

数字经济驱动共同富裕的发展动力 与空间溢出效应研究 ——基于长三角面板数据和空间杜宾模型

柳 毅,赵 轩,毛 峰

(杭州电子科技大学管理学院,浙江 杭州 310018)

摘 要:为深入研究数字经济驱动共同富裕的内涵与外延关系,从社会福利性、保障性和发展性维度构建数字经济赋能共同富裕的评价指标体系;基于内生增长理论分析数字经济驱动共同富裕的动力因素,构建空间杜宾模型实证研究数字经济促进共同富裕的作用机制和空间溢出效应。分析 2011—2020 年长三角地级市面板数据发现:(1)数字经济通过信息基础设施建设激活数据要素资源提升数字化就绪度,促进共同富裕具有空间溢出效应“先富带动后富”作用明显;(2)数字经济驱动共同富裕实现“做大并分好蛋糕”的效应,门槛检验显示社会福利水平对共同富裕具有显著的正向作用,产业结构高级化发展将加快共同富裕的非线性增长;(3)数字经济提升数字素养促进“文化共富”,多期双重差分模型检验数字人才培养政策会巩固共同富裕的社会文化基因。

关键词:数字经济;共同富裕;内生增长理论;空间溢出效应;门槛效应

中图分类号:F126

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2023)04-0098-11

Research on the driving force, mechanism and spatial spillover effects of digital economy bolstering common prosperity in the Yangtze River Delta

LIU Yi, ZHAO Xuan, MAO Feng

(Management School, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: This paper uses the endogenous growth theory and spatial durbin model to empirically study the dynamic factors, mechanism and spillover effect of the common prosperity by the digital economy, which constructs the index system to comprehensively evaluate the common prosperity from the dimensions of social security, welfare and development. According to the panel data of prefecture-level municipality in the Yangtze River Delta from 2011 to 2020, the research results show that: (1) The digital economy has the spatial spillover effect on the development of common prosperity by activated data element resources and enhanced the digital readiness through information infrastructure construction, which can achieve the inclusive development of “the Rich First Pushing Those Being Rich Later”. (2) The digital economy accelerates the nonlinear growth of common prosperity to obtain the achievement of “Enlarge and Divide the Cake” by the threshold effect of social welfare level and advanced industrial structure level. (3) The digital economy enhances the digital literacy and promotes “cultural common prosperity”, which the digital talent training policy consolidates the social cultural gene by the multi-period difference-in-difference model.

Key words: common prosperity; digital economy; endogenous growth theory; spatial spillover effect; threshold effect

收稿日期:2022-05-26 修回日期:2023-02-08

基金项目:国家社会科学基金项目“数字经济与传统制造业深度融合机理、溢出效应及实现路径研究”(20BJY092)。

作者简介:柳毅(1978—),男,河北武安人,博士,杭州电子科技大学管理学院副教授,研究方向为数字经济、企业数字化转型与创新。

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^[1]指出“共同富裕是全体人民共同富裕,是人民群众物质生活和精神生活都富裕,扎实推进共同富裕是中国实现第二个百年梦想的基本方略”。我国当前加快推进共同富裕的进程,正值数字经济快速发展的浪潮,以大数据、区块链、人工智能技术为核心的数字经济,催生了大量的新业态和新模式持续释放增长的新动能^[2]。2022年中国数字经济规模达到45.5万亿元,同比增长16.2%,日益成为中国经济发展的新引擎。党的二十大报告强调“要加快发展数字经济,在推进数字中国建设、促进数字经济与实体经济深度融合中夯实共同富裕基础”。因此,数字经济在资源配置、就业、收入分配、城乡差距、公共服务等方面正发挥着巨大影响力,涉及社会财富增加、社会福利提高和社会公平分配等诸多领域^[3]。然而,我国数字经济还存在产业基础后劲不足,数字经济发展跨越规模门槛过程中导致地区间和行业间发展的不均衡,各地区资源禀赋和跨越数字鸿沟能力存在显著的区域异质性^[4]。因此,本文深入分析数字经济驱动不同地区共同富裕的动力因素,探讨数字经济促进共同富裕的内在机理与作用机制,检验数字经济因地区、数字化程度等的影响而对共同富裕产生不同的空间溢出效应,为制定差异化共同富裕发展策略提供理论支撑。

为从区域经济空间视角系统研究数字经济驱动共同富裕这一核心问题,本文尝试有以下几个方面的理论边际贡献:第一,从社会发展性、保障性和福利性等维度构建数字经济与共同富裕的评价指标体系,科学测算数字经济与共同富裕的发展指数;第二,实现共同富裕是中国发展数据经济的总体目标,为缩小现状与目标之间的差距,本文基于内生增长理论对各动力因素进行探索性空间分析,采用空间杜宾模型研究数字经济赋能共同富裕的空间溢出效应;第三,基于门槛模型和中介效应模型研究社会福利水平、产业结构升级对数字经济赋能共同富裕的作用传导机制;第四,通过双重差分模型检验高校实施“大数据、人工智能专

业”的人才培养政策有助于数字经济促进共同富裕并实现“文化共富”。

一、文献综述与研究假设

当前,我国发展共同富裕过程中主要面临的挑战是居民就业和收入状况差距大、基本公共服务水平不高、收入分配制度不完善等问题^[5]。而数字经济的跨时空性、创新性、共享性以及强渗透性等先天优势,为推进全体人民共同富裕提供了有利条件^[6]。本文将从数字经济驱动共同富裕发展的作用机制和空间溢出效应方面提出研究假设。

(一)数字经济驱动共同富裕发展具有内生性增长的空间溢出效应

数字经济是实现包容性增长和区域协调发展的内生动力,数字经济的高创新性、强渗透性、广覆盖性是建设共同富裕示范区的关键动能^[7]。数字经济能推动产业组织变革使传统经济突破时空限制和资源约束,数据要素的非竞争性和低成本复制等特性为均衡发展提供了普惠机制^[8]。熊彼特内生增长理论认为运用技术进步、人力资本积累等获取新知识,并刺激新知识有助于产生政治稳定并发展宏观经济^[9]。数字经济通过信息基础设施建设为网络接入市场进行知识产生和技术扩散创造条件,具有强烈的“渗透效应”,数字技术广泛应用的“乘数效应”与“累积效应”为区域经济高质量发展提供新动能^[10]。随着数字技术覆盖广度和深度的增加,数字经济能拓展网络空间功能,创新资源配置的空间范围,大大缩小城乡发展的差距^[11]。数字经济通过新基建能够吸引并集聚投资,促进金融创新和新型城镇化建设存在明显的空间异质性和溢出效应^[12]。综上所述,本文提出如下研究假设:

研究假设1:数字经济为实现共同富裕提供内生性增长的动能,通过信息基础设施建设优化创新发展环境提高“数字鸿沟”跨越能力,对促进共同富裕发展产生空间溢出效应。

(二)数字经济促进共同富裕发展具有非线性增长的乘数累积效应

数字经济可以提高资源使用效率,使得各部

门之间联动的边际成本持续降低,当数字经济达到一定规模后网络外部性将促使具有优势的网络快速自动“生长”,进而对全要素生产率产生非线性的促进作用^[13]。数字经济显著改善资源要素错配,通过数字平台为产品经营者和消费者进行准确匹配,降低搜寻成本、运输成本、追踪成本和验证成本^[14]。数据要素的应用改进了企业的生产技术、优化了生产工艺,使得整个生产过程的边际成本递减从而提升企业的经营绩效^[15]。数字经济通过数据要素投入和促进要素配比来释放技术创新能力,引导要素资源从低生产效率部门向创新效率更高的部门流动^[16]。通过资本深化、人工智能技术对产业结构高级化与合理化产生正向影响,进一步提高“进步部门”的比例并提升“停滞部门”的生产率,有效缓解“鲍莫尔病”对生产率的负面影响^[17]。数字经济带来生产力和生产关系的数字化重塑有助于加速社会财富积累,提升全社会的总体富裕水平。因此,本文提出如下研究假设:

研究假设 2:数字经济为共同富裕发展提供持续的动力源泉,产业结构优化升级将驱动共同富裕实现非线性的边际递增效应,产生“做大蛋糕”的乘数累积效应。

(三)数字经济赋能共同富裕发展呈现包容性增长的普惠效应

数字经济具有较强的社会互动性,不仅会促进社会资本的积累,还通过互联网促进创业机会均等化,提高低社会资本家庭的创业概率促进包容性增长^[18]。数字经济促进地区间、产业间协调发展,产业布局不再局限于地理位置,就业选择突破了时空限制和资源约束,公共服务也得以极大改进和提升^[19]。数字经济加速传统产业向数智化发展,有助于从农业解放更多劳动力并流向二、三产业,通过增加高低技能劳动力比值扩大中等收入群体比重^[20]。数字经济还能够有效协调政府与市场的关系,政府数字化治理意味着多数人群享受公共服务机会的均等,从而改善社会总福利^[21]。因此,数字经济除了为公共服务的价值共创提供技术支撑外,还通过数据资源的有效利用促进公共服务的高质量发展,公共服务数字化也推动公

共产品向多元化、平台化和个性化转变^[22]。同时,数字经济带来发展机会的均等化,为低技能劳动者提供更多机会,使农村和偏远城市受益从而具有显著的收入增长效应和减贫效应^[23]。这为经济落后地区、社会弱势群体提供更多的发展机会,有助于实现“先富带后富”。因此,本文提出如下研究假设:

研究假设 3:数字经济通过提升数字素养和社会福利水平可以弥合数字技能“使用沟”的社会差异,实现文化共富并带动邻近地区共享共同富裕,具有“分好蛋糕”的普惠效应。

二、模型设计与数据变量说明

(一)计量模型构建

1. 基准模型与空间杜宾模型

为验证数字经济驱动共同富裕发展的直接效应,构建基准回归模型如式(1):

$$\ln Com_pro_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{i,t} + \varphi_z Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中, $\ln Com_pro_{i,t}$ 表示地市 i 在 t 年共同富裕发展程度; $\ln Dig_{i,t}$ 表示地市 i 在 t 年数字经济发展指数水平; $Z_{i,t}$ 表示各控制变量, μ_i 和 δ_t 分别表示控制地区固定效应和时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项; α_0 为常数项, α_1 为核心解释变量估计系数。若 $\alpha_1 > 0$, 说明数字经济对共同富裕的发展具有积极影响;反之,具有负向作用。

为探究我国长三角地区数字经济促进共同富裕的空间溢出效应,本文在基准模型式(1)的基础上加入空间权重矩阵^[24],进一步构建空间杜宾计量模型(SDM)如式(2)和式(3)所示。

$$\ln Com_pro_{i,t} = l_0 + \rho W_{i,j} \ln Com_pro'_{i,t} + \theta_1 W_{i,j} \ln Dig_{i,t} + \beta_1 \ln Dig_{i,t} + \sum \beta_z Z_{i,t} + \theta_z W_{i,j} \sum Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \lambda W \varepsilon'_{i,t} + \zeta_{i,t} \quad (3)$$

式中, ρ 为空间自回归系数; θ_1 为解释变量空间滞后项系数; θ_z 表示控制变量空间滞后项系数; $\zeta_{i,t} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$; μ_i 和 δ_t 分别表示空间固定效应和时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示误差项; λ 为误差项的空间滞后项系数; $W_{i,j}$ 表示空间权重矩阵; β_1 表示

解释变量系数; β_z 表示控制变量系数; $W\varepsilon'_{i,t}$ 表示误差项的空间效应; l_0 为常数项; $Z_{i,t}$ 表示产业结构升级等控制变量。

2. 机制检验模型

为探讨数字经济对促进共同富裕发展的间接作用效应,本文选取固定宽带接入用户数等代表信息基础设施建设作为中介变量进行检验,构建中介效应模型如式(4)和式(5):

$$\ln \ln \text{Infra}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \text{Dig}_{i,t} + \gamma_z Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\ln \text{Com_pro}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Dig}_{i,t} + \beta_2 \ln \ln \text{Infra}_{i,t} + \beta_z Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

在数字经济对共同富裕影响直接效应式(1)的基础上,式(4)为核心解释变量数字经济($\ln \text{Dig}$)对中介变量信息基础设施建设($\ln \ln \text{Infra}$)的线性回归方程,式(5)为数字经济($\ln \text{Dig}$)与信息基础设施建设($\ln \ln \text{Infra}$)对于共同富裕($\ln \text{Com_pro}$)的线性回归方程。通过观察 γ 、 β 等参数的显著性来分析信息基础设施建设对促进共同富裕中介作用效应的影响力。

为进一步研究社会福利水平以及产业结构优化对数字经济促进共同富裕产生的非线性动态溢出效用^[25],本文构建的门槛效应模型为:

$$\ln \text{Com_pro}_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln \text{Dig}_{i,t} \times I(Th_{i,t} \leq \vartheta) + \varphi_2 \ln \text{Dig}_{i,t} \times I(Th_{i,t} > \vartheta) + \varphi_z Z_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式(6)中, $Th_{i,t}$ 为社会福利水平和产业结构升级的门槛变量; $I(\cdot)$ 为满足括号内条件的指示函数,取值1或0。式(6)考虑的是单门槛情形,也可根据数据计量检验扩充至多门槛模型。

3. 双重差分模型

数字经济发展需要提升全社会的数字素养,让科技造福社会和人民。为此,本文采用式(7)所示的多期双重差分(DID)模型来检验数字素养培养政策对共同富裕的影响。

$$\ln \text{Com_pro}_{it} = \eta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + v_z Z_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式(7)中, i 表示地区; t 表示年份; $DID_{i,t}$ 表示在第 t 年地市 i 中是否有 985 或 211 高校开设数据

科学与大数据技术、大数据管理与应用、人工智能等专业(开设值为1,反之为0); η_0 为常数项; β_1 为政策影响系数; $Z_{i,t}$ 表示影响共同富裕的控制变量; v_z 表示控制变量的估计系数; μ_i 表示地区固定效应; γ_t 表示时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

(二) 变量测度与说明

1. 被解释变量共同富裕指数的衡量

本文参考郁建兴等^[26]提出的共同富裕指数,从社会福利性、保障性和发展性维度构建体现中国特色的共同富裕指数评价指标体系,如表1所示。

表1 共同富裕指数评价指标体系

变量	一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
共同富裕指数	福利性	富裕度	居民存款余额	+
			人均 GDP	+
			社会消费品零售总额	+
			电信业务收入	+
	保障性	教育	普通高等学校师生比	+
			中学师生比	+
			小学师生比	+
		医疗健康	医生数	+
		社会保障	养老保险保险参保人数	+
	发展性	数字应用	国际互联网用户数	+
		财政	地方财政收入	+
		公共基础设施建设	城市污水处理率	+
		生态	建成区绿化覆盖率	+

采用熵权法计算区域共同富裕指数($\ln \text{Com_pro}$)的指标权重,需要运用极值法对指标进行标准化处理,共同富裕指数的计算公式如式(8)所示。

$$P = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{j=1}^n x_{ij}^* \times w_j \right) \times w_j' \quad (8)$$

式(8)中, x_{ij}^* 为第 i 个样本第 j 项指标对应的三级指标标准化数值; N 为一级或二级指标对应的项数, n 为三级指标的项数。 w_j' 为一级或二级指标对应的权重, w_j 为 x_{ij}^* 对应的三级指标权重,各指标权重采用信息熵权法计算获得。

2. 核心解释变量

数字经济指数($\ln \text{Dig}$)。本文根据 G20 杭州峰会发布《二十国集团数字经济发展与合作倡议》关于数字经济的权威定义,借鉴赵涛等^[27]的研究方法对区域层面的数字经济发展水平进行测度,选取每百人互联网用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业

务总量和百人中移动电话用户数来分别表征互联网普及率、互联网相关从业人员数、互联网相关产出和移动互联网用户数,数字金融发展采用由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的中国数字普惠金融指数来表征^[28]。以上综合指标数据进行标准化处理并采用熵值法进行权重分配,得到反映数字经济发展水平的指数。

3. 机制变量

(1)信息基础设施建设($\ln Infra$)。国际电信联盟发布的《衡量数字化发展:2020 年事实与数字》报告显示,发达国家与发展中国家、城市与农村之间的数字基础设施建设及互联网接入的差距持续扩大,互联网“接入沟”是发展共同富裕需要跨越的数字鸿沟之一。因此,本文采用固定宽带接入用户数来表征信息基础设施建设。

(2)社会福利水平($\ln CI$)。福利理论指出收入差异的社会保障制度影响经济增长,收入再分配对提高社会总福利存在正向相关作用^[29]。在制定社会福利时要解决公平与效率的关系,从而减小自由经济体制的贫富差距,为生活困难的人创造良好的社会条件,提高社会成员关系、经济发展水平与运行效率。因此,本文构建的社会福利水平测度模型为:

$$CI = w_1 \times UDI + w_2 \times RDI + w_3 \times BE + w_4 \times LH - w_5 \times EU \quad (9)$$

式(9)中, CI 为社会福利水平,包括经济、社会、文化、生态4个维度。经济维度采用城镇居民人均可支配收入(UDI)和农村居民人均可支配收入(RDI)来表达;社会维度选取卫生机构床位数(BE)和社会保障组织就业人数(ESS)等来表征;文化维度选取公共图书馆藏书量等来表征;生态维度选取城市用电量(EU)等来表示,各指标权重用熵权法来确定。

4. 控制变量

数字经济推动共同富裕进程会受到产业结构、教育、金融、地区差异等诸多方面的影响,故本文选取产业结构升级、政府投入支出、大学生在校人数来作为控制变量。

(1)产业结构升级。劳动力和资本流动在产

业结构从低级形态向高级形态转变过程中起到重要的推动作用^[30]。本文选用产业结构高级化($\ln IS$)和合理化($\ln TL$)来表征产业结构升级,并采用泰尔指数作为测算产业结构高级化和合理化的计算公式,如式(10)和式(12)所示。

产业结构高级化($\ln IS$):

$$IS_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \times LP_{i,m,t}, m = 1, 2, 3 \quad (10)$$

式(10)中, $y_{i,m,t}$ 表示*i*地区的第*m*项产业在*t*时期占地区生成总值的比重; $LP_{i,m,t}$ 表示*i*地区第*m*产业在*t*时期的劳动生产率,计算公式为:

$$LP_{i,m,t} = Y_{i,m,t} / L_{i,m,t} \quad (11)$$

式(11)中, $Y_{i,m,t}$ 表示*i*地区第*m*项产业在*t*时期的增加值; $L_{i,m,t}$ 代表*i*地区第*m*项产业在*t*时期的就业人员。由于产值占比 $y_{i,m,t}$ 没有量纲,而劳动生产率 $LP_{i,m,t}$ 具有量纲,因此本文采取极值法进行标准化消除量纲。

产业结构合理化($\ln TL$):

$$TL_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \times \ln(y_{i,m,t} / l_{i,m,t}), m = 1, 2, 3 \quad (12)$$

式(12)中, $y_{i,m,t}$ 表示*i*地区的第*m*项产业在*t*时期占该地区生产总值的比重; $l_{i,m,t}$ 代表*i*地区第*m*产业在*t*时期从业人员占总就业人员的比重。当 $TL=0$ 时,该地处于经济平衡状态;反之,表明产业结构偏离了均衡状态。

(2)政府投入支出($\ln GS$)。由于政府财政支出是宏观调控的重要路径,不仅有利于经济稳定增长,也是作为调控社会公平的重要抓手^[31]。本文采用地方政府公共预算在科学、卫生事业的财政支出,来表征政府对促进共同富裕建设的投入支出。

(3)大学生在校人数($\ln CS$)。为跨越数字鸿沟与克服“鲍莫尔病”实现包容性增长,培养数字化人才已成为发展共同富裕的重要一环。当代大学生被称为“数字化原住民”,本文采用高等学校在校学生数来分析数字素养教育对共同富裕的影响。

(4)城乡收入差距($\ln URG$)。本文采用泰尔指数对城乡收入差距进行测度,如式(11)。 y 表示

城镇或农村总收入占地区总收入的比值; l 表示城镇或农村总人口占地区总人口比重。

5. 空间权重矩阵

这里用反距离空间权重矩阵作为杜宾模型的空间权重矩阵 W_{ij} ^[32],式(13)表示单位间的空间相关性随着距离的增加而逐渐递减。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (13)$$

式(13)中, d_{ij} 表示地市*i*和地市*j*之间的地理空间距离。为保证估计结果的稳健性,选取经济地理嵌套矩阵进行稳健性检验。

本文实证研究的数据均来自于2011—2020年《中国统计年鉴》《中国数字经济发展白皮书》《中国城市统计年鉴》以及长三角地区各城市国民经济和社会发展统计公报。考虑到数据的科学性和可获得性,部分缺失值采用线性插值法进行补全。为保证数据的平稳性,消除异方差的影响,以上数据均做对数化处理。主要变量的描述性统计如表2所示。

表2 变量的描述性统计

变量类别	变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	共同富裕指数 $\ln Com_pro$	410	-3.210	0.595	-4.531	-1.126
核心解释变量	数字经济指数 $\ln Dig$	410	-1.513	0.485	-3.483	-0.269
机制变量	信息基础设施建设 $\ln Infra$	410	4.660	0.902	2.517	6.823
	社会福利水平 $\ln Cl$	410	-2.335	0.857	-5.516	-0.027
控制变量	产业结构高级化 $\ln IS$	410	-1.185	0.503	-3.068	-0.161
	产业结构合理化 $\ln TL$	410	-1.869	1.079	-7.445	0.216
	政府投入支出 $\ln GS$	410	5.953	0.884	3.418	9.030
	大学生在校人数 $\ln CS$	410	1.828	1.014	-0.558	4.520
	城乡收入差距 $\ln URG$	410	-2.934	0.487	-3.936	-1.761

三、数字经济促进共同富裕的实证分析

(一)基准回归分析

基准回归结果如表3所示,其中数字经济的系数均在1%的显著水平上为正,这说明长三角地区数字经济能够促进共同富裕的发展。对于控制变量而言,政府财政支出在1%的显著水平上为正,表明政府投入支出对于共同富裕起到关键作用;大学生在校人数未通过10%的显著性检验为正

值,这意味着教育水平的提高可能有助于共同富裕的实现;城乡收入差距的系数在1%的显著水平上为负,表明城乡收入差距的扩大将带来一系列新的社会问题,对于共同富裕的推进起抑制作用。

表3 基准回归结果

变量	$\ln Com_pro(1)$	$\ln Com_pro(2)$
数字经济指数($\ln Dig$)	0.107*** (0.027)	0.098*** (0.028)
产业结构高级化($\ln IS$)	—	-0.001 (0.020)
产业结构合理化($\ln TL$)	—	-0.012 (0.007)
政府投入支出($\ln GS$)	—	0.089*** (0.021)
大学生在校人数($\ln CS$)	—	0.008 (0.027)
城乡收入差距($\ln URG$)	—	-0.112*** (0.035)
地区固定	是	是
时间固定	是	是
地区数	41	41
R^2	0.988	0.989

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%时有统计学意义。下同。

(二)中介效应分析

ICT接入水平和互联网使用是导致数字鸿沟的主要因素,本文选用中介模型来对其传导效应进行实证研究,结果如表4所示。列(1)说明数字经济对于共同富裕具有积极影响,列(2)中数字经济的估计系数在1%的显著水平上为正,说明本地区的经济增长需要信息基础设施建设相适配。列(3)将信息基础设施建设变量加入到基准模型(1),此时数字经济与共同富裕估计系数在5%的显著水平上为正,信息基础设施建设的估计系数在1%的显著水平上为正,说明信息基础设施建设对数字经济促进共同富裕起重要的中介效应,假设1得到部分验证。

表4 传导机制作用结果

变量	$\ln Com_pro(1)$	$\ln Infra(2)$	$\ln Com_pro(3)$
数字经济指数 $\ln Dig$	0.098*** (0.028)	0.504*** (0.110)	0.056** (0.028)
信息基础设施建设 $\ln Infra$	—	—	0.083*** (0.024)
控制变量	是	是	是
地区固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
地区数	41	41	41
R^2	0.989	0.953	0.990

(三)空间溢出效应分析

1. 空间自相关检验

在进行空间计量分析时,需要对数字经济驱动共同富裕发展进行空间相关性检验,使用 Stata16 软件测算全局 *Moran's I* 指数,计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (14)$$

式(14)中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, I 为 *Moran's I* 指数, n 是长三角地区 41 个地级市, W_{ij} 是空间权重矩阵, Y_i 代表地区共同富裕指数(或数字经济指数), $\bar{Y}$ 代表地区共同富裕指数(或数字经济指数)的均值。莫兰指数取值范围为 $[-1,1]$,当 $I > 0$ 时代表地区间共同富裕呈现正相关, $I < 0$ 时代表负相关, I 接近 0 时表示没有相关性。测算结果如表 5 所示。

表 5 2011—2020 年 *Moran's I* 指数统计结果

年份	共同富裕指数 <i>lnCom_pro</i>			数字经济指数 <i>lnDig</i>		
	<i>Moran's I</i>	Z 统计量	P 值	<i>Moran's I</i>	Z 统计量	P 值
2011	0.140	7.629	0.000	0.215	10.944	0.000
2012	0.122	6.842	0.000	0.216	10.901	0.000
2013	0.129	7.103	0.000	0.165	8.623	0.000
2014	0.134	7.356	0.000	0.165	8.643	0.000
2015	0.132	7.265	0.000	0.149	7.915	0.000
2016	0.126	6.970	0.000	0.147	7.865	0.000
2017	0.111	6.287	0.000	0.163	8.600	0.000
2018	0.115	6.451	0.000	0.132	7.213	0.000
2019	0.105	5.963	0.000	0.132	7.201	0.000
2020	0.095	5.532	0.000	0.107	6.082	0.000

表 5 显示在 2011—2020 年长三角各地市共同富裕与数字经济的 *Moran's I* 指数呈现递减的趋势且全部在 1% 的水平上显著为正,这表明共同富裕与数字经济在空间上存在相关性,长三角各地市受到相邻地区共同富裕的影响。同时,数字经济发展使得城乡收入差距缩小,地市之间数字经济对共同富裕的空间溢出效应显明。

将 2011 年、2015 年、2020 年长三角地区共同富裕指数和数字经济指数可视化得到图 1 和图 2。

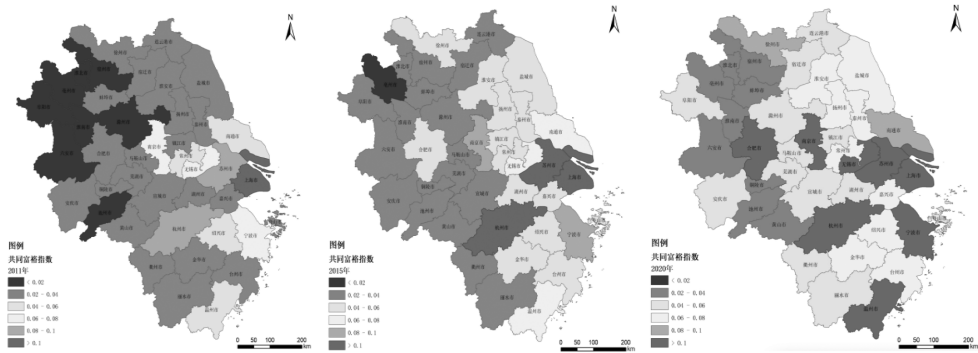


图 1 共同富裕指数的空间分布

注:左、中、右图分别为 2011 年、2015 年、2020 年的共同富裕指数空间分布情况。

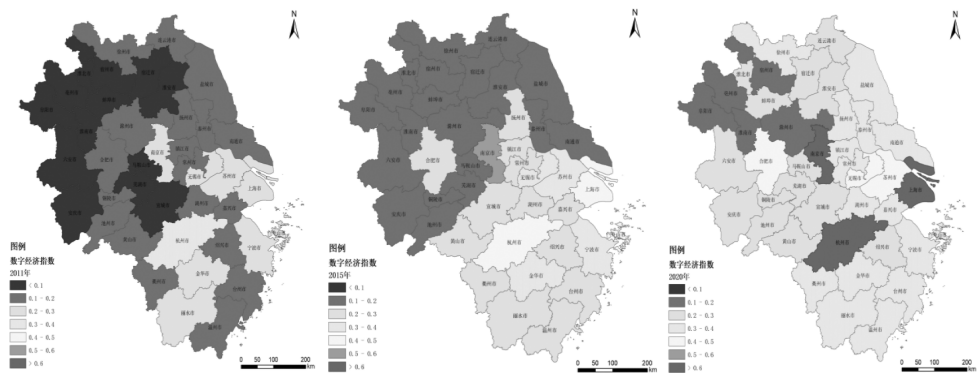


图 2 数字经济指数的空间分布

注:左、中、右图分别为 2011 年、2015 年、2020 年的数字经济指数空间分布情况。

由图 1 可知长三角地区共同富裕程度存在明显差异,上海处于高水平的共同富裕,并以上海为中心由东向西溢出,截至 2020 年上海周边地区共同富裕水平明显提高。由图 2 可知在 2011—2020 年间长三角地区省会城市的数字经济发展水平较高,以各省会为中心逐渐向周边溢出并带动相邻地区经济发展,对实现共同富裕具有正向的空间溢出效应。

2. 空间杜宾模型结果

在进行空间回归分析时本文还选用 LM 检验、Huasman 检验、SDM 固定效应检验、Wald 检验以及 LR 检验对模型进行适配性检验,确定 SDM 时空双固定效应模型为最佳估计模型。本文采用偏微分的估计方法来进行空间效应的分析,估计结果如表 6 所示。可以发现在两个空间权重矩阵中,数字经济对于共同富裕直接效应的估计系数均在 1% 的显著水平上为正,说明数字经济对于本地区共同富裕的发展具有促进作用,这与基准回归的结论相同;间接效应的估计系数也在 5% 的显著水平上为正,这说明数字经济对于促进共同富裕具有正向的空间溢出效应,结合中介效应的分析结果,假设 1 得到全部验证。

表 6 空间杜宾模型回归结果

解释变量	反距离矩阵	嵌套矩阵
	(1)	(2)
数字经济 (lnDig)	0.093 *** (0.021)	0.088 *** (0.022)
$W \cdot \ln Dig$	0.464 *** (0.139)	0.182 ** (0.077)
控制变量	是	是
时间固定	是	是
地区固定	是	是
直接效应	0.087 *** (0.022)	0.086 *** (0.023)
间接效应	0.280 *** (0.099)	0.155 ** (0.073)
总效应	0.368 *** (0.090)	0.242 *** (0.063)
地区数	41	41

(四) 门槛效应分析

本文选取产业结构、社会福利水平作为门槛变量,运用门槛效应模型分析长三角地区数字经济对共同富裕发展的影响,通过 bootstrap 法重复

抽样 300 次,获得 3 种门槛模型的估计值及门槛效应的检验结果,如表 7 和表 8 所示。

表 7 以产业结构为门槛变量的效应显著性检验

模型	F 值	P 值	BS 指数	临界值			门槛估计值
				1%	5%	10%	
单门槛	54.9	0.000	300	29.001	22.772	20.256	-1.760
双重门槛	13.49	0.227	300	24.800	20.514	17.536	-0.880
	-	-	-	-	-	-	-1.760
三重门槛	8.51	0.733	300	30.621	23.868	20.234	-2.172

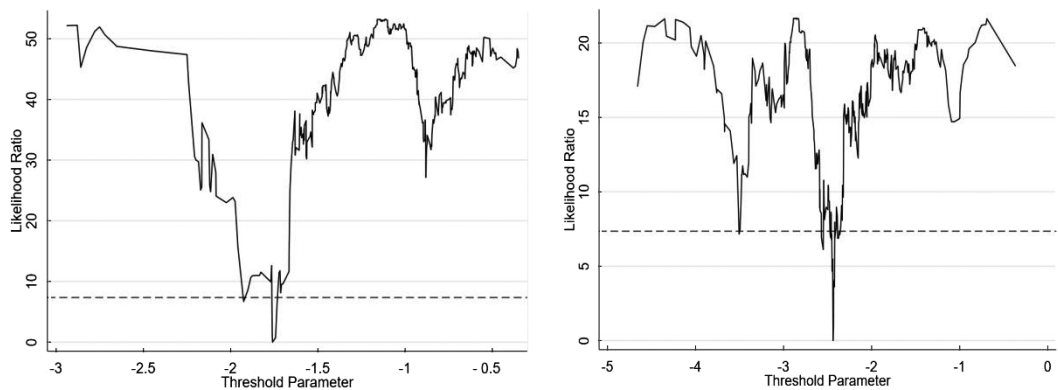
表 8 以社会福利水平为门槛变量的效应显著性检验

模型	F 值	P 值	BS 指数	临界值			门槛估计值
				1%	5%	10%	
单门槛	25.37	0.060	300	34.374	26.595	20.410	-2.439
双重门槛	15.03	0.237	300	28.100	21.242	18.142	-2.439
	-	-	-	-	-	-	-3.495
三重门槛	11.27	0.880	300	43.467	36.363	31.499	-4.658

本文采用似然比检验 LR 来分析门槛估计值的真实性,检验结果如图 5 所示。由图 3(a)可知当 $LR=0$ 时,产业结构的单门槛估计值为 -1.760 且均在图中虚线 ($LR=7.3523$) 以下。因此,可将产业结构分为产业结构合理化 ($\ln IS \leq -1.760$) 和产业结构高级化 ($\ln IS > -1.760$) 两个阶段。由图 3(b)可知当 $LR=0$ 时,社会福利水平的单门槛估计值为 -2.439 且均在图中虚线 ($LR=7.3523$) 以下,这说明门槛估计值与真实值一致。可以将社会福利水平划分为两个区间:低社会福利水平 ($\ln CI \leq -2.439$) 和高社会福利水平 ($\ln CI > -2.439$)。

随着数字经济在促进共同富裕过程中应用场景不断丰富,创新效应、协同效应和普惠效应逐渐显露,数字经济通过“内生”与“共享”机制推动全社会共享数字红利。长三角地区产业结构高级化和社会福利水平对数字经济促进共同富裕的门槛效应估计结果如表 9 所示。

当产业结构高级化小于门槛值 -1.760 时,数字经济对共同富裕的估计系数在 1% 显著水平上为 0.252,说明数字经济每增加 1% 共同富裕水平将提高 0.252%;当产业结构高级化水平高于门槛值 -1.760 时,数字经济对共同富裕的系数在 1% 显著水平上为 0.332,说明数字经济每增加 1% 共同富裕将增长 0.332%。因此,数字经济能够很好



(a) 产业结构高级化的门限值检验 (b) 社会福利水平的门限值检验

图3 似然比检验门槛估计值的函数

表9 门槛模型的估计结果

变量	门槛变量	
	(1) 产业结构高级化 (门槛 $q = -1.760$)	(2) 社会福利水平 (门槛值 $q = -2.439$)
数字经济指数	0.280 *** (0.023)	0.252 *** (0.023)
$\ln Dig \cdot I(Th \leq q)$		
数字经济指数	0.237 *** (0.025)	0.332 *** (0.024)
$\ln Dig \cdot I(Th > q)$		
控制变量	是	是
时期数	10	10
R^2	0.894	0.884

地调节生产力与生产关系之间的匹配,通过提升产业结构高级化的水平实施“内生”增长机制,从而促进共同富裕发展呈现非线性边际递增的效应,假设2得以全部验证。

当社会福利水平小于等于门槛值 -2.439 时,数字经济对共同富裕的系数在 1% 的显著水平上为 0.280,说明数字经济每增加 1% 共同富裕水平将提升 0.280%;当社会福利水平大于门槛值 -2.439 时,数字经济对共同富裕的系数在 1% 显著水平上为 0.237,说明数字经济每增加 1% 共同富裕将增长 0.237%。因此,数字经济通过“共享”机制来完善社会收入分配制度,通过提升社会福利水平来合理调节效率与公平的关系,进而对促进共同富裕起到正向的影响作用,假设3得到部分验证。

四、政策效应分析

(一) 数字人才培养政策的双重差分模型检验

本文以长三角地区 985、211 高校开设数据科学与大数据技术、大数据管理与应用以及人工智能等专业的年份作为数字人才培养政策实施年

份,采用多期 DID 模型进行政策冲击的平行趋势检验,图4所示基期前6期回归结果不显著,而在政策实施后控制组系数有上升趋势,表明大数据、人工智能等专业对共同富裕有显著的促进效果,样本通过平行趋势检验。

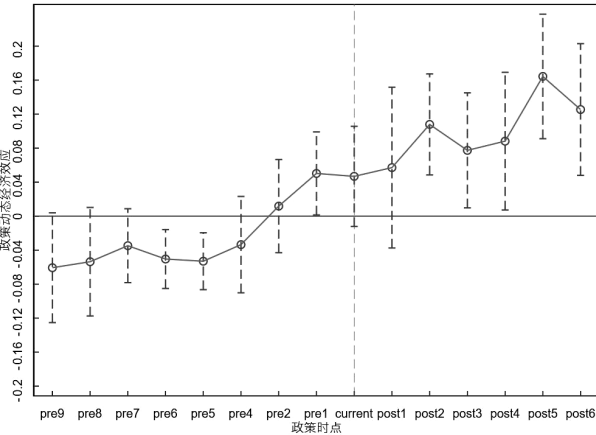


图4 平行趋势检验

多期 DID 模型分析如表 10 所示,列(1)为未加入控制变量的回归系数,列(2)为加入控制变量

表10 政策效应评估结果

变量	$\ln Com_pro(1)$	$\ln Com_pro(2)$
<i>DID</i>	0.053 *** (0.020)	0.075 *** (0.020)
控制变量	否	是
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
常数项	-1.791 *** (0.023)	-3.124 *** (0.275)
R^2	0.987	0.989

注:括号内数字为 t 值;*** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

的回归系数,发现 DID 估计系数在 1% 的显著水平上为正,说明实施数字人才培养政策对提高国民数字素养、促进人们融入数字社会实现共同富裕具有显著的正向影响,假设 3 得到全部验证。

(二)安慰剂检验

本文的多期 DID 模型中加入了地区固定效应与时间固定效应,但部分地区可能会产生随着时间变化的非观测因素。因此,采用间接性的安慰剂检验来排除这种非观测因素的干扰。对设置大数据、人工智能等专业的地区随机产生一组实验名单,从而产生错误的倍差项系数估计值,将这个过程中重复 500 次后对这个 500 个观测值进行观察,如图 7 所示。可以发展这 500 个观测值分布在 0 左右且近似于正态分布,说明其他非观测因素并不会产生显著的影响。

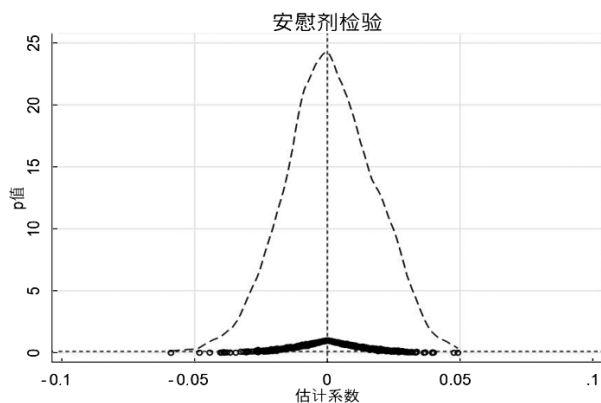


图5 设置“大数据、人工智能”等专业的安慰剂检验结果

五、研究结论与建议

(一)研究结论

本文研究科学测度共同富裕与数字经济的发展指数,构建空间杜宾模型实证研究数字经济通过优化产业结构、调整社会福利水平促进共同富裕的作用机制和空间溢出效应。基于 2011—2020 年长三角地市面板数据研究有以下发现。

(1)数字经济通过“示范效应”和“学习效应”带动辐射地区共同富裕呈现出较强的空间溢出效应,共同富裕的空间效应表现为以上海为中心由东向西扩散,数字经济的空间效应表现为以省会城市为中心向周边地区蔓延。

(2)数字经济通过信息基础设施建设提升乡

村的“数字鸿沟”跨越能力,对共同富裕具有正向的促进作用。

(3)数字经济通过调节社会福利水平、优化产业结构驱动共同富裕实现非线性的增长。

(二)建议

(1)加快数字产业与传统产业融合发展,为共同富裕提供强大的发展动能。对于经济不发达地区应依托自身优势,通过完善创新机制、激活数据要素资源,加强传统产业数字化改造,因地制宜地实施符合本地区发展的相关政策,利用数字经济实现区域的共同富裕。

(2)推进数字化改革提升社会服务治理能力,保障共同富裕持续稳健发展。数字经济发展可能会引起劳动力结构性失衡问题,应通过构建数字经济时代的就业培训体系建设数字化人才队伍,保护低技能者的群体权益,提升社会数字素养水平、实现数字化人才供给与数字经济发展的全方面对接,有效解决低端劳动力失业、高端劳动力供给不足的社会矛盾。

(3)政府应加大对农村地区的投入支出,推进“数字三农”建设。加大农村数字基础设施建设与投资、推进乡村数字化治理打造“数字农村”;推动农业数字化转型、建立完善的农村电商物流体系,发展智慧乡村旅游等新业态打造“数字农业”;加强农民数字技能培训、丰富农民的数字生活、培育具有数字素养的“数字农民”,逐步缩小城乡的“数字鸿沟”。

参考文献:

- [1] 习近平. 扎实推进共同富裕[J]. 求是, 2021(20): 4-8.
- [2] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics [J]. Journal of economic literature, 2019, 57(1): 3-43.
- [3] 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.
- [4] 李海舰, 杜爽. 共同富裕问题: 政策、实践、难题、对策[J]. 经济与管理, 2022(3): 1-10.
- [5] 胡鞍钢, 周绍杰. 2035 中国: 迈向共同富裕[J]. 北京工业大学学报: 社会科学版, 2021(10): 1-22.
- [6] 陈晓红, 李杨扬, 宋丽洁, 等. 数字经济理论体系与研究展望[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 208-224.
- [7] 戚聿东, 褚席. 数字经济发展、经济结构转型与跨越中等收入陷阱[J]. 财经研究, 2021, 47(7): 18-32, 168.

- [8] 欧阳日辉. 数字经济促进共同富裕的逻辑、机理与路径[J]. 长安大学学报(社会科学版), 2022(1): 1-15.
- [9] 韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. 管理世界, 2020, 36(2): 72-94, 219.
- [10] HEO P S, LEE D H. Evolution of the linkage structure of ICT industry and its role in the economic system: the case of Korea[J]. Information technology for development, 2019, 25(3): 424-454.
- [11] 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[J]. 中国社会科学, 2016(10): 93-115, 203-204.
- [12] 张颖, 黄俊宇. 金融创新、新型城镇化与区域经济增长——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 工业技术经济, 2019, 38(12): 93-101.
- [13] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J] 管理世界, 2016(10): 34-49.
- [14] 朱太辉, 林思涵, 张晓晨. 数字经济时代平台企业如何促进共同富裕[J]. 金融经济研究, 2022, 37(1): 181-192.
- [15] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗? [J]. 管理世界, 2021, 37(5): 170-190.
- [16] 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.
- [17] 李勇坚. 数字技术正在治愈“鲍莫尔成本病”[J]. 中国发展观察, 2022(5): 22-28.
- [18] 俞立平, 蔡绍洪. 创新数量、创新质量与企业效益——来自高技术产业的实证[J]. 中国软科学, 2017(5): 30-37.
- [19] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [20] 张万里, 宣咏. 产业智能化对产业结构升级的空间溢出效应——劳动力结构和收入分配不平等的调节作用[J]. 经济管理, 2020, 42(10): 77-101.
- [21] ZHOU J J, FAN X S, CHEN Y J, et al. Information provision and farmer welfare in developing economies [J]. Manufacturing & service operations management, 2021, 23(1): 230-245.
- [22] 周瑜. 数字技术驱动公共服务创新的经济机理与变革方向[J]. 当代经济管理, 2020, 42(2): 78-83.
- [23] 艾小青, 田雅敏. 数字经济的减贫效应研究[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2022, 36(1): 50-56.
- [24] 芦婷婷, 祝志勇. 人工智能对劳动收入份额影响的空间溢出效应——基于静态空间杜宾模型和动态空间杜宾模型的分析[J]. 经济问题探索, 2022(5): 65-78.
- [25] 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(8): 117-129.
- [26] 陈丽君, 郁建兴, 徐依娜. 共同富裕指数模型的构建[J]. 治理研究, 2021, 37(4): 5-16.
- [27] 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.
- [28] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [29] 邵宜航, 刘雅南, 张琦. 存在收入差异的社会保障制度选择——基于一个内生增长世代交替模型[J]. 经济学(季刊), 2010(4): 1561.
- [30] 陈晓东, 杨晓霞. 数字经济发展对产业结构升级的影响——基于灰关联熵与耗散结构理论的研究[J]. 改革, 2021(3): 26-39.
- [31] 张小筠, 刘戒骄, 谢攀. 政府基础研究是否有助于经济增长——基于内生增长理论模型的一个扩展[J]. 经济问题探索, 2019(1): 1-10.
- [32] 杜传忠, 管海峰. 数字经济与我国制造业出口技术复杂度——基于中介效应与门槛效应的检验[J]. 南方经济, 2021(12): 1-20.

(本文责编: 王延芳)