

欢迎按以下格式引用:余家凤,黄岑.数字乡村建设有助于促进农民共同富裕吗——基于农户创业活跃度的中介效应研究[J].长江大学学报(社会科学版),2023,46(6):108-115.

# 数字乡村建设有助于促进农民共同富裕吗

## ——基于农户创业活跃度的中介效应研究

余家凤 黄岑

(长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

**摘要:**论文基于2011~2021年全国31个省份的面板数据,构建数字乡村建设水平和农民共同富裕程度评价指标体系,利用固定效应模型和中介效应模型实证研究数字乡村建设对农民共同富裕的影响效应,以及农户创业活跃度的中介作用。研究结果表明:数字乡村建设能够显著促进农民共同富裕,但对农民共同富裕子维度的影响存在差异,对物质富裕和精神富裕两个子维度的促进作用较为显著,对社会共享层面的影响不明显;相较于数字基础薄弱的中西部地区,东部地区数字乡村建设对农民共同富裕的促进作用更加显著;数字乡村建设能够通过提升农户创业活跃度促进农民共同富裕。因此,应完善农村数字基础设施,创新数字乡村经济建设,培育新时代的“数字农民”,创新富民强村产业发展机制,进而推进农民共同富裕。

**关键词:**数字乡村;农民;创业;共同富裕

**分类号:**F49;F323.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2023)06-0108-08

### 一、引言

党的二十大报告中强调“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”。共同富裕与现代化统一于中华民族伟大复兴的“中国梦”,新时代扎实推进共同富裕是一项具有长期性、复杂性、艰巨性的社会系统工程,必须要分阶段、分步骤实践,而最艰难最繁重的任务在农村。当前我国发展最大的不平衡是城乡发展不平衡,最大的不充分是农村发展不充分、农民发展不充分。若没有农业强盛、农村和美与农民富庶,全体人民的共同富裕就难以实现。落脚于乡村振兴战略中的“生活富裕”方针,农民农村共同富裕正好成为其行动指引和根本所在。因此,作为共同富裕与乡村振兴的战略交汇点,促进广大农民

共同富裕是全面建设社会主义现代化国家的必然选择。

数字乡村建设,既是乡村振兴的战略方向,也是建设数字中国的重要内容。乡村数字化能激发乡村发展潜能,推动乡村高质量发展。在数字经济时代,利用电商网络、直播平台等数字资源,可以推广乡村旅游,实现农业产品与消费市场直接对接,促进农产品销售数字化;将普惠金融与数字金融结合,能打破数字鸿沟,提升农户数字金融产品接触率,释放农户信贷约束,为农户创业提供条件。总之,随着新一代数字技术诸如大数据、人工智能、5G等日益深入农业生产各环节,我国农村开始通过数字赋能实现发展动能转换。然而小农户能否在转型中共享数字红利?数字乡村建设能否显著促进农民共同富裕?进

收稿日期:2023-07-04

基金项目:国家社会科学基金一般项目“‘双碳’目标下政府环境治理与民营企业绿色发展协同机制与路径研究”(22BGL082)

第一作者简介:余家凤(1965-),男,湖北洪湖人,教授,主要从事农林经济管理、财税理论与政策研究。

通信作者:黄岑(1998-),女,湖北利川人,主要从事数字经济与农业经济研究,E-mail:3275495401@qq.com。

一步,数字乡村建设能否通过促进农户创业来推动农民共同富裕?对上述问题的回答,将有助于我们深刻认识数字乡村建设的重要战略作用,对实现农民共同富裕具有重要的理论价值和现实意义。

二、文献综述

目前着眼于农村视角专门研究数字乡村建设与农民共同富裕之间关系的文献有限,但基于两者的相关研究成果较多,其重点关注表现为:

一方面,研究数字乡村建设的经济效应。数字乡村建设能够影响乡村产业发展、促进农民创业增收、释放农村消费潜力和优化农村消费结构。齐文浩等(2021)认为互联网、电商平台、普惠金融等乡村数字化方式有效促进了农民增收,且农民创业活跃度在数字乡村与农民增收之间起到正向调节作用<sup>[1]</sup>。汪亚楠等(2021)研究表明,数字乡村建设显著提高农村居民网购水平,对发展型网购的促进作用最大,对享受型网购的促进作用次之,对生存型网购的促进作用最小<sup>[2]</sup>。由网购消费模式拓展到农村居民的整个消费,赵佳佳等(2022)实证发现,数字乡村发展会正向影响农村居民家庭人均消费水平,对享受型消费的影响效应最强,其次是发展型消费和生存型消费<sup>[3]</sup>,由此体现出农村居民消费结构升级趋势。李本庆等(2022)构建动态面板模型实证检验发现,数字乡村建设能显著推动乡村产业兴旺,尤其对产业融合发展、农户共享发展和农业高质量发展的影响较明显<sup>[4]</sup>。赵佳佳等(2023)研究发现,数字乡村发展能通过促进信息利用、缓解信贷约束、增强风险承担意愿以及提升社会信用水平显著提高农民创业概率<sup>[5]</sup>。进一步探索发现,乡村产业发展、农民收入与消费直接或间接关系到农村农民能否走向共同富裕,所以数字乡村建设产生的农民共同富裕效应不容小觑。

另一方面,研究共同富裕的实现路径。曹亚雄等(2019)研究表明,新时代共同富裕的实现过程具有“非均衡性”,而共享发展是实现共同富裕的根本路径,其中,坚持共享发展既意味着不断提高广大人民群众整体生活水平,也意味着收入、财富分配差别要处于合理范围内<sup>[6]</sup>。史新杰等(2022)从机会公平的视角认识共同富裕,认为低收入状态与影响个体教育和就业选择的机会因素差异有关,而低收入群体收入跃升是共同富裕的重点<sup>[7]</sup>。Tang 等(2022)

采用固定效应差分模型研究发现,中国的精准扶贫项目显著缩小城乡收入差距,增加低收入群体收入<sup>[8]</sup>。其中,精准扶贫的重要举措之一是鼓励农民工返乡创业。王轶等(2022)提出,农民工高质量返乡创业是提升农民收入、缩小农民收入差距、实现农民农村共同富裕的关键<sup>[9]</sup>。同时,Liu 等(2022)认为,创业是实现减贫的重要方式,而数字普惠金融为欠发达地区农民工等弱势群体创业提供了更加多元化的融资来源<sup>[10]</sup>。韩亮亮(2022)<sup>[11]</sup>指出,数字普惠金融对实现共同富裕产生显著推动作用,机制分析显示,可以通过提升创业活跃度来促进共同富裕<sup>[11]</sup>。高星(2023)研究发现,数字经济发展能通过促进产业结构高级化和产业结构合理化激发创业活力,进而推动共同富裕实现<sup>[12]</sup>。由此可见,数字技术能够助力共同富裕实现,数字乡村建设能助力农民农村共享数字化发展红利,弥合数字鸿沟,带动农民走向共同富裕。

梳理上述文献后发现,如何利用数字化手段推进共同富裕已成为学术界关注的重点,国内外研究也取得了丰硕成果,为本文研究提供了重要的经验借鉴。但有所不足的是,立足于农村视角专门探讨数字乡村建设与农户共同富裕两者关系的研究却较少,而这些文献又大多利用农村居民手机拥有量或者农村宽带接入用户量等单一指标来衡量数字乡村。基于此,本文首先运用熵权-TOPSIS 法综合测算数字乡村建设水平、农民共同富裕水平评价指标体系,再构建固定效应模型探索数字乡村建设对农民共同富裕的直接影响,并对其进行内生性、稳健性检验和区域异质性分析,最后进一步通过中介效应模型定量分析农户创业活跃度在两者间所起的中介作用。本文根据数字乡村建设、农户创业活跃度与农民共同富裕之间的内在联系,形成研究结论并提出促进农民共同富裕的相关对策建议。

三、理论机制与研究假设

数字乡村是以农村发展网络化、农业经济智能化、农民技能信息化为内生性特点而构建起来的现代化乡村组织模式。数字乡村建设依托数字技术实现农业智能化、机械化、自动化生产,创新农业生产方式,优化资本、劳动力、土地等资源的配置效率,驱动乡村产业兴旺发展,保障农民收入的基本盘。其中,发展乡村数字经济,则是数字乡村建设的重要方面。农村经济数字化转型,可以突破时空限制,将农业生产者和城市消费者纳入同一数字平台,帮助农

民及时获取市场供求信息,选择最佳生产和营销模式,降低交易成本和农业生产风险,并提高农产品销量和边际收益,最终实现增收目标。与此同时,数字技术释放普惠效应,改善农村软环境,进一步缩小城乡数字鸿沟,在农村金融领域广泛应用后可以降低金融服务成本,农民更有可能获得资金来扩大生产,改变城乡要素市场分割现状,促进城乡市场一体化,为农村居民提供高质量就业创收机会,客观上起到缩小城乡收入差距的作用。持续增收是促进农民共同富裕的核心命题,缩小城乡差距是实现全社会共同富裕的关键。由此,本文提出:

假设 1:数字乡村建设能够促进农民共同富裕。

当前,“一人创业、带动致富”的农民创业景象已经形成。农民创业正成为巩固脱贫攻坚成果和促进乡村振兴的新引擎和区域经济社会发展的新力量。同时数字化建设推动农村网络化、信息化、现代化程度越来越高,互联网技术也成为农村创业者的强大生产力,电商平台有效拓宽农产品销售渠道,整合生产、销售、物流产业链,极大降低创业成本,提高创业收益率。然而创业融资渠道不畅仍然是制约农民创业的最大瓶颈。数字技术赋能普惠金融可以缓解信贷过程中信息不对称问题,切实提高金融服务在农村地区可得性、覆盖率及普惠性,为农民创业活动提供便利。而这些便利的条件又反过来激发农民创业意愿。进一步地,农户创业活跃度高,利用数字技术进行创业的可能性越大,而农民加入创业活动意味着更多农民有机会实现就业增收。总体而言,相对于传统农村创业模式,数字乡村建设为农村低收入群体创造了新的包容性创业机会,提升了金融服务可得性,拓宽了多元化市场边界,拓展了农民增收渠道,缩小了农村农民内部收入差距。基于此,本文提出:

假设 2:数字乡村建设能够通过提升农户创业活跃度来促进农民共同富裕。

四、研究设计

(一)模型设定

基于以上分析及假设,为进一步实证检验数字乡村建设水平对农民共同富裕的影响,本文借鉴许秀梅(2022)<sup>[13]</sup>的研究,首先构建基准模型如下:

$$FCP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIC_{it} + \alpha_n Z_{it} + \theta_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其次,选取农户创业活跃度作为中介变量,进一步实证检验数字乡村建设水平对农民共同富裕的中介效应,构建出如下计量模型:

$$ENT_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIC_{it} + \beta_n Z_{it} + \theta_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$FCP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DIC_{it} + \gamma_2 ENT_{it} + \gamma_n Z_{it} + \theta_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中,*i*和*t*分别表示各省(自治区、直辖市)和年份,*FCP<sub>it</sub>*表示省份*i*在*t*年的农民共同富裕水平,*DIC<sub>it</sub>*表示省份*i*在*t*年的数字乡村建设水平,*ENT<sub>it</sub>*表示省份*i*在*t*年的农户创业活跃度。 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_n$ 、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_n$ 、 $\gamma_0$ 、 $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ 及 $\gamma_n$ 为代估参数,*Z<sub>it</sub>*表示一系列的控制变量, $\theta_i$ 表示个体固定效应, $\epsilon_{it}$ 表示随机扰动项。

(二)变量选取

1.被解释变量

本文被解释变量为农民共同富裕水平(*FCP*)。从习近平总书记所强调的共同富裕内涵出发,结合省份层面数据的可得性,再借鉴张金林等(2022)<sup>[14]</sup>通过马斯洛需求理论划分共同富裕的做法,以物质富裕(*FCP1*)、精神富裕(*FCP2*)、社会共享(*FCP3*)作为农民共同富裕水平指标体系的三个一级指标,在此基础上参考谭燕芝等(2022)<sup>[15]</sup>的方法完善中国农民共同富裕水平二、三指标构建。其次,本文选取熵权-TOPSIS法对农民共同富裕水平评价指数体系进行赋权测度,以减少评价的主观性(见表 1)。

2.核心解释变量

本文选取数字乡村建设水平(*DIC*)为核心解释变量。目前尚未形成一套普遍认可的数字乡村评价指标体系,本文借鉴朱红根等(2023)<sup>[16]</sup>的研究,从数字投入与产出角度构建数字基础设施建设、数字资金投资、数字服务水平、农业农村数字产业化这四个一级指标,并参考慕娟等(2021)<sup>[17]</sup>的做法完善二、三级指标,最后使用熵权-TOPSIS法对中国各省份的数字乡村建设水平进行测算,具体指标选取情况见表 2。

3.中介变量

本文采用农户创业活跃度(*ENT*)作为中介变量,借鉴李晓园等(2021)<sup>[18]</sup>的做法,选取乡村个体就业人数同私营企业就业人数之和与年末常住人口之比来衡量农户创业活跃度。

4.控制变量

本研究使用的控制变量有:(1)老龄化水平(*old*)。借鉴程名望等(2019)<sup>[19]</sup>的研究,以老年人口抚养比来衡量。即 65 周岁及以上人口数占 15~64 周岁人口数的比值。(2)财政支农水平(*finsagr*)。参照陈涛等(2022)<sup>[20]</sup>的做法,用地方财政农林水事务支出的对数值来衡量。(3)城镇化水平(*urban*)。借鉴魏君英等(2022)<sup>[21]</sup>的研究,选择年末城镇人口



数与总人口数的比值来衡量。(4)交通基础设施(*tiainf*)。参考周国富等(2021)<sup>[22]</sup>的方法,选取各省份公路里程的对数作为代理变量来衡量。(5)农村经济发展水平(*feconomy*)。借鉴谭昶等(2022)<sup>[23]</sup>的做法,采用各省份第一产业增加值与农村总人口数的比值来衡量。

表 1 农民共同富裕水平评价指标体系

一级指标	权重(%)	二级指标	三级指标	权重(%)	指标属性
物质富裕	48.96	农民收入水平	农村居民人均可支配收入	11.78	+
		农民财产性收入水平	农村居民人均财产性收入	24.32	+
		农民消费水平	农村居民人均消费支出	9.36	+
		农民消费结构	农村居民家庭恩格尔系数	3.50	—
精神富裕	32.91	农村精神文化	农村居民人均文教娱乐支出	7.87	+
		农村社会保障	农村人均转移性收入	14.57	+
		农村医疗健康水平	每千人拥有乡村医生和卫生员数	8.63	+
		农民受教育水平	农村平均受教育年限	1.84	+
社会共享	18.13	农民收入差距	农村基尼系数	11.02	—
		城乡收入差距	城乡人均可支配收入对比	4.72	—
		城乡消费差距	城乡人均消费对比	1.86	—
		城乡社会保障差距	城乡低保平均标准对比	0.53	—

表 2 数字乡村建设水平评价指标体系

一级指标	权重(%)	二级指标	权重(%)	三级指标	指标属性
数字基础设施建设	32.87	互联网普及率	11.93	农村互联网宽带接入用户数	+
		智能手机普及率	2.21	农村居民平均每百户年末移动电话拥有量	+
		计算机普及率	5.10	农村居民平均每百户年末计算机拥有量	+
		广播电视普及率	8.06	农村有线广播电视用户数占家庭总户数的比重	+
		农业气象观测站	5.57	农业气象观测业务站点个数	+
数字资金投入	16.92	农业生产投资	9.09	农、林、牧、渔业固定资产投资	+
		涉农金融投资	7.83	涉农贷款余额	+
数字服务水平	20.38	数字人才服务队伍	7.66	农业技术人员	+
		数字服务消费水平	5.54	农村居民家庭人均交通通信消费支出	+
		农业物联网等信息技术应用水平	7.18	农村投递路线	+
		数字基地	10.34	数字农业农村创新基地	+
农业农村数字产业化	29.83	数字交易水平	11.70	电子商务销售额和采购额	+
		网络支付水平	7.79	农村数字普惠金融指数	+

(三)数据来源与描述性统计

本文选取 2011~2021 年全国 31 个省、市和自治区(不含港澳台)的省际面板数据。各变量原始数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国住户调查统计年鉴》及 EPS 数据库,此外,农村数字普惠金融指数取自《北京大学数字普惠金融指数》中的不同县域指数,涉农贷款余额来源于 Wind 数据库。部分缺失数据通过插值法和年均增长率均值估计测算。为减少可能存在的异方差问题,对相关控制变量进行对

数处理。各变量具体的描述性统计如表 3 所示。

五、实证结果分析

(一)基准模型回归结果

本文采用了面板数据模型,实证回归前需要确定选择固定效应模型还是随机效应模型。经过 Hausman 检验后,其结果显示不加控制变量和加入控制变量前后 *P* 值分别为 0.0041 和 0.0001,均在 1%水平上显著,即应该选择固定效应模型进行估计和分析。表 4 提供了数字乡村建设影响农民共同富

裕的基准回归结果。模型(1)和(2)中数字乡村建设水平的估计系数均在 1% 的概率水平上显著为正,而模型(2)由于加入控制变量,排除了部分影响农民共同富裕的因素,系数有所减小。总体结果显示,数

字乡村建设对农民共同富裕具有显著的正向影响,即数字乡村建设水平越高,农民共同富裕程度越高,这验证了本文的假设 1。

表 3 变量的描述性统计

变量名	样本量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>FCP</i>	341	0.275	0.268	0.097	0.079	0.709
<i>FCP1</i>	341	0.278	0.264	0.126	0.031	0.910
<i>FCP2</i>	341	0.317	0.324	0.079	0.144	0.557
<i>FCP3</i>	341	0.562	0.548	0.205	0.119	0.958
<i>DIC</i>	341	0.316	0.308	0.103	0.098	0.637
<i>ENT</i>	341	0.268	0.137	0.441	0.018	3.302
<i>old</i>	341	2.658	2.653	0.283	1.902	3.285
<i>finsagr</i>	341	6.163	6.237	0.586	4.519	7.200
<i>urban</i>	341	0.586	0.575	0.131	0.227	0.896
<i>tiainf</i>	341	11.681	11.961	0.837	9.401	12.896
<i>feconomy</i>	341	1.101	0.996	0.549	0.292	3.231

表 4 基准回归结果

变量	(1) <i>FCP</i>	(2) <i>FCP</i>	(3) <i>FCP1</i>	(4) <i>FCP2</i>	(5) <i>FCP3</i>
<i>DIC</i>	0.686***	0.527***	0.892***	0.329***	-0.223
<i>old</i>	—	1.276***	1.432***	0.736***	2.739*
<i>finsagr</i>	—	0.035***	0.058***	0.093***	-0.022
<i>urban</i>	—	-0.636***	-0.978***	0.040	-0.211
<i>tiainf</i>	—	0.101**	0.094***	0.012	0.468***
<i>feconomy</i>	—	0.004	0.016	0.001	-0.077
常数项	0.059***	-3.942***	-4.305***	-2.262***	-10.983***
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	341	341	341	341	341
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.480	0.528	0.811	0.842	0.071

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 概率水平上显著。下同。

由模型(2)中控制变量的回归结果来看,老龄化、城镇化以及财政支农水平均在 1% 概率水平上显著,交通基础设施在 5% 水平上显著,农村经济发展水平的影响不显著。其中,老龄化水平影响系数为正的原因可能在于:一方面,目前中国已进入老龄化社会,农村人口年龄结构中老年人口比重不断攀升,随之而来农村也会产生较大的养老医疗消费需求;另一方面,大部分农村老年人会有农民社保、粮食补贴收入等转移性收入,并且可能还有子女赡养收入,甚至“闲不住”的农村老年人会种地或打零工来增加收入,最终老龄化对农民共同富裕产生正向作用。城镇化的影响系数为负,对农民共同富裕具有负向影响,可能是由于城镇化导致城乡资源配置

不均衡加剧,农村劳动力流失,城乡贫富差距继续拉大。财政支农水平的影响系数显著为正,是因为利用财政手段加强农村就业产业帮扶,可以进一步促进农民增收致富,加快推进农民农村共同富裕。交通基础设施显著正向影响农民共同富裕,正好与“要致富,先修路”相符。这是由于交通发展能方便农村地区居民的生产生活,便捷农副产品外销,吸引社会资源进入后盘活农村经济,赋能乡村产业发展,切实促进农民收入提高。

模型(3)至(5)的回归结果表明,数字乡村建设对物质富裕(*FCP1*)和精神富裕(*FCP2*)有显著正向影响,对社会共享(*FCP3*)的影响却不明显。这从侧面证明了假说 1,同时也说明数字乡村建设对

农民共同富裕程度的影响已从物质富裕推进到精神富裕,然而距更高层级的社会共享尚有一定距离。

(二)内生性检验及稳健性检验

1. 内生性检验

各省数字乡村建设与农民共同富裕之间可能存在反向因果的关系,农民共同富裕水平越高的地区,数字基础设施建设与农村数字产业化发展相对发达,数字乡村建设水平也相对更高。除此之外,由于数字乡村建设与农民共同富裕是综合测度的指标体系,与之相关的指标较多,容易存在指标测量偏误或者遗漏变量问题,从而造成模型估计可能出现内生性问题。

为缓解可能存在的内生性问题,本文选用了系统 GMM 估计和工具变量回归两种方法:第一,基于农民共同富裕实现具有持续性特征,选择农民共

同富裕的滞后一期( $L.FCP$ )进行系统 GMM 估计。在表 5 中,模型(1)的结果显示, $AR(2)$ 的伴随概率  $P>0.1$ ,表明此系统 GMM 估计不存在二阶序列自相关问题;Hansen 检验的伴随概率  $P>0.1$ ,表明此估计不存在过度识别,即系统 GMM 回归结果可靠。第二,选择数字乡村建设水平的滞后一期进行工具变量回归。从表 5 可知,模型(2)的结果显示, $Anderson\ LM$  统计量在 1% 概率水平上显著,说明没有不可识别问题; $Cragg-Donald\ Wald\ F$  统计量的值为 791.335,远大于 10% 统计水平上的临界值 (16.38),说明通过了弱工具变量检验,即该工具变量有效。根据两种方法的回归结果分析,数字乡村建设均在 1% 显著性水平上促进农民共同富裕的实现。即本文所构建基准模型的内生性问题得到较好解决。

表 5 内生性及稳健性检验结果

变量	(1) <i>FCP</i>	(2) <i>FCP</i>	(3) <i>FCP</i>	(4) <i>FCP</i>	(5) <i>FCP</i>
<i>L.FCP</i>	0.646***	—	—	—	—
<i>DIC</i>	0.354***	0.711***	0.475***	0.558***	0.484***
<i>tis</i>	—	—	-0.207	—	—
<i>child</i>	—	—	0.052	—	—
常数项	-0.308	—	-4.073***	-3.907***	-1.007
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	310	310	341	341	217
$R^2$	—	0.478	0.532	0.532	0.501
$AR(1)$	-4.01***	—	—	—	—
$AR(2)$	1.05	—	—	—	—
Hansen 检验	28.21	—	—	—	—
不可识别检验	—	230.486***	—	—	—
弱工具变量检验	—	791.335	—	—	—

2. 稳健性检验

为进一步验证本文基准回归的结果是否稳健可靠,接下来分别从三个方面进行稳健性检验:(1)增加控制变量。即增加产业结构和少年抚养比两个变量。产业结构( $tis$ )用第一产业增加值与  $GDP$  的比值来衡量,少年抚养比( $child$ )选择用 0~14 周岁人口数与 15~64 周岁人口数的比值来衡量。(2)缩尾处理。即本文对核心解释变量数字乡村建设水平进行 1% 的双边缩尾处理。(3)剔除特殊样本区间。即本文将 2011~2012 年和 2020~2021 年从样本期剔除,仅对 2013~2019 年的样本进行回归。原因在于 2013 年支付宝的兴起普遍被认为是中国数字金

融发展的开端,而 2020~2021 年疫情对农民共同富裕实现可能产生负向影响,进而抵消部分由数字乡村建设产生的正向影响。具体回归结果如表 5 中模型(3)~(5)所示。三种方法中,数字乡村建设对农民共同富裕影响系数均为正,且在 1% 水平上显著,与上文保持一致,证明模型结果稳健,又进一步验证了假设 1。

(三)异质性分析

考虑到我国地域辽阔,各区域经济社会发展差异显著,为进一步探索不同区域数字乡村建设水平对农民共同富裕的影响效果,本文将全国划分为东、中、西三个地区,分样本实证回归来进行区域异质性

检验,结果见表 6。东部地区数字乡村建设水平在 1%概率水平上显著,数字乡村建设水平每提高 1 个单位,农民共同富裕水平将提升 0.527 个单位;中、西部地区数字乡村建设水平对农民共同富裕的影响效应并不显著。究其原因,东部地区相对发达,市场环境良好,数字基础设施建设领先,农户有较高数字素养和更多数字金融服务获取渠道,农民总体收入与消费水平也相对更高;中、西部地区作为相对欠发达地区,在市场环境、数字基础设施及农户数字技能与素养等方面均落后于东部地区,数字乡村建设对农民共同富裕的潜在积极影响有待挖掘。这一回归结果充分表现出数字乡村建设对农民共同富裕的影响存在区域异质性。

表 6 区域异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
DIC	0.527 ***	0.128	0.389
常数项	-8.585 ***	0.599	-2.674 **
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	120	89	132
R <sup>2</sup>	0.574	0.553	0.593

(四)中介效应分析

数字乡村建设可以通过提升农户创业活跃度来推进农民共同富裕实现。为检验农户创业活跃度在数字乡村建设与农民共同富裕之间的中介效应,本文采用三步法进行中介效应模型回归估计,检验结果见表 7。从表 7 可知,在列(1)证实数字乡村建设对农民共同富裕具有显著促进作用的基础上,列(2)中数字乡村建设对农户创业活跃度的影响系数在 1%概率水平上显著为正,列(3)中加入农户创业活跃度这一中介变量,数字乡村建设与农户创业活跃度对农民共同富裕的影响系数均显著为正,由此可知中介效应存在。依据 Sobel 检验结果,Z 值为 3.771,其 P 值小于 0.1,且 Bootstrap 检验中偏差校正后的 95%置信区间内未包含 0,故表明上述中介效应模型结果依然稳健,即假设 2 成立。其中,在控制其他因素后,数字乡村建设水平每提高 1 个单位,农民共同富裕水平会直接提升约 0.37 个单位,并且使得农户创业活跃度提升约 1.59 个单位,进而间接促进农户共同富裕水平提升约 0.16 个单位(1.59×0.10≈0.16),总效应提升 0.53 个单位,由中介变量带来的间接效应在总效应中的占比约为 30%。

表 7 农户创业活跃度中介效应回归结果

变量	(1) FCP	(2) ENT	(3) FCP
DIC	0.527 ***	1.591 ***	0.374 ***
ENT	—	—	0.096 ***
常数项	-3.942 ***	-7.922 ***	-3.179 ***
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	341	341	341
R <sup>2</sup>	0.528	0.422	0.565
Sobel 检验	Z=3.771 ***		
Bootstrap 检验	[0.054366,0.299882]		

注:Bootstrap 检验经过 1000 次随机抽样,中括号内显示偏差校正 95%置信区间。其他同上。

六、结论与建议

本文先采用熵权-TOPSIS 法对 2011~2021 年全国 31 个省级地区的数字乡村建设和农民共同富裕水平进行定量测度,再选择面板固定效应模型实证分析数字乡村建设对农民共同富裕的影响效应,最后通过中介效应模型进行机制分析。结果表明:(1)数字乡村建设能够显著促进农民共同富裕,且对物质富裕和精神富裕两个子维度的促进作用比较显著,但对社会共享层面的影响不明显。经过系统 GMM 估计和工具变量回归两种内生性检验,及增加控制变量、缩尾处理、剔除特殊样本区间等稳健性检验后,该结论仍成立。(2)数字乡村建设对农民共同富裕的影响存在区域异质性,相较于数字基础薄弱的中西部地区,东部地区数字乡村建设对农民共同富裕的促进作用更加显著。(3)数字乡村建设能够通过提升农户创业活跃度来促进农民共同富裕。数字技术赋能乡村建设,为农户创业提供优越的信息、技术、资金、市场等条件,激励“大众创业、万众创新”,推动农民就业增收,进而实现农民共同富裕。

基于以上研究结论,本文提出如下建议:

(1)完善农村数字基础设施。着力提升农村“新型基建”发展速度,加快在农村地区布局人工智能、大数据、物联网、5G 等新型数字基础设施,全面加强农业农村大数据体系建设,利用东部地区信息技术的溢出效应辐射带动中西部数字乡村建设,逐步消弭由网络基础设施供给不均衡导致的“数字鸿沟”。

(2)创新数字乡村经济建设。通过提高“互联网+农业”建设速度,不断推进大数据、云计算、物联网、人工智能等先进数字技术与农林牧渔业、农产品加工业深度融合,打造科技农业、智慧农业、现代农业,促进传统产业数字化、智能化,加快乡村数字经



济新业态步伐。

(3)注重培育新时代的“数字农民”。注重培养农民数字意识和能力,采取有力措施降低农民数字技术使用门槛,鼓励并引导农民学习新一代信息技术,通过与涉农高校开展合作,有效引导高数字素养的高校毕业生下乡为农民提供相应数字技术指导,增强农民借助智能设备和数字技术挖掘、整合、利用数字信息的能力,让小农户平等享受乡村数字化转型红利。

(4)创新富民强村产业发展机制,不断推进共同富裕。要坚持以人民为中心的发展理念,通过贯彻落实乡村振兴战略,创新更紧密的联农带农、发展乡村数字经济的新机制,让农民就近就地且低门槛就业增收,鼓励农户创业致富,激发农民创业意愿,使农民能更多地分享产业增值收益,迈向共同富裕。

参考文献:

[1]齐文浩,李明杰,李景波.数字乡村赋能与农民收入增长:作用机理与实证检验——基于农民创业活跃度的调节效应研究[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2021(2).

[2]汪亚楠,王海成.数字乡村对农村居民网购的影响效应[J].中国流通经济,2021(7).

[3]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[J].中国农业大学学报(社会科学版),2022(5).

[4]李本庆,周清香,岳宏志.数字乡村建设对产业兴旺影响的实证检验[J].统计与决策,2022(7).

[5]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).

[6]曹亚雄,刘雨萌.新时代视域下的共同富裕及其实现路径[J].理论学刊,2019(4).

[7]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).

[8]Tang J.,Gong J.,Ma W.,et al.Narrowing urban-rural income gap in China:The role of the targeted poverty alleviation program[J].Economic Analysis and Policy, 2022(5).

[9]王轶,刘蕾.农民工返乡创业何以促进农民农村共同富裕[J].中国农村经济,2022(9).

[10]Liu S.,Koster S.,Chen X.Digital divide or dividend? The impact of digital finance on the migrants' entrepreneurship in less developed regions of China[J].Cities,2022(4).

[11]韩亮亮,彭伊,孟庆娜.数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J].软科学,2022(23).

[12]高星.数字经济发展赋能共同富裕的实证检验[J].统计与决策,2023(14).

[13]许秀梅.数据资本能提升农户收入吗?——基于农户人力资本投资与社会网络的作用[J].贵州社会科学,2022(10).

[14]张金林,董小凡,李健.数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究[J].财经研究,2022(7).

[15]谭燕芝,王超,陈铭仕,等.中国农民共同富裕水平测度及时空分异演变[J].经济地理,2022(8).

[16]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).

[17]慕娟,马立平.中国农业农村数字经济发展指数测度与区域差异[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021(4).

[18]李晓园,刘雨濛.数字普惠金融如何促进农村创业? [J].经济管理,2021(12).

[19]程名望,张家平.新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J].数量经济技术经济研究,2019(7).

[20]陈涛,杨佳怡,陈池波.农业机械化促进农民增收的作用机制与路径:基于农业生产环节的可分性[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(4).

[21]魏君英,胡润哲,陈银娥.数字经济发展如何影响城乡消费差距:扩大或缩小? [J].消费经济,2022(3).

[22]周国富,陈菡彬.产业结构升级对城乡收入差距的门槛效应分析[J].统计研究,2021(2).

[23]谭昶,吴海涛,徐辉.交通基础设施、空间溢出与农村多维减贫[J].统计与决策,2022(21).

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com