字乡村建设能够通过推动产业的重构，进而提升农业新质生产力。

三、实证研究设计

（一）样本选取与数据来源

我国数字乡村建设经历了系统的政策演进过程：2018年中央一号文件首次提出“实施数字乡村战略”，2019年《数字乡村发展战略纲要》明确数字乡村建设的阶段性目标，2020年首批117个国家级数字乡村试点启动，2024年进入第二批试点阶段。这一“政策部署—试点探索—示范推广”的渐进式改革路径，充分体现了中国特色政策试验的治理智慧。本文选取首批试点地区作为研究对象，主要基于两方面考量：首先，首批试点已实施六年，范围覆盖全国且成效逐渐显现，具有典型性和代表性；其次，相较之下，第二批试点地区仍处于政策实施的起始阶段，政策效果尚未充分显现，而深入剖析首批试点地区的建设模式，能够为第二批试点工作的成功推进提供实践参考，助力后续数字乡村建设的优化与提升。因此，本文以2017至2022年为主要研究阶段，选取2017—2022年全国31个省（自治区、直辖市）的县域为研究样本，并使用Stata17.0统计分析软件进行数据的分析和预处理。农民人均可支配收入、农林牧渔业增加值、农村人口、第一产业就业人员数等大部分数据均来源于《中国县域统计年鉴（县市卷）》，建立在该统计年鉴的基础上，补充县本级及上一级政府官网中的国民经济和社会发展统计公报及各地级市统计年鉴，而化肥使用量、农药使用量以及R&D经费内部支出三个《中国县域统计年鉴（县市卷）》未公布的数据则主要通过手工收集从地方统计局获得。同时，在剔除缺失值数据量超过60%的样本之后，利用线性插值法、平均值插值法以及回归插值法补全数据，最终得到13 896条数据，其中共有534条试点地区的数据。

（二）变量说明与指标构建

1. 被解释变量

被解释变量为农业新质生产力，其评价指标体系如表1所示。借鉴已有研究[18]，本文首先从生产力构成的三要素——劳动者、劳动资料与劳动对象入手构建评价体系，随后利用熵值法计算各指标权重，进而通过加权求和得出2017至2022年间各县域的相关指数。其中，对于核心要素的阐释如下：

（1）劳动者。“农业新劳动者”代表了农业从业者的高级形态，其核心特质体现在两个方面：一方面其有别于传统农业劳动者，具有较高人力资本，能够适应并驾驭新兴农业技术；另一方面其拥有专业化的农业科技创新能力，能够直接参与到农业科技的研发和应用中[10]。参考已有文献[16]，主要从劳动生产率和劳动者素质两个维度考量①：劳动生产率方面，选用经济收入、农业产出和就业结构来测度，它反映单位劳动力产

① 本研究在“劳动者”维度中剔除了“劳动者精神”指标，原因如下：一是该指标主观性较强，且其核心衡量指标（R&D人员数量）与后文“R&D经费支出”存在重复；二是县域农民群体的科技素养和创新精神数据缺失严重，代表性不足。因此，本文仅保留“劳动生产效率”和“劳动者素质”作为衡量指标。

表1 农业新质生产力发展评价指标体系

目标层	准则层	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性
农业新质生产力	劳动者	劳动生产率	经济收入	农民可支配收入	农民人均可支配收入	正
			农业产出	人均农业增加量	农林牧渔业增加值/农村人口	正
			就业结构	非农就业比重	1－（第一产业就业人员数/乡村就业总人数）	正
		劳动者素质	教育基础	农村教育覆盖密度	（普通小学在校学生数＋普通中学在校学生数＋中等专科在校学生数）*（农村人口/总人口）	正
	劳动资料	物质劳动资料	基础设施	农业机械化水平	农业机械总动力	正
				固定资产投资力度	固定资产投资额	正
			资源产出水平	土地生产率	粮食总产量/农作物播种面积	正
				农业产出率	农林牧渔增加值/农林牧渔总产值	正
			资源利用水平	单位耕地面积农机总动力	农业机械总动力/耕地面积	正
		无形劳动资料	科技创新水平	机收率	机收面积/常用耕地面积	正
				农业科技活动经费	R & D经费内部支出×（农林牧渔业总产值 / 地区生产总值）	正
	劳动对象	非实体劳动对象	信息化水平	网络普及率	农村宽带接入用户数	正
		绿色实体劳动对象	环境污染	单位化肥消耗量	化肥使用量/农作物播种面积	负
				单位农药消耗量	农药使用量/农作物播种面积	负

出量，与劳动者经济收入间接挂钩[19]，且其提升会推动传统农业劳动者向新型产业部门转移，改变劳动力市场结构；劳动者素质则主要衡量劳动力文化水平，其中农村教育覆盖密度是反映农村劳动者受教育程度的关键指标。由于县域农村教育覆盖密度通常难以直接获取，这里采用间接比例方式来估算。

（2）劳动资料。劳动资料是劳动者进行生产与创造的媒介和手段，既涵盖用于改变、影响劳动对象的物质资料，又包括协助劳动者借助劳动对象以发挥创造力的无形条件性的生产资料[20-21]。本文以物质性劳动资料为核心，具体通过基础设施建设水平、资源产出效率以及资源开发利用程度三个维度进行测度。农业机械化水平和固定资产投资力度，对农业基础设施技术水平影响重大，单位耕地面积的农机总动力则能体现农业生产中物质劳动资料使用的高效性。无形劳动资料主要用科技创新水平测量[22]，通过机收率和农业科技活动经费衡量。机收面积指用机械（如收割机）收割农作物的土地面积，是衡量农业机械化水平的重要指标。机收面积占比高，意味着该地区农业生产广泛运用先进机械设备，有助于提高收割效率、降低人力成本。

（3）劳动对象。劳动对象泛指生产活动中被加工和影响的客体，可区分为实体性与非实体性两类。就实体性劳动对象而言，其核心构成体现在区域的生态环境基础层面[19, 22]。非实体性劳动对象侧重于数字化、信息化在农业生产过程中的运用。实体性劳动对象则聚焦农业生产的环境污染管控，旨在推动绿色农业理念深度融入农业新质生产力，实现农业可持续发展。

熵值法（Entropy Method）是一种基于信息熵理论的客观赋权方法，主要用于多指标综合评价体系中的权重确定。运用熵值法来估算农业新质生产力的水平（$ANQP$）：

$$ANQP_i=\sum_{i=1}^{n} w_j \times x_{ij} \tag{1}$$

根据结果，县域之间差距并不明显，指数最大值为1.474，最小值为1.004，均值为1.15，标准差为0.055，差距较小；总体来看，1.30以上的有190个城市，1.10以下的有2894个，1.10～1.30的有10 815个，大多数县域之间差距不大，可见总体上我国县域农业新质生产力发展还处于较均衡的低水平状态，这说明当前研究样本中农业新质生产力的发展正处于初期，且各个县域的农业新质生产力差异性较小，可能是由于推进农

业科技发展的政策处于出台初期阶段，由农业技术创新能力不足、地方财政支持力度有限、县域地区生产资源配置效率低下等因素导致。

2. 核心解释变量

中央网信办等部门于2020年联合印发了《关于开展国家数字乡村试点工作的通知》，其中公布的第一批117个国家数字乡村试点名单作为准自然实验的外生冲击。Treat为实验组或控制组标识变量，将进入试点名单的地区视为处理组，Treat取值1；将其他地区视为控制组，Treat取值0；Post为冲击前后标识变量，2020年以前的年份Post取值0，2020年及其之后Post取值1。Treat与Post的交乘项系数是我们重点关注的估计系数，表示数字乡村试点对农业新质生产力的影响效应。

3. 控制变量

为尽可能消除处理组与控制组之间固有的特征差异，从而更准确地评估政策净效应，本文借鉴已有研究[16]，选取经济发展水平、乡村人口、开放程度、地方财政支出水平等为控制变量。其中，经济发展水平与地方财政支出水平分别以人均GDP和财政预算的自然对数值进行测度，开放程度以实际利用外资水平与生产总值的比值衡量。

4. 机制变量

如前文所述，数字乡村试点主要通过技术重构、要素重构和产业重构三条路径作用于农业新质生产力，分别用农业数字化水平、农业劳动生产率和农业产业结构转型来测度技术重构、要素重构和产业重构，各指标测度说明如下：

首先，本研究拟直接测度农业数字化水平以反映技术重构效应，核心应涵盖农村数字基础设施普及、农业物联网设备应用等维度，但受县域层面微观数据可得性限制，我国多数县域尚未系统披露农业数字技术应用、物联网设备安装、数字化种养面积等精准指标，缺乏可量化、可对比的连续面板数据，无法构建科学的复合评价指标。基于此，采用农业机械总动力作为代理指标衡量农业数字化水平[23]，原因在于农业机械化是农业数字化、智能化的基础与前提，县域农业机械总动力的提升与数字技术赋能下的农业装备升级及生产工具智能化改造呈显著正相关，能够间接反映数字乡村建设推动农业生产工具技术迭代、实现生产方式数字化转型的技术重构效应。同时，需说明的是，该指标虽纳入农业新质生产力评价体系的劳动资料维度，但二者在研究中承担不同分析功能，在农业新质生产力评价中为基础构成指标，用于测算被解释变量整体水平；在机制检验中为中介代理指标，用于反映技术重构的传导路径，二者分析场景不同，且本研究通过控制个体固定效应、时间固定效应及其他核心变量，可有效降低指标重叠带来的多重共线性干扰。

其次，参考以往学者的衡量方式，通过农林牧渔总产值与第一产业从业人员人数的比值来衡量农业劳动生产率[24]，直接反映农业生产要素的配置效率与利用水平，契合要素重构“数据赋能—工具创新—人才升级”的核心逻辑，能够有效测度数字乡村建设对农业劳动力、生产工具等要素的优化重构效应。

最后，参考以往学者的衡量方式，用各地区第二三产业增加值与第一产业增加值之比来衡量产业结构高级化程度[25]，反映农业产业结构高级化与产业融合发展水平，能够体现数字乡村建设打破传统农业产业壁垒、推动产业链横向拓展与纵向延伸的产业重构效应，见表2。

表2 变量定义

变量类型	变量名	变量计算
被解释变量	农业新质生产力	熵值法测算的新质生产力得分
解释变量	数字乡村试点政策	2020年（及以后）的试点县域取值为1，反之为0
控制变量	开放程度	实际外资水平与经济生产总值的比值
	农村人口	农村人口
	经济生产总值	人均经济生产总值的自然对数
	地方财政水平	地方财政预算的自然对数
中介变量	农业数字化水平	通过农业机械总动力衡量
	农业劳动生产率	农林牧渔总产值与第一产业从业人员人数的比值
	农业产业结构转型	第二三产业增加值与第一产业增加值的比值

5. 描述性统计

表3汇报了本研究中主要变量的描述性统计结果，农业新质生产力指数均值为1.143，标准差为0.055，最小值为1.004，最大值为1.474，总体水平较低，且差异较小，说明当前研究样本中农业新质生产力的发展正处于初期，各个县域的农业新质生产力的差异性较小。

表3 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
农业新质生产力	13 896	1.143	0.055	1.004	1.474
试点地区	13 896	0.038	0.191	0	1
政策实施时间	13 896	2019.50	1.707	0	1
开放程度	13 896	4731.47	25 539.2	1	1200 675
农村人口	13 896	33.878	26.95	1	219
经济生产总值	13 896	10.763	0.695	8.166	17.102
地方财政水平	13 896	12.723	0.633	8.579	16.432
农业数字化水平	13 896	42.006	38.734	1	345
农业劳动生产率	13 896	5.495	15.748	2.294e-05	614.120
农业产业结构转型	13 896	0.250	0.252	5.083e-07	4.536

（三）模型构建

根据《关于开展国家数字乡村试点工作的通知》可得，2020年我国31个省（自治区、直辖市）总共117个县被选为试点地区。这样的数据结构使得本文可以将“数字乡村试点地区选择”视为一项“准自然实验”，评估数字乡村建设对农业新质生产力产生的影响。模型设定如下：

$$ANQP_{it}=\alpha_0+\beta_1 treat_i*post_t+\psi_i Z_{it}+\delta_i+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中被解释变量$ANQP$为县域农业新质生产力，被解释变量的下标i和t分别表示第i个县和第t年；Z_{it}为控制变量；μ_i表示时间固定效应；ε_{it}为随机扰动项；δ_i为县个体固定效应；$treat_i*post_t$为交叉项，其系数β_1为数字乡村建设对农业新质生产力的影响作用，即若数字乡村建设有利于提高农业新质生产力，则β_1系数显著为正。

四、实证结果分析

（一）基准估计结果

数字乡村建设对农业新质生产力的影响效应见表4。列（1）至列（5）为逐步加入控制变量的检验结果。结果表明，无论在何种情形之下，数字乡村试点建设在1%的显著性水平上对当地农业新质生产力具有正向推动作用。这表明该政策有效释放了农业新质生产力的发展潜能，本文提出的假设H1得以证实。

从经济学意义来看，从列（5）全控制变量下的核心结果出发，交乘项treat×post系数为0.009 39，表明在2020年数字乡村试点政策实施后，相较于非试点县域，试点县域的农业新质生产力指数平均显著提升0.009 39；以农业新质生产力指数均值1.143为基准计算，试点政策带来的农业新质生产力提升幅度约为0.82%，这一政策净效应表明数字乡村试点建设有效释放了农业新质生产力的发展潜能，是推动农业生产力质态升级的重要政策抓手。此外，控制变量的经济含义同样具有现实解释性，政策实施时间系数显著为正，表明农业新质生产力随时间推移呈现自然增长趋势，农业现代化与科技化发展的整体趋势推动县域农业新质生产力稳步提升；开放程度系数在10%显著性水平上为正，说明地区对外开放程度每提升1个单位，农业新质生产力指数提升0.237，反映出外资引入与对外经济交流能够为农业发展注入资源与技术，助力农业生产力提升；农村人口系数显著为负，表明农村人口规模每增加1万人，农业新质生产力指数下降0.000 298，原因在于农村人口规模过大易导致农业生产要素分散，降低资源配置效率；地方财政水平系数在5%显著性水平上为正，说明地方财政预算每提升1%，农业新质生产力指数提升0.002 26，体现出地方财政对农业农村的投入是农业新质生产力发展的重要保障。

表4 数字乡村建设对农业新质生产力的估计结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
treat×post	0.009 76***	0.009 28***	0.009 33***	0.009 40***	0.009 39***
	（0.002 33）	（0.002 21）	（0.002 22）	（0.002 19）	（0.0022）
政策实施时间	0.0616***	0.0617***	0.0613***	0.0640***	0.0636***
	（0.000 506）	（0.000 518）	（0.000 538）	（0.000 757）	（0.000 781）
开放程度		0.237*	0.234*	0.212*	0.212*
		（0.125）	（0.125）	（0.124）	（0.124）
农村人口数			−0.000 263***	−0.000 301***	−0.000 298***
			（8.60e-05）	（8.46e-05）	（8.48e-05）
经济生产总值				-0.006 57***	−0.006 67***
				（0.001 24）	（0.001 24）
地方财政水平					0.002 26**
					（0.000 893）
常数项	1.113***	1.113***	1.122***	1.193***	1.165***
	（0.000 234）	（0.000 474）	（0.003 05）	（0.0137）	（0.0176）
个体效应/时间效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	13 896	13 896	13 896	13 896	13 896
R^2	0.858	0.858	0.859	0.860	0.86

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；括号内为标准差

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分法的核心识别假设是：在政策干预发生之前，处理组与控制组的结果变量具有相同的变化趋势（即平行趋势），若该假设成立，则政策实施后两组之间的差异可归因于政策冲击，而非事前固有差异。为验证这一前提，本文绘制了时间趋势图（图1），展示处理组与控制组在核心被解释变量上的年度均值变化轨迹。图2显示，在2020年政策干预前，两组样本的发展轨迹无明显差异，符合平行趋势假定；政策实施后，处理组的增长曲线较控制组更为陡峭，且这一差异随时间推移呈扩大趋势。而图3中，横轴为政策相对时间，以2020年数字乡村试点政策实施年为基期，记为0，−3、−2、−1为政策实施前，0、1为政策实施后，纵轴为处理效应系数估计值，图中0值基准线以虚线标示，误差线代表95%置信区间。结果显示，政策实施前各期系数的95%置信区间均包含0，表明处理组与控制组满足平行趋势假定；政策实施后系数显著为正且持续上升，说明数字乡村试点政策对农业新质生产力具有显著的持续促进作用。两张图的结果不仅证实了动态处理效应的存在，也从侧面印证了数字乡村建设对农业新质生产力的促进作用具有持续性。

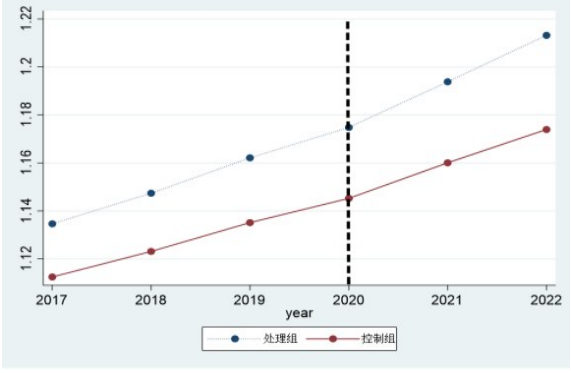


图1 处理组与控制组的时间趋势图

2. 安慰剂检验

为了检验上述结果在多大程度上受到遗漏变量、随机因素等的影响，参考已有文献的做法[26-27]，本文通过随机选择数字乡村建设的县域，并随机产生改革时间，据此构成了改革时间—县域两个层面随机实验，重新进行回归，根据虚假实验得到的基准回归估计系数的概率来判断结论的可靠性。为了进一步增强安慰剂检验的效能，本文采用随机抽样重复500次的方法进行安

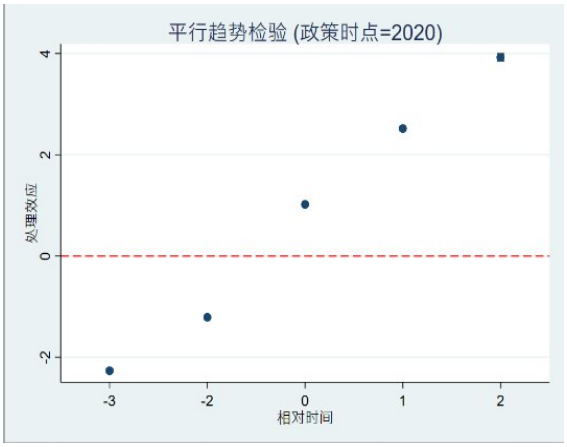


图2 数字乡村试点政策平行趋势检验（95%置信区间）

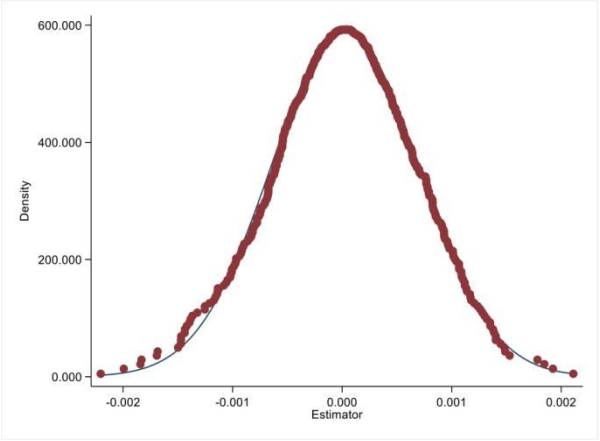


图3 安慰剂检验

慰剂检验，以验证农业新质生产力的提升是否源于不可观测因素，其中的检验逻辑在于：若随机处理下的ydyl×after系数均值趋近于0，则证明基准模型的设定是合理的。而图3中所汇报的系数分布图显示，伪双重差分项的估计系数均紧密分布在零点两侧，这一结果有效排除了遗漏变量对基准结论的干扰，证实了数字乡村政策与农业新质生产力之间的因果关系的可靠性。

3. 改变政策冲击时间

通过前文的研究发现，数字乡村建设对农业新质生产力具有一定的促进作用，但这有可能是其他政策或原因所导致。为了进一步证明实证结果的稳健性，本文采取反事实检验的方法，考察在未提出数字乡村建设试点时，核心解释变量是否仍然显著。如果显著，则说明存在其他未观察到的因素促进了城市产业结构升级，若不显著，则表示基准回归结果稳定可靠。本文将实施数字乡村政策的时间提前2年，然后重新进行回归，结果如表5所示，结果不显著，因此可以判断该模型基本符合反事实假定。

表5 改变政策冲击时间的检验结果

变量	系数
treat×post	0.0088 (−0.005 91)
控制变量	是
时间固定效应	是
个体固定效应	是
常数项	0.570*** (−0.0171)
样本量	13 899
R^2	0.261

4. 排除其他政策干扰

在本文的研究期间内，除数字乡村政策试点之外可能存在其他促进农业新质生产力的政策，如2015年开始的国家级大数据综合试验区试点、2020年开始的农村产业融合发展示范园试点政策以及2019年开始的全国乡村治理体系建设试点等，上述政策均通过技术赋能、产业升级或治理优化等路径作用于农业发展，若不加以控制，可能导致核心政策效应估计偏误。为排除上文所提及的政策干扰，本文进一步引入“乡村治理试点”哑变量、“农村产业融合发展示范园试点政策”哑变量和“国家级大数据综合试验区”哑变量，并将这些政策冲击的控制变量引入基准模型进行控制。表6显示，在分别控制三类同期政策后，核心解释变量treat×post的系数仍在1%显著性水平上为正，且系数值稳定在0.0149～0.0151之间，与基准回归结果（0.009 39）相比虽略有波动，但方向与显著性均未发生改变，表明数字乡村建设试点政策驱动农业新质生产力的政策效应保持稳健。

具体而言，即便控制了其他可能影响农业新质生产力的政策冲击，数字乡村试点政策对农业新质生产力的正向促进效应依然显著存在，说明基准回归结果并非由其他同期政策的混淆效应驱动，数字乡村建设具有独立的政策赋能效果。尽管核心系数在引入控制变量后略有上升，但这恰恰反映出，若不排除其他政策干扰，基准模型会在一定程度上低估数字乡村试点的真实效应——其他涉农政策与数字乡村试点存在正向协同作

表6 排除其他政策干扰的检验结果

变量	农村产业融合发展示范园试点政策	国家级大数据综合试验区	全国乡村治理体系建设试点
treat×post	0.0149***	0.0150***	0.0151***
	(0.005 71)	(0.005 70)	(0.005 69)
常数项	1.147***	1.147***	1.147***
	(0.000 108)	(0.000 110)	(0.000 218)
控制变量	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是
样本量	13 899	13 899	13 899
R^2	0.998	0.998	0.998

用，共同推动农业新质生产力提升；而控制后效应依然显著，进一步强化了“数字乡村试点是推动农业新质生产力提升的核心政策变量”这一结论。

5. PSM-DID回归

为缓解样本选择性偏差并均衡两组样本规模，本文采用1∶3最近邻匹配方法进行倾向得分匹配，进而构建倾向得分匹配—双重差分模型（PSM-DID）进行回归。PSM的有效性需以匹配后两组样本特征无显著差异为前提，故首先进行平衡性检验。结果显示，匹配后各变量的标准化偏差绝对值均小于5%，表明处理组与控制组在可观测特征上已无显著差异，满足平衡性假设。基于匹配后样本的DID回归结果（见表7）显示，数字乡村建设政策的估计系数仍显著为正，进一步证实了基准回归结论的稳健性。

表7 协变量匹配质量检验结果

变量名称	状态	均值差异				t检验		协变量方差比
		实验组	控制组	标准化偏差	变化幅度	t值	P值	
农村人口	匹配前	35.602	33.988	6.1	81.2	1.35	0.176	0.94
	匹配后	35.496	35.192	1.1		0.19	0.852	0.93
经济水平	匹配前	14.556	14.267	28.2	84.7	6.52	0.000	1.09
	匹配后	14.555	14.51	4.3		0.67	0.503	0.9
开放程度	匹配前	0.0424	0.002 72	6.2	98.6	5.01	0.000	23 558.03*
	匹配后	0.0029	0.003 46	−0.1		−0.96	0.338	0.62*
财政水平	匹配前	12.919	12.732	25.9	98.6	6.96	0.000	1.92*
	匹配后	12.918	12.921	−0.4		−0.05	0.958	1.16

6. 其他稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性，本文从以下两个方面进行稳健性检验：第一，更换被解释变量测度方式。为避免回归结果对特定指标构建方法的依赖，采用主成分分析法重新测算农业新质生产力，并代入双重差分模型进行再估计；第二，处理极端值影响。为消除异常观测值可能带来的估计偏误，分别对被解释变量进行5%水平的缩尾（Winsorize）和截尾（Truncate）处理，随后重新进行DID回归。上述检验结果汇总于表8，结果显示，无论是指标重构还是样本调整，数字乡村建设对农业新质生产力的影响系数均显著为正，表明基准回归结论具有较好的稳健性。

（三）机制检验

为验证数字乡村试点对农业新质生产力的作用机制，本研究进行两阶段机制检验：首先，将机制变量作为被解释变量，测度数字乡村试点建设是否能够影响中介变量本身。其次，为更准确地检验机制作用，可将农业新质生产力指标和中介变量联立回归。研究结果如表9所示，数字乡村试点政策通过技术重构、要素重构和产业重构三条路径显著提升了农业新质生产力，但作用强度存在显著差异：要素重构（劳动生产率提升）的中介效应最强，说明数字技术最直接的优势在于优化劳动效率，通过优化劳动力配置直接提升效率；技术重构（数字化水平）的直接影响次

表8 稳健性检验

变量	PSM-DID回归	双边缩减样本	
		5%缩尾	5%截尾
treat×post	0.0103***	0.009 41***	0.005 49*
	(0.002 65)	(0.002 51)	(0.003 31)
常数项	1.072***	0.652***	0.694***
	(0.0289)	(0.0117)	(0.0165)
控制变量	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是
样本量	13 899	8680	6092
R^2	0.858	0.485	0.399

之，但联立回归中贡献较弱，表明试点政策有效推动了数字化技术应用，但数字化技术可能需与其他要素协同才能充分释放生产力提升效应，反映数字化渗透可能需要更长的转化周期；产业重构（结构转型）的作用相对有限，系数远低于其他路径，表明农业向二三产业延伸，如农产品加工、乡村旅游等仍面临瓶颈，可能受限于产业链成熟度或政策支持不足。研究揭示了数字乡村建设的核心机制是“效率驱动为主，技术渗透为辅，结构转型滞后”的差异化路径，为政策优化提供了实证依据。

表9 机制检验结果

变量	农业数字化水平		农业劳动生产率		农业产业结构转型	
阶段	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
treat×post	0.0430**	0.0150***	0.0949**	0.0150***	0.00588*	0.0152**
	(0.0118)	(0.005 72)	(0.0257)	(0.005 69)	(0.004 06)	(0.006 08)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	9.382***	1.121***	4.900***	1.142***	1.927***	1.196***
	(0.300)	(0.0306)	(0.591)	(0.0235)	(0.129)	(0.0266)
样本量	13 899	13 899	13 899	13 899	13 899	13 899
R^2	0.171	0.810	0.158	0.998	0.250	0.998

注：表9中（1）为第一阶段机制检验回归；（2）为联立回归分析

（四）异质性检验

1. 地理区位的异质性分析

我国地域辽阔，区域间经济发展水平和资源禀赋存在显著差异。为此，本文参照伏润民等[28]的研究，将样本划分为东、中、西和东北四个区域①进行异质性分析。表10结果显示，数字乡村建设对东部、东北和西部地区的农业新质生产力发展均具有显著促进作用，其中东部地区效应最为突出，东北和西部相对较弱，而中部地区则未呈现显著影响。这一区域差异主要源于数字技术与区域发展基础的适配程度：东部地区凭借完善的数字基础设施、较高的人力资本水平和成熟的产业体系，能够充分吸收数字技术的外溢效应，显著提升农业生产效率和技术创新能力；东北和西部地区虽然数字基础相对薄弱，但由于农业机械化基础较好（东北）或政策扶持力度较大（西部），仍能获得一定提升效果；而中部地区可能面临“转型困境”——传统农业生产方式仍占主导，数字化改造所需的基础设施和技能储备不

① 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南省(市)，中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南省，西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆省(市、自治区)，东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江省。

足，导致数字技术难以有效渗透并转化为生产力提升。

2. 农业功能分区的异质性分析

2003年，国务院在粮食流通体制改革中首次确立了粮食主产区、主销区和产销平衡区的划分①。基于不同功能区农业生产条件的显著差异及其与农业新质生产力的密切联系，本研究进一步考察数字乡村建设对各功能区农业新质生产力的差异化影响。如表11所示，数字乡村建设对主销区和产销平衡区的农业新质生产力具有显著促进作用，其中对主销区的提升效果尤为突出，但对主产区没有显著的促进作用。这种差异可能是因为粮食主产区以大宗农作物生产为主，具有生产标准化程度高、价格弹性低、政策调控性强等特征，数字技术的应用更多体现在生产环节的边际效率改进，难以突破土地规模、粮食价格等刚性约束，因此对全要素生产率的提升作用相对有限，粮食主销区和产销平衡区通常以经济作物、特色农业为主，具有生产周期短、市场导向强、附加值高等特点，数字技术能够快速匹配其灵活的生产调整需求，实现“产—供—销”全链条增值，从而显著提升农业新质生产力。这反映了数字技术对不同农业业态的差异化赋能效果，符合“技术—产业”适配性理论的基本规律。

表10 地理区位的异质性分析结果

变量	东部地区	东北地区	中部地区	西部地区
treat×post	0.0535***	0.0277*	0.0121	0.0215***
	(0.009 25)	(0.0159)	(0.008 19)	(0.003 46)
常数项	0.0374***	1.085***	0.521***	0.728***
	(0.0226)	(0.0389)	(0.0291)	(0.0173)
控制变量	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是
样本量	2352	917	2298	8326
R^2	0.419	0.024	0.323	0.176

表11 农业功能分区的异质性分析结果

变量	主产区	主销区	产销平衡区
treat×post	0.0281	0.0226***	0.003 86*
	(0.0145)	(0.006 35)	(0.002 16)
常数项	1.084***	0.606***	1.115***
	(0.0412)	(0.191)	(0.0257)
控制变量	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是
样本量	5219	789	7882
R^2	0.775	0.870	0.855

3. 农村教育覆盖密度的异质性分析

新质生产力作为知识经济时代以创新要素为核心的先进生产力形态，其发展水平与劳动者素质存在显著正相关。人力资本理论表明，劳动者受教育年限每增加1年，其技术适应效率可提升11.3～15.7个百分点[29]。那么，在当前我国农业人口人力资本的结构性矛盾，特别是在教育梯度差异已成为制约数字乡村建设政策效果的关键瓶颈的背景下，这一效应在农业数字化转型中是否

① 主产区：包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、江西、湖北、湖南和四川等13个省（自治区）。这些地区粮食产量高，种植比例大，能够大量调出商品粮。主销区：包括北京、天津、上海、浙江、福建、广东、海南等7个省（市）。这些地区由于资源状况、种植结构调整等因素，粮食产销缺口较大。产销平衡区：包括山西、宁夏、青海、甘肃、西藏、云南、贵州、重庆、广西、陕西、新疆等11个省（市、自治区）。这些地区的粮食生产基本自给，同时也有一定的商品粮调出能力。

呈现出同样的特征呢？农村教育覆盖密度用于衡量各地区农村教育资源的空间配置水平，具体定义为：单位面积（百平方公里）内农村教育机构（包括小学、教学点及九年一贯制学校）的数量，该指标反映了农村人口接受基础教育的可达性与资源丰裕程度。为便于异质性分析，本研究采用分位数动态划分法，将全样本按数值升序排列后等分为三组，进而确定两个临界点，最终将农村教育覆盖密度划分为三个区间：低密度区（＜1500）、中密度区（1500～2000）和高密度区（＞2000）。该划分方式保证了组间样本量均衡，同时能够有效识别教育资源空间集聚程度对数字乡村政策效果的调节作用。结果显示，数字乡村建设对高教育密度地区的农业新质生产力提升效果显著，而对其他地区影响有限。这表明教育覆盖密度是决定政策实施效果的关键因素，当劳动者教育水平达到一定阈值（高教育密度区）时，其知识吸收能力、技术转化效率和创新应用意识才能充分适应数字技术的复杂要求，从而显著释放新质生产力的提升潜力，凸显了人力资本积累对农业数字化转型的基础性作用，见表12。

表12　农村教育覆盖密度异质性分析结果

变量	低教育覆盖密度	中教育覆盖密度	高教育覆盖密度
treat×post	0.0701	0.004 34	0.0138***
	（0.228）	（0.003 60）	（0.004 63）
常数项	0.166	1.075***	1.124***
	（0.136）	（0.0323）	（0.0390）
控制变量	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是
样本量	4657	4407	4835
R^2	0.044	0.910	0.835

五、结语与政策建议

（一）结语

数字乡村建设作为驱动农业新质生产力跃升的战略支点，为农业现代化转型和乡村振兴注入了强劲动能。实证研究表明，数字乡村试点政策对农业新质生产力具有显著的提升效应，但其政策效果呈现明显的空间异质性特征，具体表现为对区域发展梯度、农业功能分区和教育资源禀赋的差异化影响。进一步看，数字技术主要通过三大传导路径赋能农业发展：数字化技术渗透催生新型生产方式，劳动力要素重构提升资源配置效率，产业结构高级化推动价值链延伸，这三大传导路径共同构成了数字乡村促进农业新质生产力发展的核心机制。

（二）政策建议

数字乡村建设试点作为驱动农业新质生产力跃升的战略抓手，在取得重要成效的同时仍面临诸多问题与挑战，亟待通过系统性政策设计以破解难题，弥合政策目标与现实效果的鸿沟。

首先，强化顶层设计与统筹协调。农业新质生产力的发展事关地区发展全局，各级政府应建立跨区域、跨部门协同机制，整合农业农村、网信、工信等部门资源，制定差异化实施方案，将数字乡村建设深度融入乡村振兴规划，明确分阶段发展目标，确保政策与地方资源禀赋、发展水平相匹配。

其次，夯实数字基础设施。农业新质生产力与数字乡村建设试点的最大公约数就是强调数字技术赋能与数字资源有效利用，而提升数字基础设施建设水平也就成为当前农业农村生产力发展的应有之义。因此，应重点推进农村5G网络、物联网等新型基础设施建设，同步改造升级电力、交通等传统设施。加大农业科技投入，聚焦智能装备、生物育种等关键技术攻关，建设农业科技园区和创新中心，促进产学研用深度融合。

再次，培育数字化人才队伍。发展农业新质生产力的中坚力量是农业数字化人才，充实农村数字人才队伍是数字乡村建设试点的首要问题。实施农村数字素养提升工程，开展智能设备操作、电商运营等实用技能培训。完善人才引进政策，鼓励高校、科研机构与农业经营主体共建人

才培养基地，打造复合型数字农业人才梯队。

最后，深化产业融合发展。依托数字技术推动农业与文旅、教育等产业跨界融合，培育乡村电商、数字田园等新业态。支持龙头企业延伸产业链，构建数字化供应链体系，提升农产品附加值。

总之，在我国以提升全行业新质生产力为发展首要方向的背景下，数字乡村建设试点更要把握方向，因地制宜，及时统筹规划，活用数字资源，创新政策手段，在政策实施的全过程中行稳致远。

参 考 文 献

[1] 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[J]．中国农村经济，2024（1）：21-40.

[2] 李聪，李明来．加快培育和发展农业新质生产力[N]．陕西日报，2025-03-20(06).

[3] 樊胜根．发展农业领域新质生产力助力农业现代化[J]．人民论坛·学术前沿，2024（13）：87-94.

[4] 刘伟．加快培育新质生产力 推进实现高质量发展[J]．经济理论与经济管理，2024，44（4）：1-11.

[5] 马玉丽，周煜．数字技术推进农业新质生产力形成的实证研究[J]．华东经济管理，2024，38（12）：1-8.

[6] 罗必良．论农业新质生产力[J]．改革，2024（4）：19-30.

[7] 焦勇，齐梅霞．数字经济赋能新质生产力发展[J]．经济与管理评论，2024，40（3）：17-30.

[8] 王琴梅，杨军鸽．数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J]．陕西师范大学学报（哲学社会科学版），2023，52（6）：61-72.

[9] 洪银兴．中国式农业现代化和发展新质生产力的思考[J]．农业经济问题，2024（10）：4-10.

[10] 毛世平，张琛．以发展农业新质生产力推进农业强国建设[J]．农业经济问题，2024，45（4）：36-46.

[11] 中共中央 国务院．关于实施乡村振兴战略的意见[EB/OL]．(2018-01-02)[2026-05-01]．https://crnews.net/zt/zyyhwj/lnzyyhwjhg/440273_20210209044251.html.

[12] 中共中央 国务院．加快建设农业强国规划(2024—2035年)[EB/OL]．(2025-04-07)[2026-05-01]．https://www.gov.cn/zhengce/202504/content_7017469.htm.

[13] 中新经纬．专访蔡继明：数字技术是农业新质生产力的核心驱动力[EB/OL]．(2025-03-26)[2026-05-01]．https://baijiahao.baidu.com/s?id=1827625265152381721&wfr=spider&for=pc.

[14] 宋建晓．因地制宜发展农业新质生产力[EB/OL]．(2025-04-21)[2026-05-01]．https://baijiahao.baidu.com/s?id=1829957287651593651&wfr=spider&for=pc.

[15] 中共中央办公厅，国务院办公厅．数字乡村发展战略纲要[EB/OL]．(2019-05-16)[2026-05-01]．https://www.gov.cn/zhengce/2019-05/16/content_5392269.htm.

[16] 中国互联网络信息中心．第55次中国互联网络发展状况统计报告[EB/OL]．(2025-01-17)[2026-05-01]．https://www.cnnic.net.cn/n4/2025/0117/c88-11229.html.

[17] 黄祖辉，姜霞．数字技术赋能乡村建设[N]．中国社会科学报，2023-01-04(03).

[18] 贾康，郭起瑞．数字普惠金融对农业新质生产力的影响研究[J]．华中师范大学学报(人文社会科学版)，2024，63（4）：1-13.

[19] 黄季焜．加快农村经济转型，促进农民增收和实现共同富裕[J]．农业经济问题，2022（7）：4-15.

[20] 王珏，王荣基．新质生产力：指标构建与时空演进[J]．西安财经大学学报，2024，37（1）：31-47.

[21] 黄群慧，盛方富．新质生产力系统：要素特质、结构承载与功能取向[J]．改革，2024（2）：15-24.

[22] 王珏．新质生产力：一个理论框架与指标体系[J]．西北大学学报(哲学社会科学版)，2024，54（1）：35-44.

[23] 马远，龚新蜀．城镇化、农业现代化与产业结构调整——基于VAR模型的计量分析[J]．开发研究，2010（5）：88-91.

[24] 杜建军，章友德，刘博敏，等．数字乡村对农业绿色全要素生产率的影响及其作用机制[J]．中国人口·资源与环境，2023，33（2）：165-175.

[25] 干春晖，郑若谷，余典范．中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]．经济研究，2011，46（5）：4-16，31.

[26] Ferrara E. L.，Chong A.，Duryea S.. Soap operas and fertility：Evidence from Brazil.[J] American Economic Journal：Applied Economics，2012，4（4）：1-31.

[27] Li P，Lu Y，Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. Journal of development economics，2016，123：18-37.

[28] 伏润民，缪小林，张彰，等．共同富裕目标下基本公共服务均等化与财政改革：基于广义国民收入的分析[J]．经济研究，2024，59（1）：36-52.

[29] Nelson R R , Phelps E S . Investment in humans, technological diffusion, and economic growth [J]. Cowles Foundation Discussion Papers, 1966, 56 (1-2): 69-75.

An empirical research on digital rural construction enhancing agricultural new quality productivity

Huang Junjie, Huang Shiyao

(*School of Public Affairs, Xiamen University, Xiamen* 361005, *China*)

Abstract: Constructing a rural digital technology system aligned with the requirements of new quality productivity development is a crucial prerequisite for activating agricultural momentum, revitalizing rural areas, and fostering leaps in agricultural new quality productivity. In this process, rural digital technology, with " digital village construction " as its core vehicle, has undoubtedly played a pivotal role. Based on panel data from 31 Chinese provinces between 2017 and 2022, this study employs the Difference-in-Differences (DID) method to empirically analyze the impact of the digital village pilot policy on agricultural new quality productivity and its underlying mechanisms. The results demonstrate that the digital village pilot policy significantly enhances agricultural new quality productivity, particularly in empowering agricultural digital technology, improving agricultural labor productivity, and promoting the transformation and upgrading of the agricultural industrial structure. Heterogeneity analysis reveals that the policy's effect is more pronounced in eastern regions, major grain-selling areas, and areas with high agricultural education coverage. The findings provide empirical evidence and policy insights for deepening digital village construction and advancing agricultural new quality productivity.

Keywords: Digital technology; Agriculture; New quality productivity