

数字乡村建设与农村共同富裕

——基于环境与努力的二元视角

陈伟¹ 史新杰¹ 周宏² 方师乐³

(1.浙江大学 中国农村发展研究院/公共管理学院/共享与发展研究院,浙江 杭州 310058;
2.南京农业大学 经济管理学院,江苏 南京 210095;3.温州商学院 管理学院,浙江 温州 325035)

[摘要] 数字乡村是建设“数字中国”的重要内容,也是乡村振兴的战略方向,对于推动农村共同富裕意义重大。研究发现,数字乡村建设显著减少了农户收入不平等。数字乡村建设通过弥合低收入农户数字鸿沟、引导低收入农户非农就业和创业,从而降低农户收入不平等。同时,这一效应在不同特征的地区和市场之间存在异质性。数字乡村建设还有助于促进“提低扩中”以及实现益贫式增长,具有较好的包容性。未来应持续推进数字乡村建设,弥合数字鸿沟,激发农户内生努力,以促进农村共同富裕。

[关键词] 数字乡村建设;农村共同富裕;收入不平等;Kakwani指数;环境—努力

一、引言与文献综述

党的二十届三中全会提出,到2035年全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展,这是党中央立足新发展阶段作出的重大决策部署。当前,促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务仍然在农村^[1-2]。根据国家统计局数据,过去十年里,中国农村居民高收入组与低收入组的人均可支配收入比值已由2014年的8.65扩大至2024年的9.95^①。农村内部的收入差距已经超过城乡差距和区域差距,成为掣肘共同富裕的最重要因素之一,农村低收入群体的可持续增收和返贫风险化解也成为新发展阶段的重要工作目标^[3-5]。那么,哪些因素决定了收入不平等的长期水平和趋势? 机会公平理

[收稿日期] 2024-05-23

[本刊网址·在线杂志] <http://www.zjujournals.com/soc>

[在线优先出版日期] 2025-04-20

[网络连续型出版物号] CN 33-6000/C

[基金项目] 国家自然科学基金项目(72473127, 72273065, 72003170);浙江省哲学社会科学规划领军人才培养课题(25QNYC007ZD);浙江工商大学泰隆金融学院重点课题(TFS22KY004);教育部哲学社会科学研究重大专项一般项目(2024JZDZ065);教育部哲学社会科学重点研究基地重大项目(22JJD790077);浙江省教育厅一般科研项目(Y202456227);浙江大学—湖州市共同富裕研究中心、浙江大学长三角智慧绿洲创新中心未来区域发展实验室共同富裕研究中心资助项目

[作者简介] 1.陈伟(<https://orcid.org/0009-0003-8647-6009>),男,浙江大学中国农村发展研究院、公共管理学院、共享与发展研究院助理研究员,博士后研究人员,管理学博士,主要从事数字乡村与共同富裕研究;2.史新杰(<https://orcid.org/0000-0003-3965-3060>),男,浙江大学中国农村发展研究院、公共管理学院、共享与发展研究院研究员,博士生导师,经济学、管理学博士,主要从事农村经济社会转型发展和共同富裕研究;3.周宏(<https://orcid.org/0009-0002-8164-6569>),男,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师,管理学博士,主要从事农业技术经济研究;4.方师乐(<https://orcid.org/0000-0002-8802-6525>)(通信作者),男,温州商学院管理学院教授,硕士生导师,管理学博士,主要从事数字经济和农村发展研究。

① 数据来源于国家统计局《中华人民共和国2024年国民经济和社会发展统计公报》,2025年2月28日, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202502/t20250228_1958817.html, 2025年5月6日。

论认为,先天的外部环境因素(即“环境”)和后天的内生努力因素(即“努力”)共同决定了个体收入状况^[6]。其中,“环境”由个体特征环境(如性别、年龄、户籍、出生地等)、家庭环境(如父母受教育程度、就业状况、政治背景等)、宏观环境(如基础设施条件、政府支持等)构成;“努力”是个体能通过内生努力改变的因素,如受教育程度、移民行为以及就业选择等。Roemer等认为,外部环境因素造成的收入不平等是不合理的,其所引致的贫穷恶果亦不应由个体承担;而个体努力程度差异造成的收入不平等是公正合理的,是资源优化配置的必要途径,需要社会积极倡导并鼓励^[7]。要想改善收入不平等,不仅需要消除外部环境差异引发的机会不公平,而且要激发个体内生努力,减少“努力不平等”造成的收入不平等^[1]。

近年来,随着数字化浪潮席卷各行各业,数字技术应用场景逐渐从城市拓展到广大农村地区,数字经济与乡村实体经济有机融合加速乡村数字化转型,成为形塑和重构乡村社会的重要力量。数字乡村建设是农业农村信息化的延续和拓展,也是信息技术和数字红利渗透“三农”领域的新阶段,是高质量发展的内在动力^[8-9]。自2018年中央一号文件首次明确提出“实施数字乡村战略”以来,我国数字乡村建设全面提速并取得重要进展,深刻改变了传统乡村发展范式和乡村振兴的既有路径。学术界对各类相关社会经济效应给予了充分关注,其中,与本文研究主题密切相关的文献主要有三类。第一类研究主要从理论层面展开,聚焦数字乡村建设的概念内涵、政策目标和实施路径^[10-11]。第二类研究聚焦数字乡村建设的发展现状与问题剖析。部分学者认为,尽管国家从发展战略高度给予了充分关切,但数字乡村建设在落地环节仍然面临资金、人力、技术等关键要素供给不足的挑战^[12-13]。现阶段农村地区普遍存在数字化财富创造能力和数字化治理能力较弱、农民数字素养亟待提高、农村数字基础设施薄弱、数字鸿沟难以弥合、数字技术的产业融合效应较弱等问题,制约了乡村数字化转型促进农民农村共同富裕的发展效应^[13]。第三类研究则从微观层面关注数字乡村建设对农户行为和家庭收入的影响。例如一些实证分析发现,数字乡村建设改善了乡村营商环境,能够显著促进农户非农创业^[14-15],通过丰富增收渠道降低返贫风险^[16]。此类文献还对数字乡村建设的共同富裕效应展开讨论,例如,有研究认为,数字乡村建设通过政府支持和金融发展改善了农村弱势群体的发展环境,从而缩小农村内部收入差距^[17]。但另一部分研究则指出,由于数字鸿沟的存在和可行能力的差异,数字乡村建设对中高收入农户的增收效应更大,从而会扩大农户间收入差距^[18],并且进一步拉大了城乡收入差距^[19]。

上述文献为本研究提供了良好的理论基础和逻辑起点,但仍存在进一步讨论的空间。第一,既有研究尚未对数字乡村建设会扩大抑或缩小农户收入差距达成共识,也较少对其内在作用机制进行探索,数字乡村建设是否有利于以及如何作用于农村共同富裕仍是一个尚未被完全打开的“黑匣子”。第二,现有文献大多以宏观统计数据或者某一年的横截面农户调查数据为样本,难以准确捕捉到农户收入随时间变化的情况,也很难将这些变化与外部因素(如政策调整、市场波动等)的影响区分开来。第三,已有研究对共同富裕的测度多采用城乡收入差距或者不同群体之间的收入差距,鲜有文献从农户个体层面进行研究。鉴于此,本文基于“环境—努力”二元分析框架,利用全国农村固定观察点和北京大学县域数字乡村指数的匹配数据,实证检验数字乡村建设对农村共同富裕的影响及其机制。

本文可能的边际贡献如下:一是在理论层面构建“环境—努力”二元分析框架,通过机会不平等的视角探究收入不平等的形成及其纾解机制,从而丰富了这一领域的理论内涵;二是在实证层面引入Kakwani相对剥夺指数,将农村共同富裕的测度细化至农户层面,并且从多个维度进行异质性分析和路径检验,从而为这一领域的研究提供了重要的经验证据;三是基于2018—2020年全国农村固定观察点数据,采用固定效应模型,使研究结论更具代表性且识别更加清楚。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

数字乡村建设是指通过提升数字基础设施水平,综合应用数字技术,优化农户农村资源要素配置,激发乡村内在活力,进而推动农业农村现代化。中国数字乡村建设最早可追溯至20世纪80年代农牧渔业部发布的《农牧渔业信息管理系统设计》。2005年以来,国家对农业信息化的重视上升到顶层设计层面。随后连续多年的“一号文件”均从农业信息技术研发、信息基础设施覆盖、农户信息素养提升等多个层面推进农业农村信息发展。2018年1月,中央“一号文件”首次提出“实施数字乡村战略”,并在次年印发的《数字乡村发展战略纲要》中提出数字乡村的核心内涵,明确数字乡村建设战略目标和四个实施阶段。2020年,明确在全国117个县(市、区)开展国家数字乡村首批试点工作。2024年,在全国35个地区开展领域特殊型、区域综合型和机制共建型第二批国家数字乡村试点工作,力求从多个层面打造数字化乡村。总体而言,数字乡村建设包括乡村信息基础设施、乡村能力支撑平台、乡村产业数字化、乡村治理数字化、乡村民生数字化等五个方面,涵盖了乡村信息基础设施建设、农村数字经济发展、科技供给创新、乡村治理等十大重点任务。

(二)理论分析

共同富裕是在发展中谋共享,在共享中促发展,其核心内涵是机会公平,即减少个人先天资本禀赋差异所引致的发展鸿沟,让弱势群体、边缘群体共享发展红利。因此,减少收入不平等对实现共同富裕至关重要^[20]。那么,数字乡村建设将如何影响农户收入不平等?如前文所述,收入不平等包括环境差异导致的“机会不平等”和个体努力不同导致的“努力不平等”。由此,数字乡村建设减少农户收入不平等也可以拆解为两个层面:一是改善外部环境,二是激发内生努力。本文的理论分析框架参见图1。

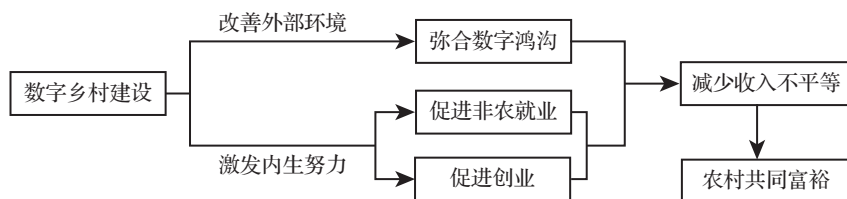


图1 理论分析机制图

1. 改善外部环境

外部环境的改善可以赋予低收入农户群体更多发展机会,消除个体面临的环境差异所引发的机会不平等,确保其在参与经济增长和公平分享增长成果方面不会遇到体制障碍或社会歧视^[1]。数字乡村建设通过升级乡村数字基础设施、发展乡村产业数字化、提升乡村数字治理能力,推进乡村服务数字化,一定程度上改变了农户所在的外部环境,有助于弥合低收入农户所面临的数字鸿沟。数字鸿沟是指数字化发展过程中,个体对信息、网络技术资源的获取、使用以及创新能力的差异所导致的贫富差距加剧现象^[21-22]。受城乡二元经济体制的束缚,中国广大农村数字网络覆盖普遍不足。陷入数字接入鸿沟的低收入农户更容易因数字技术的“硬筛选效应”而难以享受数字红利。不仅如此,这些低收入农户也更容易因为“可行能力”的欠缺而无法摆脱不利发展环境。而正在推广的具有准公共产品性质的数字乡村建设,能够在较大范围内加快推动农村数字基础设施升级革新,提高接入设施的覆盖率,实现数字网络提速降费,还在拓宽数字设备应用场景的同时降低其使用门槛,间接引导低收入农户采购数字设备。同时,在同伴效应和示范效应的影响下,更多农

户参与到数字乡村建设中,模仿先行农户的做法,优化家庭劳动力、土地、资本等资源配置,从而减少农户个体资源禀赋的差异,提高数字乡村建设对低收入农户的效益,缩小数字使用鸿沟。最终,数字乡村建设有助于低收入农户摆脱不利环境,改善他们的收入状况,减少收入不平等。

2. 激发内生努力

一方面,数字乡村建设有利于促进低收入农户非农就业。通过改善数字基础设施,数字乡村建设能够扩大农户的就业选择,激发他们的内在动力,从而提高收入水平。第一,数字乡村建设减少了就业市场的信息不对称,农户可以通过网络平台获取更多的就业信息,提高就业匹配的精准度,降低了非农就业过程中的摩擦性失业概率。第二,有证据表明数字乡村建设为农户提供了更广阔的人力资本投资平台,农户参与非农就业技能培训的概率提升,其就业竞争力和薪资水平也得到相应的提升。第三,数字乡村建设催生或发展了一批新型产业和业态,如电子商务、外卖和直播销售,为农户提供了灵活的就业机会,这些岗位通常门槛较低,能够充分调动低技能劳动力的工作积极性,使农户在本地就能获得工资性收入^[23]。第四,网络让农户更容易接触到城市文化和生活方式,逐渐改变他们的观念,提高对非农就业的接受度。第五,数字乡村建设推动农业生产的精细化和智能化发展,提高了生产效率,减少了农业用工需求,为农户提供了更多从事非农工作的机会。

另一方面,数字乡村建设有利于促进低收入农户创业。创业作为农户家庭更高层次的就业,是指创业者及创业搭档对他们拥有的资源或通过努力能够拥有的资源进行优化整合,从而创造出更大的经济价值或社会价值的过程。第一,数字乡村建设孕育了新的商业模式和业态,为创业提供了有利的环境。例如,农村电商、直播销售和短视频创作等新型商业模式为农户提供了更多的创业选择。第二,数字乡村建设提高了小农户信贷的可获得性,改善了融资环境。通过数字信息平台 and 在线贷款服务,可以减少信息不对称和“柠檬市场”效应所导致的优质创业项目信贷供给不足,并且简化信贷审批流程,降低抵押要求,提高贷款便利性,从而优化农村金融市场环境。第三,数字社交软件拓展了低收入农户的社会网络,提升了社会学习和同伴效应,使农户能够以低成本接触创新技术和思维,从而激发其创业精神,提高其创业的积极性^[23]。第四,通过数字网络获取的信息资源提高了农户的创业决策质量,从而提升其创业绩效^[14]。针对上述分析,本文提出以下待检验假说。

H1:数字乡村建设有利于减少农户收入不平等,从而促进农村共同富裕。

H2:数字乡村建设能够通过弥合低收入农户数字鸿沟、促进低收入农户非农就业和创业,减少农户收入不平等,从而促进农村共同富裕。

三、研究设计

(一)数据来源

本文的实证分析主要基于四方面数据。一是全国农村固定观察点2018—2020年农户和农村(社区)调查数据。该数据库是中国最完整的农户家庭面板调查数据,覆盖中国的东部、东北部、中部和西部地区,代表性较强。二是北京大学联合阿里研究院发布的2018—2020年数字乡村指数。该指数以县域为基本单元,对数字乡村的内涵和外延进行测度。该指数覆盖全国28个省、自治区,避开经济发达的城市地区^①。三是内生性讨论中的球面距离数据根据地理信息系统(Geographic Information System, GIS)提供的数据计算得到。四是稳健性检验中数字乡村相关政策的文本数据

① 2018年数字乡村指数反映我国337个地级市1879个县(区、市)数字乡村发展实际水平;2019年数字乡村指数反映我国319个地级市1805个县(区、市)数字乡村发展实际水平;而2020年数字乡村指数反映我国331个地级市2481个县(区、市)数字乡村发展实际水平。

来自 Python 工具检索到的农户所在省份的数字经济政策法规文本数据。本文以全国农村固定观察点数据中区域代码为标识将上述四套宏观数据相匹配,获得初始研究样本,然后对数据进行如下处理:一是删除农户数不足 20 户的村庄样本;二是删除农户家庭收入为零或小于零的样本;三是删除关键指标存在缺失的样本。最终得到 37 571 个有效农户样本,涵盖 26 个省 161 个市 182 个县 203 个村(社区),具有较好的代表性。

(二)变量设置

1. 被解释变量:农村共同富裕

本文的被解释变量是农村共同富裕。如前所述,减少农户收入不平等是实现农村共同富裕的关键。收入不平等包括群体收入不平等和个体收入不平等。前者描述地区或群体之间的收入差距,采用基尼系数或泰尔指数衡量;后者描述个体在收入分配中的不平等感知,主要借助 Nanak Kakwani 提出的“相对剥夺”概念^[24],通过计算 Kakwani 相对剥夺指数进行衡量。本文主要关注个体收入不平等,将农户家庭定义为单位个体,使用 Kakwani 相对剥夺指数来衡量农户收入不平等。其计算公式为:

$$RD(y, y_i) = \frac{1}{nu_y} \left\{ \sum_{j=i+1}^n y_j - y_i \right\} = \frac{\partial_{y_i}^+(u_{y_i}^+ - y_i)}{u_y} \quad (1)$$

式(1)中, Y 代表农户所在群落, n 为群落样本数, u_y 是 Y 群落内的农户的平均收入, $u_{y_i}^+$ 表示 Y 群落内超过农户 i 对应收入 y_i 的样本平均收入, $\partial_{y_i}^+$ 则反映了该群落内收入高于 y_i 的农户占总样本数的比例。 $RD(y, y_i)$ 即为 Kakwani 相对剥夺指数,描述了某一农户将自身的收入水平与所在群落中其他农户的平均收入进行比较时产生的一种相对剥夺感,其取值介于 0 和 1,越接近 1,表示该农户收入与其他农户平均收入的差距越大,意味着其在收入分配中遭受的相对剥夺越严重,这反映了农户收入不平等程度的加剧。借鉴杨晶和邓悦^[25]的做法,本文以农户家庭人均收入为基础,同时选择全国范围内的其他样本作为对照组^①,计算 Kakwani 相对剥夺指数来衡量农户家庭层面的收入不平等。

2. 核心解释变量:数字乡村建设

本文的核心解释变量是数字乡村建设,采用前文提到的县域数字乡村指数进行衡量。该指数由乡村数字基础设施指数、乡村经济数字化指数、乡村治理数字化指数和乡村生活数字化指数 4 个一级指标构成,能够相对全面地反映国内县域层面乡村数字化发展水平,在近年的实证文献中被广泛采用^[14-16, 19]。

3. 机制变量

本文的机制变量包括数字鸿沟、非农就业和家庭创业。(1)数字鸿沟,包括数字接入鸿沟和数字使用鸿沟。参考已有文献做法^[21],分别用“是否接入互联网(是=1)”和“全年通信费用支出”进行衡量。(2)非农就业,包括本地非农就业和外出务工。根据全国农村固定观察点农户调查问卷设计,分别采用本乡镇内非农业劳动时间和外乡务工时间进行衡量。(3)家庭创业,包括创业行为和创业绩效两个方面。其中,对于创业行为,参考袁方和史清华^[26]的做法,根据农户家庭收入主要来源,将“以私营企业经营收入为主”定义为创业行为,并设置为虚拟变量(是=1,否=0);对于创业绩效,考虑到农户多以自雇型的创业为主,不仅创业规模相对较小,财务统计也不规范^[27],参考何婧和李庆

① 若以村庄样本为参考,实际上衡量的是每个村庄内部不同农户之间的收入不平等,可能会忽略不同村庄之间的收入不平等。事实上,在中国农户收入不平等中,地区间的不平等始终是影响总体不平等的重要因素。参见张兆曙、王建《城乡关系、空间差异与农户增收——基于中国综合社会调查的数据分析》,载《社会学研究》2017年第4期,第46-69页。因此,本文以全国样本农户的收入为参照构建收入不平等变量。当然,为消除可能存在的对照组选择偏误问题,本文也以村庄为对照组进行了稳健性检验,结果并未发生实质性变化。

海^[28]的研究并结合全国农村固定观察点问卷设计内容,采用“其他家庭经营收入与经营费用比值”进行衡量。

4.控制变量

为提高研究结论的外部效度,除数字乡村建设外,还需控制其他因素对农户收入不平等的影响。就理论而言,影响收入的变量也将决定收入的不平等。一类是农户家庭特征变量,包含户主性别、户主文化程度、家庭劳动力数量、家庭劳动力平均年龄、非农职业教育或培训、家庭抚养负担、家庭人均承包地面积和是否党员干部;另一类是村庄基本特征变量,包含村庄地理位置(与公路干线距离)和村庄产业结构(第一、二产业增加值占比)。

表1报告了本文所使用变量的定义、测量方法和基本描述性统计信息。

表1 变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义或赋值	均值	标准差
被解释变量	农村共同富裕	用Kakwani相对剥夺指数衡量	0.316	0.216
		县域数字乡村指数	55.887	11.582
解释变量	数字乡村建设	乡村数字基础设施指数	72.181	15.719
		乡村经济数字化指数	50.224	14.699
		乡村治理数字化指数	50.064	18.898
		乡村生活数字化指数	48.972	16.072
控制变量	户主性别	男=1,女=0	0.919	0.276
	户主文化程度	户主受教育年限/年	7.112	2.593
	家庭劳动力数量	家庭15岁至65岁劳动力数/人	2.601	1.381
	家庭劳动力平均年龄	家庭劳动力平均年龄/周岁	43.834	9.058
	非农职业教育或培训	接受非农职业教育或培训的人数占家庭总人口的比例/%	4.310	13.075
	家庭抚养负担	6周岁以下儿童的数量与65岁及以上老人占总人口比例/%	24.639	32.931
	家庭人均承包地面积	承包地面积/家庭总人口/(亩/人)	2.751	4.276
	是否党员干部	是=1,否=0	0.181	0.385
	村庄地理位置	与公路干线距离/公里	2.619	7.029
	村庄产业结构	第一、二产业增加值占比/%	52.846	12.815
机制变量	数字接入鸿沟	是否接入互联网(是=1,否=0)	0.794	0.458
	数字使用鸿沟	家庭全年通信费用支出	7.090	6.872
	本地非农就业	本乡镇内非农业劳动时间	11.512	9.811
	外出务工	外乡务工时间	12.765	10.855
	创业行为	家庭收入以私营企业经营收入为主(是=1,否=0)	0.206	0.431
	创业绩效	其他家庭经营收入与经营费用的比值	1.664	4.743

注：“其他家庭经营”包含工业、建筑业、运输业、商业饮食业、娱乐服务业、文教卫生业和其他行业的经营生产情况。采用反双曲正弦函数,将“家庭全年通信费用支出”“本乡镇内非农业劳动时间”“外乡务工时间”进行转换后纳入回归模型。

(三)实证模型设定

首先,为检验数字乡村建设对农村共同富裕的影响,本文设定基准回归模型如下:

$$Kakwani_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Index_{it} + \varphi_2 X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

(2)

式(2)中, $Kakwani_{it}$ 为农户*i*在第*t*年用Kakwani相对剥夺指数衡量的收入不平等; $Index_{it}$ 表示农户*i*

所在县域第 t 年的数字乡村指数,是本文关注的核心解释变量; X_{it} 表示一系列控制变量,包括农户家庭特征和村庄基本特征; δ_t 为年份固定效应; λ_i 为农户固定效应; φ 为待估计参数; ε_{it} 是随机扰动项。由于本文的核心解释变量来自县级层面,所有回归均将标准误聚类到县。

在此基础上,为进一步厘清数字乡村建设赋能农村共同富裕的具体路径,本文构造数字乡村指数与低收入农户哑变量的交互项放入基准回归模型:

$$M_{it} = \rho_0 + \rho_1 Index_{it} + \rho_2 Low_{it} + \rho_3 Index_{it} \times Low_{it} + \rho_4 X_{it} + \delta_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在式(3)中, M_{it} 为机制变量,根据前文理论分析,包括数字鸿沟、非农就业和家庭创业; Low_{it} 代表低收入农户,参考尹志超等^[29]的做法,本文将2018年人均收入低于40%分位数的群体视作低收入农户,分别赋值为0和1^①; ρ 是待估参数向量。其余变量与模型(2)保持一致。

四、实证结果与分析

(一)基准回归分析

表2展示了数字乡村建设影响农户收入不平等的基准回归结果。其中,列(1)未放入任何控制变量,列(2)加入了农户家庭特征及其所在村庄特征的控制变量,列(3)进一步控制了省份×年份固定效应,列(4)控制了城市×年份固定效应。比较列(1)至列(4)的结果,发现核心解释变量数字乡村建设的估计系数在所有回归模型中均为负,且均通过1%的显著性检验,这说明数字乡村建设显著且稳健地减少了农户收入不平等。根据列(4)完整模型的估计,数字乡村建设的估计系数为-0.003,即数字乡村指数每提高1个百分点,农户收入不平等剥夺指数将下降0.3%。由于样本农户家庭人均收入的Kakwani相对剥夺指数均值为0.316,数字乡村指数的标准差为11.582,因此,上述估计结果的经济学含义是,数字乡村指数1个标准差的变动,将会使Kakwani相对剥夺指数下降约11个百分点($=0.003 \times 11.582 / 0.316$)^②。这表明,无论是在统计意义还是经济意义上,数字乡村建设都能够显著减少农户收入不平等,假说1得证。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字乡村建设	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.000 2)	-0.002*** (0.000 3)	-0.003*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
农户固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
省份×年份固定效应			是	
城市×年份固定效应				是
样本量	37 571	37 571	37 571	37 571
R^2	0.019	0.044	0.057	0.069

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为聚类到县级层面的稳健性标准误。限于篇幅,控制变量和常数项的估计结果未予汇报,留存备案。下表同。

① 本文还按照30%和50%的分类标准进行了稳健性检验,估计系数的显著性没有发生改变,限于篇幅未在正文中呈现,留存备案。

② 借鉴Mitton的做法,将经济显著性的计算定义为:(解释变量回归系数×解释变量标准差)/被解释变量均值。详见Mitton T., "Economic significance in corporate finance," *The Review of Corporate Finance Studies*, Vol. 13, No. 1 (2024), pp. 38-79。

表3列(1)至列(3)进一步从村庄层面检验数字乡村建设对农户收入不平等的影响。其中,被解释变量分别为采用村庄内部农户家庭人均总收入计算的基尼系数、泰尔指数和MLD指数,核心解释变量为数字乡村指数,控制变量包括村庄平均文化程度、村庄劳动力数量、村庄非农职业教育或培训、村庄人均承包地面积、村庄地理位置以及村庄产业结构,上述数据根据农户层面数据加总获得。从表3的估计结果可以看出,数字乡村建设的估计系数在所有模型中均为负,且通过5%水平的显著性检验,证实数字乡村建设同样能够显著减少村庄层面的收入不平等。

表3 数字乡村建设与村庄层面收入不平等

变量	基尼系数	泰尔指数	MLD指数
	(1)	(2)	(3)
数字乡村建设	-0.012** (0.006)	-0.033** (0.016)	-0.021** (0.010)
村庄特征变量	是	是	是
年份/地区固定效应	是	是	是
样本量	609	609	609
R ²	0.122	0.181	0.139

(二)内生性与稳健性检验

1. 内生性检验

基准回归结果可能会受到内生性问题的影响。一方面,数字乡村建设与农户收入不平等可能存在互为因果的关系,如农户收入高的县域经济更为发达,数字乡村建设水平也更高;另一方面,可能存在未被基准模型考虑的因素,如乡村传统文化、农户的接受程度等^[14],这些因素会同时影响农户收入不平等和数字乡村建设。此外,县域数字乡村评价指标的选择和权重的确定没有统一的标准,可能导致县域数字乡村建设水平测算结果的误差。为了应对这些内生性问题,本文采用工具变量法进行处理。借鉴张勋等^[21]、方师乐等^[30]的做法,本文选取“农户所在县距杭州、北京、深圳球面距离的均值”作为数字乡村建设的工具变量。就相关性而言,杭州是阿里巴巴集团的大本营,深圳是腾讯、华为的基地,北京则是中国的政治与文化枢纽,三地汇聚了众多高科技企业和研究机构。因此,可以推测这些城市周边的地区更有可能受到数字经济发展的辐射带动作用。从外生性角度看,球面距离是一个基于地理的客观度量,它不受该地区数字乡村发展水平的直接影响,因此可以作为一个外生变量^①。表4列(2)展示了采用面板两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量估计的结果。数字乡村建设的估计系数在1%的水平上显著为负,这表明在解决了内生性问题后,数字乡村建设仍然显著减少了农户收入不平等。列(1)报告的2SLS第一阶段回归结果显示,工具变量的估计系数在1%的水平上显著为负,且F统计量远大于经验临界值10,表明工具变量与内生解释变量相关性较强。另外,异方差稳健的DWH内生性检验在1%的显著性水平上不能拒绝“数字乡村建设外生”的原假设,表明采用面板2SLS进行一致性估计是必需的。

2. 稳健性检验

一是改变数字乡村建设的度量指标。前文通过构建多维度评价指标体系的方式来刻画县域数字乡村发展状况,这里进一步将其替换为“数字乡村文本数”进行稳健性分析。本文利用Python爬

① 由于“农户所在县距杭州、北京、深圳球面距离的均值”为截面数据,无法直接用于面板模型估计,本文构造了“农户所在县距杭州、北京、深圳球面距离的均值”与“所在省除本县外的数字乡村指数均值”(与时间有关)的交互项,以满足时间与省份双向特征的动态性。

虫与文本分析手段,统计了农户所在省份有关数字乡村政策法规的关键词词频数(取对数)作为数字乡村建设的代理指标。表4列(3)的回归结果显示,数字乡村文本数的估计系数在1%的水平上显著为负,这验证了本文的研究结论对采用不同指标衡量的数字乡村建设具有一致性。

二是剔除新冠疫情影响。2020年新冠疫情暴发给经济社会正常运行带来较大冲击,可能会对估计结果造成影响。为了避免这一期数据指标的异常波动对回归结果的潜在干扰,参考史常亮^[31]的做法,本文剔除2020年数据,仅使用2018—2019年数据进行回归分析,结果如表4列(4)所示。虽然样本量的减少导致参数估计的准确性有所下降,但数字乡村建设的估计系数依然在1%的水平上显著为负,这表明即使排除疫情影响,数字乡村建设对减少农户收入不平等的作用依然显著。

三是使用平衡面板数据。在基准回归中,本文使用的面板数据为非平衡面板结构。考虑到非平衡样本的缺失可能具有某种系统性,本文经过整理并构建平衡面板数据集进行回归分析,结果如表4列(5)所示。在使用平衡面板数据进行回归后,数字乡村建设的估计系数仍然在1%的水平上显著为负,这进一步证实了本文的研究结论具有较高的稳健性。

表4 内生性与稳健性检验结果

变量	2SLS一阶段	2SLS二阶段	替换被解释变量	剔除疫情影响	使用平衡面板数据
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字乡村建设		-0.005*** (0.001)		-0.011*** (0.003)	-0.009*** (0.001)
工具变量	-0.678*** (0.003)				
数字乡村文本数			-0.012*** (0.004)		
控制变量	是	是	是	是	是
年份/农户固定效应	是	是	是	是	是
一阶段F统计量	49.334				
DWH检验p值		0.000			
样本量	37 571	37 571	37 571	22 708	32 017
R ²	0.821		0.278	0.141	0.101

(三)影响机制检验

接下来对数字乡村建设减少农户收入不平等的路径进行分析,包括弥合低收入农户数字鸿沟、促进低收入农户非农就业和创业,结果如表5所示。其中,列(1)和列(2)展示了数字鸿沟作为机制变量的回归结果。在列(1)以数字接入鸿沟为被解释变量的固定效应Probit回归结果中,交互项“数字乡村建设×低收入农户”的估计系数在5%的水平上显著为正,表明数字乡村建设能够显著弥合低收入农户的数字接入鸿沟。考虑到随着数字乡村战略的不断推进,农户在数字技术应用上的差异即数字使用鸿沟开始显现,本文采用农户全年通信费用支出作为数字使用鸿沟的代理指标,该数值越小,表明农户面临的数字使用鸿沟越大。从列(2)的回归结果可以看出,交互项“数字乡村建设×低收入农户”的估计系数在10%的水平上显著为正,说明数字乡村建设在一定程度上也弥合了低收入农户的数字使用鸿沟。这意味着,弥合低收入农户的数字鸿沟,能够有效改善其所处的外部不利环境,是数字乡村建设促进农村共同富裕的一个重要渠道。

表5列(3)和列(4)展示了非农就业作为机制变量的回归结果。列(3)以本地非农就业为被解

释变量,列(4)以外务工为被解释变量,交互项“数字乡村建设×低收入农户”的估计系数均显著为正,证实了数字乡村建设能够显著促进低收入农户参与非农就业,这与史新杰等^[16]的研究结论一致。因此,非农就业也是数字乡村建设激发低收入农户内生努力,进而促进农村共同富裕的一个重要传导机制。

表5列(5)和列(6)报告了创业作为机制变量的回归结果。列(5)以农户是否创业为被解释变量,交互项“数字乡村建设×低收入农户”的估计系数在5%的水平上显著为正,证实了数字乡村建设有利于提高低收入农户家庭创业概率。考虑到只有农户作出了创业决策,才能观察到相应的创业绩效,本文采用面板固定效应的 Heckman 样本选择模型进行估计^[27,32]。同样选取“农户所在县距杭州、北京、深圳球面距离的均值”作为 Heckman 模型的识别变量,在列(6)创业绩效方程中,交互项“数字乡村建设×低收入农户”的估计系数同样在10%的水平上显著为正,证实了数字乡村建设还能提升创业绩效,进一步验证了数字乡村建设在激发低收入农户创业方面的重要作用。自此,假说2得到验证。

表5 影响机制检验结果

变量	弥合数字鸿沟		促进非农就业		促进创业	
	接入鸿沟	使用鸿沟	本地非农就业	外出务工	创业行为	创业绩效
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字乡村建设	0.019** (0.009)	0.016** (0.008)	0.023** (0.011)	0.011* (0.006)	0.021** (0.010)	0.006* (0.004)
数字乡村建设×低收入农户	0.291** (0.129)	0.049* (0.026)	0.008** (0.004)	0.002** (0.001)	0.012** (0.005)	0.007* (0.004)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份/农户固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	37 571	37 571	37 571	37 571	20 860	9 010
R ²	0.178	0.195	0.201	0.105	0.023	—

注：“低收入组”已控制。限于篇幅,“创业绩效”检验中 Heckman 模型第一阶段决策方程结果未予汇报,留存备索。

(四)异质性分析

1.数字乡村建设分指数

为探究数字乡村建设的不同维度对农户收入不平等影响的异质性,本文将核心解释变量依次替换为乡村数字基础设施指数、乡村经济数字化指数、乡村治理数字化指数和乡村生活数字化指数,分别进行回归。从表6可以看出,四个分指数在不同显著性水平上均减少了农户收入不平等。其中,乡村经济数字化指数的估计系数最大最显著,表明乡村经济数字化水平较高地区的农户更能从数字乡村建设中获益^[11,18]。

2.不同来源的收入不平等

依照农户收入来源结构,将收入不平等分解为工资性收入不平等、非农经营性收入不平等、农业纯收入不平等和财产性收入不平等^①,并分别作为被解释变量进行回归,结果如表7所示。数字乡村建设同时显著降低了工资性收入不平等和非农经营性收入不平等,但扩大了农业纯收入不平

① 其中,工资性收入为本地从业、外出从业以及乡村干部和乡村教师工资性收入加总;非农经营性收入主要为家庭经营工业、建筑业、运输业、商业饮食业、娱乐服务业、文教卫生业和其他行业的经营收入加总;而农业纯收入则由家庭生产经营粮食作物、经济作物、园地作物、林业、畜牧业、淡水产品、海水产品的各项经营收入去除各项经营费用后的总和;财产性收入主要是家庭房屋出租、土地流转、机器租赁等资产的收入。

等。究其原因,可能是数字乡村促使农户离开农业部门,进入收入相对较高的非农部门,使得“均田制”的小农户分化为经营规模较大的农场主体和几乎不种地也不关心农业收益的小农户,而来自农业部门的收入差距也较大,不平等程度渐趋严重^[16,32]。另外,数字乡村建设对财产性收入不平等的影响虽然为负,但未通过显著性检验,这可能与财产性收入在农户家庭收入中所占比重依然偏低有关。

表6 数字乡村建设分指数的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
乡村数字基础设施指数	-0.004** (0.002)			
乡村经济数字化指数		-0.007*** (0.002)		
乡村治理数字化指数			-0.001* (0.0003)	
乡村生活数字化指数				-0.005** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
年份/农户固定效应	是	是	是	是
样本量	37 571	37 571	37 571	37 571
R ²	0.031	0.033	0.030	0.034

注:“低收入组”已控制。

表7 不同来源收入不平等的回归结果

变量	工资性收入 (1)	非农经营性收入 (2)	农业纯收入 (3)	财产性收入 (4)
数字乡村建设	-0.010*** (0.003)	-0.008*** (0.003)	0.003* (0.002)	-0.002 (0.002)
控制变量	是	是	是	是
年份/农户固定效应	是	是	是	是
样本量	37 571	37 571	37 571	37 571
R ²	0.144	0.117	0.109	0.095

3. 不同地区和市场环境

一方面,中国数字乡村建设存在一定的区域差异,即东部地区发展迅速,而中西部地区发展相对缓慢。这种差异可能导致数字乡村建设对农户收入不平等的影响呈现出异质性。为此,本文将样本分为东部地区和中西部地区两个子样本,分别进行回归。从表8列(1)和列(2)可以看出,无论是东部地区还是中西部地区,数字乡村建设的估计系数均至少在5%的水平上显著为负。进一步比较两组回归中的系数绝对值大小,发现东部地区的系数绝对值较大,说明数字乡村建设在减少东部地区农户收入不平等方面的作用更为显著。

另一方面,市场发展的成熟度也可能会影响数字乡村建设的实际效果,进而作用于农户收入不平等。根据农户所在村庄是否设有电子商务营业点或代销网点,本文将全部样本划分为市场成熟度较低和市场成熟度较高两组样本,并分别进行回归。从表8列(3)和列(4)可以发现,在拥有电子商务营业点或代销网点的村庄,数字乡村建设更有助于减少农户收入不平等。

表 8 不同地区和市场环境的回归结果

变量	东部地区	中西部地区	市场成熟度较低	市场成熟度较高
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字乡村建设	-0.004*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.006*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
年份/农户固定效应	是	是	是	是
样本量	14 021	23 550	19 115	18 456
R ²	0.115	0.151	0.093	0.126

注：t检验结果表明，列(1)和列(2)、列(3)和列(4)的数字乡村建设估计系数至少在5%的水平下存在显著性差异。

五、进一步讨论：数字乡村建设的包容性

共同富裕是一个动态发展的长期历史过程，包容性增长机制是其中的关键环节，也是重要途径。包容性增长强调所有人都应该平等地获得参与经济增长的机会、共享经济发展成果，重点是增加中低收入者的收入^[30,33]。本部分通过检验数字乡村建设能否促进“提低扩中”以及能否实现益贫式增长，来探究数字乡村建设是否具有包容性。

(一)数字乡村建设能否促进“提低扩中”

党的二十大报告强调，提升民众的幸福感和生活质量，关键在于提高低收入人群的收入，并扩大中等收入阶层的范围。数字乡村建设能否促进“提低扩中”，即能否提高农户进入中高收入群体的概率？为回答该问题，参考尹志超等^[29]的做法，本文分别引入虚拟变量“家庭人均收入高于40%分位数(是=1)”“家庭人均收入高于中位数(是=1)”和“家庭人均收入高于国家贫困线(是=1)”作为被解释变量，以数字乡村建设作为解释变量，采用固定效应 Probit 模型进行实证分析，结果分别如表9列(1)至列(3)所示。数字乡村建设的估计系数均在5%的水平上显著为正，这证实了数字乡村建设能够增加低收入农户进入中高收入阶层的可能性。

表 9 数字乡村建设对收入分配“提低扩中”作用的检验结果

变量	中高收入群体 I	中高收入群体 II	中高收入群体 III
	(1)	(2)	(3)
数字乡村建设	0.007** (0.003)	0.008** (0.004)	0.014** (0.007)
控制变量	是	是	是
年份/农户固定效应	是	是	是
样本量	37 571	37 571	37 571
Pseudo R ²	0.063	0.011	0.016

(二)数字乡村建设能否实现益贫式增长

益贫式增长旨在通过政策调整使经济发展成果惠及更多低收入人群，是实现共同富裕的内在要求和重要措施。那么，数字乡村建设是否更加有利于资源禀赋条件较差的农户实现增收？本文参考方师乐等^[4]的研究，从人力资本、社会资本和金融资本三个方面，分别选取家庭劳动力平均受教育年限、家庭全年人情支出(结婚酒席、彩礼或嫁妆、赠送亲友等)和家庭年内累计借入款金额作为衡量指标，以其中位数为分界线，将低于中位数的农户划为较低资源禀赋组(赋值为1)，将高于

中位数的农户划为高资源禀赋组(赋值为0),然后,分别生成与数字乡村指数的交互项,对家庭人均收入对数进行回归。表10列(1)报告了人力资本维度的检验结果。交互项“数字乡村建设×低人力资本”的估计系数在5%的水平上显著为正,说明数字乡村建设对人力资本水平较低的农户家庭的收入增长效应更为显著。列(2)展示了社会资本维度的回归分析结果,交互项“数字乡村建设×低社会资本”的估计系数在1%的水平上显著且为正,这证实了数字乡村建设对社会资本较少的农户家庭的收入提升作用更为显著。列(3)呈现了金融资本维度的检验结果,交互项“数字乡村建设×低金融资本”的估计系数在5%的水平上显著且为正,表明数字乡村建设对金融资本较少的农户家庭的收入增长效应更加明显。

表10 数字乡村建设对低资源禀赋农户增收作用的检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
数字乡村建设	0.045*** (0.011)	0.037*** (0.013)	0.061*** (0.009)
数字乡村指数×低人力资本	0.012** (0.007)		
数字乡村指数×低社会资本		0.016*** (0.001)	
数字乡村指数×低金融资本			0.010** (0.005)
年份/农户固定效应	是	是	是
样本量	37 571	37 571	37 571
R ²	0.154	0.119	0.094

注:“低人力资本”“低社会资本”以及“低金融资本”已控制。

此外,表11采用无条件分位数回归方法,估计数字乡村建设在不同分位点处的边际贡献率。不难看出,数字乡村建设对不同分位点上的农户收入都有正向促进作用,但是随着收入分位点的变大,其估计系数逐渐减小。这意味着不同收入水平的农户从数字乡村建设中的获益存在差异,总体上数字乡村建设更有利于改善低收入农户的收入水平,即数字乡村建设具有益贫特征。这一发现与史常亮和郝晓燕的研究结论相左,其研究表明,数字乡村建设对农户增收未能实现包容性增长^[19]。这可能是因为本文采用的是2018—2020年三期农户面板数据,而前者使用的是2018年一期截面数据。受制于乡村数字基础设施建设的不平衡、不充分,早期数字乡村建设可能无法发挥其包容性作用,出现“精英俘获”和“益富式”现象。而近年来随着数字乡村建设的深入推进,乡村数字基础设施建设趋于完善,低收入农户也能够有机会从数字乡村建设中获益。

表11 无条件分位数回归结果

变量	q10	q25	q50	q75	q90
数字乡村建设	0.029*** (0.007)	0.034*** (0.008)	0.026*** (0.006)	0.018** (0.009)	0.015** (0.007)
控制变量	是	是	是	是	是
年份/农户固定效应	是	是	是	是	是
样本量	37 571	37 571	37 571	37 571	37 571
R ²	0.037	0.067	0.079	0.071	0.055

注:括号内为渐近标准误。

六、结论和启示

本文构建“环境—努力”分析框架,基于北京大学县域数字乡村指数和2018—2020年全国农村固定观察点农户的匹配数据,实证检验数字乡村建设对农村共同富裕的影响及其作用机制。研究发现:数字乡村建设显著降低了农户收入不平等。具体而言,数字乡村指数每增加1个标准差,用于衡量农户收入不平等的Kakwani相对剥夺指数将下降约11个百分点。这一结果通过了包括工具变量法在内的多种稳健性检验。机制检验发现,数字乡村建设能够通过弥合低收入农户数字鸿沟、促进低收入农户的非农就业和创业,减少收入不平等,促进农村共同富裕。异质性分析发现,在乡村经济数字化水平较高、东部以及市场环境较完善的地区,数字乡村建设降低农户收入不平等的作用更为明显。拓展分析表明,数字乡村建设具有较好的包容性,能够促进“提低扩中”及实现益贫式增长。

本文有如下政策启示:第一,弥合数字鸿沟,改善农村外部环境。研究发现,数字乡村建设能够弥合低收入农户所面临的数字接入鸿沟和使用鸿沟。这一结论证实了具有准公共物品属性的数字乡村建设通过升级乡村数字基础设施、发展乡村产业数字化、提升乡村数字治理能力、推进乡村服务数字化等,有效改善了数字经济背景下农村机会不公平的发展环境。未来应持续推进乡村数字基础设施建设,特别是加强对中西部地区的支持,关注低收入县域的数字经济发展,从而缩小数字接入差距。同时,继续实施网络提速降费政策,降低智能通信设备成本,帮助低收入农户跨越数字接入鸿沟。此外,还应完善数字技能培训体系,将数字教育纳入中小学和社区教育,鼓励教育机构开放资源,提供丰富的数字学习材料,以缩小数字使用鸿沟。第二,依托数字乡村建设,激发农户内生努力。研究发现,参与数字乡村建设能够显著促进低收入农户的非农就业和创业。这意味着就业创业是数字乡村建设激发低收入农户内生努力、赋能农村共同富裕的重要路径,有利于弱势群体、边缘群体共享发展红利。未来应结合地方特色和新兴产业,为低收入农户提供数字技能培训,提高低收入农户数字致富技能,激发其增收动力,使低收入农户从中获益。此外,还应增加对低收入农户创业的支持,改善他们的创业环境,建立数字服务平台和创业园区,鼓励他们利用本地资源进行数字创业,形成产业带动就业、就业促进增收的良性循环。

应该指出本文具有一定的局限性。首先,使用县域层面的数字乡村指数衡量数字乡村建设水平,未能进一步细化到村庄层面,而不同村庄的数字乡村建设水平可能存在差异。其次,全国农村固定观察点数据库主要关注普通农户,对新型农业经营主体的数据收集较为有限。最后,共同富裕不仅限于农户收入不平等,还可能涉及农户的主观幸福感、社会阶层认同等其他方面,未来的研究需要进一步拓展。

〔参 考 文 献〕

- [1] 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》,《经济研究》2022年第9期,第99-115页。
- [2] 李实、史新杰、陶彦君等:《以农村低收入人口增收为抓手促进共同富裕:重点、难点与政策建议》,《农业经济问题》2023年第2期,第4-19页。
- [3] 史新杰、卫龙宝、方师乐等:《中国收入分配中的机会不平等》,《管理世界》2018年第3期,第27-37页。
- [4] 方师乐、韩诗卉、徐欣南:《电商发展与农村共同富裕》,《数量经济技术经济研究》2024年第2期,第89-108页。
- [5] 万广华、宋婕、左丛民等:《中国式现代化视域下数字经济的共同富裕效应:方法与证据》,《经济研究》2024年第

- 6期,第29-48页。
- [6] Roemer J. E., "A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner," *Philosophy & Public Affairs*, Vol. 22, No. 2 (1993), pp. 146-166.
- [7] Roemer J. E., "On several approaches to equality of opportunity," *Economics & Philosophy*, Vol. 28, No. 2 (2012), pp. 165-200.
- [8] 邱泽奇、乔天宇:《电商技术变革与农户共同发展》,《中国社会科学》2021年第10期,第145-166,207页。
- [9] 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年第1期,第77-92页。
- [10] 曾亿武、宋逸香、林夏珍等:《中国数字乡村建设若干问题刍议》,《中国农村经济》2021年第4期,第21-35页。
- [11] 沈费伟、叶温馨:《数字乡村建设:实现高质量乡村振兴的策略选择》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2021年第5期,第41-53页。
- [12] 王胜、余娜、付锐:《数字乡村建设:作用机理、现实挑战与实施策略》,《改革》2021年第4期,第45-59页。
- [13] 王邵军:《数字乡村建设促进农民农村共同富裕的作用机理、现实挑战与实现路径研究》,《南开经济研究》2023年第11期,第21-36页。
- [14] 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》,《中国农村经济》2023年第5期,第61-80页。
- [15] 邹美凤、高云凤、马华等:《数字乡村建设影响农户创业吗?》,《中国软科学》2024年第2期,第201-211页。
- [16] 史新杰、陈伟、周宏:《数字乡村建设与农村人口高质量发展——基于收入结构视角》,《江西社会科学》2024年第4期,第31-42,206-207页。
- [17] 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》,《云南民族大学学报(哲学社会科学版)》2023年第3期,第100-110页。
- [18] 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年第5期,第81-102页。
- [19] 史常亮、郝晓燕:《数字乡村发展与农户增收——基于增长和分配双重视角的审视》,《农村金融研究》2023年7月,第38-48页。
- [20] 李实:《共同富裕的目标和实现路径选择》,《经济研究》2021年第11期,第4-13页。
- [21] 张勋、万广华、吴海涛:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》2021年第8期,第35-51,204-205页。
- [22] 邱泽奇、张树沁、刘世定等:《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》,《中国社会科学》2016年第10期,第93-115,203-204页。
- [23] 周亚虹、邱子迅、姜帅帅等:《数字经济发展与农村共同富裕:电子商务与数字金融协同视角》,《经济研究》2024年第7期,第54-71页。
- [24] Kakwani N. C., "On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with applications to horizontal and vertical equity," *Advances in Econometrics*, Vol. 3, No. 2 (1984), pp. 149-168.
- [25] 杨晶、邓悦:《中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究》,《数量经济技术经济研究》2020年第10期,第83-100页。
- [26] 袁方、史清华:《从返乡到创业——互联网接入对农民工决策影响的实证分析》,《南方经济》2019年第10期,第61-77页。
- [27] Chen J. F. & Roth J., "Logs with zeros? some problems and solutions," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 139, No. 2 (2024), pp. 891-936.
- [28] 何婧、李庆海:《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》2019年第1期,第112-126页。
- [29] 尹志超、文小梅、栗传政:《普惠金融、收入差距与共同富裕》,《数量经济技术经济研究》2023年第1期,第109-127页。
- [30] 方师乐、黄祖辉、徐欣南:《数字金融发展的包容性增长效应——农户非农创业的视角》,《农业技术经济》2025年第2期,第43-62页。

- [31] 史常亮：《数字经济赋能农业全要素生产率增长：效应与机制》，《华南农业大学学报(社会科学版)》2024年第3期，第94-109页。
- [32] Semykina A. & Wooldridge J. M., “Estimating panel data models in the presence of endogeneity and selection,” *Journal of Econometrics*, Vol. 157, No. 2 (2010), pp. 375-380.
- [33] 方师乐、赖慧颖、黄祖辉等：《农地产权稳定性与农村劳动力资源配置——农业生产率提升的视角》，《浙江大学学报(人文社会科学版)》2023年第11期，第86-101页。

Digital Village Construction and Common Prosperity in Rural Areas: Based on the Dualistic Perspective of Circumstances and Efforts

Chen Wei¹ Shi Xinjie¹ Zhou Hong² Fang Shile³

(1. China Academy for Rural Development / School of Public Affairs / Institute for Common Prosperity and Development, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China; 2. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China; 3. School of Management, Wenzhou Business College, Wenzhou 325035, China)

Abstract: Digital rural construction serves as a crucial link among “Digital China”, “rural revitalization” and “common prosperity”, carrying significant implications for achieving high-quality development. This paper empirically examines the extent to which digital rural construction contributes to common prosperity in rural areas by utilizing the county digital rural index alongside matched data from the National Rural Fixed Observation Points Database (2018-2020), employing a multidimensional fixed effects model. The findings of this study indicate that digital rural construction significantly mitigates income inequality in rural settings, with the income inequality deprivation index of farming households decreasing by approximately 11 percentage points for each standard deviation increase in the digital rural index. This result withstands various robustness tests, including an instrumental variables approach.

Mechanism analysis reveals that digital village construction effectively bridges both access and usage gaps for low-income farming households, thereby improving their external unfavorable conditions related to home ownership. It emerges as a vital channel through which digital village initiatives promote common prosperity within these communities. Furthermore, digital village construction substantially enhances the participation rates of low-income farmers in local non-agricultural employment and migrant labor markets, suggesting that non-agricultural employment constitutes an important transmission mechanism through which such initiatives stimulate endogenous efforts among low-income farmers, ultimately fostering rural common prosperity. Additionally, it not only increases entrepreneurial opportunities for low-income rural households but also leads to significant improvements overall.

The heterogeneity analysis presented in this paper reveals that farm households situated in regions with higher levels of digitalization within the rural economy derive greater benefits from digital rural construction. This initiative significantly mitigates inequality in wage income and non-farm business income among farm households, while paradoxically increasing inequality in net farm income. An examination of regional sub-differences indicates that digital rural construction plays a more critical role in reducing income inequality among farm households located in the eastern region. Furthermore, villages engaged in e-commerce or hosting representative outlets experience a more pronounced impact from digital rural construction on diminishing income disparities among their farming communities. Further

discussion highlights that digital village construction markedly enhances the likelihood of low-income farm households transitioning into middle- and high-income brackets, as well as expanding these higher-income groups. The positive effects on income growth attributable to digital village construction are particularly evident for those farm households characterized by low human capital, limited social capital, and minimal financial resources. There exist notable differences regarding the advantages conferred by digital village construction across various income levels among farm households. Generally speaking, it is more effective at elevating the incomes of low-income families. This suggests that digital village construction embodies an inclusive approach to economic development.

Finally, this paper proposes countermeasures aimed at optimizing rural digital infrastructure, enhancing the training system for farmers' digital skills, and establishing a support system for farmers' employment and entrepreneurship. The innovation of this study is twofold: first, it constructs a dualistic analytical framework of "circumstances-effort" at the theoretical level to explore the formation of income inequality and its alleviation mechanisms from the perspective of unequal opportunities, thereby enriching the theoretical discourse in this field; second, it introduces the Kakwani relative deprivation index at an empirical level as a critical factor influencing the development of digital villages in China. Additionally, by employing the Kakwani relative deprivation index to refine measurements of rural common prosperity down to individual farm households, this research conducts multidimensional heterogeneity analysis and path testing. This approach provides significant empirical evidence that contributes to ongoing research in this area.

Key words: digital village construction; rural common prosperity; income inequality; Kakwani Index; circumstances-efforts

