

· 中国式现代化与数字赋能 ·

数字经济发展赋能共同富裕

——基于数字经济门槛与经济增长异质的实证分析



□何泉吟 陈汉驰 焦成焕

[摘要] 作为经济高质量发展的全新动能,数字经济逐渐成为中国式现代化进程中推进共同富裕的关键引擎。数字经济的发展特性与共同富裕的推进高度契合,探讨其内在作用逻辑对引导释放数字经济发展红利、加快推进共同富裕具有重要意义。选用2013~2021年中国30个省级行政区的面板数据,基于数字经济门槛与经济增长异质视角,探究数字经济发展对共同富裕的影响。数字经济的发展对共同富裕具有显著的正向促进作用,该结论在一系列稳健性检验下仍成立。但随着数字经济发展水平进一步提升至跨越门槛,数字经济对共同富裕的促进效果便逐阶下降呈现出“边际效用”递减的非线性特征。机制检验发现,技术创新是数字经济赋能共同富裕的重要机制渠道。异质性分析表明,数字经济对共同富裕的促进作用在经济发展水平较低的省份、中西部地区效果更强。

[关键词] 数字经济;共同富裕;数字经济门槛;经济增长异质;技术创新

[中图分类号] F49

[文献标识码] A

[DOI] 10.14071/j.1008-8105(2025)-4005

引言

党的二十大指出:“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。”现代化进程是人类社会文明形态的转换,不同国家基于各自的发展理念有着不同的现代化道路和模式。中国式现代化不同于西方的现代化,是全体人民共同富裕的现代化,是以人为本的现代化。共同富裕是中国式现代化的重要特征,建设中国式现代化必须要以实现共同富裕为导向。同时,共同富裕也是一种发展模式,是以普惠性发展、益贫性发展、均衡性发展和共享性发展为核心特征,基于社会主义发展本质要求的高质量发展模式。习近平总书记指出,“坚持以人民为中心的发展思想,在高质量发展中促进共同富裕”,共同富裕是高质量发展的题中之义。当前我国社会矛盾已发生重大变化,社会发展的不平衡、不充分已严重制约我国经济的高质量发展,城乡、区域、行业之间的贫富差距和收入分配的不平等不仅会降低劳动者的积极性,不利于社会劳动生产率的提升,还会抑制群体的消费需求,阻碍经济的循环增长。因此,推进共同富裕无论是对实现经济高质量发展,还是对建设中国式现代化都具

[收稿日期] 2025-01-09

[基金项目] 2024年度河南省软科学计划项目(242400410209)。

[作者简介] 何泉吟,郑州大学商学院副教授;陈汉驰,郑州大学商学院硕士研究生;焦成焕,上海大学马克思主义学院教授、博士生导师。

[引用格式] 何泉吟,陈汉驰,焦成焕. 数字经济发展赋能共同富裕——基于数字经济门槛与经济增长异质的实证分析[J]. 电子科技大学学报(社科版), 2025, 27(3): 1-15. DOI: 10.14071/j.1008-8105(2025)-4005.

[Citation Format] HE Xiao-yin, CHEN Han-chi, JIAO Cheng-huan. Digital economy development empowers common prosperity: an empirical analysis based on digital economy threshold and economic growth heterogeneity[J]. Journal of University of Electronic Science and Technology of China(Social Sciences Edition), 2025, 27(3): 1-15. DOI: 10.14071/j.1008-8105(2025)-4005.

有重大战略意义。但当下,世界百年未有之大变局与国际政治经济环境的剧烈动荡相互交织,对我国稳步推进全体人民的共同富裕提出了考验。

近年来,我国数字经济逆势而上实现高速增长,数据关键要素广泛渗透于生产、流通、分配和消费经济活动,形成中国特色数字经济发展模式。且相比于以往的众多经济形态,数字经济发展过程中表现出普惠特性、益贫特性,与中国式现代化及共同富裕的实现相契合^[1],为我国加快推进共同富裕,高效建设中国式现代化提供了全新思路。《数字经济促进共同富裕实施方案》指出,“不断做强做优做大我国数字经济,通过数字化手段促进解决发展不平衡不充分问题,推进全体人民共享数字时代发展红利,助力在高质量发展中实现共同富裕”。因此,厘清数字经济发展对共同富裕的影响逻辑,对于调动数字经济活力,推进共同富裕,实现高质量发展,建设中国式现代化具有重要现实意义。那么,数字经济能否真正赋能共同富裕?其背后的作用机制如何?其影响在不同条件状况下具有何种差异?以上问题值得探究。

在现有涉及数字经济与共同富裕的文献中,多数学者对其作用机制途径进行了探讨。有学者从人力资本视角切入,认为数字经济能够通过积累人力资本,发挥人才在创新创业方面的引流作用,提升地区共同富裕能力^[2];也有学者在资源配置角度上提出,数字经济能够通过资源、劳动等要素的重组,协调资源配置与提高要素效能,促进社会生产力的发展,助力共同富裕^[3];更多学者则是关注产业结构转型在数字经济发展影响共同富裕过程中的机制作用体现,认为数字经济不仅能够通过推动产业结构调整,促使剩余劳动力流动,提高劳动报酬,缩小发展差距^[4],还能够通过优化产业结构、弥合城乡差异和促进要素流通,对共同富裕产生积极作用^[5];还有部分学者基于收入分配和区域协调角度认为,数字经济不仅能够通过参与社会分配发挥数字效能,均衡各群体、城乡以及地区之间差距,起到对共同富裕的促进作用^[6],还能够减少区域之间交流成本,协调区域发展和缩小收入差距,推动共同富裕的实现^[7]。虽然上述文献已对数字经济发展影响共同富裕的传导机制进行了一定探究,但对技术创新在数字经济发展影响共同富裕中的机制作用体现关注不足。

值得注意的是,现有文献对数字经济影响共同富裕进行门槛效应的研究不多。虽少数学者从城镇化^[8]、对外开放度与政府干预度^[9]、产业数字化^[10]维度对数字经济影响共同富裕中可能存在的非线性特征进行了佐证,但仍缺少以数字经济发展本身为门槛变量的关键效应分析,未能就不同数字经济发展阶段中的影响差异进行深入探究,存在研究角度上的缺失。在相关异质性研究中,众多学者仅通过中国东中西部的划分,就数字经济对共同富裕的影响展开了初步的区域异质分析,虽也有少数学者从数字技术异质^[11]、行政级别异质^[12]角度展开研究,但其中并未涉及经济增长水平这一与共同富裕紧密联系的关键性异质因素。并且,学术界目前关于经济增长对减贫、脱贫的影响也尚未达成共识,是抑制多还是促进多仍需探讨。因此,将数字经济发展对共同富裕的影响置于经济增长异质维度下进行探究,不仅能够对数字经济与共同富裕的相关研究起到重要完善作用,还能够对经济增长、共同富裕、减贫脱贫之间矛盾作用的探讨提供经验依据。还有部分学者的研究虽未能直接涉及数字经济影响共同富裕,但鉴于相关研究对象与数字经济、共同富裕紧密相关,因此同样能够为本文研究开展提供重要帮助。在数字经济的相关延伸中,张金林等学者基于中国微观家庭数据展开研究发现,数字普惠金融对共同富裕的具有显著的正向促进作用,创业活跃度是重要传导路径^[13]。罗明忠、刘子玉的研究则表明,数字技术采纳能够提升农户的共同富裕水平^[14]。单德朋等人发现,数字素养能够促进农户财产性收入积累,推进共同富裕^[15]。在与共同富裕相联系的多维因素中,陈胤默等人基于全球跨国样本的研究表明,数字经济发展有助于缓解收入不平等程度^[16]。周慧等人发现,数字经济能够显著缩小城乡的多维差距^[17]。陈飞等人基于收入导向型视角的研究表明,数字经济显著降低了农户的多维相对贫困程度^[18]。

与既有研究相比,本文可能存在的边际贡献:(1)在研究方法上,采用数字经济门槛效应分析和经济增长异质性分析,就不同条件下数字经济对共同富裕的影响的差异性体现进行深入探讨,为数字经济与共同富裕的关系研究提供重要补充;(2)在机制研究视角上,结合理论分析和实证检验,分

析技术创新在数字经济发展影响共同富裕过程中的机制作用,拓展了数字经济对共同富裕作用的传导途径;(3)在研究内容上,系统分析数字经济如何赋能共同富裕的理论机理之上,从直接机制、间接机制、门槛效应、区域异质以及经济发展水平异质等实证角度较为全面的对二者的影响作用进行评估,丰富了数字经济与共同富裕的相关研究。并基于本文研究发现,结合相关研究就数字经济发展对社会发展鸿沟的影响作用展开进一步的分析探讨。

一、理论分析与研究假设

(一)数字经济发展赋能共同富裕

共同富裕是总体富裕与共享富裕的统一,是效率与公平的统一,是共建与共享的统一,是做大“蛋糕”与分好“蛋糕”的统一。一方面,数字经济通过提高经济效率加快经济增长^[19],促进了总体富裕。在产业结构上,数字经济通过对传统产业的数字赋能,促成了传统要素与数字要素的有机结合,并通过数字技术的扩散与融合效应的发挥,推动生产链条智能化与数字化改造,实现传统产业结构升级,提高生产效率^[20-21]。在市场匹配上,数字经济能够凭借信息技术与数据平台的运用,实现市场信息的广域联通、供求信息的高效检索以及交易信息的精准对比。这将有效缓解市场信息的不完全与不对称^[22],协助生产消费双方制定理想的行为决策,改善资源错配,达成要素的高效配置^[23]。产业结构升级所带来的生产效率提升与市场高效匹配所带来的配置效率提升协同推动了经济的高速增长,从而加快社会财富积累,促进总体富裕。另一方面,数字经济还通过优化要素流动,缩小城乡差距,推动共享富裕。数字经济推动共享富裕的核心就是缩小城乡差距,协调区域发展,实现均衡式增长。缩小城乡区域差距的关键就是要促进生产要素的自由流动,构建双向可循环的资源流动机制^[24]。数字经济能够凭借本身所具备的强渗透以及高融合的经济特性,突破传统经济在时间、空间以及资源上的多重约束,淡化经济交互隔阂,实现对欠发达地区的要素流动与技术扩散。而数字经济对欠发达地区信息资源的补充不仅能有效弥补后者的信息劣势,还能够引导欠发达地区人员参与数字要素生产增加个人收入,享受数字红利^[25]。此外,数字经济还能通过推动数字基础设施的建设以及广域网络的构建,使欠发达地区企业实现低成本的经营领域拓展与营运范围的延伸,为落后地区的企业经济发展提供有利的外部条件与有效的数字工具。在数字经济的多维作用下,经济的增长与共享并存,总体富裕与共享富裕并进,协同促进共同富裕水平的提升。据此,本文提出假设1:

H1: 数字经济对共同富裕具有正向促进作用。

(二)数字经济发展赋能共同富裕的技术创新刺激效应

数字经济的发展刺激了技术创新,而地区技术创新水平的提升,对共同富裕又起到推动作用。数字经济发展对技术创新的刺激作用表现在以下三个方面:第一,数字经济发展提高了创新效率。一方面数字经济能够将分散各区域、各行业、各领域的院校、企业和个人等主体相连接,形成跨域联通的协同创新体系^[26],以各主体的信息互补、技术互补加速创新^[27]。另一方面,数字经济还能够以研发为中心,串联生产、销售、供应等多环节,通过人员协调与资源共享提高研发创新效率。数字经济发展所催生出的多元主体协同与多链环节相联的创新组织模式使得创新效率大幅提升。第二,数字经济发展降低了创新成本。基于现代信息技术的运用,创新科研主体能够快速掌握创新所需资源信息,减少因信息收集所投入的人力成本与物力成本。同时,数字网络的存在还为科研人员与院所、企业的对接提供了高效途径,助力技术劳动力市场的供需匹配,降低因人力资源对接错配所造成的时间成本。第三,数字经济发展减缓了创新风险。数字经济能够通过将科研与市场相对接,促进产学研的结合,并通过加快创新成果的转化,减少市场无效创新出现的可能,从而降低创新失败的风险。与此同时,技术创新水平的提升也有效推进了共同富裕的实现。技术创新水平的提升能够在医疗、养老等人民密切关注领域加快创造性成果的产出与运用,满足人民“急难愁盼”的迫切需求,使社会发展成果惠及广大人民群众。技术创新还能够推动制度领域、公共领域以及社会领域的多维

变革,降低人民无效、过度的劳动成本与时间成本的投入、改善人民的生活生产环境,增强人民的幸福感与获得感。基于此,本文提出假设2:

H2: 数字经济通过刺激技术创新赋能共同富裕。

(三)数字经济赋能共同富裕的非线性效应

数字经济同众多经济形态一样,存在着萌芽、成长、成熟、衰退的经济周期。当其处的发展阶段不同,所表现出的对外效应也常不相同,也因而会对共同富裕所涵盖的多方面影响产生阶段性差异。在数字经济发展的初级阶段,数字经济能够通过技术扩散、要素流动等方式对拥有较多社会劳动劣势人员的传统产业进行辐射赋能,带动该类传统产业发展,对劳动劣势人员就业起到稳定作用。数字经济还能够为更多的“草根素人”提供网络直播、网络客服等数字行业基础就业岗位,带动底层人员就业,加快推进共同富裕。同时,数字经济能够通过网络平台的构建为欠发达地区人员提供知识技术学习平台,提升底层人员劳动技术水平,缩小个体知识技能差距。但随着数字经济发展水平的逐步提升至后期阶段,数字经济对欠发达地区产业的赋能促进作用,便会随着产业链条的数字融合步入稳态,逐步减弱呈现出数字辐射带动的有限性,表现出促进趋缓的经济现象。且相比于传统行业,数字经济在生产成本、市场扩张以及资本集聚上具备明显优势,其过度膨胀便会对欠发达地区的弱势传统行业发展造成抑制,抢占经济业态发展所需的人力、物力资源,表现出极强的挤出效应^[28]。同时,随着数字经济发展的逐步深入,数字经济领域还将会呈现出较高的从业技术门槛,而该门槛的存在将会对低知识技术人群进行阻隔,挤占中低技能劳动者相对收入权^[29],不利于乡村底层外出劳动力的流动就业,减缓数字经济发展对共同富裕的促进作用。基于此,本文提出假设3:

H3: 数字经济对共同富裕的促进作用存在“边际效用”递减的非线性特征。

二、研究设计

(一)模型构建

为检验上述假说,本文首先就数字经济对共同富裕的直接作用影响构建模型:

$$CPFE_{i,t} = a_0 + a_1 DIG_{i,t} + a_n X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,CPFE_{i,t}表示*i*省份在*t*时期的共同富裕水平;DIG_{i,t}表示*i*省份在*t*时期的数字经济发展水平指数;X_{i,t}表示一系列控制变量的集合;μ_i表示*i*省份不可观测的个体固定效应;δ_t表示时间固定效应;ε_{i,t}表示随机扰动项。

其次,根据前文所述,本文为检验技术创新(INN_{i,t})是否在数字经济促进共同富裕中起到中介作用,设定如下中介效应检验模型:

$$INN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIG_{i,t} + \beta_n X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$CPFE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DIG_{i,t} + \gamma_2 INN_{i,t} + \gamma_n X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

最后,数字经济对共同富裕的影响还可能表现出非线性特征。因此,设定如下面板门槛模型:

$$CPFE_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 DIG_{i,t} \times I(DIG_{i,t} \leq \theta) + \varphi_2 DIG_{i,t} \times I(DIG_{i,t} > \theta) + \varphi_n X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(4)中,DIG_{i,t}即为核心解释变量也为门槛变量;θ为门槛值;I(·)为指数函数,当满足括号条件时取值为1,反之为0。式(4)构建的仅为单门槛模型,可通过变量具体检验状况与分析需求,将其进一步扩充至多门槛模型。

(二)变量测度与说明

1. 被解释变量

本文立足于共同富裕的核心内涵,借鉴刘培林等^[30]的研究,围绕“总体富裕”与“共享富裕”

构建共同富裕指标体系。为避免主观赋权所造成的数值偏误,本文采用客观熵值法进行赋权,并进一步结合省级面板数据,得到2013~2021年30省级行政区共同富裕水平指数记为CPFE,详细指标体系如表1所示。

表1 共同富裕水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
总体富裕	收入水平	居民人均可支配收入	+
		城镇就业人员平均工资	+
	消费水平	居民人均消费支出	+
		社会消费品零售额	+
	就业水平	城镇失业率	-
	经济发展	人均GDP	+
城镇化	城镇化率	+	
共享富裕	城乡差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	-
		城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	-
	医疗水平	每千人卫生技术人员	+
	教育水平	教育支出占财政支出比重	+

2. 核心解释变量

基于中国数字经济发展目标及要求,本文参考刘洋,陈晓东^[31]的指标选取,从“数字产业化、产业数字化、数字基础设施”三维度构建数字经济发展水平指标体系,并运用熵值法进行测度得到2013~2021年30省数字经济发展水平指数记为DIG,详细指标体系如表2所示。

表2 数字经济发展水平指标体系

一级指标	二级指标	属性
数字产业化	信息传输、软件和信息技术产业从业人数	+
	软件业务收入	+
	电信业务总量	+
	每百人使用计算机数	+
产业数字化	每百家企业拥有网站数	+
	电子商务销售额	+
	存在电子商务交易活动企业数	+
	数字普惠金融指数	+
数字基础设施	互联网宽带接入端口数	+
	互联网宽带接入用户数	+
	移动电话基站个数	+
	移动电话普及率	+
	域名数	+
	网页数	+
	IPv4 地址数	+

3. 中介变量

已有文献对技术创新的衡量方式主要是从创新投入与创新产出的角度出发。但相比于创新投入,创新成果的产出能更好地表征技术创新的直接效果体现,并且现有多数研究也更为认可从创新产出的角度对技术创新进行衡量^[32]。在创新产出角度下的指标选取中,专利授权量与申请量被较多采用,但鉴于专利发明至申请到授权之间存在时间滞后,专利授权数不能够及时反应地区创新水平

变化,因此本文借鉴黄天航的做法,选取各省份专利申请受理数表征技术创新水平^[33],记为INN。

4. 控制变量

为提高目标回归分析的精准度,控制其他因素对共同富裕所产生的影响,本文选取一组地区特征变量作为控制变量,具体为:

- (1)人力资本水平(HUC),用人均受教育年限表示;
- (2)产业结构高级化水平(TS),用第三产业与第二产业的产值之比表示;
- (3)政府干预度(GOV),用财政支出比地区生产总值表示;
- (4)财政自给度(FSD),用财政预算内收入比财政预算内支出表示;
- (5)固定资产投资水平(FAI),用固定资产投资额比地区生产总值表示。

(三)数据来源与描述性统计

本文选用2013~2021年中国30个省级行政区的面板数据(不包括西藏和港澳台地区的数据)展开研究。相关数据主要来源于《中国统计年鉴》以及各省的历年统计年鉴,个别数据来自国家统计局、各省统计局等,数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心。变量的描述性统计见表3。

表 3 变量的描述性统计

变量	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	CPFE	270	0.308	0.136	0.084	0.764
解释变量	DIG	270	0.100	0.099	0.010	0.504
中介变量	INN	270	11.898	16.153	0.110	98.063
控制变量	HUC	270	9.319	0.904	7.474	12.782
	TS	270	1.410	0.745	0.665	5.297
	GOV	270	0.263	0.111	0.105	0.753
	FSD	270	0.489	0.186	0.151	0.931
	FAI	270	0.864	0.290	0.192	1.597

三、实证分析

(一)基准回归

表4报告了数字经济对共同富裕的基准回归结果。其中列(1)~(4),在控制省域特征变量以及时间与省份的双向固定效应前后,数字经济(DIG)的估计系数都为正且都通过了1%的显著性检验,表明数字经济的发展显著促进了共同富裕(CPFE),假设1得到验证。从列(4)控制变量的回归结果来看,固定资产投资水平(FAI)的估计系数为正且通过了1%水平的显著性检验,表明基础设施的投资建设与更新改造的再生产有助于提高地区共同富裕水平;而政府干预度(GOV)的估计系数为负,可能是由于地方政府的越位、错位,对共同富裕的推进产生不利影响;人力资本(HUC)的回归系数为正但并不显著,可能是由于现行人力培养结构与市场人力需求存在偏差,因而未能显著促进共同富裕;产业结构高级化水平(TS)与财政自给度(FSD)的估计系数不显著但都为正。

(二)稳健性检验

1. 更换核心解释变量

为确保研究结论的稳健性,本文以《北京大学数字普惠金融指数》代理数字经济发展水平(S_DIG)参与检验,结果见表5列(1)。列中数据表明,数字经济显著促进共同富裕水平的提升,与上述实证结论一致。

2. 核心解释变量滞后一期回归

为克服可能存在的反向因果、遗漏变量等所产生的内生性问题,本文采用核心解释变量的滞后一期(L_DIG)参与回归分析,具体结果见表5列(2)。其所显示结果,再次验证了基准回归结果的稳健性。

表4 基准回归结果

变量及统计参数	(1)	(2)	(3)	(4)
	CPFE	CPFE	CPFE	CPFE
DIG	1.3250*** (6.2581)	0.8033*** (5.2436)	0.4162*** (4.1046)	0.3698*** (3.8067)
HUC		0.0759*** (7.8770)		0.0109 (1.5076)
TS		0.0395 (1.3035)		0.0096 (0.4502)
GOV		-0.4332*** (-3.3062)		-0.1874** (-2.0879)
FSD		-0.2362*** (-3.3129)		0.0556 (0.6015)
FAI		0.0026 (0.1502)		0.0426*** (4.6846)
常数项	0.1756*** (11.2045)	-0.3085*** (-2.5952)	0.1908*** (24.9146)	0.0651 (0.6687)
省份效应	N	N	Y	Y
时间效应	N	N	Y	Y
样本量	270	270	270	270
R ²	0.6578	0.8564	0.9514	0.9588

注:***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%置信水平下通过显著性检验,括号内为标准误,下表同。

表5 稳健性检验结果

变量及统计参数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CPFE	CPFE	CPFE	CPFE	CPFE
S_DIG	0.0017*** (0.0003)				
L_DIG		0.3735*** (0.0945)			
DIG			0.3668*** (0.0983)	0.3667** (0.1642)	0.6243*** (0.0927)
Kleibergen-Paap rk LM					27.748 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F					79.320 {16.38}
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
省份效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	270	240	270	225	270
R ²	0.9593	0.9576	0.9603	0.9633	0.9426

注:工具变量法中,[]内数值为P值,{ }内数值为弱工具变量 Stock-Yogo 检验10%水平上的临界值。

3. 缩尾处理

考虑到样本可能存在极端值,对回归分析造成影响,本文对数字经济影响共同富裕基准回归的相关指标先进行上下1%缩尾处理后再次回归,结果见表5列(3)。估计结果显示,在缩尾后数字经济的影响系数仍显著为正,与基准回归结果保持一致。

4. 剔除极端值

由于北京、天津、上海、重庆四个直辖市和广东省在国家层面的政策支持、政治定位、经济社会发展水平等方面同其他省市都存在较大差异,与其他各省不具备可比性。因此为避免极端值的存在

对回归结果所造成的偏误,本文参考刘伟丽和陈腾鹏的做法^[7],将该四个直辖市和广东省进行剔除后再次回归,结果见表5列(4)。由显示数据可知,在剔除后,数字经济的估计影响系数仍显著为正,结论具有稳健性。

5. 工具变量法

选取恰当的工具变量参与回归分析检验,是缓解内生问题的重要方法。因此,本文参考黄群慧等^[34]的做法,选取各省1984年的邮电相关数据作为数字经济发展水平的工具变量。该变量的选取,不仅满足了与历史沿革中互联网信息技术应用上的相关性,也满足与后续近期共同富裕的排他性。但又因本文研究样本为均衡面板数据,需要对1984年的邮电截面数据进行调整。因此,本文进一步参考Nunn 与 Qian^[35]对该问题处理方法,通过引入时间动态变量,与历史时期某截面变量构造交互项,得到符合检验需求的面板工具变量。具体而言,本文以各省1984年邮电业务总量与上一年全国互联网宽带接入用户数分别构造交互项,作为数字经济的工具变量,回归结果见表5列(5)。由列(5)可知,数字经济发展对共同富裕的正向促进效应仍成立,研究结论具有稳健性。此外, Kleibergen-Paaprk LM统计量的 p 值与Kleibergen-Paaprk Wald F统计量均通过相关工具变量检验。

(三) 机制检验

为验证假设2,本文采用中介效应模型展开分析,检验结果见表6。首先,列(1)的数据表明数字经济能显著促进共同富裕;其次,由列(2)数据可知,数字经济的发展有利于技术创新水平(INN)的提升;最后,列(3)显示,技术创新的估计系数通过了显著性检验,并且数字经济的估计系数在数值与显著性上都相比于列(1)下降,表明技术创新在数字经济促进共同富裕中起到了中介作用。此外,本文还进一步对该结论采用Sobel 检验与反复抽样1000次的Bootstrap检验,均得到验证。该实证结果支持了假设2。由此可知,数字经济发展在对共同富裕产生直接影响的同时,还能够通过刺激技术创新对共同富裕产生间接影响。

表 6 机制检验结果

变量及统计参数	(1)	(2)	(3)
	CPFE	INN	CPFE
DIG	0.3698*** (0.0971)	110.6249* (60.7755)	0.2495*** (0.0710)
INN			0.0011* (0.0005)
常数项	0.0651 (0.0974)	6.0636 (16.1745)	0.0585 (0.0946)
省份效应	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y
样本量	270	270	270
R^2	0.9588	0.5610	0.9628

(四) 异质性分析

1. 区域异质

中国地域辽阔,区域禀赋各异,而数字经济是依托区域资源,融合区域要素所产出的全新经济形态,因此数字经济常具有区域特征。那么进一步思考,数字经济发展的对外效应、对共同富裕的影响作用是否也会存在区域差异?由此,本文选取中国30个省级行政区进行东、中西部区域归类^①,确定研究对象开展区域异质检验,回归结果见表7。

表7中列(1)、(2)数据表明,不论是东部、还是中西部区域,在数字经济影响共同富裕上存在方向一致性。然而,中西部地区不仅数字经济的估计系数通过了1%水平的显著性检验并且其系数数值明显大于东部地区,呈现区域异质现象。可能的原因是:东部地区产业阶段过渡较为完善,工业化

表7 区域异质检验结果

变量及统计参数	(1)	(2)
	东部地区	中西部地区
DIG	0.2928* (0.1401)	0.6258*** (0.1750)
常数项	0.0677 (0.2079)	0.1215 (0.0909)
控制变量	Y	Y
省份效应	Y	Y
时间效应	Y	Y
样本量	99	171
R^2	0.9443	0.9726

水平发展较高,其经济发展主要依靠第二产业,面向出口市场;而中西部区域由于资源禀赋以及发展重心定位等因素的存在,其往往工业化水平较低,多数地区仍是以第一产业为主导的发展模式^[36]。在第一产业主导的经济发展模式下,农产品的运输、销售等环节是制约产业发展的关键因素。数字经济不仅能够为传统农产品拓宽对外销售渠道,畅通产销循环,减少农业生产中信息不对称等问题,还能够通过数字技术的赋能,围绕第一产业进行三产融合打造以及特色产业的培育,延伸价值链,提升农民收入。同时,由于中西部地区社会各领域发展水平普遍较低,一旦其数字经济发展实现绝对增长,便会对共同富裕起到强劲的“雪中送炭”效果;反观东部地区,数字经济发展水平已经较好,共同富裕水平也已较高,因而数字经济发展水平的提升只能对共同富裕的推进表现出“锦上添花”的促进效应^[37]。

2. 经济增长异质

在上述分析中,就数字经济发展对共同富裕的作用影响进行了检验。然而已有众多研究表明,不仅数字经济的发展会影响到经济增长,并且共同富裕又需要以经济的高速增长为物质基础。那么,在经济增长水平不同的情况下,数字经济对共同富裕的影响作用是否也会存在显著差异?为回答上述疑问,本文参考罗茜等人^[38]对该类异质问题的研究分析方法,在此引入门槛模型,将地区生产总值取对数表征经济增长水平(ECG),并进一步取为门槛变量进行差异分析,探究数字经济对共同富裕影响的经济增长异质体现:

$$CPFE_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 DIG_{i,t} \times I(ECG_{i,t} \leq \eta) + \phi_2 DIG_{i,t} \times I(ECG_{i,t} > \eta) + \phi_n X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式(5)中,ECG为门槛变量; η 为门槛值; $I(\cdot)$ 为指数函数,当满足括号条件时取值为1,反之为0。式(5)构建的仅为单门槛模型,可通过变量检验状况与分析需求,将其进一步扩充至多门槛模型。

由表8呈现的Bootstrap反复抽样1000次的初步存在性检验结果可知,经济增长水平仅单一门槛显著,因此本文在此设定单门槛面板模型展开进一步的分析。从而得到表9的回归结果。由表9数据可知,经济增长水平较高省份(经济增长水平指数大于10.1243)其数字经济对共同富裕的促进作用低于经济增长水平较低省份(经济增长水平指数小于等于10.1243),呈现出经济增长异质现象。可能的原因是:相比于经济低增长省份,经济高增长省份内部过大的收入差距抑制了数字经济发展对共同富裕的正向促进作用。国际学术界关于经济增长对减贫脱贫的影响仍处于讨论之中未能达成一致,一些学者认为,经济增长能够通过涓滴效应,将经济增长红利惠及所有群体,减少贫困^[39];但还有部分学者却认为经济增长并不总是会减少贫困^[40]。王中华和岳希明则基于中国经验证据进行实证研究提出,收入差距是经济增长能否减贫的重要因素^[41];若在经济增长的过程中收入差距扩大,那么相对于高收入人群,低收入人群在经济增长中所获取的收益会相对较少甚至福利受损。目前我国收入差距仍处于高位徘徊阶段^[42-43],群体、城乡、行业和区域之间的收入差距过大,会导致社会财富

分配中呈现出低收入人群财富易于流向高收入人群的不公平现象^[44]。具体而言,经济高速增长省份内部经济的过度繁荣与增速过快,虽会普遍提高社会各阶层收入,但其中低收入人群可能会因收入分配不平等、物价上涨等经济不利现象造成实际收入的不变甚至下跌,其所创造的财富将被稀释,生活质量也未能随经济的增长得到显著改善。经济的非益贫式增长所导致的收入差距扩大抵消掉了收入增长的减贫效应,从而不利于共同富裕的推进,抑制数字经济发展对共同富裕的正向赋能效应。

表 8 以经济增长为门槛变量的初步门槛检验

门槛变量(Th)	门槛数	F值	P值	临界值			门槛值	95%的置信区间
				1%	5%	10%		
ECG	单一门槛	30.78**	0.0220	35.5507	26.1711	22.3940	10.1243	(10.0692,10.1350)
	双重门槛	14.09	0.3630	42.7312	31.2271	25.1321	10.9015	(10.8404,10.9694)

表 9 数字经济赋能共同富裕的门槛模型回归结果(以经济增长为门槛变量)

变量及统计参数		(1)
		CPFE
门槛值	$q1$	10.1243
	DIG·I(Th $\leq q1$)	1.0312*** (0.1591)
	DIG·I($q1 < Th$)	0.7499*** (0.1379)
	控制变量	Y
	样本量	270
	R^2	0.8765

(五) 门槛检验

为验证假设3,本文采用面板门槛模型进行实证检验。由表10的Bootstrap反复抽样1000次的初步存在性检验结果可知,数字经济作为门槛变量时,单一门槛检测F值远大于1%水平下的显著临界值,但在双重门槛检测时其F值却未通过显著性检验,因而在此以数字经济为门槛变量,设定单门槛模型进行分段估计,回归结果见表11。由表11门槛回归数据可知,在以共同富裕为被解释变量下,当数字经济发展水平未越过0.2725门槛值时,数字经济的估计系数为1.2254且通过显著性检验;但当数字经济发展水平提升至跨越门槛值0.2725后,数字经济的估计系数虽仍为正且通过显著性检验,但系数数值却下降至0.8879,数字经济对共同富裕的促进作用明显降低。由此表明,数字经济对共同富裕的正向促进作用,随着数字经济发展水平的持续提高依旧存在,但当数字经济发展水平上升至跨越一定门槛后,便会逐阶下降呈现出边际效用递减的非线性特征,假设3得到支持。

表 10 以数字经济为门槛变量的初步门槛检验

门槛变量(Th)	门槛数	F值	P值	临界值			门槛值	95%的置信区间
				1%	5%	10%		
DIG	单一门槛	94.67***	0.0000	30.2613	20.5794	17.3332	0.2725	(0.2577, 0.3176)
	双重门槛	26.51	0.1430	174.7508	129.5744	96.9120	0.1166	(0.1085, 0.1867)

四、拓展性讨论

“数字经济对社会发展鸿沟是扩大作用还是弥合作用?”这一问题在现有文献中还未有学者展开专门的分析,但一些与之相关联的研究发现能够在一定程度上对该问题的探讨提供帮助。社会

表 11 数字经济赋能共同富裕的门槛模型回归结果(以数字经济为门槛变量)

变量及统计参数		(1)
		CPFE
门槛值	q_2	0.2725
	DIG-I ($Th \leq q_2$)	1.2254*** (0.1443)
	DIG-I ($q_2 < Th$)	0.8879*** (0.1053)
	控制变量	Y
	样本量	270
	R^2	0.9018

发展鸿沟的首要衡量因素应是城乡差距,现有研究中已有学者围绕数字经济发展对城乡收入差距的影响进行了深入探讨,其研究结论及发现分为三类:第一类学者认为,数字经济的发展能够起到提升农村人力资本水平^[45]和改善农村金融环境^[46]的作用,通过数字红利的发挥,对城乡收入差距起到缩小作用。第二类学者却发现,数字经济虽在发展初期会降低城乡收入差距,但随着其进一步发展便会导致“逆城镇化”,拉大城乡收入差距,产生数字鸿沟问题,总体呈现“U型”影响特征^[47]。第三类学者则是认为由于我国城乡数字发展基础差距较大,数字经济在发展初期会表现出一级、二级共存的城乡数字鸿沟,但后随着数字经济的进一步发展,数字红利便会逐步惠及农村居民,缩小城乡收入差距,总体呈现“倒U型”影响特征^[48]。可以看出,在城乡发展鸿沟方面,数字经济的影响作用尚未统一达成共识。再从区域协调层面来看,区域之间发展的不平衡不均匀构成了社会发展鸿沟存在的基础。在该角度上,众多学者的研究结果普遍认为,数字经济能够通过空间溢出效应^[49]、数字技术泛化效应和驱动传导效应^[50]对区域的协调发展起到正向的促进作用。可见数字经济的发展在区域协调层面上更多表现出数字红利效应,对区域之间的发展差距具有弥合效果。社会发展鸿沟还包含行业之间的发展鸿沟,对行业之间差距展开研究的文献虽相对较少但也能提供一定参考。张晶的研究表明,数字经济能够通过纠正产业-就业结构偏差缩小行业工资差距^[51]。梁会君,史长宽的研究却发现,虽然数字经济发展初期增加了家庭创新机会,缩小了行业间收入差距,但随着数字垄断与数字鸿沟的出现,行业间收入差距逐步拉大,总体呈现“U型”影响关系^[52]。由上述文献可知,仅部分社会鸿沟研究角度能够直接得出数字经济发展缩小了社会发展鸿沟的结论并得到学术界普遍认可,更多的则是持有尚未统一的矛盾态度。城乡差距、区域差距以及行业差距作为社会发展差距的重要组成部分,虽能从不同维度表征社会的发展差距,但还不足以与社会发展鸿沟直接挂钩。共同富裕不仅包含城乡、区域和行业之间的发展差距,还囊括社会就业水平、医疗水平等关系社会普罗大众的重要民生因素,是一个社会多维角度的复合体现,因此被用来关联并参与社会发展鸿沟的研究具有重要价值与合理性。一般而言,共同富裕水平越高,社会发展鸿沟越小,反之则越大。本文的研究发现,数字经济发展对地区共同富裕的水平具有提升作用,该研究结果具有稳健性且与现有多数相关研究保持一致,由此可推断得出数字经济发展能够缩小社会发展鸿沟这一重要结论。

综上所述,数字经济虽在不同的发展阶段以及不同的社会鸿沟研究角度上表现出对社会均衡发展的负面影响或“U型”影响,但在总体上,数字经济发展对缩小社会发展差距具有积极作用,对社会发展鸿沟具有弥合作用,即数字红利效应大于数字鸿沟效应。

五、结论与政策建议

中国式现代化是实现中华民族伟大复兴的根本之路,而共同富裕是中国式现代化的本质特征。数字经济作为极为活跃的全新经济形态,能在建设中国式现代化进程中实现对共同富裕的有效赋能。基于2013~2021年中国30省级行政区的面板数据,实证检验了数字经济对共同富裕的影响,并

着重从数字门槛与经济增长异质维度展开分析。研究发现:(1)数字经济发展对共同富裕具有显著的正向促进作用,该结论在引入一系列稳健性检验验证后,仍成立;(2)机制研究表明,技术创新是数字经济赋能共同富裕的重要机制渠道;(3)门槛回归发现,随着数字经济发展水平的提升,数字经济对共同富裕的促进效应逐阶下降呈现出“边际效用”递减的非线性特征;(4)异质性检验表明,在区域异质上无论是东部地区还是中西部地区,在数字经济影响共同富裕上都具有正向效应,但后者效果更强;在经济增长异质上,经济发展水平较高省份其数字经济对共同富裕的促进作用要明显弱于经济发展水平较低省份。

基于以上结论,为促进数字经济发展,深入推进共同富裕,加快建设中国式现代化,本文提出以下政策启示:

1. 促进数字经济发展,加快共同富裕。当前数字经济发展对共同富裕推进具有极为重要的作用。社会矛盾的日益突出与人民需求的不断变化,都亟需共同富裕的推进予以解决。而数字经济的发展特性与共同富裕的目标要求高度契合,且相比以往的经济形态,数字经济能通过淡化经济交互隔阂,实现对欠发达地区的经济、要素、技术的扩散与运用,具有推动共同富裕的独特优势。因此促进数字经济的高速发展不仅是抢抓新一轮技术革命红利的需要,也是推进全体人民共同富裕的迫切需求。

2. 深化创新驱动,激发创新活力。本文通过研究发现,技术创新刺激效应是数字经济赋能共同富裕的有效机制,并能够借助数字经济的发展在多领域得到实现。数字经济通过创新主体的拓展与创新效能的提升有效的刺激了多领域的技术创新,而技术创新水平的提升与技术创新效应的发挥不仅实现了全要素生产率的提高还能通过创新产出使重大民生领域的迫切需求得以满足。因此,我国应持续深化技术创新,高效激发创新活力,促进共同富裕。

3. 培育中西部地区与欠发达省份数字经济,缩小区域发展差距。通过区域异质与省域异质分析发现,数字经济在赋能共同富裕上还具有明显的益贫特征,即在中西部地区与经济欠发达省份上,数字经济对共同富裕的促进效应更为强劲。因此,可将调动数字经济活力,促进共同富裕作为缩小区域发展差距的重要举措。同时也应注意地区内部的收入差距,减缓因收入差距过大而产生的不利经济影响。相关政策的出台应以“差异化、动态化”为主导方向,基于不同区域的异质特征,因地与因质相结合,培育中西部地区与欠发达省份的数字经济,充分挖掘区域数字潜力,高效赋能共同富裕,缩小区域发展差距。

注释

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南共11个省级行政区;中西部地区包括山西、吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南、安徽、江西、内蒙古、重庆、四川、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆共19个省级行政区。

参考文献

- [1] 夏杰长,刘诚.数字经济赋能共同富裕:作用路径与政策设计[J].经济与管理研究,2021,42(9):3-13.
- [2] 李勇坚.数字经济助力共同富裕的理论逻辑、实现路径与政策建议[J].长安大学学报(社会科学版),2022,24(1):24-34.
- [3] 刘荣增,何春.数字经济促进共同富裕的机制与检验[J].区域经济评论,2022(5):37-46.
- [4] 袁惠爱,赵丽红,岳宏志.数字经济发展与共同富裕促进:“做大蛋糕”与“分好蛋糕”辩证思考[J].现代财经(天津财经大学学报),2023,43(1):50-67.
- [5] 王军,罗茜.数字经济影响共同富裕的内在机制与空间溢出效应[J].统计与信息论坛,2023,38(1):16-27.
- [6] 刘诚.数字经济与共同富裕:基于收入分配的理论分析[J].财经问题研究,2022(4):25-35.
- [7] 刘伟丽,陈腾鹏.数字经济是否促进了共同富裕?——基于区域协调发展的研究视角[J].当代经济管理,2023,

45(3): 1-10.

- [8] 严芝清, 钟文, 郑明贵. 数字经济发展对中国式现代化的赋能效应研究——兼论城镇化的门槛效应[J]. *学术探索*, 2023(11): 31-40.
- [9] 胡长玉, 赵启程. 数字经济发展与共同富裕: 理论分析及经验证据[J]. *统计与决策*, 2024, 40(7): 10-5.
- [10] 赵丹丹, 赵秀凤. 产业数字化赋能共同富裕: 理论机制与实证分析[J]. *江汉论坛*, 2024(2): 21-9.
- [11] 岳明阳, 袁瀚坤. 数字经济发展、制度环境与共同富裕[J]. *现代经济探讨*, 2023(11): 17-27.
- [12] 聂长飞, 程承坪, 陈志. 数字经济、企业家精神与共同富裕: 来自下一代互联网示范城市的证据[J]. *中国软科学*, 2023(10): 132-45.
- [13] 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, 48(7): 4-17+123.
- [14] 罗明忠, 刘子玉. 数字技术采纳、社会网络拓展与农户共同富裕[J]. *南方经济*, 2022(3): 1-16.
- [15] 单德朋, 张永奇, 王英. 农户数字素养、财产性收入与共同富裕[J]. *中央民族大学学报(哲学社会科学版)*, 2022, 49(3): 143-53.
- [16] 陈胤默, 王喆, 张明, 等. 全球数字经济发展能降低收入不平等吗?[J]. *世界经济研究*, 2022(12): 118-32+34.
- [17] 周慧, 孙革, 周加来. 数字经济能够缩小城乡多维差距吗?——资源错配视角[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2022, 42(1): 50-65.
- [18] 陈飞, 刘宣宣, 王友军. 数字经济是否缓解了农村多维相对贫困?——基于收入导向型视角[J]. *浙江社会科学*, 2022(10): 25-36+155-6.
- [19] PAN W R, XIE T, WANG Z W, et al. Digital economy: an innovation driver for total factor productivity[J]. *Journal of Business Research*, 2022, 139: 303-11.
- [20] TAN K H, JI G J, LIM C P, et al. Using big data to make better decisions in the digital economy[J]. *International Journal of Production Research*, 2017, 55(17): 4998-5000.
- [21] LYYTINEN K, YOO Y, BOLAND R J. Digital product innovation within four classes of innovation networks[J]. *Information Systems Journal*, 2016, 26(1): 47-75.
- [22] SVAHN F, MATHIASSEN L, LINDGREN R. Embracing digital innovation in incumbent firms: how volvo cars managed competing concerns[J]. *Mis Quarterly*, 2017, 41(1): 239-53.
- [23] ACEMOGLU D, RESTREPO P. The race between man and machine: implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(6): 1488-542.
- [24] 夏杰长, 王鹏飞, 申始占. 共同富裕的内在逻辑与实现路径: 基于公平和效率视角[J]. *消费经济*, 2022, 38(6): 3-10.
- [25] 蒋永穆, 亢勇杰. 数字经济促进共同富裕: 内在机理、风险研判与实践要求[J]. *经济纵横*, 2022(5): 21-30+135.
- [26] 何泉吟, 陈汉驰, 焦成焕. 数字经济如何影响经济高质量发展?——基于科技创新视角[J]. *创新*, 2024, 18(4): 38-50.
- [27] 张昕蔚. 数字经济条件下的创新模式演化研究[J]. *经济学家*, 2019(7): 32-9.
- [28] 王园园, 冯祥玉. 数字经济、人口红利与共同富裕[J]. *山西财经大学学报*, 2023, 45(6): 1-13.
- [29] 柏培文, 张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. *经济研究*, 2021, 56(5): 91-108.
- [30] 刘培林, 钱滔, 黄先海, et al. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. *管理世界*, 2021, 37(8): 117-29.
- [31] 刘洋, 陈晓东. 中国数字经济发展对产业结构升级的影响[J]. *经济与管理研究*, 2021, 42(8): 15-29.
- [32] 夏杰长, 孙盼盼, 李博文. 地方政府研发投入、技术创新与旅游产业结构优化升级[J]. *学习与探索*, 2023(3): 93-104+2.
- [33] 黄天航, 赵小渝, 陈凯华. 技术创新、环境污染和规制政策——转型创新政策的视角[J]. *科学学与科学技术管理*, 2020, 41(1): 49-65.
- [34] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. *中国工业经济*, 2019(8): 5-23.
- [35] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630-66.
- [36] 刘儒, 张艺伟. 数字经济与共同富裕——基于空间门槛效应的实证研究[J]. *西南民族大学学报(人文社会科学版)*, 2022, 43(3): 90-9.
- [37] 向云, 陆倩, 李芷萱. 数字经济发展赋能共同富裕: 影响效应与作用机制[J]. *证券市场导报*, 2022(5): 2-13.
- [38] 罗茜, 王军, 朱杰. 数字经济发展对实体经济的影响研究[J]. *当代经济管理*, 2022, 44(7): 72-80.

- [39] AGHION P, BOLTON P. A theory of trickle-down growth and development[J]. *Review of Economic Studies*, 1997, 64(2): 151-72.
- [40] RAVALLION M, CHEN S. Measuring pro-poor growth[J]. *Economics Letters*, 2003, 78(1): 93-9.
- [41] 王中华, 岳希明. 收入增长、收入差距与农村减贫[J]. *中国工业经济*, 2021(9): 25-42.
- [42] 张来明, 李建伟. 促进共同富裕的内涵、战略目标与政策措施[J]. *改革*, 2021(9): 16-33.
- [43] 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, 38(2): 15-28.
- [44] 徐小君, 张婷婷. 经济增长、收入差距与共同富裕[J]. *西南金融*, 2023(1): 29-42.
- [45] 黄庆华, 潘婷, 时培豪. 数字经济对城乡居民收入差距的影响及其作用机制[J]. *改革*, 2023(4): 53-69.
- [46] 冀福俊. 数字经济对城乡收入差距的影响——基于产业结构高级化的调节效应分析[J]. *经济问题*, 2023(2): 35-41.
- [47] 陈文, 吴赢. 数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距[J]. *南方经济*, 2021(11): 1-17.
- [48] 李晓钟, 李俊雨. 数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J]. *农业技术经济*, 2022(2): 77-93.
- [49] 钟文, 郑明贵. 数字经济对区域协调发展的影响效应及作用机制[J]. *深圳大学学报(人文社会科学版)*, 2021, 38(4): 79-87.
- [50] 李清华, 何爱平. 数字经济对区域经济协调发展的影响效应及作用机制研究[J]. *经济问题探索*, 2022(8): 1-13.
- [51] 张晶, 金波. 数字经济缩小了行业工资差距吗——基于产业—就业结构偏差的视角[J]. *贵州财经大学学报*, 2023(6): 80-9.
- [52] 梁会君, 史长宽. 数字经济、家庭创业与行业收入差距——基于CFPS的经验证据[J]. *南京审计大学学报*, 2023, 20(5): 102-11.

Digital Economy Development Empowers Common Prosperity: An Empirical Analysis Based on Digital Economy Threshold and Economic Growth Heterogeneity

HE Xiao-yin CHEN Han-chi JIAO Cheng-huan

Abstract As a new driving force for high-quality economic development, digital economy has gradually become a key engine for promoting common prosperity in the process of Chinese-style modernization. The development characteristics of digital economy are highly consistent with the promotion of common prosperity, and it is of great significance to explore its internal logic to guide the release of the development dividend of digital economy and accelerate the promotion of common prosperity. Using the panel data of 30 provinces in China from 2013 to 2021, this paper explores the impact of digital economy development on common prosperity from the perspective of digital threshold and heterogeneity of economic growth. The development of digital economy has a significantly positive role in promoting common prosperity, and this conclusion is still valid under a series of robustness tests. However, with the further improvement of the development level of digital economy to cross the threshold, the promotion effect of digital economy on common prosperity will decline step by step, showing the nonlinear characteristic of decreasing marginal utility. The mechanism test finds that technological innovation is an important mechanism channel for digital economy to empower common prosperity. Heterogeneity analysis shows that the promotion effect of digital economy on common prosperity is stronger in the provinces with lower economic development level and the central and western regions.

Key words digital economy; common prosperity; digital economy threshold; heterogeneous economic growth; Technological innovation

编辑 邓婧