

特约论文



周世军 经济学博士,教授,安徽工业大学商学院副院长,硕士生导师,安徽省教学名师,入选安徽省高校学科(专业)带头人培育计划,马鞍山市人文社科专家、省科技厅专家、省工业和信息化厅专家、教育部教育质量评估中心专家,中国现场统计研究会大数据统计分会理事、中国商业统计学会理事。主要研究领域为数字经济、收入分配与大数据挖掘等,主持国家社会科学基金项目、教育部人文社会科学基金项目、全国统计科学研究重点项目、世界银行贷款项目等课题 10 余项。以第一作者在《金融研究》《财贸经济》等期刊发表 CSCI 论文 20 余篇,其中 10 篇论文被人大复印报刊资料、中国社会科学网、国务院发展研究中心信息网全文转载或入选中国知网高 PCSI 论文、高被引论文、高下载论文;著有《人工智能与就业冲击》《中国城乡居民收入决定及其不平等演化》《论制度壁垒与城乡收入不平等》等学术专著,指导学生在挑战杯全国大学生课外学术科技作品竞赛等赛事获国家级奖项 10 余项。

数字经济赋能共同富裕 ——来自中国城市的实证检验

朱庆文,周世军

(安徽工业大学 商学院,安徽 马鞍山 243032)

摘要:在推进中国式现代化进程中,数字经济发展对于实现共同富裕目标具有重要意义。选取 2011—2021 年中国 254 个地级及以上城市的面板数据为样本,从共同富裕和数字经济的内涵特征出发构建指标体系,采用基准回归模型和中介效应模型检验数字经济对共同富裕的影响效应及其作用机制,并进一步采用门槛效应模型检验数字经济对共同富裕的非线性关系。结果表明:数字经济对共同富裕具有促进效应,在东部地区、大规模城市和非资源型城市中表现尤为显著;创业活跃度、人力资本和技术创新是数字经济促进共同富裕的有效机制;数字经济赋能共同富裕存在边际效应递增的非线性特征。因此建议不断完善数字化基础设施,推进产业数字化转型;制定区域化发展战略,挖掘数字潜能;积极发挥政府作用,助力推进共同富裕。

关键词:数字经济;共同富裕;创业活跃度;人力资本;技术创新

中图分类号:F 124; F 299.2 **文献标志码:**A **doi:**10.12415/j.issn.1671-7872.23162



收稿日期: 2023-10-29

基金项目: 国家社会科学基金项目 (20BJL143)

作者简介: 朱庆文 (1996—), 男, 安徽马鞍山人, 硕士生, 主要研究方向为数字经济。

通信作者: 周世军 (1977—), 男, 安徽全椒人, 博士, 教授, 主要研究方向为人工智能、数字经济。

引文格式: 朱庆文, 周世军. 数字经济赋能共同富裕: 来自中国城市的实证检验 [J]. 安徽工业大学学报(自然科学版), 2025, 42(1):84-95.

The Empowerment of Common Prosperity by the Digital Economy

——Empirical Testing from Chinese Cities

ZHU Qingwen, ZHOU Shijun

(School of Business, Anhui University of Technology, Maanshan 243032, China)

Abstract: In the process of advancing Chinese-style modernization, the development of a digital economy plays a significant role in achieving the goal of common prosperity. By selecting panel data from 254 prefecture-level and above cities in China for the period 2011—2021 as samples, an indicator system was constructed based on the connotative characteristics of common prosperity and the digital economy. The benchmark regression model and intermediary effect model were used to examine the impact effects and mechanisms of the digital economy on common prosperity, and the threshold effect model was further used to test the nonlinear relationship between digital economy and common prosperity. The results indicate that the digital economy has a promoting effect on common prosperity, which is particularly pronounced in the eastern region, large-scale cities, and non resource-based cities. Entrepreneurial activity, human capital, and technological innovation are identified as effective mechanisms through which the digital economy promotes common prosperity. The empowerment of common prosperity by the digital economy exhibits a non-linear characteristic with increasing marginal effects. Therefore, it is recommended to continuously improve digital infrastructure, promote digital transformation of industries; formulate regional development strategies to tap into digital potential; and actively leverage the role of the government to assist in advancing common prosperity.

Keywords: digital economy; common prosperity; entrepreneurial activity; human capital; technological innovation

党的二十大报告明确指出,共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。习近平总书记强调,要分阶段促进共同富裕:到“十四五”末,全体人民共同富裕迈出坚实步伐,居民收入和实际消费水平差距逐步缩小;到 2035 年,全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展,基本公共服务实现均等化;到本世纪中叶,全体人民共同富裕基本实现,居民收入和实际消费水平差距缩小到合理区间^[1];并进一步指出要在高质量发展中实现共同富裕^[2]。与此同时,数字经济作为一种崭新的经济形态,在新时代下正以强劲的势头推动着中国经济的高质量发展,根据中国信通院(CAICT)发布的《中国数字经济发展报告(2023年)》^[3],数字经济规模近 10 年间从 11.0 万亿元增长至 50.2 万亿元,占 GDP 的比重由 21.6% 提高至 41.5%。因此,在中国数字经济蓬勃发展的背景下,如何有效释放数字潜能进而推进共同富裕的实现,对于全面建设社会主义现代化国家新征程具有重要的现实意义。

数字经济正成为高质量发展的助推器,关于数字经济与共同富裕方面的研究主要集中在以下方面:在两者关联机制上,靳媚等^[4]研究发现,数字经

济与共同富裕在时间和目标维度上存在高度的契合性,随着数字化向经济领域的拓展及纵向渗透,数字经济具有的创造和共享财富属性,能够在提升社会总体富裕的同时产生富裕共享效应,进而推进共同富裕;张绍成等^[5]、蓝庆新等^[6]认为,数字经济与共同富裕存在耦合并进的机理,数字经济对共同富裕产生赋能作用,共同富裕为数字经济提供发展方向的指引,拓展数字经济发展空间;刘诚^[7]从收入分配的视角,分析数字经济在初次分配、再分配和第三次分配中的独特作用,认为数字经济能够总体上改善不同群体、不同地区和城乡间的收入分配,以均衡共享的方式稳健推进共同富裕;梁东亮等^[8]研究发现,数字经济的均衡增长效应对共同富裕具有正向效应,但增长效应会经历非均衡的发展阶段。在数字经济影响共同富裕的传导机制上,蒋永穆等^[9]从理论层面论述数字经济通过优化市场运行的机制来提高资源配置的流动效率,并营造良好的营商环境,从而推进共同富裕;刘儒等^[10]基于空间门槛效应的实证研究,利用省级层面数据并采用 Bootstrap 有调节的中介效应检验,证实市场化程度的提升是数字经济推进共同富裕的有效机制;向云

等^[11]、韩亮亮等^[12]也采用省级面板数据证实数字经济通过产业结构升级不仅能做大“财富蛋糕”，还能公平有效地分配“财富蛋糕”，进而推进共同富裕。

由此可知，现有学者主要集中在理论层面探讨数字经济与共同富裕的关系，实证研究多以省际层面数据，对于数字经济在促进共同富裕方面的实证效应及影响机制的传导路径还没有充分的实证研究。基于此，从城市视角出发，构建数字经济与共同富裕水平的评价指标体系，实证检验数字经济对共同富裕的影响效应；从创业活跃度、人力资本和技术创新的角度，探析数字经济促进共同富裕的影响机制，进一步明晰数字经济推进共同富裕的非线性动态特征，并提出有针对性的政策建议，以期为数字经济时代推进共同富裕提供数据参考。

1 理论分析与研究假设

1.1 数字经济与共同富裕

数字经济作为一种新型经济增长模式，将数据要素视为关键的生产要素，从而改变传统经济增长的模式^[13]。数字经济将数据要素与资本、劳动力等传统要素进行深度融合，进一步提升全要素生产效率，并通过采用绿色金融、技术创新等方式引导传统产业的数字化转型，为经济增长和高质量发展提供新动能。此外，数字经济的便捷性和强大渗透力使经济活动不再受时空限制，解决生产要素供求失衡的难题，并降低跨时空商品交易的信息成本。实体经济通过与数字经济的融合发展，创造新的商业模式和培育新的业态，推进产品创新和生产创新，加速商品生产和消费的匹配效率，进一步扩大消费需求，从而拉动经济增长，为提升共同富裕水平奠定坚实的物质基础。因此，认为数字经济通过提高社会生产效率来提升全体人民的总体富裕水平。

同时，数字经济可打破要素流动的区域壁垒，使生产要素能够自由流动于不同区域之间，从而降低产业在空间上的集聚性，提升区域产业发展的平衡性。数字经济的溢出效应更是促使发达地区对落后地区进行经济辐射和支持^[14]，推动地区交流合作和分工，从而缩小区域经济发展差距。另外，伴随着数字化基础设施在偏远农村地区的覆盖，数字经济给农民带来与城市居民相同发展机会的红利，同时也增加了减贫增收的可能性。数字化治理在公共服务中的应用有利于优化公共服

务供给，推进城乡、地区和人群之间享有均等化的基本公共服务成果。这些都有利于缩小城乡发展差距，推进城乡融合和区域协调发展，助力共同富裕目标的实现。

因此，提出假设 H₁：数字经济对共同富裕具有促进效应。

1.2 数字经济、创业活跃度与共同富裕

数字经济的发展打破信息传递的地理障碍，通过数字平台提高市场信息匹配的效率，不仅有效降低创业者对市场需求信息的搜索成本，还为创业者提供更多的信息来源，满足创业者对信息资源获取的需求。此外，数字经济的发展改变传统的产品供给模式，从单向输出转向供需双向交换，可激发消费者对个性化和多样化产品与服务的需求，有利于进一步扩大市场需求的规模，为创新创业活动的开展提供更广阔的市场。数字普惠金融通过运用创新的科技手段和金融模式，为创业者提供灵活、便捷和包容的融资机会，减轻创业者在资金和信贷方面的压力，有效降低创业门槛和风险性。

同时，创业活跃度的提升能够加速数字技术在各行业领域的创新发展，推进产业结构的升级^[15]，激发新产业和新业态的创新活力，极大提高社会生产力，进而拉动经济增长，为共同富裕的实现提供经济支撑。此外，创业可为贫困人群带来全新的发展机遇，为弱势群体和社会闲置劳动力提供丰富的灵活就业和创业机会，这为贫困人群增加了提高收入的可能性，有助于缩小收入差距，进而推进共同富裕。

因此，提出假设 H₂：数字经济通过提高创业活跃度来推进共同富裕。

1.3 数字经济、人力资本与共同富裕

教育是人力资本的重要来源，互联网信息技术的发展突破以往对信息和知识获取的时空限制，极大提高了知识和信息的自由流动效率^[16]，降低了获取信息和知识的成本，增加了更多积累新知识和学习新能力的机会。数字经济通过数字平台与传统教育平台的结合，提升教育资源的丰富性。数字化教育工具的发展更是使教育资源不再受地域、时间和物理条件限制，为广大人群提供公平获取高等教育资源的机会，有助于全面提升人力资本水平。

同时，人力资本水平的提升也将积极推进共同富裕目标的实现。首先，作为生产要素的人力资本能够直接参与经济的生产过程，从中创造社会财富；其次，人力资本的提升有助于提高各行业的管理水平，推进企业组织模式和商业模式的演变，从而提高

劳动生产率, 推动经济的持续增长。此外, 人力资本的提升还能够提高公共教育水平以及建立高质量的教育体系, 有助于改善低人力资本状况的代际传递和恶性循环^[17], 为贫困群体提供公平的发展机会, 进而缩小群体间差距。

因此, 提出假设 H₃: 数字经济通过提高人力资本水平来推进共同富裕。

1.4 数字经济、技术创新与共同富裕

数字经济的快速发展极大地拓展技术创新主体获取信息的渠道。创新主体不再局限于企业单一主体, 而演化成为一个包括企业、政府、大学机构等多元创新主体的生态系统。这些创新主体通过网络空间实现跨区域、跨领域的协同创新, 进一步提高技术创新的效率和质量。此外, 创新主体通过数字化平台获取更多的投资机会和资源支持, 进而加速技术创新的推进。数字技术的应用也使得创新主体能够更精准地搜索和整合创新研发所需的信息, 从而降低获取创新资源付出的交易成本, 提高技术创新成功的概率。

同时, 技术创新是经济增长的内在要素^[18], 数字技术与传统产业的创新发展能够创造新的市场消费需求, 加速经济内循环的推进, 并释放新的经济增长动能, 为实现共同富裕奠定经济基础。技术创新与产业的结合还能够创造出新的就业岗位, 增加市场对劳动力的需求, 使低技能人群和贫困人群有机会公平参与劳动力市场, 扩大中等收入群体的规模, 缩小收入差距。此外, 技术创新与农业生产相结合有助于提高农业生产效率, 推进农业现代化发展, 进一步缩小城乡发展差距。

因此, 提出假设 H₄: 数字经济通过提高技术创新水平来推进共同富裕。

2 研究设计

2.1 模型构建

为检验数字经济与共同富裕之间的关系, 构建城市基准效应模型:

$$C_{i,t} = \theta_0 + \alpha_1 D_{i,t} + \alpha_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: C 、 D 分别为共同富裕水平和数字经济水平; Z 为控制变量; i 为 254 个地级及以上城市中的某个城市; t 为时间跨度, 文中为 2011—2021 年; μ_i 和 δ_t 分别为某城市固定效应和时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项; α 为变量系数; θ 为常数项。

为检验数字经济赋能共同富裕机制的传导路径, 借鉴温忠麟等^[19]的做法, 在式 (1) 的基础上构建中介效应模型:

$$M_{i,t} = \theta_1 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$C_{i,t} = \theta_2 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 M_{i,t} + \gamma_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中: M 为中介变量, 包括创业活跃度 E 、人力资本 H 和技术创新 P ; β 、 γ 为变量的待估系数。

为进一步探讨传导机制路径中, 数字经济推进共同富裕过程中可能存在的非线性影响, 借鉴 Hansen^[20]的做法, 构建门槛模型:

$$C_{i,t} = \theta_3 + \varphi_1 D_{i,t} I(T_{i,t} \leq q) + \varphi_2 D_{i,t} I(T_{i,t} > q) + \varphi_c Z_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$C_{i,t} = \theta_4 + \varphi_1 D_{i,t} I(T_{i,t} \leq q_1) + \varphi_2 D_{i,t} I(q_1 < T_{i,t} \leq q_2) + \varphi_3 D_{i,t} I(T_{i,t} > q_2) + \varphi_c Z_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式 (4)、(5) 分别为单门槛和双门槛模型, 可依据样本的实际检验情况扩充至多门槛情境。其中: $T_{i,t}$ 为门槛变量; $I(\cdot)$ 为取值为 0 或 1 的指示函数; φ 为变量的待估系数; q 为门槛值。

2.2 变量选取与说明

2.2.1 被解释变量

共同富裕水平 (C), 共同富裕的实质是在中国特色社会主义制度保障下, 全体人民共同创造日益发达的先进生产力, 从而实现全体人民共享社会发展成果^[21]。其中, 富裕应该体现出发展性特征, 共同则主要表现为发展差距的缩小以及全体人民均等享有社会经济成果^[22]。因此, 借鉴刘荣增等^[23]的做法, 将共同富裕水平指标体系分为发展性和共享性 2 个维度, 并采用改进后的客观熵值法对指标体系进行测度。具体指标见表 1。

表 1 共同富裕水平和数字经济水平的评价指标体系

Tab. 1 Evaluation index system for common prosperity level and digital economy level

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
发展性	发展质量	人均 GDP	+
		居民人均收入	+
		居民人均消费	+
		全社会劳动生产率	+
		城镇失业率	-

续表

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
发展性	发展动力	科技支出占GDP的比重	+
		金融贷款余额占GDP的比重	+
		专利授权数	+
	发展环境	工业SO ₂ 排放量	-
		工业废水排放量	-
		生活垃圾无害化处理率	+
共享性	城乡差距	城乡居民收入倍差	-
		城乡居民消费倍差	-
	文化教育	人均拥有公共图书馆藏量	+
		每万人大学生人数	+
	医疗服务	每万人执业医师数	+
		每万人医疗机构床位数	+
	基础设施	每万人拥有公共交通工具	+
		人均公园绿地面积	+
	社会保障	养老保险参保人数	+
		医疗保险参保人数	+
数字经济水平	互联网发展水平	每百人中互联网宽带接入用户数	+
		计算机服务和软件从业人员占比	+
		人均电信业务总量	+
		每百人中移动电话用户数	+
		数字普惠金融指数	+
	数字金融发展水平		

注：+表示正向指标；-表示负向指标。

2.2.2 解释变量

数字经济水平 (D)，参考赵涛等^[24]的做法，从互联网发展水平和数字金融发展水平两大维度出发，从城市层面选取 5 个指标，采用改进后的客观熵值法进行测度。

2.2.3 控制变量

借鉴刘伟丽等^[25]的做法，选取可能会影响因变量的相关控制变量，分别为城市化水平 (U)，使用城镇人口在城市人口中的比重来衡量；外商直接投资额 (F)，使用当年汇率计算的利用外资总额与城市生产总值的比值来衡量；人口密度 (P')，使用城市常住人口与城市土地面积的比值来衡量；信息化水平 (I)，使用城市邮电业务总量与生产总值的比值来衡量；教育支出水平 (E_e)，使用城市财政教育支出与生产总值的比值来进行衡量。

2.2.4 中介变量

创业活跃度 (E_n)，参照白俊红等^[26]的做法，用城市每百人新创企业数表示；人力资本水平 (H)，参照蔡庆丰等^[27]的做法，选取普通本科、专科在校学生人数与城市人口的比值来衡量；技术创新水平 (P)，参考余泳泽等^[28]的做法，使用发明专利授权量与城市从业人员的比值来衡量。

2.3 数据来源和描述性统计

鉴于数据的客观性，2011—2021 年中国 254 个地级及以上城市的面板原始数据均来自 2012—2022 年《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库和企查查数据库，数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心，对于部分指标的缺失值，采用插值法进行补充。表 2 为运用软件 Stata 16.0 对主要变量进行处理和分析得到的描述性统计结果。

由表 2 可看出：共同富裕水平 (C) 的均值为 0.09、中位数为 0.07、标准差为 0.058，表明样本城市共同富裕水平的集中程度较高，不存在极端异常值；数字经济水平 (D) 均值为 0.13，最大值 (0.627) 与最小值 (0.018) 差异较大，说明不同城市间的数字经济水平存在较大差异；在控制变量方面，城市化水平 (U) 的均值为 55.8%、信息化水平 (I) 均值为 2%，表明当前城市化水平较高，但城市的信息化水平仍有较大的发展潜能，且不同城市的信息化水平存在差距；中介变量创业活跃度 (E_n) 的均值 1.238、中位数 0.988，创新技术水平 (P) 的均值 0.331、中位数 0.173，表明样本城市企业创新和个人创业的积极性较高，有良好的创新创业环境。

表 2 主要变量的描述性统计结果

Tab. 2 Descriptive statistics results of the main variables

变量	样本量	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>C</i>	2 794	0.090	0.071	0.058	0.021	0.581
<i>D</i>	2 794	0.130	0.120	0.061	0.018	0.627
<i>U</i>	2 794	0.558	0.543	0.138	0.223	0.976
<i>F</i>	2 794	0.017	0.011	0.018	0.000	0.198
<i>I</i>	2 794	0.020	0.018	0.016	0.000	0.248
<i>E_d</i>	2 794	0.035	0.030	0.018	0.008	0.149
<i>P'</i>	2 794	0.428	0.372	0.279	0.005	1.440
<i>E_n</i>	2 794	1.238	0.988	1.036	0.163	20.240
<i>H</i>	2 794	0.019	0.010	0.025	0.001	0.140
<i>P</i>	2 794	0.331	0.173	0.443	0.007	5.271

3 数字经济对共同富裕的影响效应检验

3.1 基准检验

表 3 为在双固定效应模型的检验结果, 列 (1) 为数字经济对共同富裕的直接检验结果, 列 (2) 至列 (6) 为逐步加入其他控制变量的结果。

由表 3 可看出: 数字经济对共同富裕的系数始

终为正, 并显著通过 1% 的水平检验, 表明数字经济对共同富裕具有促进效应, H_1 得到验证; 随着控制变量的逐渐添加, R^2 显著提升, 且人口密度、外商直接投资和教育支出水平的回归系数稳健通过显著性检验。主要原因在于, 人口集中程度较高易形成规模经济效应, 从而提高生产效率, 推动经济发展, 夯实共同富裕的物质基础; 高额的外商投资会导致国内资源的过度流出, 且过度依赖外商投资会造成国内企业缺乏自主创新能力, 导致国内产业结构失衡, 不利于产业均衡发展, 从而抑制共同富裕程度; 高水平的教育支出会导致资源在教育领域过度集中, 而忽视其他领域的投资需求, 同时缺乏相应的管理和监督机制, 导致资源浪费和低效的教育投入, 进而影响经济的多元化发展和教育质量的下降, 甚至出现“高学历低收入”现象, 增加社会阶层分化和贫富差距, 不利于共同富裕的实现。

3.2 稳健性检验

为进一步检验数字经济对共同富裕的促进效应, 采用剔除直辖市、替换解释变量、缩尾处理、动态面板系统 GMM (generalized method of moments) 和工具变量等方法进行稳健性检验, 结果如表 4。

表 3 数字经济赋能共同富裕的检验结果

Tab. 3 Test results of empowering common prosperity with the digital economy

变量	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)
<i>D</i>	0.067*** (0.025)	0.068*** (0.024)	0.067*** (0.024)	0.065*** (0.024)	0.073*** (0.024)	0.072*** (0.024)
<i>P'</i>		0.210*** (0.066)	0.211*** (0.066)	0.211*** (0.066)	0.211*** (0.066)	0.211*** (0.066)
<i>F</i>			-0.091** (0.044)	-0.092** (0.043)	-0.093** (0.043)	-0.085* (0.044)
<i>E_d</i>				-0.171* (0.089)	-0.159* (0.090)	-0.173* (0.091)
<i>I</i>					-0.038 (0.033)	-0.037 (0.032)
<i>U</i>						-0.024 (0.029)
常数项	0.063*** (0.002)	-0.025 (0.028)	-0.024 (0.028)	-0.019 (0.029)	-0.018 (0.029)	-0.006 (0.026)
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2 794	2 794	2 794	2 794	2 794	2 794
R^2	0.547	0.597	0.599	0.601	0.601	0.602

注: *, **, ***分别表示 10%, 5% 和 1% 的显著性水平; () 中的数值为稳健标准误差。以下各表同。

表4 稳健性检验结果
Tab. 4 Robustness test results

变量	C			系统GMM	工具变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>D</i>	0.063*** (0.023)	0.168*** (0.037)	0.056*** (0.020)	0.245*** (0.093)	2.46E-09*** (5.56E-10)	0.9075*** (0.209)
<i>U</i>	-0.005 (0.022)	-0.025 (0.029)	0.009 (0.018)	-0.029 (0.024)		-0.002 (0.022)
<i>F</i>	-0.061 (0.040)	-0.090** (0.044)	-0.085** (0.040)	-0.067 (0.139)		-0.0667 (0.057)
<i>I</i>	-0.034 (0.030)	-0.049 (0.030)	-0.027 (0.031)	0.2000 (0.185)		-0.522*** (0.130)
<i>E_d</i>	-0.135 (0.085)	-0.141 (0.088)	-0.178** (0.082)	-0.153 (0.122)		0.125 (0.123)
<i>P'</i>	0.193*** (0.066)	0.203*** (0.064)	0.130*** (0.044)	0.009 (0.013)		0.206*** (0.034)
常数项	-0.010 (0.025)	0.168*** (0.037)	0.024 (0.017)			
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2794	2794	2794	2794	2794	2794
<i>R</i> ²	0.615	0.627	0.645			
Hansen				22.450 [0.168]		
AR(1)				[0.000]		
AR(2)				[0.204]		
Wald						24.191
LM						{19.622} [0.000]

注: [] 中的数值为 *p* 值; {} 中的数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。

3.2.1 剔除直辖市

考虑到中国直辖市有独特的区位条件和政策特殊性,对数字经济和共同富裕有特殊影响。因此在剔除特殊城市样本直辖市后再次进行回归分析,结果如表4列(1)。由表4列(1)可知:数字经济的回归系数有所下降但仍为显著正,说明数字经济促进共同富裕的结论是稳健的。

3.2.2 替换解释变量

参考张红伟等^[29]的做法,使用 CRITIC(criteria importance though intercriteria correlation)法代替改进的客观熵值法重新测度数字经济综合指数并进行回

归,结果如表4列(2)所示,数字经济系数较之前有所上升且显著为正,再次证明基准结果的稳健性。

3.2.3 缩尾处理

为消除异常值和非随机性给计量结果带来的不利影响,对主要解释变量进行 1% 的缩尾处理,结果如表4列(3)所示,数字经济系数依然为正,通过显著性检验。

3.2.4 内生性分析

在数字经济对共同富裕的基准回归中,核心解释变量数字经济与被解释变量共同富裕之间可能存在反向因果关系;尽管基准回归中考虑了城市化水

平等控制变量,但仍可能遗漏一些关键变量,导致干扰项与解释变量相关。因此,采用动态面板系统 GMM 和工具变量法进行内生性检验。首先,将数字经济滞后一期作为工具变量纳入动态面板系统 GMM 模型进行重新估计,结果如表 4 列 (4) 所示: AR(2) 检验的 p 值大于 0.1,说明回归方程扰动项的差分不存在二阶自相关; Hansen 检验的 p 值保持在 0.10~0.25 的合理范围,表明采用的工具变量是有效的。其次,数字经济以互联网信息网络为载体,借鉴黄群慧等^[30]的做法,采用各城市在 1984 年的邮电历史数据作为数字经济发展的工具变量。一方面,互联网的普及始于电话线拨号接入公用交换电话网络 (public switching telephone network, PSTN), 并且历史上固定电话普及率高的地区会通过技术水平和习惯等因素影响后续该地互联网技术的应用,以满足相关性要求。另一方面,固定电话等传统电信工具对共同富裕的影响随使用频率的下降而逐渐减弱,且对现今的共同富裕程度没有直接影响,因此可视为满足外生性要求的因素。需要进一步说明的是,选用的工具变量原始数据为横截面形式,无法直接用于面板数据的分析。因此,借鉴 Nunn 等^[31]的做法,利用 1984 年末邮局数与上一年全国互联网上网人数构造交互项,将其作为工具变量并进行两阶段最小二乘法回归,结果如表 4 列 (5), (6) 所示: LM 检验的 p 值为 0,显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设,在进一步的工具变量弱识别检验中, Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。综上所述,即使在考虑内生性问题后,数字经济的系数符号仍与基准回归结果保持一致,证明了 H_1 结论的稳健性。

3.3 异质性检验

中国城市在地理位置、等级规模和资源禀赋等方面存在巨大差异。这将影响数字化基础设施和数字投入水平的差异,进而导致数字经济对共同富裕的影响程度也会存在差异,故进行异质性分析。

3.3.1 地理区域

将样本城市分为东部、中部和西部城市进行回归,结果如表 5 所示:数字经济系数依次下降但都为正值,东部和中部城市更是通过了显著性检验。原因在于,东部和中部城市的经济发展水平较高,具备较为完善的数字化基础设施、人才资源和政策支持等优势,为数字经济显著提升共同富裕程度提供物质支撑;西部城市的数字经济起步较晚且发展较缓,对共同富裕的促进作用还未显现。

表 5 区域异质性检验结果

Tab. 5 Regional heterogeneity test results

变量	东部地区	中部地区	西部地区
D	0.081*** (0.030)	0.068* (0.041)	0.026 (0.026)
U	-0.148 (0.107)	0.061*** (0.021)	-0.051** (0.022)
F	-0.045 (0.080)	0.022 (0.047)	-0.260 (0.210)
I	-0.025 (0.037)	-0.017 (0.076)	-0.041 (0.046)
E_d	-0.896*** (0.303)	-0.005 (0.139)	-0.148 (0.113)
P'	0.268*** (0.090)	0.057 (0.062)	0.263* (0.135)
常数项	0.042 (0.075)	0.000 (0.028)	0.019 (0.036)
城市效应	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES
N	968	968	858
R^2	0.643	0.701	0.563

3.3.2 城市规模

将 254 个城市依照城市规模的常住人口标准划分为大城市和中小城市 2 个维度进行回归,结果如表 6 列 (1), (2) 所示:城市数字经济发展能够显著提高共同富裕水平,并随城市规模的扩大其促进效应增强。主要原因在于,随城市规模的扩大,地区交通基础设施和公共服务得到进一步完善,这为信息、技术等生产要素在不同区域之间的流通提供更为便捷的条件,进而提高资源的配置效率;与此同时,高技术人才的集聚能够推进产业结构的升级和转型,进而催生出新的产业和业态,这种发展趋势有助于数字经济与共同富裕的协同演进。其次,大城市在数字化基础设施方面的完善程度通常高于中小地级城市,使得大城市能够较早地吸收数字经济发展带来的效应红利。然而,中小城市同样具备较强的数字经济发展潜力,且随着数字经济的发展,赋能效应也会逐渐增强。

3.3.3 资源禀赋

将样本分为资源型和非资源型城市进行回归,结果如表 6 列 (3), (4) 所示:非资源型城市的促进效应更明显。原因在于,资源型城市产业多为高污染、高能耗的传统型工业,面临“资源诅咒”的难题,不利于可持续性发展;资源型城市技术创新水平较低,数字技术难以与传统产业深度融合,关联效应不强,而非资源型城市为数字技术创新提供更完善的基础设施,对共同富裕的促进效应更显著。

表6 城市规模和资源禀赋异质性检验结果

Tab.6 Heterogeneity test results of urban size and resource endowment

变量	城市规模		资源禀赋	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>D</i>	0.117* (0.065)	0.035* (0.018)	0.024 (0.021)	0.100*** (0.031)
<i>U</i>	-0.220 (0.152)	-0.006 (0.017)	0.015 (0.016)	-0.032 (0.047)
<i>F</i>	0.256* (0.148)	-0.032 (0.034)	0.105*** (0.034)	-0.100* (0.055)
<i>I</i>	0.201 (0.127)	-0.048* (0.025)	-0.013 (0.031)	-0.023 (0.050)
<i>E_d</i>	-1.637* (0.932)	-0.181** (0.075)	-0.204* (0.112)	-0.098 (0.131)
<i>P'</i>	0.204 (0.135)	0.180** (0.075)	0.061*** (0.014)	0.221*** (0.076)
常数项	0.173 (0.156)	0.024 (0.016)	0.031*** (0.010)	-0.012 (0.039)
城市效应	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	231	2 563	1 111	1 683
<i>R</i> ²	0.757	0.678	0.673	0.618

4 数字经济影响共同富裕的机制路径检验

基准检验表明数字经济对共同富裕具有促进效应,为验证两者的机制传导路径,利用式(2),(3)进行中介检验;同时为进一步验证中介变量的可行性,在逐步回归的基础上采用Sobel检验法分别对中介作用进行检验,再将所有的中介变量同时引入回归模型进行多重中介检验,结果如表7。

为进一步探究不同机制下,数字经济对共同富裕的影响效应是否存在阶段性特征,采用式(5),(6)的门槛模型进行检验,经Bootstrap自助抽样300次后,结果如表8。由表8可知:在门槛变量依次为数字经济指数、创业活跃度、人力资本和技术创新时,分别通过单门槛检验、三重门槛检验、双重门槛检验,说明存在非线性影响。为确定是否存在门槛效应,依次对变量分别进行三重门槛、双重门槛和单一门槛检验,结果如表9。

表7 中介机制检验结果

Tab.7 Inspection results of intermediary mechanism

变量	<i>C</i>	<i>E_n</i>	<i>C</i>	<i>H</i>	<i>C</i>	<i>P</i>	<i>C</i>	<i>C</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>D</i>	0.072*** (0.024)	2.007* (1.090)	0.065*** (0.023)	0.024** (0.011)	0.055** (0.022)	0.541** (0.271)	0.065*** (0.023)	0.043** (0.021)
<i>E_n</i>			0.003** (0.001)					0.003** (0.001)
<i>H</i>					0.722** (0.288)			0.709*** (0.255)
<i>P</i>							0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)
Sobel <i>Z</i>			2.780***		5.441***		2.272***	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2 794	2 794	2 794	2 794	2 794	2 794	2 794	2 794
<i>R</i> ²	0.602	0.337	0.615	0.223	0.616	0.277	0.619	0.648

表8 门槛效应自抽样检验结果

Tab.8 Inspection results of threshold effect self-sampling

变量	门槛个数	门槛值	95%置信区间	<i>F</i> 值	<i>p</i> 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
<i>D</i>	1	0.174	(0.170, 0.177)	55.130	0.000	18.638	23.222	32.935
		1.434	(1.354, 1.454)	417.620	0.000	19.810	24.897	37.578
<i>E_n</i>	3	2.435	(2.257, 2.581)	128.620	0.000	16.332	19.715	24.010
		2.974	(2.743, 3.189)	42.130	0.077	36.252	46.706	66.288
<i>H</i>	2	0.015	(0.015, 0.016)	187.610	0.003	34.205	39.524	59.609
		0.034	(0.031, 0.041)	95.850	0.043	28.571	50.179	152.771
<i>P</i>	2	0.358	(0.334, 0.369)	296.88	0.000	22.941	29.388	39.603
		0.890	(0.833, 0.958)	110.83	0.000	25.074	30.912	39.328

表 9 门槛效应检验结果

Tab. 9 Threshold effect test results

变量	D	E_n	H	P
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D(T \leq q_1)$	0.166*** (0.032)	0.136*** (0.000)	0.129*** (0.022)	0.163*** (0.019)
$D(q_1 < T \leq q_2)$	0.211*** (0.028)	0.187*** (0.023)	0.207*** (0.023)	0.219*** (0.024)
$D(q_2 < T \leq q_3)$		0.236*** (0.023)	0.322*** (0.035)	0.312*** (0.031)
$D(T > q_3)$		0.464*** (0.078)		
U	0.105*** (0.025)	0.093*** (0.019)	0.111*** (0.020)	0.092*** (0.019)
F	-0.130*** (0.050)	-0.075 (0.047)	-0.113** (0.052)	-0.148*** (0.051)
P'	0.223*** (0.071)	0.183*** (0.054)	0.204*** (0.063)	0.184*** (0.053)
I	-0.207*** (0.038)	-0.153*** (0.031)	-0.177*** (0.033)	-0.201*** (0.037)
E_d	-0.081 (0.078)	-0.090 (0.069)	-0.098 (0.070)	-0.128* (0.068)
常数项	-0.078*** (0.027)	-0.044** (0.020)	-0.076*** (0.024)	-0.055** (0.022)
固定效应	YES	YES	YES	YES
N	2 794	2 794	2 794	2 794
R^2	0.626	0.626	0.598	0.603

由表 8 和表 9 列 (1) 可知: 当数字经济指数低于 0.174 的门槛值时, 数字经济对共同富裕的回归系数为 0.166; 然而, 一旦数字经济发展指数超越该门槛值, 回归系数显著增加至 0.211。原因在于, 数字经济实质上代表新一轮的技术经济范式转换, 其发展具有明显的动态阶段性特征^[32]; 其次, 数字经济以互联网信息网络为主要载体, 遵循互联网的梅特卡夫法则和摩尔定律等规律, 在数字经济的发展过程中, 网络效应和蒲公英效应等经济特性发挥重要作用, 使数字经济带来的规模效应呈现出几何级的增长。具体而言, 数字经济的发展呈现出明显的非线性趋势, 因而随着数字经济的进一步发展, 其对共同富裕的影响程度会逐渐加深。

由表 8 和表 9 列 (2) 可知: 创业活跃度的门槛值有 3 个, 为 1.434, 2.435, 2.974。随着创业活跃度门槛值的逐渐提高, 数字经济对共同富裕的影响系数显著变大, 呈现出边际效应递增的非线性影响特征。原因在于, 在数字经济发展的初期, 新兴技术和产业得到蓬勃发展, 从而引发更多的创业活动和涌现出

大量的新兴企业。这些新兴产业吸引更多的闲置劳动力参与经济活动, 进而提高整体居民收入水平。但随着数字经济的发展逐渐成熟, 创业活动的增长速度会减缓, 而数字技术的广泛应用已推动整体行业的数字化转型, 进一步提高整体生产力, 这也为持续的经济增长和财富创造提供动力, 进而对共同富裕的推进作用愈发深远和持久。

由表 8 和表 9 列 (3) 可知: 数字经济推进共同富裕的影响在不同人力资本水平下呈现出差异性, 展现出非线性的特征。原因在于, 互联网与教育资源的紧密结合能够提升教育水平, 实现区域教育资源的公平化, 培养出大量高质量的人才, 为缩小区域发展差距提供人才支持。同时, 线上学习降低劳动者的时间成本, 并提升劳动者的技能水平, 最终在物质和精神层面实现双重富裕。然而这种教育和技能的提升又带动人才的集聚, 推动数字产业的发展, 进而促进社会进步和经济的高质量发展形成良性循环, 逐渐加深数字经济对共同富裕的影响程度。

由表 8 和表 9 列 (4) 可知: 随着技术水平不断创新, 技术创新呈现出双重门槛效应, 使数字经济对共同富裕的边际效应呈现出非线性增长。原因在于, 一方面, 数字经济与农村农业农民的不断融合推进农村产业结构的现代化发展, 提升农民的技能水平, 并带动农民实现创业增收, 逐步缩小农村与城市之间的差距; 另一方面, 随着数字技术的不断更新迭代, 不仅推进产业结构向高级化和合理化发展, 也提升数字经济发展水平, 并形成稳定的经济增长点。这种持续的技术创新对于实现共同富裕具有深远的影响, 并持续加深数字经济对共同富裕的影响程度。

5 结论与政策建议

5.1 结论

基于 2011—2021 年中国 254 个地级及以上城市的面板数据, 采用双重固定效应基准回归模型、中介效应模型以及门槛效应模型实证检验数字经济赋能共同富裕的影响效应与机制, 所得主要结论如下:

1) 数字经济对共同富裕具有正向促进效应, 数字经济对共同富裕的促进效应在东部、大规模和非资源型的城市中表现更明显。

2) 创业活跃度、人力资本水平和技术创新水平是数字经济赋能共同富裕的重要机制, 在数字经济推进共同富裕的过程中发挥部分中介作用。

3) 在数字经济促进共同富裕的过程中存在“边

际效应”递增特征的非线性影响,该影响不仅受限于数字经济本身的发展,还受到创业活跃度、人力资本水平和技术创新水平的调节作用。

5.2 政策建议

基于本文的研究结果,提出以下政策建议:

1) 深入推进数字经济发展,构建数字中国。一方面政府应加大对网络建设的投资力度,积极完善数字化基础设施,包括提升网络覆盖率、提高网络速度和稳定性,以满足不断增长的数字经济需求;另一方面应加快推进产业的数字化转型,推进物联网和5G通信等产品的数字化应用,从而逐步实现数字经济的阶段性发展,充分释放数字经济推进共同富裕的非线性影响红利。

2) 制定区域化发展战略,深入挖掘数字潜能。一方面,政府应重视中西部地区、资源型城市和小规模城市的数字化基础设施建设,提供资金和技术支持,并加强与高等教育机构和科研机构的合作以提升人才培养质量和创新能力,加快这些地区传统产业的数字化转型;另一方面,对于数字经济发展较好的城市,不断推进数字技术与产业的深度融合,培育数字经济相关的新兴产业和高科技企业,为中西部城市树立典型,从而助推共同富裕的实现。

3) 积极发挥引导作用,营造服务型政府。一方面,制定和完善相关政策,建立创业支持体系和创新创业孵化机构,提供资金支持、税收优惠和减少创业风险的政策支持,为有创业意愿的人群提供创业平台和财务支持等,促进创新创业活动的开展;另一方面,加大对人力资本的投资,提供优质教育和培训资源,提升人才综合素质和技能水平,培养适应数字经济发展需要的高素质人才,以满足数字经济发展对人力资源的需求;此外,加强技术创新的研发和应用,鼓励企业加大科研投入,同时建立良好的知识产权保护机制,激励创新者保护知识产权,增强技术创新对共同富裕的贡献。

参考文献:

- [1] 习近平. 扎实推动共同富裕 [J/OL]. 求是, [2021-10-15]. <https://www.12371.cn/2021/10/15/ART11634282354903487.shtml>.
XI J P. Solidly promoting common prosperity [J/OL]. Qiushi, [2021-10-15]. <https://www.12371.cn/2021/10/15/ART11634282354903487.shtml>.
- [2] 王灵桂. 实现共同富裕: 新发展阶段的崭新目标 [J]. 江淮论坛, 2021(4):5-10.
WANG L G. Realizing common affluence as a new goal in the new stage of development[J]. *Jiang-huai Tribune*, 2021(4):5-10.
- [3] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展研究报告(2023年) [R]. [2023-04-27]. <http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/P020240326636461423455.pdf>.
China Academy of Information and Communications Technology. China's Digital Economy Development Research Report (2023) [R]. [2023-04-27]. <http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/P020240326636461423455.pdf>.
- [4] 靳媚, 蔡延泽, 王艳. 数字经济、要素流动与共同富裕 [J]. 统计与决策, 2023, 39(16):5-10.
JIN M, CAI Y Z, WANG Y. Digital economy, factor flow and common affluence[J]. *Statistics & Decision*, 2023, 39(16):5-10.
- [5] 张绍成, 陈本昌, 刘文革. 数字经济推动共同富裕机理与路径分析 [J]. 辽宁大学学报(哲学社会科学版), 2023, 51(3):41-51.
ZHANG S C, CHEN B C, LIU W G. Mechanism and path of digital economy promoting common prosperity[J]. *Journal of Liaoning University (Philosophy and Social Sciences)*, 2023, 51(3):41-51.
- [6] 蓝庆新, 童家琛, 丁博岩. 数字经济与共同富裕的关联机制和协调发展 [J]. 经济社会体制比较, 2022(5):18-26.
LAN Q X, TONG J C, DING B Y. The correlation mechanism and coordinated development of the digital economy and common prosperity[J]. *Comparative Economic & Social Systems*, 2022(5):18-26.
- [7] 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.
LIU C. Digital economy with common prosperity: a theoretical analysis based on income distribution[J]. *Research on Financial and Economic Issues*, 2022(4):25-35.
- [8] 梁东亮, 赖雄麟. 数字经济促进共同富裕研究: 基于均衡增长视角 [J]. 理论探讨, 2022(3):57-62.
LIANG D L, LAI X L. Research on digital economy promoting common prosperity: from the perspective of balanced growth[J]. *Theoretical Investigation*, 2022(3):57-62.
- [9] 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.
JIANG Y M, KANG Y J. Digital economy promotes common prosperity: internal mechanism, risk analysis and practical requirements[J]. *Economic Review Journal*, 2022(5):21-30, 135.
- [10] 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):90-99.
LIU R, ZHANG Y W. Digital economy and common prosperity: an empirical study based on spatial threshold effect[J]. *Journal of Southwest Minzu University (Humanities and Social Science)*, 2022, 43(3):90-99.
- [11] 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.
XIANG Y, LU Q, LI Z X. Digital economy development enabling common prosperity: influence effect and function mechanism[J]. *Securities Market Herald*, 2022(5):2-13.
- [12] 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, 2023, 37(3):18-24.
- HAN L L, PENG Y, MENG Q N. Digital inclusive finance, entrepreneurial activity and common wealth: an empirical study based on inter-provincial panel data in China[J]. *Soft Science*, 2023, 37(3):18-24.
- [13] SINGHAL K, FENG Q, GANESHAN R, et al. Introduction to the special issue on perspectives on big data[J]. *Production and Operations Management*, 2018, 27(9):1639-1641.
- [14] CHEN A, PARTRIDG M D. When are cities engines of growth in China: spread and backwash effects across the urban hierarchy[J]. *Regional Studies*, 2013, 47(8):1313-1331.
- [15] GLAESER E L, KERR S P, KERR W R. Entrepreneurship and urban growth: an empirical assessment with historical mines[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(2):498-520.
- [16] 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.
- LIU Y, CHEN X D. The effect of digital economy on industrial structure upgrade in China[J]. *Research on Economics and Management*, 2021, 42(8):15-29.
- [17] HECKMAN J J. The economics, technology, and neuroscience of human capability formation[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2007, 104(33):13250-13255.
- [18] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5):1002-1037.
- [19] 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.
- WEN Z L, YE B J. Analyses of mediating effects: the development of methods and models[J]. *Advances in Psychological Science*, 2014, 22(5):731-745.
- [20] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2):345-368.
- [21] 刘培林, 钱滔, 黄先海, 等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. *管理世界*, 2021, 37(8):117-129.
- LIU P L, QIAN T, HUANG X H, et al. The connotation, realization path and measurement method of common prosperity for all[J]. *Journal of Management World*, 2021, 37(8):117-129.
- [22] 陈丽君, 郁建兴, 徐银娜. 共同富裕指数模型的构建[J]. *治理研究*, 2021, 37(4):5-16,2.
- CHEN L J, YU J X, XU Y N. Construction of the common prosperity index model[J]. *Governance Studies*, 2021, 37(4):5-16,2.
- [23] 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.
- LIU R Z, HE C. Mechanism and test of digital economy promoting common prosperity[J]. *Regional Economic Review*, 2022(5):37-46.
- [24] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展: 来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, 36(10):65-76.
- ZHAO T, ZHANG Z, LIANG S K. Digital economy, entrepreneurship, and high-quality economic development: empirical evidence from urban China[J]. *Management World*, 2020, 36(10):65-76.
- [25] 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.
- LIU W L, CHEN T P. Does the digital economy promote common prosperity?: based on the research perspective of regional coordinated development[J]. *Contemporary Economic Management*, 2023, 45(3):1-10.
- [26] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度: 来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022(6):61-78.
- BAI J H, ZHANG Y X, BIAN Y C. Does innovation-driven policy increase entrepreneurial activity in cities: evidence from the national innovative city pilot policy[J]. *China Industrial Economics*, 2022(6):61-78.
- [27] 蔡庆丰, 王瀚佑, 李东旭. 互联网贷款、劳动生产率与企业转型: 基于劳动力流动性的视角[J]. *中国工业经济*, 2021(12):146-165.
- CAI Q F, WANG H Y, LI D X. Online loans, labor productivity and enterprise transformation: based on the perspective of labor mobility[J]. *China Industrial Economics*, 2021(12):146-165.
- [28] 余泳泽, 张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. *中国工业经济*, 2017(6):98-116.
- YU Y Z, ZHANG S H. Urban housing prices, purchase restriction policy and technological innovation[J]. *China Industrial Economics*, 2017(6):98-116.
- [29] 张红伟, 熊操, 陈小辉, 等. 财政科技投入对数字经济发展的影响[J]. *财经科学*, 2022(5):135-148.
- ZHANG H W, XIONG C, CHEN X H, et al. The influence of financial investment of science and technology on the development of digital economy[J]. *Finance & Economics*, 2022(5):135-148.
- [30] 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.
- HUANG Q H, YU Y Z, ZHANG S L. Internet development and productivity growth in manufacturing industry: internal mechanism and China experiences[J]. *China Industrial Economics*, 2019(8):5-23.
- [31] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6):1630-1666.
- [32] 王超贤, 颜蒙, 张伟东. 数字经济的本质逻辑、边界构成与发展策略: 基于产业、“技术-经济”范式和经济形态三重视角的比较分析[J]. *电子政务*, 2023(1):74-90.
- WANG C X, YAN M, ZHANG W D. The essential logic, boundary composition and development strategy of digital economy: a comparative analysis based on the triple perspectives of industry, “technology-economy” paradigm and economic form[J]. *E-Government*, 2023(1):74-90.