治理绩效

数字乡村建设对城乡共同富裕的影响效应与作用机制

黄大湖，艾芷萱

（湖北文理学院经济管理学院，襄阳 441053）

摘要：基于 2011—2023 年中国省级行政区的面板数据，通过构建双向固定效应模型，实证考察数字乡村建设对城乡共同富裕的影响效应与作用机制。结果显示，数字乡村建设显著提升了城乡共同富裕水平，且在替换核心变量和估计方法后结论依然稳健。机制分析表明，农业技术进步与农村劳动力转移是两条重要中介路径。异质性分析表明，数字乡村建设在中西部地区的边际效应更强，且对中低水平城乡共同富裕地区的提升效果最为突出，呈现先升后降的倒“U”型特征。此外，数字乡村建设不仅对本地区城乡共同富裕产生积极影响，还通过空间溢出效应惠及相邻地区。因此，应制定差异化和动态化的发展策略，加快农村数字化进程，强化区域协同，优化空间布局。

关键词：数字乡村建设；农业技术进步；农村劳动力转移；城乡共同富裕

中图分类号：F320 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)17－0284－07

城乡共同富裕是中国式现代化共同富裕目标中不可或缺的重要内容。党的十八大以来，中国在农业转移人口市民化、农村土地制度改革、城乡一体化基建和基本公共服务均等化等方面持续发力，最终取得脱贫攻坚胜利，在打破城乡二元格局、缩减城乡发展鸿沟上取得显著成效，为迈向城乡共同富裕构筑了稳固根基。然而，区域之间、城乡之间以及不同群体之间的发展失衡问题依然突出，尤其是城乡多维差距，仍是制约共同富裕实质性推进的核心障碍[1]。

21 世纪以来，大数据、人工智能、物联网的迅速发展，催生出了新业态、新产品和新技术，使生产方式和产业形态发生深刻变革。有研究表明，数字技术发展为实现共同富裕目标提供了新的机遇和新动能[2]，有助于促进农村产业融合[3]、强化乡村社会治理和畅通城乡要素流动[4]。同时，也有文献指出，数字乡村建设对促进农民收入[5-6]、消费结构升级[7]、农业高质量发展[8]、农村新产业新业态发展[9]具有重要推动作用。有关城乡共同富裕的文献主要从其内涵、发展水平测度和影响因素等方面展开。从内涵来看，孙方[10]认为城乡共同富裕是政府和市场相互促进和补充，以实现城乡协调发展为目的。张明皓和叶敬忠[11]认为城乡共同富裕包括城乡全民富裕、城乡全面富裕和城乡渐进富裕。从测度来看，一些学者采用城乡收入差距来表征城乡共同富裕[12]，更多的学者通过构建综合性指标体系来测度城乡共同富裕水平[13-14]。从影响因素来看，学者认为数字金融[15]、数字经济[16]等均能够在不同程度上缩小城乡发展差距，推动共同富裕。

既有成果为城乡共同富裕的系统研究提供了有益基础，但仍存在拓展空间：①现有研究较多探讨数字乡村对共同富裕的影响，鲜有聚焦到城乡共同富裕；②关于数字乡村建设何以促进城乡共同富裕的具体机制尚缺少深入探讨。为此，现构建数字乡村建设与城乡共同富裕的综合评价指标体系，测算两者发展指数，进而评估数字乡村建设对城乡共同富裕的影响效应，并分别从技术进步和劳动力转移两条渠道揭示其内在机理，旨在为共同富裕目标下数字乡村政策优化提供经验支撑。

1 理论分析与研究假说

1.1 直接效应

大数据、人工智能等数字技术向农村地区持续下沉，正在重塑乡村的生产组织与生活方式。数字技术能够盘活农村闲置资源，增强乡村与外部系统的信息、资本及人力交换，为农业农村发展提供新动能[17]。实践表明，数字技术在农村的应用在以下

收稿日期：2026-05-13

基金项目：湖北省大学生创新创业训练计划项目(S202510519036)；湖北省教育厅哲学社会科学研究青年项目(25Q071)

作者简介：黄大湖(1994—)，男，湖北利川人，博士，讲师，研究方向为数字经济；艾芷萱(2005—)，女，湖北孝感人，研究方向为数字经济与乡村振兴。

3个方面发挥了积极作用:①通过降低交易成本、拓宽农产品销售渠道以及催生新业态,直接增加了农民的经营性收入和工资性收入[18];②为乡村治理提供数字化工具,提升治理效能,从而缩小城乡社会治理差距[19];③推动教育、医疗等公共服务线上化,使农村居民可获得个性化服务,改善生活品质,助力城乡基本公共服务均等化。基于此,提出如下假设。

H1:数字乡村建设对城乡共同富裕具有正向推动作用。

1.2 间接影响

1.2.1 农业技术进步的中介作用

数字乡村建设能够通过信息溢出效应、规模效应与技术扩散效应推动农业技术进步,进而促进城乡共同富裕。首先,数字技术具有天然的信息溢出属性,互联网平台打破了农业技术信息的地域壁垒和层级限制,使分散的小农户能够获取先进的种植养殖技术、病虫害防治知识和市场供需信息,显著降低了技术获取门槛[20]。其次,数字平台能够整合分散的农业生产要素,通过土地流转、托管服务等方式实现农业规模化经营[21],而规模化生产是先进农业技术应用的前提条件,能够产生显著的规模经济效应。最后,数字技术加速了农业技术的扩散速度,短视频、直播等新媒体形式使农业新技术能够快速传播到农村地区,大幅缩短了技术从研发到应用的周期。农业技术进步不仅能够直接提高农业生产效率,增加农民经营性收入,还能推动农业产业结构升级,缩小城乡产业发展差距。基于此,提出如下假设。

H2:数字乡村建设能够通过推动农业技术进步间接促进城乡共同富裕。

1.2.2 农村劳动力转移的中介作用

数字乡村建设通过改变农村劳动力的转移成本、就业机会与人力资本水平,影响其转移决策,进而推动城乡共同富裕。从转移成本来看,数字技术显著降低了劳动力市场的信息不对称程度,农民能够通过招聘平台、社交软件等渠道便捷获取城市就业信息,大幅减少了求职过程中的搜寻成本和迁移成本。从就业来看,数字经济催生了农村电商、直播带货、乡村旅游、智慧物流等大量非农就业岗位,拓宽了就业渠道。从人力资本提升来看,农村地区互联网和通信技术的发展,有助于农民通过在线教育和网络培训等方式提高生产技能,增强了其在非农就业市场的竞争力[22]。此外,数字普惠金融的发展放松了农村创业者的资金约束,激励农民从事非农创业活动,不仅实现了创业者自身的增收,还创造了大量本地就业岗位,带动更多农村劳动力转移就业。农村劳动力向非农产业和城镇转移能够显著提高农民的工资性收入,是缩小城乡收入差距的核心途径。基于此,提出如下假设。

H3:数字乡村建设可以通过促进农村劳动力转移间接影响城乡共同富裕。

1.2.3 空间溢出效应

数字技术具有低边际成本和高渗透性,其发展模式与技术成果易于突破行政边界传播,产生类似“涓滴效应”的辐射作用。具体而言,高水平的数字乡村省份可以通过技术示范、产业链延伸、信息共享等渠道对邻近省份产生正向外溢;同时,邻近省份出于政策学习动机,往往会借鉴甚至复制成功经验,形成空间联动。此外,数据要素和非物质性技术知识的跨区域流动相对自由,数字乡村催生的农业生产技术、市场信息可通过互联网低成本传播,帮助其他地区提升效率。已有研究也证实,数字乡村发展对农业全要素生产率和城乡收入差距具有跨区域影响[23-24]。基于此,提出如下假设。

H4:数字乡村建设对城乡共同富裕具有显著的空间溢出效应。

2 研究设计

2.1 计量模型构建

2.1.1 基准模型

构建如下基准回归模型:

$$CMX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \upsilon_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:i 为省份;t 为年份;CMX_{it} 和 DIG_{it} 分别为城乡共同富裕和数字乡村建设;Z_{it} 为一组控制变量;υ_{it} 为时间固定效应;ε_{it} 为随机误差项;α_0 为常数项;α_1、α_2 为系数。

2.1.2 中介效应模型

为验证农业技术进步和农村劳动力转移在数字乡村建设影响城乡共同富裕中的中介作用,借鉴文献[25]的做法构建如下中介效应模型:

$$Y_{it} = i_1 + cX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = i_2 + aX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = i_3 + c'X_{it} + bM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:X_{it} 为解释变量;Y_{it} 为被解释变量;M_{it} 为中介变量农业技术进步或农村劳动力转移;i_1、i_2、i_3 为常数项;c、a、c'、b 为系数。式(3)为核心解释变量 X 对中介变量 M 的影响,式(4)为核心解释变量 X 和中介变量 M 对被解释变量 Y 的影响。

2.1.3　空间计量模型

采用空间滞后模型(SLM)检验数字乡村建设对城乡共同富裕的空间溢出效应,模型设定如下:

$$CMX_{it} = \beta_1 + \rho\sum_{i,j=1}^{30} W_{ij}CMX_{it} + \beta_2 DIG_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:ρ 为空间自相关系数;W_{ij} 为空间权重矩阵元素;ε_{it} 为误差项;β_1 为常数项;β_2、β_3 为系数。

2.2　变量选取与测度

2.2.1　被解释变量:城乡共同富裕

一般来说,共同富裕包含总体富裕和发展成果共享两个维度。参考已有研究,结合省级层面数据可得性,从共富和共享两个维度出发,并在共享维度增加城乡生态环境的指标,构建了 6 个二级指标和 8 个三级指标的评价体系,见表 1。在此基础上,采用熵值法进行测度,从而得到各省份的城乡共同富裕指数。

2.2.2　核心解释变量:数字乡村建设

借鉴已有研究成果,从乡村数字基础建设、乡村数字发展环境、乡村数字产业发展 3 个维度出发,构建数字乡村建设水平的评价指标体系,具体指标选取见表 2,并运用熵值法进行测度,得到数字乡村建设水平综合指数。

2.2.3　中介变量

(1)农业技术进步。参考已有研究,采用 DEA(数据包络分析)-Malmquist 指数法测算农业全要素生产率来衡量农业技术进步。产出变量以农林牧渔总产值来表示,并采用农林牧渔指数(1997 年=100)进行平减处理,剔除价格因素;投入变量包括土地、劳动、机械与化肥 4 类投入,其中,土地投入以农业播种面积来表示,劳动投入以第一产业从业人员来衡量,机械投入以农业机械总动力来表示,化肥投入以农用化肥施用量来测度。

(2)农村劳动力转移。以各省份农民工数量占农村人口的比重来衡量各省份农村劳动力转移的规模。

2.2.4　控制变量

为控制其他变量的潜在影响,借鉴已有研究成果,将产业结构、交通基础设施、财政支农、农村人力资本、对外开放程度等作为控制变量。各变量定义与描述性统计见表 3。

2.3　数据来源

数据来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国淘宝村研究报告》以及北京大学编制的《数字普惠金融指数》和各省份统计年鉴等权威资料,在此基础上最终构建 2011—2023 年中国 30 个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的面板数据。对于样本中部分缺失的观测值,均采用线性插值法予以补全。

表 1　城乡共同富裕综合评价指标体系及指标权重

一级指标	二级指标	二级指标解释	单位	属性	熵权法权重
共富	城乡居民收入比	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	—	负向	0.098
	城乡恩格尔系数比	城镇居民恩格尔系数/农村居民恩格尔系数	—	正向	0.074
	城乡产业融合	第一产业增加值/第二、三产业增加值	—	正向	0.113
共享	城乡要素流动	城镇化率	%	正向	0.207
	城乡公共服务均等化	农村每千人口医疗卫生机构床位数/城市每千人口医疗卫生机构床位数	—	正向	0.171
		农村居民人均教育文化娱乐消费支出/城镇居民人均教育文化娱乐消费支出	—	正向	0.109
	城乡生态环境	森林覆盖率	%	正向	0.194
		生活垃圾无害化处理率	%	正向	0.029

表 2　中国数字乡村建设水平评价指标体系及指标权重

一级指标	二级指标	二级指标解释	单位	属性	熵权法权重
乡村数字基础建设	农村物流建设水平	农村投递路线	km	正向	0.137
	农村互联网普及率	农村互联网宽带接入用户数	万户	正向	0.216
	农村移动电话普及率	农村每百万户年末移动电话拥有量	部	正向	0.044
	农村计算机普及率	农村每百万户年末计算机拥有量	台	正向	0.094
	农业气象观测站个数	农村气象观测业务	个	正向	0.088
乡村数字发展环境	农村邮政通信服务水平	农村邮政网点平均服务人口	万人	负向	0.055
	数字服务消费水平	农村居民家庭人均交通通信消费支出	元	正向	0.114
乡村数字产业发展	数字交易水平	有电子商务交易活动的企业数比重	%	正向	0.113
	农村网络支付水平	数字普惠金融发展指数	—	正向	0.135

表 3　变量描述性统计

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义	均值	标准差
被解释变量	城乡共同富裕	CMX	采用熵值法测算	0.385	0.090
核心解释变量	数字乡村建设水平	DIG	采用熵值法测算	0.330	0.128
中介变量	农业技术进步	TFP	DEA-Malmquist 指数法测算	1.193	0.113
	农村劳动力转移规模	LABOR	农民工数量占农村人口的比重	0.431	0.197
控制变量	地区产业结构	STU	第三产业增加值占第二产业增加值的比重	1.465	1.303
	交通基础设施水平	ROAD	公路里程数与省区面积的比值	0.990	0.554
	财政支农水平	FIS	财政支出中的农林水利支出与当年 GDP 的比值	0.117	0.037
	农村人力资本水平	EDU	农村人均受教育年限	7.920	0.591
	对外开放水平	OPEN	进出口额占地区生产总值的比重	0.260	0.278

3　实证结果分析

3.1　基准回归

表 4 报告了数字乡村建设对城乡共同富裕影响的基准回归结果。其中,列(1)为不加控制变量的双向固定效应模型估计结果,列(2)为加入控制变量的双向固定效应模型估计结果,列(3)为系统 GMM(generalized method of moments,广义矩估计)模型的估计结果。可以看出,在列(1)、列(2)和列(3)中,数字乡村建设水平的估计系数分别为 0.111、0.085 和 0.115,且均在 1%水平上显著。这表明,数字乡村建设对城乡共同富裕具有显著的正向促进作用。可能的原因在于:一方面,数字乡村有效缓解了农村信息闭塞问题,激发了非农创业活力,并通过新业态创造了更多就业岗位,从而提高了农民收入、缩小了城乡收入差距;另一方面,数字技术与农业生产的深度融合推动了农业的智慧化和精细化转型,提升了生产效率和资源配置效率,为实现城乡共同富裕提供了坚实的产业支撑。研究假设 H1 得到验证。从控制变量来看,财政支出水平和对外开放水平的估计系数显著为正,而产业结构、农村人力资本水平和交通基础设施的系数为正,但在统计上不显著。

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	FE	FE	SYS-GMM
DIG	0.111***	0.085***	0.115***
	(0.030)	(0.031)	(0.017)
STU		0.000	0.001
		(0.001)	(0.001)
ROAD		0.016	0.002
		(0.011)	(0.002)
FIS		0.260***	0.064**
		(0.071)	(0.026)
EDU		0.005	−0.008***
		(0.007)	(0.003)
OPEN		0.067***	0.001
		(0.013)	(0.004)
L.CMX			0.774***
			(0.022)
常数项	0.301***	0.202***	0.108***
	(0.008)	(0.057)	(0.021)
省份和时间固定效应	Yes	Yes	
样本数	390	390	360
R^2	0.772	0.799	

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为标准误。

3.2　稳健性检验

为保证估计结果的可靠性,采用替换样本、被解释变量和模型 3 种方式进行稳健性检验。①替换样本。剔除 4 个直辖市样本,以排除特殊政策与资源禀赋的干扰。②替换被解释变量。采用主成分分析法,重新对城乡共同富裕指数进行测度。③替换模型。针对可能存在的反向因果问题,采用数字乡村建设水平的一阶滞后项作为工具变量,进行两阶段最小二乘(2SLS)回归。表 5 的检验结果显示,数字乡村建设的系数始终显著为正,表明基准结论具有较强的稳健性。

表 5　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	剔除直辖市	替换被解释变量	工具变量法(2SLS)
DIG	0.064*	0.052***	0.439***
	(0.033)	(0.005)	(0.031)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	0.137**	−0.024	
	(0.066)	(0.072)	
不可识别检验 Anderson LM statistic			211.922***
弱工具变量识别 Cragg−Donald Wald F statistic			581.505***
样本数	338	390	360

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为标准误。

3.3　异质性分析

3.3.1　区域异质性

各地区存在较大的资源禀赋差异，导致经济发展水平差异较大。因此，将全国分为东、中西部地区，以考察数字乡村建设对城乡共同富裕影响的区域差异。估计结果见表6列(1)、列(2)。可以看出，数字乡村建设对东部和中西部地区的城乡共同富裕均具有显著的正向促进作用，但影响强度与显著性存在明显差异。具体而言，中西部地区数字乡村建设的回归系数为0.107，且在1%的统计水平上显著，显著高于东部地区的0.076(仅在10%水平上显著)。这表明，数字乡村建设在中西部地区的边际效应更为突出。其原因在于，中西部地区城乡发展差距更大、数字基础设施和数字技术应用的基础更为薄弱，数字乡村建设作为后发赶超的重要抓手，能够通过数字技术的渗透效应快速弥补城乡公共服务、要素流动等方面的短板，从而对城乡共同富裕产生更强的推动作用；而东部地区数字基础设施相对完善，数字乡村建设的边际收益呈现一定程度的递减特征。进一步采用传统Chow检验对两组双向固定效应模型的结构稳定性进行检验。检验结果显示，F统计量为1.406，P值为0.067，在10%的统计水平上拒绝了“两组回归系数完全相等”的原假设，表明数字乡村建设对城乡共同富裕的影响效应在东部与中西部地区之间存在显著的结构性差异。

3.3.2　面板分位数回归

为考察数字乡村建设对不同城乡共同富裕水平地区的异质性影响，进一步采用面板分位数回归方法，在10%、25%、50%、75%和90%分位点上分别进行估计。结果显示，数字乡村建设对所有分位点的城乡共同富裕水平均具有显著正向促进作用，且影响强度呈现先升后降的倒“U”型特征。可能是由于在低水平地区数字基础设施尚处于起步阶段，数字红利尚未充分释放；中水平地区数字基础设施初具规模，技术与农业农村各领域融合加速，边际效应最强；高水平地区发展基础较好，进一步提升空间收窄，边际效应自然递减。整体而言，数字乡村建设对各发展阶段的地区均有积极作用，但对中低水平地区的提升效果最为突出。

3.4　作用机制检验

根据前文构建的中介效应模型检验数字乡村建设影响城乡共同富裕的内在机制，结果见表7。列(1)、列(3)显示，农业技术进步和农村劳动力转移的估计系数显著为正，表明数字乡村建设能够促进农业技术进步以及农村劳动力向外转移。在列(2)中，数字乡村建设和农业技术进步的系数均显著为正，证明农业技术进步在数字乡村建设影响城乡共同富裕中发挥了部分中介作用。列(4)结果显示，数字乡村建设和农村劳动力转移的估计系数均显著为正，且通过了1%的显著性检验，意味着数字乡村建设能通过促进农村劳动力转移来实现城乡共同富裕。研究假设H2得到验证。

3.5　空间溢出效应

计算2011—2023年中国各省份城乡共同富裕的全局莫兰指数，以考察研究对象是否具有空间相关性，结果见表8。可以看出，中国省域城乡共同富裕具有空间正相关性，且表现出空间集聚特征。因此，采用空间计量模型对其空间溢出效应进行分析是合理且必要的。

表9呈现了3种空间权重矩阵下空间滞后模型的估计结果。可以看出，空间自回归系数ρ在各类权重矩阵下均显著为正，表明各省份城乡共同富裕存在空间依赖，即本地城乡共同富裕水平的提高会正向影响周边地区。数字乡村建设的估计系数在所有模型中均显著为正，说明其对本地区城乡共同富裕有直接促进作用。进一步采用偏微分法分解直接效应、间接效应和总效应，结果显示，在3种权重矩阵下，数字乡村建设的直接效应、间接效应与

表6　异质性估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	东部	中西部	Q=10	Q=25	Q=50	Q=75	Q=90
DIG	0.076*	0.107***	0.272**	0.467***	0.364***	0.388**	0.336*
	(0.039)	(0.041)	(0.131)	(0.143)	(0.125)	(0.148)	(0.197)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.337***	0.276***	−0.780**	0.029	−0.212	0.046	0.523
	(0.025)	(0.015)	(0.378)	(0.245)	(0.293)	(0.417)	(0.446)
样本数	143	247	390	390	390	390	390
R^2	0.770	0.825	0.171	0.234	0.332	0.247	0.065

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误。

表 7　中介效应估计结果

变量	(1) 农业技术进步	(2) 城乡共同富裕	(3) 农村劳动力转移	(4) 城乡共同富裕
DIG	0.056***	0.069**	0.064**	0.069**
	(0.022)	(0.031)	(0.026)	(0.030)
TFP		0.272***		
		(0.075)		
LABOR				0.250***
				(0.063)
常数项	0.903***	−0.043	−0.484***	0.323***
	(0.040)	(0.088)	(0.048)	(0.064)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	390	390	390	390
R^2	0.933	0.807	0.800	0.808

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误。

表 8　空间自相关检验结果

年份	城乡共同富裕		
	莫兰指数	z	P
2011	0.467	4.000	0.000
2012	0.461	3.934	0.000
2013	0.405	3.476	0.001
2014	0.479	4.064	0.000
2015	0.475	4.032	0.000
2016	0.473	4.040	0.000
2017	0.464	3.977	0.000
2018	0.424	3.621	0.000
2019	0.410	3.513	0.000
2020	0.413	3.529	0.000
2021	0.467	3.938	0.000
2022	0.458	3.907	0.000
2023	0.466	3.926	0.000

表 9　空间计量模型估计结果

变量		(1) 邻接权重矩阵	(2) 地理权重矩阵	(3) 经济权重矩阵
DIG		0.176***	0.188***	0.215***
		(0.025)	(0.025)	(0.023)
控制变量		Yes	Yes	Yes
ρ		0.515***	0.561***	0.747***
		(0.043)	(0.049)	(0.053)
DIG	直接效应	0.073**	0.049*	0.062**
		(0.030)	(0.026)	(0.025)
	间接效应	0.085**	0.052*	0.147**
		(0.033)	(0.027)	(0.059)
	总效应	0.158**	0.101*	0.209**
		(0.062)	(0.053)	(0.083)
样本数		390	390	390
R^2		0.084	0.133	0.151

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误。

总效应均显著为正。这意味着数字乡村建设不仅能提升本省份城乡共同富裕，还能通过空间溢出效应带动邻近省份的共同发展。可能的原因在于，数字技术赋能促进了劳动力、资本、技术等要素跨区域流动，有助于知识和农业技术的区域共享；同时，数字技术具有“示范效应”和正外部性，易被其他地区模仿学习，从而形成空间外溢。

4　结论与启示

从理论上分析了数字乡村建设影响城乡共同富裕的机理与效应，并基于 2011—2023 年中国省级面板数据进行了实证检验。结果表明：①数字乡村建设对城乡共同富裕具有显著的正向促进作用，该结论经过多项稳健性检验后依然成立；②机制分析表明，农业技术水平的提升以及农村劳动力向非农部门的转移是数字乡村建设驱动城乡共同富裕的两条关键传导路径；③异质性分析表明，数字乡村建设的共富效应在中西部地区的边际效应更强，数字乡村建设对中低水平城乡共同富裕地区的提升效果最为突出，呈现先升后降的倒“U”型特征；④空间计量结果表明，数字乡村建设不仅对本地区城乡共同富裕产生积极影响，还对周边地区具有显著的空间溢出效应。

基于上述结论，提出如下政策建议：①要提升农业数字化发展水平，创新发展智慧农业，以农业数字化转型来驱动农业经济增长、增加农民收入，进而实现城乡共同富裕。一方面，持续完善农村数字基础设施，推广新一代信息网络和移动普惠服务，利用大数据平台整合农业生产与销售信息，为数字化、智能化农业夯实基础。另一方面，深化“互联网＋农业”融合，推广应用物联网、大数据等技术，发展智能温室、智能灌溉、数字化养殖及农机自动化作业，实现农业生产的精准化和自动化，从而提升农业产出效率与农民收入。②要引导数字技术与传统农业融合，推进数字技术与农村地区一二三产业融合，延伸产业链，增加农民就业岗位，积极引导农村居民就地转移就业，为农民增收提供良好助益，以逐步缩小城乡居民收入差距。③要加强地区间的交流与合作，打破“地方本位”思维，强化省际交流与合作，优化数字乡村建设的空间布局，充分发挥数字乡村发展先进地区对落后地区的辐射和带动作用，实现区域协同发展。

参考文献

[1] 孔祥智，谢东东. 缩小差距、城乡融合与共同富裕[J]. 南京农业大学学报(社会科学版)，2022，22(1)：12-22.

[2] 陈洁梅. 数字乡村建设与城乡高质量融合：机制讨论与经验证据[J]. 商业研究，2023(4)：85-93.

[3] 袁晓辉，孙伟轩. 数字经济影响农村产业融合的机理研

究：基于中国省域面板数据的实证研究[J]. 管理学刊，2024，37(3)：143-158.
[4] 李莉，李希，翟绍果. 价值共创视角下数字赋能乡村治理的实践样态与内在逻辑[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版)，2026，26(3)：58-65.
[5] 史常亮. 数字乡村建设赋能农民增收：直接影响与空间溢出[J]. 湖南社会科学，2023(1)：67-76.
[6] 常青，李剑，赵柯鑫. 数字乡村建设赋能农民增收：测度、效应与作用机制[J]. 华中农业大学学报(社会科学版)，2026(2)：23-35.
[7] 汪亚楠，徐枫，叶欣. 数字乡村建设能推动农村消费升级吗?[J]. 管理评论，2021，33(11)：135-144.
[8] 王敬. 数字乡村发展推动农业高质量发展研究[J]. 管理学刊，2024，37(5)：146-158.
[9] 殷浩栋，霍鹏，汪三贵. 农业农村数字化转型：现实表征、影响机理与推进策略[J]. 改革，2020(12)：48-56.
[10] 孙方. 中国式现代化进程中城乡共同富裕目标实现路径研究[J]. 山东社会科学，2023(5)：162-168.
[11] 张明皓，叶敬忠. 新时代城乡共同富裕的理论逻辑与实现路径[J]. 农业经济问题，2023(1)：38-49.
[12] 马珂琦. 数实产业技术融合对城乡共同富裕的影响研究：基于新质生产力的中介效应检验[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版)，2024，41(4)：120-130.
[13] 林建华，鞠智超. 数字普惠金融赋能城乡共同富裕的影响与机制研究：基于新质生产力视角[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版)，2024，41(4)：106-119.
[14] 杨和平，李红波，向道艳，等. 长江中游城市群城乡共同富裕水平测度及区域差异[J]. 经济地理，2024，44(8)：87-96.
[15] 杨芳. 数字普惠金融如何影响城乡共同富裕?[J]. 西北师大学报(社会科学版)，2023，60(5)：114-125.
[16] 汪博. 数字经济赋能城乡共同富裕的机理与路径[J]. 财经理论与实践，2025，46(3)：118-124.
[17] 刘少杰，林傲耸. 中国乡村建设行动的路径演化与经验总结[J]. 社会发展研究，2021，8(2)：13-22.
[18] SHIMAMOTO D，YAMADA H，GUMMERT M. Mobile phones and market information：evidence from rural Cambodia[J]. Food Policy，2015，57：135-141.
[19] 赵秀玲. 乡村善治中互联网运用及其价值[J]. 社会科学辑刊，2019(3)：175-183.
[20] 张华，于丽. 数字经济、农业技术进步与城乡融合发展[J]. 科技和产业，2024，24(22)：30-35.
[21] 李谷成，李欠男，叶锋，等. 数字乡村发展对农业全要素生产率增长的影响研究：基于规模经营和产业集聚的视角[J]. 农业现代化研究，2026，47(2)：291-301.
[22] AKER J C，KSOLL C. Can mobile phones improve agricultural outcomes? evidence from a randomized experiment in Niger[J]. Food Policy，2016，60：44-51.
[23] 刘荣军，王慧. 农业数字化、空间溢出与农民收入增长[J]. 中国农业资源与区划，2026，47(1)：223-234.
[24] 龚勤林，宋明蔚，贺培科，等. 数字经济、流动空间与城乡收入差距[J]. 上海经济研究，2023(6)：95-108.
[25] 温忠麟，叶宝娟. 中介效应分析：方法和模型发展[J]. 心理科学进展，2014，22(5)：731-745.

Impact and Mechanism of Digital Rural Construction on Urban-Rural Common Prosperity

HUANG Dahu，AI Zhixuan

(School of Economics and Management，Hubei University of Arts and Science，Xiangyang 441053，China)

Abstract：Based on the panel data of provincial-level administrative regions in China from 2011 to 2023，the impact and mechanisms of digital rural construction on urban-rural common prosperity were empirically examined. A two-way fixed effects model was constructed. It is shown that digital rural construction significantly enhances the level of urban-rural common prosperity. The conclusion remains robust after core variables are replaced and estimation methods are changed. It is found through mechanism analysis that agricultural technological progress and rural labor transfer are two important mediating pathways. It is revealed through heterogeneity analysis that the marginal effect of digital rural construction is stronger in the central and western regions，and that the effect is most prominent in areas with moderate-to-low levels of common prosperity，exhibiting an inverted U-shaped characteristic of initial increase followed by decrease. Furthermore，it is demonstrated that digital rural construction not only exerts a positive influence on urban-rural common prosperity locally but also benefits neighboring areas through spatial spillover effects. Therefore，differentiated and dynamic development strategies should be formulated，the rural digitalization process should be accelerated，regional coordination should be strengthened，and the spatial layout should be optimized.

Keywords：digital rural construction；agricultural technological progress；rural labor transfer；urban-rural common prosperity