

数字乡村建设对农民农村共同富裕的影响研究 ——基于财富创造和普惠共享视角

刘传明¹, 赵书晨²

(1. 山东财经大学 经济学院, 山东 济南 250014; 2. 西南财经大学 公共管理学院, 四川 成都 611130)

摘要:数字乡村建设是“数字中国”与乡村振兴战略的重要结合点,是促进农民农村共同富裕的重要驱动力量。文章基于县域数字乡村指数与中国家庭金融调查(CHFS)的匹配数据,考察了数字乡村建设对农民农村共同富裕的影响效应及其作用机制。研究发现,数字乡村建设对农民农村共同富裕具有显著的促进作用。具体而言,数字乡村建设既能提升农民家庭的财富水平,也能促进发展成果的普惠共享,但前者的效应更加显著。作用机制分析表明,数字乡村建设主要通过三条路径促进共同富裕:一是激发农民家庭创业活力,二是促进农民社会资本积累,三是优化农民家庭金融资产配置。这些机制共同形成了“财富创造效应”和“普惠共享效应”。异质性分析表明,在家庭层面,数字乡村建设对男性户主家庭和无老年人家庭的促进作用更加明显;在区域层面,其对东中部地区和产业结构较发达地区的影响效应更大。文章的研究为进一步推进数字乡村建设、探索共同富裕实现路径提供了重要启示。

关键词:数字乡村;农民农村共同富裕;财富创造效应;普惠共享效应

中图分类号:F323; F124 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)03-0065-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240610.102

一、引言

党的二十大报告明确指出,“共同富裕是中国特色社会主义的本质要求”,并强调“全面建设社会主义现代化国家,最艰巨最繁重的任务仍然在农村”。这一重要论述为新时代推进农民农村共同富裕指明了方向。随着脱贫攻坚战取得全面胜利和乡村振兴战略深入实施,我国农村发展取得显著成效。农村居民人均可支配收入从2012年的8389元增长至2022年的20133元,城乡居民收入比从2.88降至2.45,这标志着我国已进入扎实推进农民农村共同富裕的新阶段。

农民农村共同富裕具有双重核心内涵:一是农民收入持续增长(方师乐等,2024),二是发展机会普惠共享(史新杰等,2022)。其本质是要确保包括弱势群体在内的全体农民都能公平分享经济发展成果。而当前推进农民农村共同富裕仍面临两大挑战:一是城乡、区域以及农民群体间的收入差距依然明显,成为实现共同富裕的主要障碍;二是数字技术应用仍存在“最后一公里”难题(赵佳佳等,2023),表现为数字信息利用效率低、交易成本高等,制约了数字红利的充分释放。

收稿日期:2024-01-04

基金项目:国家社会科学基金项目“数字乡村建设促进农民农村共同富裕的作用机理与实现路径研究”(22CJL004)

作者简介:刘传明(1990—),男,山东茌平人,山东财经大学经济学院副教授,硕士生导师;

赵书晨(1998—)(通讯作者),男,山东济南人,西南财经大学公共管理学院博士研究生。

在此背景下,2025 年中央一号文件明确提出实施数字乡村强农惠农富农专项行动。截至 2021 年底,全国行政村通光纤和 4G 比例均超 99%,农村互联网普及率显著提升,数字技术正通过信息流带动各类生产要素向农村集聚。然而,数字乡村建设仍面临基础设施不完善、产业融合度低、数字鸿沟较大等制约因素,距离“十四五”时期共同富裕目标仍有差距。基于此,本文重点探讨两个核心问题:第一,数字乡村建设是否切实促进了农民农村共同富裕?第二,其作用机制如何?这些问题的解答对于创新共同富裕实现路径具有重要的理论价值和实践意义。

随着“数字中国”与乡村振兴战略的协同推进,数字经济与农民农村共同富裕问题日益受到学界关注,相关研究已取得丰硕成果。现有研究主要从三个维度展开:第一,数字经济赋能视角的研究表明,数字金融素养提升(孙继国和赵文燕,2023)、农村电商发展(方师乐等,2024)以及数字普惠金融(张斯琪等,2023)等因素通过信息溢出、技术扩散和普惠共享等效应促进共同富裕。然而,这类研究存在概念局限性,数字经济主要聚焦于第二三产业,难以准确刻画数字技术与“三农”的融合特征。第二,政策评估视角的研究将电子商务进农村作为数字乡村建设的代理变量。研究发现,该政策通过缩小城乡收入差距(陈享光等,2023)和激励农民创业(涂勤和曹增栋,2022)等机制发挥作用。但这类研究存在测量偏差,电子商务政策难以全面反映数字乡村建设的多维内涵。第三,综合评价视角的研究构建了数字乡村发展指标体系(朱红根和陈晖,2023),并基于宏观数据考察其影响。例如,林海等(2023)发现数字乡村建设能提高农民收入并缩小城乡差距,但仅用这两个指标难以全面衡量共同富裕。还有文献从省级层面探讨了政府支持、产业数字化等宏观机制(王中伟和焦方义,2023;潘锡泉,2023;龚新蜀等,2023),但缺乏微观层面的机制分析。综合来看,现有文献对数字乡村建设与农民农村共同富裕关系的直接研究较少,且缺乏基于微观数据的机制分析。

本文采用县域数字乡村指数与中国家庭金融调查(CHFS)的匹配数据,考察了数字乡村建设对农民农村共同富裕的影响效应及其作用机制。研究发现,数字乡村建设对农民农村共同富裕具有显著的促进作用。具体而言,数字乡村建设既通过“财富创造效应”提升农民家庭收入水平,也通过“普惠共享效应”促进发展成果公平分配,且前者的作用效果更加突出。机制分析表明,数字乡村建设主要通过三条路径实现共同富裕:一是激发农民家庭创业活力,二是促进农民社会资本积累,三是优化农民家庭金融资产配置。这些机制共同构成了数字技术赋能共同富裕的微观基础。异质性分析显示,在家庭层面,数字乡村建设对男性户主家庭和无老年人家庭的促进作用更加显著;在区域层面,其对东中部地区和产业结构较发达地区的影响效应更大。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:第一,基于农民农村共同富裕的内涵,从“财富创造效应”和“普惠共享效应”两个维度,将 CHFS 微观数据和县域宏观数据相结合,构建了一套合理科学的综合评价指标体系,为农民农村共同富裕的测度研究提供了新思路;第二,通过宏微观数据匹配,评估了数字乡村建设对农民农村共同富裕的影响及其异质性,为相关研究提供了可靠的数据支撑和经验证据;第三,从家庭创业、社会资本和金融资产配置三个维度揭示了数字乡村建设影响共同富裕的微观传导路径,深化了对数字技术赋能机制的理论认识。

二、理论机制与研究假说

(一) 激发农民家庭创业活力

数字乡村建设激发了农民家庭创业活力。第一,数字乡村建设缓解了农民创业的融资约束。数字乡村建设与农村数字普惠金融的深度融合突破了传统金融服务的“二八定律”限制(刘春莲等,2024)。这种融合不仅拓宽了金融服务的覆盖范围,还显著提升了服务深度,为农民创

业提供了多元化的融资渠道。数字技术的应用有效降低了融资成本,增强了农民的创业意愿(邹美凤等,2024)。第二,数字乡村建设增加了农民创业机会。借助数字平台,农民能够及时掌握市场动态(Park,2017),特别是通过抖音直播等新型数字工具,实现了农产品供需的精准对接和实时反馈,为创业活动创造了有利条件。第三,数字乡村建设培养了农村创业人才(赵佳佳等,2023)。数字乡村建设通过完善数字基础设施,有效缩小了数字鸿沟。这种数字环境的优化不仅改善了农村营商环境,还吸引了大量农民工、退役军人、高校毕业生和科技人员返乡创业。这些返乡人才作为“头雁”,带动形成了农村创新创业的“田秀才”和“土专家”群体,有效缓解了农村创业的人才瓶颈问题。

数字乡村建设通过激发农民家庭创业活力,发挥“财富创造效应”和“普惠共享效应”,从而推动农民农村共同富裕。在财富创造方面,农民创业活动具有多重积极效应:一是直接增加农民收入(Couture等,2021),提升收入流动性;二是改善农民的工作满意度和生活幸福感(周炼等,2020);三是推动农村产业结构优化和县域经济发展,有效缩小城乡差距(王西玉等,2003)。这些效应共同构成了数字乡村建设的“财富创造效应”。在普惠共享方面,数字乡村建设针对低人力资本水平农民群体的创业困境,提供了系统性支持:通过“数字+创业培训”提升创业能力,避免盲目投资;通过创业服务窗口、一站式服务和孵化基地优化创业服务;通过“数字+普惠金融”提供创业资金支持,缓解融资约束。这些措施显著提升了弱势群体的创业成功率,缩小了农民群体内部的发展差距,体现了“普惠共享效应”。基于上述分析,本文提出以下假说:

假说1a:数字乡村建设通过激发农民家庭创业活力,发挥“财富创造效应”,从而推动农民农村共同富裕。

假说1b:数字乡村建设对低人力资本水平农民家庭的创业行为具有更强的促进作用,通过“普惠共享效应”推动农民农村共同富裕。

(二)促进农民社会资本积累

数字乡村建设促进了农民社会资本积累。第一,数字乡村建设助力形成了农民数字社会资本。数字乡村建设通过提升农户数字素养和信息通信工具使用能力(缪晓雷等,2023),打破了传统社会关系对亲缘和血缘的过度依赖,使农民能够与更广泛的社会群体建立联系。在数字乡村发达地区,农民更易构建以自身为中心的数字社交网络,从而拓展其数字社会资本。第二,数字乡村建设突破了社会资本的地域限制。借助互联网信息技术,农民可通过自媒体、微博、微信等渠道实现跨地域连接(聂爱云和郭莹,2021)。这一过程不仅打破了由亲疏关系所形成的“信息茧房”,更强化了农民间的沟通交流,有效拓宽了社会资本积累的渠道。

数字乡村建设通过促进农民社会资本积累,发挥“财富创造效应”和“普惠共享效应”,从而推动农民农村共同富裕。在财富创造方面,社会资本通过多重路径发挥积极效应:一是直接提升收入水平(边燕杰等,2012);二是拓宽信息获取渠道(Gerber和Mayorova,2010;Spiegel等,2016);三是缓解流动性约束(杨汝岱等,2011),促进农民创业增收(蔡栋梁等,2018)。此外,社会资本还能缓解收入差距对健康的负面影响(周广肃等,2014)。这些机制共同构成了数字乡村建设的“财富创造效应”。在普惠共享方面,数字乡村建设有效改善了低人力资本水平群体的社会网络地位:一方面,通过提升其收入水平,促使其从社会网络边缘向中心转移;另一方面,打破了地理空间限制,解决了“信息孤岛”问题。这些改变显著提升了弱势群体获取社会资源的能力,使其创业活动获得更多支持,从而缩小了农民群体内部差距,体现了“普惠共享效应”。基于上述分析,本文提出以下假说:

假说2a:数字乡村建设通过促进农民社会资本积累,发挥“财富创造效应”,从而推动农民农村共同富裕。

假说 2b: 数字乡村建设对低人力资本水平农民群体的社会资本积累具有更强的促进作用, 通过“普惠共享效应”推动农民农村共同富裕。

(三) 优化农民家庭金融资产配置

数字乡村建设优化了农民家庭金融资产配置。第一, 数字乡村建设有效降低了农民投资风险。数字乡村建设通过缓解农村金融信息闭塞和市场信息不对称等问题, 促使农民采取资产分散化策略, 从而降低金融投资风险, 实现更优的资产配置。第二, 数字乡村建设拓宽了农民投资渠道。随着微信支付、支付宝等互联网金融工具的普及(易行健和周利, 2018), 数字普惠金融深度融入农民生产生活。数字乡村与普惠金融的融合发展不仅扩大了金融服务覆盖面, 更提升了农民获取金融服务的能力。第三, 数字乡村建设提升了农民金融素养。随着互联网普及和信息技术发展, 农民获取金融知识和信息的能力显著增强, 其逐步改变了传统配置思维, 从而提高了家庭金融资产配置的多样性和抗风险能力。

数字乡村建设通过优化农民家庭金融资产配置, 发挥“财富创造效应”和“普惠共享效应”, 从而推动农民农村共同富裕。在财富创造方面, 优化金融资产配置具有多重积极效应: 一是作为提升家庭收入水平的关键手段(Campbell 等, 2006), 它能有效改善当前我国农民家庭以现金储蓄为主的单一配置结构, 破解金融市场“有限参与”困境。二是多元化的资产配置不仅有助于财富保值增值, 还能降低资产贬值风险。三是合理的资产配置还能减少持续性贫困风险, 促进消费增长, 提升生活幸福感。这些效应共同构成了数字乡村建设的“财富创造效应”。在普惠共享方面, 数字乡村建设显著改善了低人力资本水平群体的金融状况: 随着数字普惠金融的发展, 低人力资本水平群体的金融素养提升幅度往往高于高人力资本水平群体。这种差异化的提升效果使低人力资本水平群体的资产配置效率得到更大改善, 从而缩小了农民群体内部的收入和消费差距, 体现了“普惠共享效应”。基于上述分析, 本文提出以下假说:

假说 3a: 数字乡村建设通过优化农民家庭金融资产配置, 发挥“财富创造效应”, 从而推动农民农村共同富裕。

假说 3b: 数字乡村建设对低人力资本水平农民群体的金融资产配置具有更强的优化作用, 通过“普惠共享效应”推动农民农村共同富裕。

本文的理论机制见图 1。

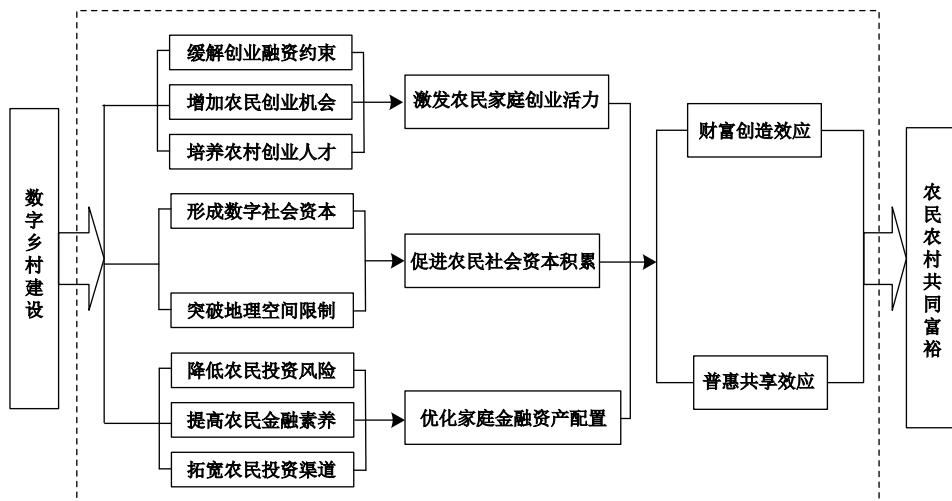


图 1 理论机制

三、研究设计

(一)模型构建

为了考察数字乡村建设对农民农村共同富裕的影响,本文构建了如下模型:

$$CP_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_vill_j + \gamma X_{ij} + \delta + \mu_{ij} \quad (1)$$

其中, CP_{ij} 表示第 j 个区县中第 i 个家庭的农民农村共同富裕水平; dig_vill_j 表示第 j 个区县的数字乡村发展水平; X_{ij} 表示第 j 个区县中第 i 个家庭的一系列控制变量; δ 表示地区固定效应, 用于控制宏观政策和文化背景的地区差异; μ_{ij} 表示随机干扰项。

(二)样本选取与数据来源

本文采用的数据主要来源于中国家庭金融调查(CHFS)。该调查由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于2011年启动, 是一项全国范围的追踪调查项目, 每两年进行一次数据更新。调查内容涵盖家庭资产、负债、社会保险以及人口就业等多个维度, 数据具有较好的代表性和可靠性。目前公开的CHFS数据包括2011年、2013年、2015年、2017年和2019年五期。本文选取2019年数据用于测度农民农村共同富裕水平并获取个体和家庭信息。在数据处理过程中, 本文保留了农村地区样本, 筛选户主年龄大于18岁的家庭, 并剔除了关键变量缺失的观测值。最终, 本文将样本与所在区县的数字乡村发展水平等宏观特征进行匹配, 共覆盖164个区县, 获得有效样本7100个, 构成横截面数据集。区县层面的宏观数据主要来自《县域数字乡村指数(2020)研究报告》和《中国县域统计年鉴(2020)》。

(三)变量定义与描述性统计

1. 被解释变量: 农民农村共同富裕水平

参考孙继国和赵文燕(2023)的研究, 本文从财富创造和普惠共享两个维度构建农民农村共同富裕评价体系, 采用熵值法分别计算总体富裕水平、财富创造效应和普惠共享效应的综合得分。具体指标定义与数据来源见表1。

表1 农民农村共同富裕指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义	指标性质
财富创造	物质财富	家庭人均收入	家庭人均收入与农村居民人均可支配收入中位数之比	正向
		家庭人均消费	家庭人均消费与农村居民人均消费支出中位数之比	正向
		家庭净资产	若家庭净资产大于样本家庭净资产中位数则为1, 否则为0	正向
	精神富裕	文娱教育培训支出	家庭文娱教育支出占总支出的比重	正向
		主观幸福感	“非常幸福”“幸福”为1, 否则为0	正向
		受教育程度	16岁及以上家庭成员教育程度为高中及以上的比重	正向
	社会保障	健康状况	家庭成员健康状况为“非常好”和“好”的比重	正向
		工作状况	有工作为1, 没有工作为0	正向
		养老保险	16岁以上有养老保险的家庭成员比重	正向
		医疗保险	16岁以上有医疗保险的家庭成员比重	正向
普惠共享	城乡差距	城乡居民收入比	城市居民人均收入与农村居民人均收入之比	负向
		城乡居民消费比	城市居民人均消费与农村居民人均消费之比	负向
	整体差距	收入差异	$\ln \text{家庭人均收入} - \text{家庭人均收入均值} $	负向
		消费差异	$\ln \text{家庭人均消费} - \text{家庭人均消费均值} $	负向

2. 核心解释变量: 数字乡村指数

本文采用北京大学新农村发展研究院数字乡村项目组发布的《县域数字乡村指数(2020)研究报告》中1880个县2019年的数字乡村指数。该指数体系包含乡村数字基础设施、乡村经济

数字化、乡村治理数字化、乡村生活数字化等5个一级指标和39个二级指标,数据主要来源于阿里巴巴集团及其生态伙伴提供的数据、网络公开数据和宏观统计数据。该指数覆盖全国28个省级行政区、318个地级行政区和1880个县级行政区,已在数字乡村研究中得到广泛应用,具有良好的科学性和代表性。为便于分析,本文对原始指数进行离差标准化处理,将其转换为0到1之间的标准化值。

3. 机制变量

本文对农民家庭创业行为的界定基于CHFS调查问卷中的两个关键问题:第一,根据“目前,您家是否从事工商业生产经营项目(包括个体户、租赁、运输、网店、微商、代购、经营公司企业等)”的回答,将回答“是”的家庭定义为创业家庭,否则为非创业家庭。第二,针对创业家庭,根据“您家从事工商业的主要原因”的回答,本文将选择“找不到其他工作机会而创业”的归类为“被动型家庭创业”,其余选项归类为“自主型家庭创业”。本文在分析中剔除了被动型创业样本,主要考察数字乡村建设对农民自主型创业的影响。

本文采用人情支出来衡量农民社会资本水平,该指标根据CHFS问卷中“去年,您家因逢年过节的红包和礼品(含过节费)、红白喜事的红包和礼品、教育资助、医疗、生活费、捐赠或资助以及其他方面给非家庭成员的金额是多少(单位:元)?如果是非现金支出,请换算成现金价值”这一问题的回答计算得到。

本文采用金融资产配置离散程度来衡量家庭金融资产配置状况。本文将家庭金融资产划分为14类,包括现金、活期存款、定期存款、第三方支付账户余额(如支付宝、微信钱包、京东金融、百度钱包等)、第三方支付平台有息理财产品(如余额宝、微信零钱通、京东小金库、百度百赚等)、金融机构理财产品(银行及其他金融机构提供)、股票账户现金余额、股票市值、基金市值、债券市值、金融衍生品市值、非人民币资产、黄金以及其他金融资产。基于上述分类,本文构建了金融资产配置离散程度指标,其计算公式如下:

$$adisperse = 1 - \sum_{i=1}^{14} \left(\frac{fasset_i}{fasset} \right)^2 \quad (2)$$

其中, $adisperse$ 表示金融资产配置离散程度, $fasset_i$ 表示上述14类金融资产中第 i 种资产的价值, $fasset$ 表示上述14类金融资产的总价值。家庭金融资产配置离散程度越高,表明农户家庭金融资产的配置越分散。

4. 控制变量

在个体层面,本文控制了年龄(岁)、性别(男性=1,女性=0)、受教育年限(年)、婚姻状况(已婚或同居=1,未婚=0)以及家庭规模(人)等变量,数据来自CHFS2019。在地区层面,本文控制了是否百强县(是=1,否=0)、区县人均GDP(元)、区县人均财政支出(元)以及区县人口密度(千人/平方公里)等变量,其中人均GDP和人均财政支出数据经过对数化处理。上述地区层面变量数据来自《中国县域统计年鉴(2020)》。本文主要变量的描述性统计结果见表2。

表2 变量描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
户主、家庭层面变量					
农民农村共同富裕水平	7100	0.308	0.143	0.005	0.816
财富创造水平	7100	0.304	0.143	0.001	0.812
普惠共享水平	7100	0.005	0.000	0.002	0.007
年龄(岁)	7100	57.814	11.657	18	96

续表 2 变量描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
户主、家庭层面变量					
性别(男性=1, 女性=0)	7100	0.851	0.356	0	1
受教育年限(年)	7100	7.077	3.407	0	19
婚姻状况(已婚或同居=1, 未婚=0)	7100	0.866	0.340	0	1
家庭规模(人)	7100	3.343	1.707	1	11
是否自主型创业(是=1, 否=0)	7100	0.062	0.241	0	1
ln(1+人情支出)	6944	3.938	3.850	0	10.463
金融资产配置离散程度	5908	0.205	0.221	0	1
地区层面变量					
数字乡村指数	164	0.524	0.178	0	1
是否百强县(是=1, 否=0)	164	0.055	0.228	0	1
ln(人均GDP)	164	10.381	0.563	9.091	12.096
ln(人均财政支出)	164	8.968	0.387	8.166	10.470
人口密度(千人/平方公里)	164	0.371	0.257	0.003	1.250

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

本文以数字乡村指数为核心解释变量,农民农村共同富裕水平为被解释变量进行回归分析。[表3](#)列(1)结果显示,在仅加入数字乡村指数的回归中,数字乡村建设对农民农村共同富裕的估计系数在1%的水平上显著为正。列(2)至列(4)依次加入地区固定效应、个体特征和区县特征后,数字乡村建设的估计系数及其显著性水平保持稳定,表明数字乡村建设能够显著推动农民农村共同富裕。列(4)结果显示,数字乡村指数每增加1个标准差,农民农村共同富裕水平提高0.1027个标准差。^①基于共同富裕的内涵包括“财富创造效应”和“普惠共享效应”,本文进一步考察了数字乡村建设对两者的影响。列(5)和列(6)结果显示,数字乡村建设不仅显著提升了农民整体富裕水平,缩小了城乡差距,还通过惠及不同农民群体缩小了群体内部差距,体现出显著的“普惠共享效应”,从而为推进农民农村共同富裕提供了有力支撑。

表3 基准回归分析

	农民农村共同富裕				财富创造	普惠共享
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字乡村指数	0.0702*** (7.47)	0.0813*** (6.71)	0.1049*** (9.92)	0.0825*** (5.77)	0.0823*** (5.75)	0.0002*** (3.13)
年龄			-0.0017*** (-12.51)	-0.0017*** (-12.19)	-0.0017*** (-12.19)	-0.0000 (-0.18)
性别			-0.0065 (-1.50)	-0.0065 (-1.48)	-0.0065 (-1.48)	-0.0000 (-1.11)
受教育年限			0.0127*** (26.38)	0.0128*** (26.45)	0.0128*** (26.44)	0.0000 (0.49)

^①数字乡村指数和农民农村共同富裕水平均为综合指数,其估计系数缺乏直接的经济解释意义。为使研究结果更具经济含义,本文采用标准差变动进行解释,具体计算方法为:将数字乡村指数的估计系数乘以数字乡村指数的标准差,再除以农民农村共同富裕水平的标准差,即 $0.1027=0.0825 \times 0.178 / 0.143$ 。

续表 3 基准回归分析

	农民农村共同富裕				财富创造	普惠共享
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
婚姻状况			0.0158*** (3.45)	0.0156*** (3.41)	0.0157*** (3.41)	-0.0000 (-0.55)
家庭规模			0.0226*** (23.00)	0.0228*** (23.38)	0.0228*** (23.37)	0.0000** (1.99)
是否百强县				0.0254*** (3.67)	0.0254*** (3.66)	0.0000 (0.18)
ln(人均GDP)				0.0103*** (2.66)	0.0104*** (2.68)	-0.0001*** (-3.04)
ln(人均财政支出)				0.0151*** (2.71)	0.0152*** (2.72)	-0.0001** (-2.32)
人口密度				0.0160** (1.99)	0.0162** (2.00)	-0.0001*** (-4.34)
常数项	0.2717*** (53.21)	0.2692*** (32.34)	0.1850*** (14.61)	-0.0543 (-1.08)	-0.0599 (-1.19)	0.0055*** (27.69)
地区固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7 100	7 100	7 100	7 100	7 100	7 100
调整后 R^2	0.01	0.01	0.28	0.28	0.28	0.01

注: 括号内为 t 值, ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著, 所有回归均使用异方差稳健标准误, 地区固定效应为东中西部地区虚拟变量和南北地区虚拟变量的交互项。下表同。

(二) 稳健性检验^①

1. 安慰剂检验

尽管上文的研究控制了个体、家庭和地区层面的一些变量, 但仍可能受到宏观政策、生活环境和风俗习惯等区县层面不可观测因素的影响, 这些因素可能同时作用于数字乡村发展和农民农村共同富裕, 从而引发内生性问题。中国城乡二元结构为此提供了一个理想的安慰剂检验环境: 同一区县内的宏观背景基本一致, 数字乡村作为针对农村地区的政策措施, 对城市地区的影响应非常有限。基于此, 本文在样本筛选中将“保留农村地区样本”替换为“保留城市地区样本”, 其他设定保持不变。若不存在严重的内生性问题, 数字乡村建设的估计系数应不显著; 而若其对城市地区共同富裕产生显著影响, 则可能意味着遗漏了重要的区县层面控制变量。

表 4 列(1)至列(3)结果显示, 数字乡村建设对城市居民共同富裕的影响不显著, 初步表明本文研究可能存在严重的内生性问题。但需要说明的是, 若数字乡村建设确实对城市共同富裕产生真实影响(如负向作用), 而区县层面的遗漏变量产生向上偏误且两者大致抵消, 则同样会呈现不显著的结果。因此, 有必要结合其他因果识别方法做进一步检验。

2. 内生性处理

基准回归可能存在双向因果和遗漏变量等内生性问题。例如, 数字乡村建设与农民农村共同富裕可能互为因果: 共同富裕程度较高的农村更易被选为数字乡村建设重点区域, 这将导致 OLS 估计产生偏误。为了缓解内生性问题, 本文采用工具变量法进行估计。有效的工具变量需

① 为了确保研究结论的稳健性, 本文采用了多种方法进行稳健性检验, 包括替换被解释变量、替换核心解释变量、调整研究样本以及进行缩尾处理。检验结果表明, 数字乡村建设对农民农村共同富裕具有显著的推动作用。受篇幅限制, 文中未报告稳健性检验结果, 如有需要可向作者索取。

同时满足相关性和外生性条件。借鉴 Cheng 等(2018)的研究,本文选取“电子商务进农村综合示范政策”作为工具变量,具体包括2016—2019年各年是否成为试点县的虚拟变量。就相关性而言,该政策显著促进了数字乡村建设(曾妍等,2023),表4列(4)结果验证了这一关系,且第一阶段F统计量远大于10,排除了弱工具变量的可能。就外生性而言,试点年份的选择具有随机性,在控制截至2019年试点状态后,工具变量与扰动项无关。列(5)中 Hansen J 检验 p 值大于10%,且在列(6)和列(7)逐步加入区县特征和省份固定效应后, p 值分别升至0.155和0.525,支持了工具变量的外生性。表4列(5)至列(7)结果显示,数字乡村建设显著推动了农民农村共同富裕。经济显著性分析表明,数字乡村指数每增加1个标准差,共同富裕水平提高0.4815—0.5341个标准差,这一效应明显大于表3列(4)的OLS估计结果,证实OLS方法存在低估。

表4 稳健性检验

	安慰剂检验			2SLS估计			
	共同富裕	财富创造	普惠共享	第一阶段	第二阶段		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字乡村指数	0.0194 (1.13)	0.0197 (1.14)	-0.0003 (-1.29)		0.3868*** (4.58)	0.4113*** (4.71)	0.4291*** (4.59)
是否2016年试点				0.0899*** (16.54)			
是否2017年试点				0.0671*** (12.84)			
是否2018年试点				0.0576*** (12.25)			
是否2019年试点				0.0540*** (10.05)			
常数项	0.2117*** (4.00)	0.2013*** (3.80)	0.0103*** (17.80)	-0.0577 (-1.25)	-0.0413 (-0.78)	-0.1915** (-2.03)	-0.1545 (-1.48)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5 566	5 566	5 566	7 100	7 100	6 959	6 959
R^2	0.36	0.36	0.12	0.69	0.24	0.26	0.28
第一阶段F统计量					70.665	82.874	118.349
Hansen J检验 p 值					0.116	0.155	0.525

注:在列(4)和列(5)的回归分析中,本文控制了截至2019年是否成为电子商务进农村综合示范试点县。该试点项目自2014年启动,但本文选择2016—2019年是否成为试点县来构建工具变量,这主要是为了缓解早期试点县选择可能存在的内生性问题,从而更好地保证工具变量的外生性。列(6)进一步控制了家庭所在区县的多个社会经济特征变量,包括“城镇化率”“劳动年龄人口占比”“65岁及以上老年人口占比”“出生率”“死亡率”“平均受教育年限”“第一产业劳动人口占比”“第二产业劳动人口占比”“2019年是否开通高铁”等指标;列(7)则又加入了省份固定效应,以尽可能控制工具变量影响农民农村共同富裕的其他潜在渠道。

五、作用机制分析

(一)数字乡村建设的“财富创造效应”

1. 激发农民家庭创业活力

数字乡村建设通过提供更丰富的市场信息,为农民开拓了新的创业思路和发展方向,从而影响农民家庭的创业决策。表5列(1)结果表明,数字乡村建设对农民家庭创业具有显著的促进作用。在数字乡村建设的背景下,互联网的普及应用使农民能更便捷地获得市场信息和优质金

融服务,开展网络营销活动,并与异地合作伙伴建立业务联系。这些因素的共同作用降低了农民家庭的创业风险,增强了创业积极性。可见,数字乡村建设通过激发农民家庭创业活力,发挥“财富创造效应”,从而推动农民农村共同富裕,这验证了假说1a。

2. 促进农民社会资本积累

数字乡村建设拓展了农民的社交网络边界,突破了传统血缘关系和地域空间的限制,强化了商业伙伴间的市场信息共享与技术交流,从而促进了农民的社会资本积累。**表5**

列(2)结果表明,数字乡村指数与社会资本水平存在显著的正相关关系,这证实了数字乡村建设对农民社会资本的提升作用。可见,数字乡村建设通过促进农民社会资本积累,发挥了“财富创造效应”,从而推动了农民农村共同富裕,这验证了假说2a。

3. 优化家庭金融资产配置

随着数字乡村建设的深入推进,数字普惠金融能够为农民提供更加便捷的金融市场知识和信息服务,从而促进农民家庭金融资产的合理配置。**表5**列(3)结果表明,数字乡村指数与家庭金融资产配置水平存在显著的正相关关系,这证实了数字乡村建设对农民家庭金融资产配置的优化作用。可见,数字乡村建设通过优化农民家庭金融资产配置,发挥了“财富创造效应”,从而推动了农民农村共同富裕,这验证了假说3a。

(二)数字乡村建设的“普惠共享效应”

农民群体内部的发展不均衡问题是实现农民农村共同富裕的主要障碍之一。不同人力资本水平的农民在收入、消费等方面呈现显著差异。因此,有必要深入分析数字乡村建设如何缩小农民群体间的发展差距,从而推动农民农村共同富裕。**表6**报告了数字乡村建设对不同农民群体的机制检验结果。在农民家庭创业方面,列(1)和列(2)结果显示,数字乡村建设显著提升了低人力资本水平群体的创业概率,但对高人力资本水平群体的影响不显著。这表明数字乡村建设缓解了低人力资本水平群体面临的创业约束,包括资源获取渠道有限和创业能力不足等问题,从而缩小了群体间的创业机会差距,这验证了假说1b。在农民社会资本方面,列(3)和列(4)结果显示,数字乡村建设提升了低人力资本水平群体的社会资本水平,但对高人力资本水平群

表6 作用机制分析:基于不同农民群体

	农民家庭创业		农民社会资本		家庭金融资产配置	
	人力资本水平低	人力资本水平高	人力资本水平低	人力资本水平高	人力资本水平低	人力资本水平高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字乡村指数	0.0510 [*] (1.77)	0.1672 (1.42)	1.8353*** (3.85)	1.0415 (0.75)	0.0652** (2.28)	-0.0494 (-0.61)
常数项	-0.0049 (-0.05)	-0.2835 (-0.72)	3.9574** (2.39)	0.7494 (0.16)	0.2837*** (2.74)	0.5002 [*] (1.74)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6252	848	6125	819	5155	753
R ²	0.03	0.05	0.06	0.02	0.08	0.06

表5 作用机制分析

	农民家庭创业	农民社会资本	家庭金融资产配置
	(1)	(2)	(3)
数字乡村指数	0.0604** (2.10)	1.6940*** (3.75)	0.0536** (1.99)
常数项	-0.0355 (-0.34)	3.3482** (2.17)	0.3097*** (3.20)
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	7100	6944	5908
R ²	0.03	0.06	0.08

体的影响不显著。这表明数字乡村建设不仅扩大了农民的社会网络,更通过弥合群体间的社会资本差距,缓解了发展不平衡问题,这验证了假说2b。在金融资产配置方面,列(5)和列(6)结果显示,数字乡村建设优化了低人力资本水平群体的家庭金融资产配置,但对高人力资本水平群体的影响有限。这表明数字乡村建设通过提升金融素养和数字化服务可及性,缩小了群体间的财产性收入差距,这验证了假说3b。综合来看,数字乡村建设发挥了“普惠共享效应”,缓解了农民群体内部的发展不平衡问题,从而推动了农民农村共同富裕。

六、异质性分析

(一)户主与家庭层面异质性

1. 户主性别

性别差异是导致数字技术应用差异的关键因素,这使数字乡村建设对不同性别农民群体的共同富裕效应可能存在差异。[表7](#)列(1)和列(2)结果显示,数字乡村建设对男性群体的共同富裕水平具有显著的促进作用,且其影响程度明显大于女性群体。这一差异可能源于以下原因:一方面,男性群体通常表现出更强的数字技术接受能力和应用兴趣,使其更易掌握数字乡村建设中的相关技术和工具;另一方面,农村男性的主要收入来源(农业生产经营和外出务工)与数字技术的结合更加紧密,数字技术在农业生产管理和就业信息获取等方面发挥关键作用,从而显著提升了男性群体的收入水平。

表7 异质性分析:户主与家庭层面

	男性	女性	无老年人家庭	有老年人家庭
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字乡村指数	0.0898 ^{**} (5.81)	0.0430 (1.12)	0.0835 ^{***} (3.99)	0.0753 ^{***} (3.94)
常数项	-0.0743 (-1.38)	-0.0126 (-0.09)	-0.1977 ^{***} (-2.89)	0.0240 (0.32)
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	6041	1059	3 783	3 317
R ²	0.27	0.30	0.24	0.29

2. 家庭年龄结构

数字鸿沟与信息鸿沟是老龄化社会面临的核心挑战。截至2021年底,我国65岁及以上老年人口已达2.01亿人,而老年网民占比仅为11.3%。数字经济的高速发展与老龄化社会的适应能力之间形成显著矛盾,这一矛盾成为制约数字乡村建设推动农民农村共同富裕的重要因素。基于老年人口划分标准,本文将样本划分为无老年人家庭和有老年人家庭两组进行分析。[表7](#)列(3)和列(4)结果显示,数字乡村建设对无老年人家庭的影响更大。这一差异主要源于:一方面,老年人在接受新技术和获取信息方面存在客观局限;另一方面,农村老年人的文化教育水平较低,这加剧了数字鸿沟现象,削弱了数字乡村建设对农民农村共同富裕的赋能效果。

(二)地区层面异质性

1. 地理区位

本文基于区位差异将样本划分为东部、中部和西部三个区域进行分析。[表8](#)列(1)至列(3)结果显示,数字乡村建设对东部、中部和西部地区的农民农村共同富裕均具有显著的推动力,其中东部和中部地区的影响效应明显高于西部地区。这一差异可能源于:东部和中部地区

在数字乡村建设方面成效更加显著，特别是长三角、珠三角等经济发达区域以及徽商、晋商等传统商帮集聚区，其固有的创业文化底蕴与数字技术深度融合，有效激发了农民创业活力，从而更加显著地促进了共同富裕水平的提升。

表 8 异质性分析: 地区层面

	东部地区	中部地区	西部地区	服务业占比低	服务业占比高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字乡村指数	0.1083*** (4.46)	0.0936*** (3.83)	0.0845** (2.51)	0.0063 (0.29)	0.1061*** (4.76)
常数项	0.0357 (0.38)	-0.0589 (-0.57)	-0.1627* (-1.92)	-0.0731 (-0.98)	-0.0216 (-0.28)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1989	2756	2355	3570	3530
R ²	0.30	0.29	0.26	0.27	0.30

2. 产业结构

本文基于第三产业产值占比的中位数，将样本划分为服务业占比高低两组进行分析。[表 8](#)列(4)和列(5)结果显示，数字乡村建设对服务业占比较高组的农民农村共同富裕具有显著的推动作用，而对服务业占比较低组的影响不显著。这一差异主要源于：一方面，服务业发达地区更易实现数字技术与农业生产的深度融合，通过电商平台等渠道有效拓展农产品销售市场；另一方面，这些地区能够更好地促进服务业与农业的协同发展，推动农业产业链升级和价值链延伸，充分释放农业发展潜力，从而更有效地缩小城乡收入差距，促进共同富裕目标的实现。

七、研究结论与政策建议

本文通过匹配县域数字乡村指数与中国家庭金融调查(CHFS)数据，考察了数字乡村建设对农民农村共同富裕的影响效应及其作用机制。研究发现，数字乡村建设对农民农村共同富裕具有显著的推动作用。具体而言，数字乡村建设在提升财富创造水平和普惠共享水平方面均表现显著，且财富创造效应更加突出。机制分析表明，数字乡村建设主要通过三条路径发挥作用：一是激发农民家庭创业活力，二是促进农民社会资本积累，三是优化家庭金融资产配置。这些机制共同形成了“财富创造效应”和“普惠共享效应”。异质性分析显示，在家庭层面，数字乡村建设对男性户主家庭和无老年人家庭的促进作用更加显著；在区域层面，其对东中部地区和服务业发达地区的积极影响更加突出。根据上述研究发现，本文提出以下政策建议：

第一，加强农村数字基础设施建设，全面推进数字乡村发展。重点推进“村村通宽带”工程，深化乡村 4G 网络覆盖，加快 5G 网络在农村地区的推广应用，构建连接城乡的数字桥梁，切实解决城乡数字鸿沟问题。充分发挥智能手机作为“新农具”的资源整合作用，提升数据要素作为“新农资”的价值创造能力，为农民创造更多就业机会，持续增加农民收入，助力实现农民农村共同富裕。一方面，各级政府要加大数字乡村建设资金投入力度，重点支持数字农业创新发展，推动数字技术与农业产业全链条深度融合，提升农业产业链价值创造能力，以农业数字化转型来推动农民农村共同富裕；另一方面，加快发展农村数字普惠金融，优化农村金融服务供给，积极支持农村中小微企业通过多层次资本市场融资，缓解数字乡村建设所面临的资金约束。

第二，构建农民创业就业支持体系，切实提高农民收入水平。重点打造专业化农民就业服务平台，为农民工提供精准就业信息服务，促进高质量就业。充分发挥数字乡村的社交网络连

接功能,构建“农民—农村合作组织—农业企业”三位一体的现代化协作体系。一方面,建设乡村数字社交与合作平台,促进农民间的信息互通与资源共享,通过发展线上农民合作社,增强农业知识获取和资源整合能力;另一方面,建立农村数字普惠金融服务平台,为农民提供安全便捷的金融服务,实现资产配置优化和融资渠道拓展,从而推动农民农村共同富裕。

第三,重点加强对低收入农民和低学历群体的政策支持。加大对欠发达地区数字乡村建设的财政补贴和税收优惠力度,提升数字经济发展效益。一方面,实施针对低收入农民的数字普惠政策,提供免费数字资源与服务,推出专项硬件补贴或零息贷款计划,切实解决农民数字鸿沟问题,助力增收致富;另一方面,积极引导年轻农民参与数字乡村建设,重点支持返乡青年在数字农业、农村电商等新兴领域创业发展,并着力培养农村数字化带头人,为青壮年农民提供系统培训和资源支持,充分发挥其在乡村数字化转型中的示范引领作用。

第四,针对农村女性和老年人开展定制化数字技能培训,突出实用性和趣味性相结合。培训内容应聚焦基础数字应用技能,包括智能手机操作、社交软件使用、网络购物等实用功能。重点引导农村女性掌握电商平台运营技能,通过开设网店、直播带货等方式拓展农产品销售渠道;同时,鼓励具有丰富经验的老年人开展线上技艺传授,分享农业种植、传统手工艺等专业知识。在养老服务方面,着力构建智慧养老服务体系,打造数字化养老服务平台,为农村老年人提供“线上+线下”的综合性生活照料和医疗健康服务。特别要加强互联网医疗服务,通过远程医疗平台为农村女性和老年群体提供便捷的在线问诊、健康咨询等医疗服务。

参考文献:

- [1]边燕杰,王文彬,张磊,等.跨体制社会资本及其收入回报[J].中国社会科学,2012,(2):110-126.
- [2]蔡栋梁,邱黎源,孟晓雨,等.流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于CHFS数据的实证研究[J].[管理世界](#),2018,(9):79-94.
- [3]陈享光,汤龙,唐跃桓.农村电商政策有助于缩小城乡收入差距吗——基于要素流动和支出结构的视角[J].农业技术经济,2023,(3):89-103.
- [4]方师乐,韩诗卉,徐欣南.电商发展与农村共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2024,(2):89-108.
- [5]龚新蜀,李丹怡,刘越.数字乡村建设影响共同富裕的实证检验[J].统计与决策,2023,(15):24-29.
- [6]林海,赵路犇,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.
- [7]刘春莲,陈扬扬,李茂林.数字乡村建设赋能农村高质量发展:理论和实证[J].[当代经济研究](#),2024,(3):80-93.
- [8]缪晓雷,杨坤,边燕杰.互联网时代的社会资本:网民与非网民比较[J].社会学研究,2023,(3):91-111.
- [9]聂爱云,郭莹.互联网使用与居民社会资本——基于中国家庭追踪调查数据的研究[J].宏观经济研究,2021,(9):133-148.
- [10]潘锡泉.中国式现代化视域下数字乡村建设助力共同富裕的实现机制——基于产业结构升级的中介效应分析[J].[当代经济管理](#),2023,(8):39-45.
- [11]史新杰,李实,陈天之,等.机会公平视角的共同富裕——来自低收入群体的实证研究[J].经济研究,2022,(9):99-115.
- [12]孙继国,赵文燕.数字金融素养何以推动农民农村共同富裕[J].上海财经大学学报,2023,(3):33-46.
- [13]涂勤,曹增栋.电子商务进农村能促进农户创业吗?——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验[J].[中国农村观察](#),2022,(6):163-180.
- [14]王西玉,崔传义,赵阳.打工与回乡:就业转变和农村发展——关于部分进城民工回乡创业的研究[J].[管理世界](#),2003,(7):99-109.
- [15]王中伟,焦方义.数字乡村建设赋能农民农村共同富裕的实证检验[J].[云南民族大学学报\(哲学社会科学版\)](#),2023,(3):100-110.

- [16] 杨汝岱, 陈斌开, 朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J]. 经济研究, 2011, (11): 116–129.
- [17] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018, (11): 47–67.
- [18] 曾妍, 谭江涛, 王守文, 等. 农村电子商务发展如何赋能水库移民就业增收——基于“三链”融合理论的多案例研究[J]. 中国农村经济, 2023, (10): 86–111.
- [19] 张斯琪, 田静, 张启文. 数字普惠金融能否有效促进农村农民共同富裕?[J]. 农业经济与管理, 2023, (2): 110–122.
- [20] 赵佳佳, 魏娟, 刘天军. 数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J]. 中国农村经济, 2023, (5): 61–80.
- [21] 周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界, 2014, (7): 12–21.
- [22] 周炼, 金星晔, 伏霖, 等. 幸福经济学视角下的居民创业行为: 来自中国的经验发现[J]. 世界经济, 2020, (3): 26–45.
- [23] 朱红根, 陈晖. 中国数字乡村发展的水平测度、时空演变及推进路径[J]. 农业经济问题, 2023, (3): 21–33.
- [24] 邹美凤, 高云凤, 马华, 等. 数字乡村建设影响农户创业吗?[J]. 中国软科学, 2024, (2): 201–211.
- [25] Campbell J Y. Household finance[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(4): 1553–1604.
- [26] Cheng L G, Liu H, Zhang Y, et al. The health implications of social pensions: Evidence from China's new rural pension scheme[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46(1): 53–77.
- [27] Couture V, Faber B, Gu Y Z, et al. Connecting the countryside via E-commerce: Evidence from China[J]. *American Economic Review: Insights*, 2021, 3(1): 35–50.
- [28] Gerber T P, Mayorova O. Getting personal: Networks and stratification in the Russian labor market, 1985–2001[J]. *American Journal of Sociology*, 2010, 116(3): 855–908.
- [29] Park S. Digital inequalities in rural Australia: A double jeopardy of remoteness and social exclusion[J]. *Journal of Rural Studies*, 2017, 54: 399–407.
- [30] Spiegel O, Abbassi P, Zylka M P, et al. Business model development, founders' social capital and the success of early stage internet start-ups: A mixed-method study[J]. *Information Systems Journal*, 2016, 26(5): 421–449.

The Impact of Digital Village Construction on the Common Prosperity of Farmers and Rural Areas: From the Perspectives of Wealth Creation and Inclusive Sharing

Liu Chuanming¹, Zhao Shuchen²

(1. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;

2. School of Public Administration, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Summary: Digital village construction is an important integration point of the “Digital China” and “Rural Revitalization” strategies, and a crucial driving force for promoting the common prosperity of farmers and rural areas. This paper combines the county-level digital village index with the China Household Finance Survey (CHFS) data and examines the impact and mechanism of digital village construction on the common prosperity of farmers and rural areas.

The findings of this paper are as follows: First, digital village construction significantly promotes the common prosperity of farmers and rural areas. It has a significant positive impact on both wealth creation and inclusive sharing, but the effect of wealth creation is greater than that of inclusive sharing. Second, mechanism testing shows that digital village construction promotes the common prosperity of farmers and rural areas

by affecting farmers' household entrepreneurial behavior, social capital accumulation, and household financial asset allocation, thereby generating the "wealth creation effect" and "inclusive sharing effect". Third, from the results of heterogeneity in individual farmer characteristics, the impact of digital village construction is greater on households with male heads and those without elderly members; from the results of regional economic heterogeneity, the impact of digital village construction is greater in eastern and central regions and areas with a higher level of industrial structure.

The contributions of this paper are as follows: First, it combines the CHFS micro data with the county-level macro data and constructs a comprehensive index system for measuring the common prosperity of farmers and rural areas, enriching the research on the measurement and evaluation of the common prosperity of farmers and rural areas. Second, it combines the county-level digital village index with the CHFS micro data and empirically assesses the impact of digital village construction on the common prosperity of farmers and rural areas, providing a data foundation and empirical evidence for evaluating the common prosperity effect of digital village construction. Third, it clarifies the mechanism of how digital village construction affects the common prosperity of farmers and rural areas from three aspects: affecting farmers' household entrepreneurial behavior, expanding farmers' social capital, and optimizing farmers' household financial asset allocation.

Key words: digital villages; common prosperity of farmers and rural areas; wealth creation effect; inclusive sharing effect

(责任编辑 康 健)

~~~~~  
(上接第 18 页)

sources of long-term potential growth rate by employing a GAR model. The main conclusions are as follows: First, using traditional H-P filter, band-pass filter, and wavelet analysis to estimate the potential growth rate will face large measurement errors, and the maximum deviation is up to 2-5 percentage points, which will seriously affect estimation accuracy. Second, the essence of selecting an optimal method for estimating the long-term potential growth rate is to make a trade-off among forecasting capability, economic causal inference capability, and measurement stability. As long as the weight of forecasting capability is no more than 0.8, a singular spectrum with 4(2) type is the dominant choice for estimating China's long-term potential growth rate. Third, the tail risk estimation results of long-term potential growth rate show that long-term demand shortage leads to the recent downward trend in the long-term potential growth rate, but its overall level is still in a reasonable range.

The policy implications of this paper are that: First, during periods of frequent economic fluctuations, it is necessary to grasp the basic state, core features, and equilibrium level of the macro economy. Second, the measurement of potential variables should focus not only on the complexity of estimation process, but also on the application value and economic significance of potential variables, so as to select an optimal potential measurement method regarding to the practical situation. Third, on the one hand, the weak recovery characteristic of the economy still needs more time to ease; on the other hand, China's economy still owns a medium-high growth potential, and the basic trend of steady and positive development remains unchanged. Thus, we should follow the natural law of economic development and ensure a healthy and orderly economic recovery.

**Key words:** long-term potential growth rate; singular spectrum decomposition; econometric evaluation; economic contraction risk

(责任编辑 康 健)