

数字经济促进城乡共同富裕的理论机制与实证检验

李江雄, 沈斌, 刘志坚

(云南大学经济学院, 昆明 650500)

摘要: 利用2012—2021年省级面板数据实证检验数字经济对城乡共同富裕的影响。研究表明, 数字经济发展能通过多渠道显著提升城乡共同富裕水平, 政府干预程度和地区产业集聚度的提升对这一过程有显著的正向调节作用, 数字经济还通过提高劳动力资源配置促进城乡共同富裕。异质性分析发现, 数字经济对城乡共同富裕的促进作用在空间距离与国民收入差距、政策效应上均存在明显差异。在利用空间溢出效应测试工具变量外生性时发现, 各省数字经济水平对其周边省份无显著溢出效应。

关键词: 数字经济; 城乡共同富裕; 劳动力; 调节效应; 空间效应; 异质性

中图分类号: F49 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)07-0343-12

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。2023年12月, 国家发展改革委、国家数据局印发《数字经济促进共同富裕实施方案》, 明确了以数字经济促进共同富裕的指导思想、发展目标、重点举措和保障措施。中央经济工作会议提出, 要大力推进新型工业化, 发展数字经济, 加快推动人工智能发展。当前中国已进入数字经济时代, 数字经济的发展将对共同富裕的实现起到重要的推动作用, 数字技术和实体经济的深度融合可以解决发展不平衡不充分问题, 促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^[1]。

当前中国处于城乡二元结构体制中, 城市和乡村发展差距很大, 基于数字技术、大数据和互联网发展起来的数字经济, 为城乡共同富裕目标的实现创造了更多可能。一方面可以打破时空阻隔和提升普惠共享水平, 加快生产要素高效流动、推动优质资源共享、推进基本公共服务均等化和就业机会多样化; 另一方面能就人民群众的个性化、多样化的需求提供满足, 推动城乡协同化发展, 为全体人民共享发展成果提供有效支持; 此外, 数字经济发展还有助于推动城乡要素禀赋结构升级, 解决城乡共同富裕推进进程中的要素分配不均问题, 不断助

推共同富裕目标的实现^[2]。数字经济促进共同富裕大有可为。本文基于实证计量模型检验, 探究数字经济促进城乡共同富裕的理论机制与实现路径。

1 文献综述

当前, 数字经济与共同富裕的关系研究受到高度关注, 诸多研究为厘清数字经济对共同富裕的影响奠定了坚实基础。已有研究表明数字经济对共同富裕的影响不是线性而是倒“U型”的, 即产生先促进后抑制的效果^[3-8]。一些研究基于数字乡村建设、要素流动、数字鸿沟、产业结构升级、数字普惠金融等局部视角进行探讨^[3, 6, 9-13]。部分学者关注到数字经济对弥合城乡收入差距的重要作用, 研究发现其影响也呈倒“U”型变化趋势^[14-17]。另一些研究通过实证, 探寻到如调节机制、中介效应等多机制路径^[5, 18-21]。

改革开放以来, 中国各类资源主要集中在城市, 农村地区资源匮乏, 城乡收入差距逐渐拉大且比世界均值要大^[22]。从宏观层面进行分析, 发现中国共同富裕水平虽呈向好趋势, 但整体处在中等水平且地区间差距较大^[5]; 数字经济对东部地区共同富裕的促进作用较强, 对中部、西部、东北地区的促进作用较弱^[23]; 不同发展阶段的数字经济对中国共同富裕进程具有差异性影响^[20]。基于某一局部视

收稿日期: 2024-07-27

基金项目: 云南大学专业学位研究生实践创新基金(ZC-22223204); 云南大学第二届专业学位研究生实践创新项目(ZC22223204)

作者简介: 李江雄(1996—), 男, 云南曲靖人, 硕士研究生, 研究方向为数字经济、数据资产评估; 沈斌(1994—), 男, 浙江海宁人, 硕士研究生, 研究方向为数字经济、企业风险与价值; 刘志坚(1981—), 男, 四川成都人, 博士, 副教授, 研究方向为产业组织理论、国际金融问题、资产评估。

角下探讨,发现数字乡村建设是实现城乡共同富裕的重要实践路径^[9],但存在乡村治理数字化门槛,可以通过产业结构升级收敛城乡收入差距^[11];另外,数字普惠金融对共同富裕的影响也存在“U”型非线性关系^[12],且显著地促进了共同富裕多系统的良好协调与耦合^[13]。渠道与机制探究发现,数字经济效益水平和数字环境对共同富裕实现发挥着关键作用^[5];数字经济通过促进要素流动和产业结构升级^[3]、提升数字化水平^[18]、降低要素错配^[19]、促进宏观经济的一般性增长^[21]等中介机制进而推动共同富裕,且产业结构升级的促进结果存在异质性^[10];数字经济还能通过促进产业布局的分散化、基本公共服务的均等化和个体收入的均衡增长助力共同富裕的实现^[21]。

共同富裕的实现必然意味着城乡收入差距的缩小,数字技术进步能缓解收入分配差距过大的问题^[24],数字经济对城乡收入分配差距的影响呈现先强化后抑制的倒“U”型变化趋势^[14],东部地区已到达倒“U”型趋势的右侧,开始促进城乡居民收入差距的缩小^[15];深入研究发现营商环境是“U”型关系的重要中介传导机制,城镇化水平对“U”型关系具有调节作用^[16],具体地,数字经济会通过城乡融合效应、乡村振兴效应缩小城乡收入差距,但会通过就业替代效应扩大城乡收入分配差距^[8]。

综上,数字经济推动共同富裕是全方位、多层次的,逻辑机制与实现路径错综复杂,现有研究不够丰富,难以反映其多渠道机制,仍有许多基础性的问题需要进一步研究。本文考虑多方面因素,选取城乡共同富裕这一局部视角构建指标体系,利用计量模型实证检验,丰富研究内容,以期为推动共同富裕的实现提供借鉴。

2 理论分析与研究假设

共同富裕的内涵包括“富裕”和“共同”,“富裕”强调发展和效率,“共同”强调共享和公平。数字经济以其对生产生活要素的高效配置能力,形成了支撑新质生产力蓬勃发展的数据生产力,可以有效破除要素供需矛盾、经济活动空间限制和公平与效率未能兼顾的问题。因此数字经济为协同推进城乡融合发展的效率和公平带来新契机。数字经济除了以自身本质和其特征对城乡共同富裕产生直接影响外,在此过程中还可能存在一些中介效应和调节机制的影响。其次考虑到数字经济发展不平衡且呈现网络溢出边际效应等特征^[25],因而数字经济对城乡共同富裕的影响也可能具有空间溢出效应和异质性。本文主要

从直接效应、调节机制、中介效应和空间溢出效应4个方面研究并论证数字经济对城乡共同富裕的影响机制与路径,并提出研究假设。

2.1 数字经济促进城乡共同富裕的效应分析

中国数字经济发展恰好与推进共同富裕时期相吻合,数字经济蓬勃发展可以为经济社会实现共同富裕提供强大动力。数字经济的高创新、强渗透、广覆盖特性,是促进经济社会向共同富裕发展的“加速器”“推进器”^[26]。一方面,数字技术的深化提高了劳动生产率,降低了生产成本和经济社会运行的制度性交易成本,是推动全要素生产率增长和潜在增长率提升的重要引擎。同时数字技术与实体经济深度融合,深刻改变人们的生产生活方式,不断催生出新业态和新模式,创造巨大的社会财富增量。另一方面,共同富裕具有产业结构升级和效率提升、宏观上经济量增质提、高质量均衡发展的内在要求,而数字经济的均衡、扁平、共享的经济特征和普惠、融合、跨界的生态特征刚好与之相契合。当前数字经济已融入生产、交换和消费的各环节,推动金融服务、科技服务、教育服务等借助数字化方式为后发地区赋能,实现惠工、惠农和惠民。同时能显著地改善资源配置的公平和效率,使物质资本、高素质劳动力、高技能人才等要素低成本、快速地配置到后发地区,进一步强化地区发展的先进要素支撑,促进城乡共同富裕的实现。基于上述分析,提出如下假设。

H1:数字经济对城乡共同富裕的实现具有正向的促进作用。

2.2 数字经济影响城乡共同富裕的调节效应分析

政府干预程度及产业集聚度对数字经济发展促进城乡共同富裕水平提升具有重要影响。政府干预可能会对数字经济在促进城乡共同富裕的过程中产生促进和抑制的双重效应,当促进效应强于抑制效应时,那么将有助于城乡共同富裕的实现。一方面,政府的干预程度越大,越有利于该地区的数字技术溢出和数字产业集聚,政府为数字经济的发展规划和指明方向,引导数字技术与城乡经济的融合发展。另一方面,政府干预下的行政垄断会导致所有制歧视、市场分割等问题,致使资源要素错配^[27],进而抑制城乡共同富裕水平的提升。因此,有效的政府干预可以加快推进欠发达地区数字化进程,提高数字经济的公平和效率,如将政策资源向欠发达地区倾斜,促进数据要素产生的利好向着偏远地区和农村分配,不断促进城乡共同富裕。

地区的产业集聚度会对数字经济的发展产生显著的影响。产业集聚程度越高、产业结构越完善,越能够更好地吸引数字技术投资,有利于数字产业集群的形成与渗透。现有的研究发现,公共服务、虚拟产业、对数据要求较高的实体企业的集聚程度越高,数字经济对该类型的就业拉动作用大,促进共同富裕的效应越明显^[28]。此外,数字经济的发展使产业的集聚不再受限于空间条件,更多取决于数据要素的质量和互联网产业基础设施布局。有了强大的数字基础设施支持,与数据要素有关的产业向县乡经济下沉,将催生县乡产业发展和集聚,提升城乡共同富裕水平,重塑城市与乡村的关系。在数字经济推动城乡共同富裕的过程中,地区的政府干预程度和产业集聚度能够促进城乡协同发展,打破城乡数字产业壁垒,进而抑制城乡数字经济差距的扩大和数字经济发展成果的分配不均。基于上述分析,提出如下假设。

H2.1:政府干预程度会对数字经济促进城乡共同富裕产生显著的正向调节效果;

H2.2:产业集聚度会对数字经济促进城乡共同富裕产生显著的正向调节作用。

2.3 数字经济影响城乡共同富裕的中介机制分析

当前,数字经济在国民经济中的比重越来越大,是主要的国民经济增量贡献来源,而就业是民生之本、发展之基,是推进共同富裕的重要基础^[29]。经济学一般理论认为,经济增长能促进充分就业,数字经济发展在推动经济总量增长的过程中就业弹性较高,利于创造充分就业。已有研究表明,数字经济、经济增长、充分就业之间有极强的关联性,数字经济的发展在长期来看对经济增长和就业水平有着正向的促进作用,但短期来看可能会有一定的抑制性。这是因为数字经济对就业同时具有创造效应和替代效应。数字经济会对低技能的密集型劳动力进行替代,并降低他们的实际工资,减少需求^[30],但数字经济时代不断技术迭代和降本增效,对中素质和高素质劳动力的需求将不断增加^[31]。此外,数字经济时代,信息逐渐扁平化,信息壁垒较低,劳动力市场半径不断拓展,劳动力群体能获得更加公平、灵活的就业机会,从而使得整体就业水平提升。

数字经济不仅有助于“增加总量”,而且能“公平分配”,既优化劳动力资源配置以提升经济效率,又通过降低收入不平等来推进共同富裕^[19]。由于市场分割、政策规制以及信息不对称等因素的存

在,使劳动力资源的供给与需求在不同区域中产生资源错配,一方面使得区域劳动力要素配置不足,另一方面使得区域生产要素过度配置^[32],存在劳动力价格扭曲等一系列问题,可见劳动力错配不利于共同富裕的实现。当数字技术深入渗透至市场劳动力流动等方面时,可以改变传统劳动要素的利用方式和效率,为劳动力资源配置的优化配置提供有利条件。一方面,数字经济通过与实体产业相结合,打破时空的束缚,降低劳动力资源聚集在流通过程中的交易和地理限制,提高流动效率;另一方面,数字经济不断推动公共服务共建共享,各省份也结合其要素禀赋结构和比较优势,向落后地区优化产业布局,为地方劳动就业人口提供更充分的选择。目前已有较多研究发现了许多数字经济促进城乡共同富裕的中介机制,但还没有涉及劳动力及其配置这一重要因素。基于以上分析,提出如下假设。

H3.1:数字经济通过推动劳动力就业水平提升,进而影响城乡共同富裕;

H3.2:数字经济通过促进劳动力资源的有效配置,进而影响城乡共同富裕。

3 研究设计

3.1 样本选择及数据来源

本文以2012—2021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)为研究样本,除了数字普惠金融的3个指数来自北京大学数字金融研究中心^[33],数字经济其他指标、城乡共同富裕指标、各变量数据等均来自这10年内的《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、各省市以及直辖市统计年鉴。为提高研究数据的准确性,在进行分析时对数据样本进行相应处理,如对于缺失值特别多的指标体系变量进行剔除或者替换,对缺失值较少的变量运用ARIMA(autoregressive integrated moving average,自回归求和移动平均模式)方法填补等。

3.2 变量选取

3.2.1 被解释变量:城乡共同富裕(CP)

由于城乡共同富裕是综合性指标,从物质层面的富裕性、精神层面和社会层面的共享性构建指标体系来测度城乡共同富裕,运用文献分析法^[34-38],将富裕性指标从经济发展、收入与消费这3个二级指标分别衡量;共享性则用公共服务、社会保障、基础设施、绿色生态4个二级指标来衡量。具体三级指标与指标说明见表1。

表 1 城乡共同富裕评价指标体系

| 指标维度 | 指标层 | 指标说明 | 单位 | 属性 | |
|------|------|----------------|---|--------------------|----|
| 富裕性 | 经济发展 | 人均 GDP | 地区 GDP/地区常住人口数 | 元/人 | 正向 |
| | | 非农与农业从业比重 | 第二三产业从业人员/第一产业从业人员 | — | 负向 |
| | 收入水平 | 城乡居民人均可支配收入比 | 城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入 | — | 负向 |
| | | 劳动者报酬比重 | 劳动者报酬/地区 GDP | — | 正向 |
| | 消费水平 | 城镇/农村居民人均消费支出比 | 城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出 | — | 负向 |
| | | 城乡居民家庭恩格尔系数比 | 城镇居民家庭恩格尔系数/农村居民家庭恩格尔系数 | — | 正向 |
| 共享性 | 公共服务 | 人均文化事业经费 | 文化事业总经费/常住人口数 | — | 正向 |
| | | 人均拥有公共图书馆藏书量 | 公共图书馆藏书量/总人口数 | 册/人 | 正向 |
| | | 人均受教育年限 | 人均受教育年限 | 年 | 正向 |
| | 社会保障 | 每千人执业(助理)医生数 | 每千人执业(助理)医生数 | 人 | 正向 |
| | | 民生性财政支出比重 | 地方财政教育支出、医疗卫生支出、住房保障支出、社会保障和就业支出/地方财政预算支出 | — | 正向 |
| | | 城镇养老保险覆盖率 | 城镇养老保险覆盖率 | % | 正向 |
| | 基础设施 | 交通网密度 | 公路里程+铁路营业里程/土地面积 | km/km ² | 正向 |
| | | 城镇化率 | 城镇化率 | % | 正向 |
| | 绿色生态 | 人均公园绿地面积 | 地区公园绿地总面积/常住人口数 | m ² /人 | 正向 |
| | | 单位 GDP 能耗 | 万吨标准煤 | 亿元 | 负向 |

指标体系测度采用主成分分析法进行综合测算,经检验城乡共同富裕指标数据的 Bartlett 球形检验结果 P 值接近于 0, KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) 检验值约为 0.8, 表明表 1 的评价体系指标可以进行主成分分析, 主成分分析法的具体结果见表 2。表中第(2)列展示特征根大于 1 或接近 1, 第(5)列显示因子累计方差贡献率达到 80% 以上。综上, 选取这 5 个主成分, 并据此算出城乡共同富裕指数, 即城乡共同富裕水平(CP)。

表 2 主成分分析结果

| (1) 主成分 | (2) 特征根 | (3) 差值 | (4) 方差贡献率 | (5) 累计方差贡献率 |
|------------|------------|-----------|--------------|----------------|
| Comp1 | 6.950 18 | 4.739 380 | 0.434 4 | 0.434 4 |
| Comp2 | 2.210 80 | 0.559 154 | 0.138 2 | 0.572 6 |
| Comp3 | 1.651 65 | 0.476 184 | 0.103 2 | 0.675 8 |
| Comp4 | 1.175 46 | 0.222 082 | 0.073 5 | 0.749 3 |
| Comp5 | 0.953 38 | 0.263 228 | 0.059 6 | 0.808 8 |

3.2.2 解释变量: 数字经济(DE)

在考虑数据的可获得性与中国发展的实际情况, 参考已有研究^[39-41], 从 4 个维度构建数字经济评价指标体系, 分别是数字基础设施、数字化水平、数字化应用和数字普惠金融(表 3), 同理, 运用主成分分析法测度。

3.2.3 控制变量

借鉴文献^[42-43], 选取的变量有: 衡量产业与投资层面的产业结构(indus)与外商直接投资(fdi), 分别用第三产业产值与第二产业产值比、外商直接投资额与地区生产总值比来表示; 衡量地区经济发展水平的城镇化水平(urban)、社会消费水平(consum)

表 3 数字经济评价指标体系

| 指标维度 | 指标层 | 单位 | 属性 |
|--------|---------------|--------------------------------------|----|
| 数字基础设施 | 单位面积长途光缆长度 | 长途光缆线路长度/省域面积/(km·km ⁻²) | 正向 |
| | 互联网接入端口数 | 万个 | 正向 |
| | 域名数 | 万个 | 正向 |
| 数字化水平 | 移动电话普及率 | % | 正向 |
| | 互联网普及率 | % | 正向 |
| 数字化应用 | 有电子商务交易活动企业比重 | % | 正向 |
| | 电子商务交易额 | 亿元 | 正向 |
| | 软件业务收入 | 万元 | 正向 |
| 数字普惠金融 | 数字金融覆盖广度指数 | — | 正向 |
| | 数字金融使用深度指数 | — | 正向 |
| | 数字金融数字化程度 | — | 正向 |

与交通基础设施水平(trans), 分别用使用城镇人口占总人口的比重、社会消费品零售总额占 GDP 的比重以及地区公路里程取对数来表示。

3.2.4 调节变量

调节变量为政府干预程度(govern)和产业集聚度(cluster), 分别用政府财政支出占 GDP 的比重、各省总就业人数与其行政区划面积的比值来表示, 二者同数字经济交乘项的系数能够反映在一定的政府干预程度和产业集聚度基础上数字经济对城乡共同富裕水平的影响。

3.2.5 中介变量

中介变量为劳动力资源错配(lm)和劳动力水平(labor)。劳动力资源错配参考陈永伟和胡伟民^[27]的做法, 具体计算公式为 $\frac{1}{\gamma_{Li}} - 1 = \tau_{Li}$, 而 τ_{Li} 就是所需测算的变量——劳动力资源错配, γ_{Li} 由相

对扭曲系数 $\hat{\gamma}_{Li}$ 来表示,而 $\hat{\gamma}_{Li} = \left(\frac{L_i}{L}\right) / \left(\frac{S_i \beta_{Li}}{\beta_L}\right)$,其中, $\frac{L_i}{L}$ 为省份 i 使用的劳动力数量 L_i 占劳动力总量 L 的实际比例, S_i 为省份 i 的产出占整个经济的产出份额, $\beta_L = \sum_i S_i \beta_{Li}$ 为产出的加权劳动力贡献值, β_{Li} 为劳动产出弹性,在规模报酬不变时有 $\beta_{Li} = 1 - \beta_{Ki}$,其中 β_{Ki} 为资本产出弹性,它可由 C-D(Cobb-Douglas)函数 $Y_i = AK_i^{\beta_{Ki}} L_i^{1-\beta_{Ki}}$ 在索罗余值法下取对数,有公式 $\ln\left(\frac{Y_i}{K_i}\right) = \ln A + \beta_{Ki} \ln \frac{K_i}{L_i} + \epsilon_i$ [Y_i 为各省的实际 GDP(以 2012 年为基期), L_i 为各省的就业人数, K_i 为各省的固定资本存量],进而测算出回归系数 $\hat{\beta}_{Ki}$,最终得到劳动力资源错配(本文取绝对值)。劳动力水平由各省份就业人数取对数得到。

3.3 模型设定

为检验数字经济对城乡共同富裕水平的影响,基于省级面板数据构建如下双向固定效应回归模型对其进行检验:

$$CP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \sum \beta_n \text{control}_{in} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中:被解释变量 CP_{it} 为 i 省份在 t 时期的城乡共同富裕水平;核心解释变量 DE_{it} 为 i 省份在 t 时期的数字经济水平,其回归系数 β_1 的正向显著性是本研究主要关注点; control_{in} 为影响城乡共同富裕的一系列控制变量集合,具体包括产业结构(indus)、城镇化水平(urban)、外商直接投资(fdi)、社会消费水平(consum)、交通基础设施水平(trans); μ_i 、 v_t 分别为省份固定效应(控制各省在样本期间不变的特征,以在一定程度上控制各省特有因素对城乡共同富裕的不同影响)、年份固定效应(控制所有省份在样本期间面临的共同影响因素); ϵ_{it} 为随机扰动项; β_0 为常数项; β_1 、 β_n 为回归系数。

政府对经济的干预为数字经济的发展提供基础设施发展平台,而产业聚集程度往往越高,数字化应用将更深入,覆盖面更广,因此为了检验政府干预程度和产业聚集度对数字经济与城乡共同富裕两者关系的调节作用,在式(1)基础上建立以下调节效应模型:

$$CP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} \times T_{it} + \beta_2 DE_{it} + \beta_3 T_{it} + \sum \beta_n \text{control}_{in} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中: T_{it} 为调节变量,用产业聚集度(cluster)、政府干预程度(govern)表示。

此外,劳动力资源的有效配置是城乡共同富裕的底层逻辑,数字经济发展对城乡共同富裕的影响是否能通过劳动力这一核心生产要素起中介作用,遂本文提出劳动力资源错配与劳动力水平中介机制,构建如下中介效应回归模型:

$$CP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \sum \beta_n \text{control}_{in} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \sum \beta_n \text{control}_{in} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$CP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \gamma M_{it} + \sum \beta_n \text{control}_{in} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式中: M_{it} 为中介变量,分别为劳动力资源错配(lm)与劳动力水平(labor)。

最后,建立空间杜宾模型用于检验空间溢出效应是否显著存在,并以此支持本文工具变量 IV(各省周边省份历年的数字经济平均水平)对本省城乡共同富裕水平不存在直接效应的外生性假设。

$$CP_{it} = \alpha + \omega CP_{it} + \delta_1 DE_{it} + \beta_1 \omega DE_{it} + \sum \delta_n \text{control}_{in} + \sum \beta_n \omega \text{control}_{in} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

式中: ω 为空间权重。

4 实证分析

4.1 变量描述性统计

表 4 汇报了变量的描述性统计结果,发现不同省份的城乡共同富裕水平差距巨大,最小值是贵州省在 2012 年的 -2.162,最大值是北京市在 2021 年的 6.101。数字经济水平差距同样巨大,最小值是贵州省在 2012 年的 -2.959,最大值是北京市在 2021 年的 7.076。总体上,中国城乡共同富裕与数

表 4 变量描述性统计

| 变量类型 | 变量 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|---------|-----|-----------------------|-------|--------|--------|
| 被解释变量 | CP | 300 | 1.67×10^{-9} | 1.453 | -2.162 | 6.101 |
| 核心解释变量 | DE | 300 | 2.67×10^{-9} | 1.859 | -2.959 | 7.076 |
| 控制变量 | indus | 300 | 1.283 | 0.711 | 0.549 | 5.297 |
| | urban | 300 | 0.602 | 0.118 | 0.363 | 0.896 |
| | fdi | 300 | 0.018 | 0.014 | 0.000 | 0.080 |
| | consum | 300 | 0.384 | 0.069 | 0.222 | 0.538 |
| | trans | 300 | 11.700 | 0.850 | 9.437 | 12.900 |
| 调节变量 | govern | 300 | 0.251 | 0.103 | 0.107 | 0.643 |
| | cluster | 300 | 0.026 | 0.039 | 0.000 | 0.217 |
| 中介变量 | labor | 300 | 0.312 | 0.239 | 0.001 | 1.506 |
| | lm | 300 | 7.606 | 0.766 | 5.624 | 8.864 |

字经济水平均显著提升。表 5 汇报了相关性分析系列检验结果,数字经济水平与城乡共同富裕水平之间的相关系数接近 0.8,说明两者之间有统计上的联系。检验结果中 10 个自变量之间的相关系数极少数超过 0.5,且均低于经验临界值 0.8,表明不用担心严重的多重共线性问题对估计结果的影响。

4.2 基准回归

基准回归结果见表 6。第(1)列表示在不控制省份层面特征、年份固定效应的结果,数字经济的回归系数为 0.197 0,在 1%水平上显著为正,表明数字经济能够显著提升城乡共同富裕水平。第(2)列进一步控制不随时间变化的省份层面特征,发现数字经济回归系数提升至 0.317 6,依然在 1%水平上显著为正。第(3)列表示在控制省份层面不可观测因素随时间变化之后,数字经济的回归系数数值下降至 0.141 5,显著性水平保持不变。当对回归模型中控制省份与时间层面的特征后,即双联合固定效应,数字经济的回归系数为 0.141 5,拟合程度 R^2 提高至 0.992 5,再次表明数字经济与城乡共同富裕之间存在显著的正相关关系,数字经济的发展能够显著推进城乡共同富裕的实现。从经济意义上看,以第(4)列为例,如果数字经济水平每增加 1 个单位,将使城乡共同富裕水平提升约 0.14 个单位。综上,假设 H1 得以验证。

4.3 调节机制检验

为验证政府干预程度以及产业集聚度对数字经济与城乡共同富裕的关系是否存在调节作用,检验结果见表 7。其中,列(1)为数字经济在一定政府干预程度下对城乡共同富裕影响的回归结果。结果显示核心解释变量数字经济的回归系数显著为正,与上述基准回归一致;核心指标-数字经济同政府干预程度的交互项($DE \times govern$)的回归系数在

1%的水平下显著为正,表明政府干预程度的增加能够显著增强数字经济对城乡共同富裕的促进作用。然而政府干预程度回归系数显著为负,表明政府干预程度的增加会使城乡共同富裕水平降低;以上结果表明政府应在两者之间找到能更好促进数字经济作用的平衡点,使得在不降低城乡共同富裕水平的同时,让数字经济在一定政府干预下更好提高城乡共同富裕水平。列(2)为数字经济在一定产业聚集程度下对城乡共同富裕影响的回归结果,此时核心解释变量 DE 的回归系数依旧显著为正,再次表明数字经济发展能够促进城乡共同富裕的实现,同前文结论一致;数字经济同产业集聚度

表 6 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
| | CP | CP | CP | CP |
| DE | 0.197 0*** (0.025 7) | 0.317 6*** (0.022 9) | 0.141 5*** (0.026 7) | 0.141 5*** (0.023 7) |
| indus | 1.965 4*** (0.247 1) | 1.375 0*** (0.352 3) | 1.831 2*** (0.235 3) | 0.840 8*** (0.304 1) |
| urban | 4.124 8*** (0.247 5) | 2.293 8*** (0.387 3) | 4.102 1*** (0.232 3) | -1.164 9** (0.449 9) |
| fdi | 0.416 3** (0.177 9) | 2.452 4*** (0.885 4) | 0.259 4 (0.169 8) | 0.881 3 (0.610 9) |
| consum | -0.081 9 (0.132 8) | -0.468 9*** (0.104 6) | 0.133 4 (0.128 8) | 0.100 5 (0.078 8) |
| trans | 0.732 6*** (0.164 6) | -0.392 5*** (0.128 5) | 0.924 6*** (0.162 3) | 0.027 4 (0.099 8) |
| 常数项 | -2.554 2*** (0.223 2) | -0.430 8 (0.354 2) | -2.728 1*** (0.225 0) | 2.828 0*** (0.490 1) |
| 样本数 | 300 | 300 | 300 | 300 |
| R^2 | 0.912 3 | 0.983 0 | 0.925 4 | 0.992 5 |
| 省份固定效应 | No | Yes | No | Yes |
| 年份固定效应 | No | No | Yes | Yes |

注:括号内为标准误;***、**分别表示在 1%、5%的水平上显著。

表 5 相关性分析结果

| 变量 | CP | DE | indus | urban | fdi | consum | trans | govern | cluster | labor | lm |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|----|
| CP | 1 | | | | | | | | | | |
| DE | 0.798 | 1 | | | | | | | | | |
| indus | 0.672 | 0.549 | 1 | | | | | | | | |
| urban | 0.913 | 0.693 | 0.561 | 1 | | | | | | | |
| fdi | 0.418 | 0.154 | 0.199 | 0.437 | 1 | | | | | | |
| consum | 0.154 | 0.306 | 0.176 | 0.042 | 0.142 | 1 | | | | | |
| trans | -0.506 | -0.155 | -0.533 | -0.625 | -0.365 | 0.203 | 1 | | | | |
| govern | -0.423 | -0.385 | 0.057 | -0.351 | -0.433 | -0.309 | -0.144 | 1 | | | |
| cluster | 0.675 | 0.476 | 0.426 | 0.690 | 0.512 | 0.169 | -0.607 | -0.291 | 1 | | |
| labor | 0.009 | 0.259 | -0.263 | -0.137 | 0.137 | 0.423 | 0.672 | -0.707 | 0.019 | 1 | |
| lm | 0.235 | 0.053 | 0.141 | 0.400 | 0.293 | -0.115 | -0.539 | 0.020 | 0.488 | -0.244 | 1 |

表7 调节效应分析结果

| 变量 | (1) | (2) |
|----------------|--------------------------|-------------------------|
| | CP | CP |
| DE | 0.086 4*** (0.023 3) | 0.068 1*** (0.024 2) |
| DE×govern | 0.182 8*** (0.052 6) | |
| govern | -1.302 0*** (0.205 4) | |
| DE×cluster | | 0.244 2*** (0.042 1) |
| cluster | | 1.400 6** (0.647 8) |
| 常数项 | 3.896 6*** (0.450 2) | 0.587 3 (0.543 8) |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes |
| 样本数 | 300 | 300 |
| R ² | 0.994 2 | 0.993 9 |

注:括号内为标准误;***、**分别表示在1%、5%的水平上显著。

的交互项(DE×cluster)在1%的水平下显著为正,说明产业聚集程度越高,数字经济对城乡共同富裕的促进效果更明显,并且产业集聚度回归系数在1%显著性水平下为正,表明地区产业集聚度的提升有利于促进城乡共同富裕。由此,证明了假设H2.1与H2.2。

4.4 中介机制检验

为检验数字经济是否对劳动力这一生产要素起作用,继而通过劳动力来影响城乡共同富裕,利用上文中介模型检验,其结果见表8,列(1)显示数字经济系数在1%的置信水平上显著为负,表明数字经济显著降低劳动力资源错配。列(2)显示劳动力资源错配的估计系数是-0.514 8,且在99%的置信水平上显著,说明劳动力资源错配下降会显著提高城乡共同富裕水平,同时Sobel检验的P值为0.006 4,表明劳动力资源错配的中介效应显著,并且中介效应占比16.3%,即数字经济可通过降低劳动力资源错配,进而提高城乡共同富裕水平的占比约为0.16。第(3)列显示数字经济对劳动力水平的估计系数显著为正,表明数字经济可以促进劳动力水平的提高,即就业的增加。另外,Sobel检验的P值为0.007 2,同样表明劳动力水平的中介效应显著,并且中介效应占比15%,即数字经济可通过提高劳动力水平,进而提高城乡共同富裕水平,效应占比约为0.15。通过以上分析,支持假设H3.1和假设H3.2。

表8 中介效应分析结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|----------------------------------|--------------------------|----------------------------------|-------------------------|
| | lm | CP | labor | CP |
| DE | -0.044 8*** (0.013 8) | 0.118 5*** (0.023 1) | 0.010 9*** (0.002 6) | 0.120 2*** (0.024 0) |
| ml | | -0.514 8*** (0.102 8) | | |
| labor | | | | 1.947 3*** (0.556 4) |
| 常数项 | -0.001 4 (0.285 4) | 2.827 3*** (0.468 5) | 0.493 4*** (0.054 0) | 1.867 2*** (0.552 7) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 | 300 | 300 | 300 | 300 |
| R ² | 0.905 7 | 0.993 2 | 0.996 5 | 0.992 8 |
| Sobel (P) | 0.006 4 | | 0.007 2 | |
| 检验结果 | 中介效应=0.023 1 中介效应/总效应=0.163 0 | | 中介效应=0.021 2 中介效应/总效应=0.150 0 | |

注:括号内为标准误;***表示在1%的水平上显著。

4.5 内生性检验

内生性问题的存在会使得估计产生偏误,内生性问题表现为遗漏变量与反向因果。由于本文在基准回归中已加入一系列控制变量,同时控制省份层面特征与年份层面的特征以缓解遗漏变量问题,发现数字经济发展促进城乡共同富裕的结论始终成立。再者,数字经济在显著促进城乡共同富裕的同时,具有较高城乡共同富裕水平的省份为了提高经济发展的速度与质量也会积极推进数字经济的发展,基于此,数字经济与城乡共同富裕之间同样可能存在反向因果。

借鉴已有研究方法^[44-45],选取各省的周边省份平均数字经济水平作为工具变量(IV)。在理论上,某省周边省份的数字经济发展水平会在较大程度上影响其自身的数字经济发展,如各省之间的电子商务合作、软件业务交流、数字基础设施联系等,因此相关性得到满足。

为了使得各省周边省份的平均数字经济水平这一工具变量具备外生性条件,即厘清数字经济的发展是否在空间上对相邻地区产生溢出效应。本文在空间经济距离上建立空间杜宾模型进行了溢出效应的实证检验。以此来分析和反映省域数字经济促进共同富裕在空间上的特征。样本估计结果见表9,从表中空间效应结果可以看出,列(1)直接效应中回归系数为0.125 2,说明每个省份数字经济水平的提高可以促进本省城乡共同富裕水平的

提升,且在 1% 的显著水平上成立。间接效应结果见列(2),其回归估计系数 P 值为 0.843,表明不具有显著性,说明某一省份数字经济的变动,对相邻省份的城乡共同富裕水平没有显著的空间溢出效应。从总效应列(3)来看,数字经济对城乡共同富裕水平有着正向的积极影响,且在 1% 的显著性水平下成立,这说明某一省份的数字经济对城乡共同富裕的显著正向影响主要来源于直接效应。因此工具变量——某省周边省份的平均数字经济水平(IV)在一定程度上不直接对该省的城乡共同富裕产生影响。因此在一定程度上该工具变量满足与干扰项的外生性。

采用二阶段最小二乘法重新对模型(1)进行估计。表 10 的第(1)列显示一阶段回归 IV 系数在 1% 水平上显著为正,满足了相关性检验。并且表第(2)列显示,在第二阶段回归中,DE 的系数在 1% 水平上显著为正。综上,在采用 IV-2SLS(instrumental variables two-stage least squares,工具变量-两阶段最小二乘法)法重新对模型进行估计后,表明本文结论数字经济正向促进城乡共同富裕水平仍成立。

4.6 稳健性检验

为进一步验证研究结论的可靠性,经过以下一系列稳健性检验后,发现数字经济 DE 的回归系数依旧在 1% 的水平下显著为正,再一次说明本文的核心假设稳固成立。

4.6.1 逐步回归检验

首先在不含控制变量的基准回归中逐步加入控制变量做稳健性检验,估计结果见表 11。

表 9 空间溢出效应检验结果

| 变量 | (1) | | (2) | | (3) | |
|--------|-------------------------|-------|-----------------------|-------|-------------------------|-------|
| | 直接效应 | | 间接效应 | | 总效应 | |
| | 系数 | P | 系数 | P | 系数 | P |
| DE | 0.125 2*** (0.022 6) | 0.000 | -0.006 8 (0.034 1) | 0.843 | 0.118 5*** (0.036 9) | 0.001 |
| 控制变量 | Yes | | | | | |
| 省份固定效应 | Yes | | | | | |
| 年份固定效应 | Yes | | | | | |
| 样本数 | 300 | | | | | |
| R^2 | 0.158 9 | | | | | |

注:括号内为标准误;***表示在 1% 的水平上显著。

表 10 内生性处理结果

| 变量 | (1) | (2) |
|--------|-------------------------|-------------------------|
| | 第 1 阶段 | 第 2 阶段 |
| DE | | 0.248 5*** (0.089 0) |
| IV | 3.519 0*** (1.076 1) | |
| 常数项 | 6.551 2*** (1.846 4) | 2.021 0** (0.848 4) |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes |
| 样本数 | 300 | 300 |
| R^2 | 0.969 8 | 0.991 9 |

注:括号内为标准误;***、**分别表示在 1%、5% 的水平上显著。

表 11 稳健性检验结果(逐步加入控制变量)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| | CP | CP | CP | CP | CP | CP |
| DE | 0.164 1*** (0.022 2) | 0.156 9*** (0.021 4) | 0.142 3*** (0.022 5) | 0.147 7*** (0.022 6) | 0.143 2*** (0.022 9) | 0.141 5*** (0.023 7) |
| indus | | 1.205 3*** (0.258 8) | 0.931 4*** (0.289 6) | 0.822 8*** (0.295 9) | 0.858 3*** (0.296 8) | 0.840 8*** (0.304 1) |
| urban | | | -0.755 0** (0.366 6) | -0.992 4** (0.392 3) | -1.110 0*** (0.402 3) | -1.164 9** (0.449 9) |
| fdi | | | | 0.997 7* (0.600 9) | 0.869 8 (0.608 3) | 0.881 3 (0.610 9) |
| consum | | | | | 0.101 3 (0.078 6) | 0.100 5 (0.078 8) |
| trans | | | | | | 0.027 4 (0.099 8) |
| 常数项 | 2.593 2*** (0.062 9) | 1.765 3*** (0.187 8) | 2.613 5*** (0.452 2) | 2.748 3*** (0.457 9) | 2.780 7*** (0.458 0) | 2.828 0*** (0.490 1) |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 |
| R^2 | 0.991 6 | 0.992 2 | 0.992 3 | 0.992 4 | 0.992 5 | 0.992 5 |

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

以表 11 中列(1)~列(6)逐步回归稳健性检验结果显示,在将 5 个控制变量逐步加入进双向固定效应回归模型后,核心解释变量 DE 的估计系数均在这 6 种情况下显著为正,并且回归系数稳定在 0.15 左右,进而本文认为数字经济对城乡共同富裕的影响程度可能具备一定的稳定性,而且逐步加入控制变量后的模型 R^2 从 0.991 6 增大到 0.992 5,模型拟合效果显著提高,与表 6 的结果一致,表明本文的研究结论具有稳健性。

4.6.2 替换解释变量与被解释变量

考虑到主成分分析法对解释变量与被解释变量的指标评价体系的权重与指数的构建只是一种指数构建方法,这造成在指数构建方法上的单一性,可能不具备较强的说服力,为此采用熵值法重新测度数字经济水平指数(DE)和城乡共同富裕指数(CP),表 12 第(1)列与第(2)列显示分别替换成熵值法测度下的核心解释变量数字经济水平与被解释变量城乡共同富裕水平后,变量回归系数在 1%的水平下显著为正,说明在不同的指标测度方法下,研究结论稳固。

表 12 稳健性检验结果(替换解释变量与被解释变量)

| 变量 | (1) | (2) |
|-------------|-------------------------|-------------------------|
| | CP | CP(entropy) |
| DE(entropy) | 2.490 5*** (0.341 4) | |
| DE | | 0.006 6*** (0.002 4) |
| 常数项 | 2.101 6*** (0.506 8) | 0.513 1*** (0.049 0) |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes |
| 样本数 | 300 | 300 |
| R^2 | 0.992 9 | 0.984 2 |

注:括号内为标准误;***表示在 1%的水平上显著。

4.6.3 缩小样本量

由于一些控制变量如外商直接投资(fdi)等在不同的省份差距较大,因此测算存在一定的极端值,在处理这些离群值时,进行缩尾处理,见表 13 列(1),结果表明在对所有数据进行 1%分位上双边缩尾处理后,数字经济水平(DE)回归系数仍旧在 1%的显著性水平上显著为正,同时由于直辖市与省在地域面积、经济结构、人民生活水平等方面差距较大,因此本文在研究时将 4 个直辖市剔除,研究 26 个省数字经济水平对城乡共同富裕的影响,检验结果见表 13 列(2),在剔除直辖市后,数字经济水平

表 13 稳健性检验结果(缩小样本量)

| 变量 | (1) | (2) |
|--------|-------------------------|--------------------------|
| | 缩尾处理 | 剔除直辖市 |
| DE | 0.142 4*** (0.024 8) | |
| DE | | 0.052 7** (0.020 7) |
| 常数项 | 3.450 7*** (0.475 4) | -2.010 6*** (0.381 8) |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes |
| 样本数 | 300 | 260 |
| R^2 | 0.992 7 | 0.991 0 |

注:括号内为标准误;***、**分别表示在 1%、5%的水平上显著。

(DE)的回归系数在 5%的水平下保持显著,说明数字经济水平(DE)能够提高城乡共同富裕水平(CP)仍旧成立,从而再次验证了结论的稳健性。

4.7 异质性分析

4.7.1 距杭州距离异质性

浙江作为国家共同富裕示范区,以杭州为中心按各省份省会城市与杭州的距离分样本估计。3 个分样本见表 14,按距离杭州小于 900 km、900~1 500 km、大于 1 500 km 进行分类。地区样本估计结果分别为表 14 中第(1)列、第(2)列和第(3)列。可以看出,在距离杭州 1 500 km 的范围内的样本数据估计均支持数字经济能够促进城乡共同富裕,但在距离大于 1 500 km 时,数字经济对城乡共同富裕的作用不显著。如果把 3 个距离范围大体看成东中西部的话,数字经济对东部地区的促进作用较小,对中部地区的促进作用最大,而到了西部偏远省份,数字经济对城乡共同富裕的促进效果消失,这可能的原因是中部地区数字经济发展处于中等程度,此时数字经济对城乡共同富裕的边际效果最强,而东

表 14 距杭州距离分类分析结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|--------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | 距离< 900 km | 900 km<距离< 1 500 km | 距离> 1 500 km |
| DE | 0.063 7* (0.035 4) | 0.165 8*** (0.036 9) | -0.043 7 (0.170 5) |
| 常数项 | 4.122 0*** (0.493 2) | 1.409 4* (0.752 3) | -4.188 5*** (1.240 8) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 | 100 | 130 | 70 |
| R^2 | 0.997 6 | 0.992 0 | 0.988 5 |

注:括号内为标准误;***、*分别表示在 1%、10%的水平上显著。

部地区数字经济发展在全国处于领先地位,此时数字经济的边际作用开始减弱,西部地区由于经济发展起步较晚,数字经济发展较为落后,以至于对城乡共同富裕的促进效果不显著。因此,整体上数字经济对城乡共同富裕的影响,以杭州为中心,先增大后减小直至消失。

4.7.2 国民收入分配差距异质性

在实现城乡共同富裕的过程中,国民收入差距将会不断发生弥合。本文以省份国民收入分配差距分样本估计数字经济对城乡共同富裕影响的区域异质性。由于国民收入分配差距可用基尼系数来衡量,而在城乡共同富裕中收入分配差距缩小是关键一环。测算出2012—2021年30个省份基尼系数的均值,按大于均值和小于均值把各省份分为两个分样本,见表15(1)列与(2)列。可以看出,基尼系数大于均值和基尼系数小于均值的情况下,数字经济对城乡共同富裕的回归系数均为0.1381,说明数字经济促进城乡共同富裕的效果一致。但是当基尼系数小于均值时,数字经济对城乡共同富裕的促进作用更为显著,说明数字经济在国民收入差距较大的省份提高城乡共同富裕水平的置信区间更大,更具说服力。上述实证数据验证的结果说明,在不同国民收入分配差距的省份,数字经济促进城乡共同富裕存在异质性,且在国民收入差距越大的省份,数字经济促进城乡共同富裕的因果性更显著。

表15 省份国民收入分配差距、政策效应分析结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| | 基尼系数 大于均值 | 基尼系数 小于均值 | 2014— 2016年 | 2017— 2019年 |
| DE | 0.1381* (0.0757) | 0.1381*** (0.0261) | 0.1024 (0.0747) | 0.0834* (0.0437) |
| 常数项 | 4.0543*** (0.7702) | 1.9704*** (0.5680) | 5.9847*** (1.5558) | 1.3615 (1.1844) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 | 60 | 240 | 90 | 90 |
| R ² | 0.9947 | 0.9917 | 0.9977 | 0.9988 |

注:括号内为标准误;***、*分别表示在1%、10%的水平上显著。

4.7.3 政策效应(年份)异质性

2017年党的十九大之后国家出台一系列数字经济发展规划,本文将以2017年党的十九大为时间点将样本划分为党的十九大前、党的十九大后。又由于2020年初发生全国性的疫情,对经济产生了一定的冲击和影响,为了避免偶发因素对本文研究的影响,本文将2020年与2021年两年的数据剔除,最

后得到表15第(4)列2017—2019年3年的数据,同时为保证样本量的一致性,将党的十九大前的数据年份设定为2014—2016年(2014年也是中国国际互联网大会举办的第一年)。最后年份异质性样本估计结果分别为表15中的第(3)列和第(4)列。从异质估计结果数据可以看出,在2014—2016年,数字经济促进城乡共同富裕的效应不显著。而在2017—2019年,数字经济在10%的水平下能显著促进城乡共同富裕水平的提高。上述实证数据验证的结果说明,数字经济促进城乡共同富裕在年份上存在异质性,在党的十九大之后,数字经济促进城乡共同富裕的效应愈发显著且效果达到8.34%,可能原因是党的十九大之后数字基础设施的不断完善和越来越多的经济个体被纳入数字经济体系,使得经济发展质量得到明显提升。

5 研究结论与政策建议

数字经济作为农业经济、工业经济后的一种新经济形态,已成为当前国民经济发展的主要动能,在不断“做大蛋糕”,更在“分好蛋糕”的过程中发挥着重要的作用。本文立足于数字经济时代经济社会高质量发展这一宏观背景,以数字经济对城乡共同富裕的多途径作用机制作为研究切入。基于全国2012—2021年省级面板数据,构建数字经济和城乡共同富裕评价指标体系,测算出各个指标的权重,最终得出数字经济和城乡共同富裕综合评价指数,并在此基础上建立实证计量模型,系统检验数字经济对城乡共同富裕的影响机理和作用路径。实证研究结论如下。

(1)在全国整体范围内,数字经济的发展能够显著提升城乡共同富裕水平,该结论在经过内生性检验和稳健性检验后仍然成立。

(2)调节效应检验发现,政府干预度和地区产业集聚度的提升会显著增强数字经济对城乡共同富裕的促进程度。

(3)数字经济在促进城乡共同富裕实现的过程中,存在着中介效应,数字经济可以通过降低劳动力资源错配和提高劳动力水平来促进城乡共同富裕水平的提升。

(4)空间效应检验发现各省份数字经济发展对临近区域城乡共同富裕水平的影响没有显著的溢出效应,从总效应来看,数字经济对城乡共同富裕水平有着正向的积极影响,整体而言空间效应存在且显著。

(5)异质性检验发现,数字经济对城乡共同富

裕的影响在不同国民收入分配差距的省份不存在明显的异质性,而在政策年份上存在异质性,进一步地,在空间距离上以杭州为中心向外,促进作用先增大后减小直至消失。

基于以上研究结论提出如下具体建议。

(1)应紧紧抓住数字经济这一新时代的产物,在做大蛋糕的同时,更要进一步分好蛋糕,弥合各地收入差距,促进城乡共同富裕。

(2)在数字经济促进城乡共同富裕的过程中,在一定程度上要充分发挥政府的有效干预,发挥政府在资源配置中的调节作用;其次,要对数字产业进行积极的布局,做好数字经济发展的基础设施配置工作,提高产业集聚度。

(3)数字经济能通过降低劳动力资源错配和提高就业水平进一步促进城乡共同富裕的实现,因此需要积极关注数字经济发展对于劳动力这一核心生产要素的影响,而城乡共同富裕必然是劳动力充分就业和劳动力资源有效配置。

(4)浙江共同富裕示范区对东部和中地区有明显的引导和辐射作用,但随着距离的增加辐射作用逐渐减弱,而到了偏远地区逐渐消失,因此政府也要加强对偏远地区数字资源的倾斜和支持力度,确保偏远地区的发展不掉队、不落伍。

(5)地方政府应该抓住国家发展数字经济这一重要导向,结合不同地方的不同省情,因地制宜、因时制宜的制定相关的政策和条例,在推动数字经济发展过程中,弥合城乡发展差距,实现共同富裕。

参考文献

- [1] 陈鹰. 以数字经济促进共同富裕大有可为[N]. 中国改革报, 2024-01-05(005).
- [2] 宋雅兵, 朱进东. 数字经济、要素禀赋结构升级与共同富裕[J]. 统计与决策, 2024, 40(1): 17-22.
- [3] 曹建飞, 李凯, 翟元慧. 省域数字经济对共同富裕的影响研究: 基于要素流动视角的空间计量检验[J]. 河南科技学院学报, 2024, 44(1): 42-56.
- [4] 孙云皓. 数字经济对共同富裕的影响研究[D]. 杭州: 浙江科技大学, 2024.
- [5] 郭晓剑, 林涵莎. 数字经济视角下我国共同富裕水平及提升路径: 基于NCA和fsQCA的组态分析[J]. 工业技术经济, 2023, 42(12): 146-155.
- [6] 聂昌腾. 基于数字鸿沟弥合视角的包容性增长研究[D]. 南昌: 江西财经大学, 2023.
- [7] 金殿臣, 刘帅, 陈昕. 数字经济与共同富裕: 基于276个地级市的实证检验[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2023, 44(3): 127-136.
- [8] 柏旭. 数字经济的共同富裕效果研究: 基于城乡收入分配差距的视角[J]. 经济纵横, 2023(12): 84-94.
- [9] 丛海彬, 黄萍, 邹德玲. 基于中国省级面板数据对数字乡村建设促进城乡共同富裕的研究[J]. 湖南师范大学自然科学学报, 2024, 47(1): 84-93.
- [10] 付滨, 矫丽洋. 数字经济赋能共同富裕内在机制及影响效应: 基于产业结构升级视角[J]. 四川农业大学学报, 2023, 41(6): 1140-1147.
- [11] 吴潇航, 周鹏飞, 李美宏, 等. 数字乡村建设驱动西部地区共同富裕: 内在机理及实证检验[J]. 西北人口, 2024, 45(2): 91-102.
- [12] 陈啸, 王浩楠, 王国峰. 数字普惠金融的共同富裕效应研究: 基于拐点效应的检验[J]. 经济问题, 2024(3): 53-60.
- [13] 刘凡璠, 邹克. 数字普惠金融对共同富裕的影响及其区域异质性: 基于富裕、平等和共享协同的视角[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2024, 25(2): 105-114.
- [14] 曾筱雅. 数字经济与城乡收入差距的非线性关系研究[D]. 成都: 西南财经大学, 2023.
- [15] 史晓红, 黄维. 数字经济与城乡收入差距: 基于中国31个省份的面板数据分析[J]. 山西大同大学学报(自然科学版), 2024, 40(1): 54-62.
- [16] 丁宁, 刘伟. 数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J]. 绥化学院学报, 2024, 44(3): 16-19.
- [17] 赵薛淋. 数字经济对城乡收入差距的影响: 来自中国城市的经验证据[J]. 时代经贸, 2024, 21(2): 29-32.
- [18] 赵宇, 汪发元. 数字化水平、公共政策对共同富裕的影响: 基于长江经济带的实证[J]. 统计与决策, 2023, 39(24): 47-51.
- [19] 张春华, 王乾坤, 侯冠宇. 数字经济、要素配置与共同富裕[J]. 统计与决策, 2023, 39(22): 5-10.
- [20] 俞伯阳, 丛屹. 数字经济发展助推共同富裕的机制分析: 来自劳动力市场的经验证据[J]. 经济与管理, 2024, 38(1): 45-52.
- [21] 杨秀勇, 张荣玺. 数字经济如何赋能共同富裕: 基于国家共同富裕示范区典型案例的实证分析[J]. 行政与法, 2024(4): 15-28.
- [22] YUAN Y, WANG M, ZHU Y, et al. Urbanization's effects on the urban-rural income gap in China: a meta-regression analysis [J]. Land Use Policy, 2020, 99: 104995.
- [23] 田沛, 张小军. 数字经济赋能共同富裕: 理论分析与经验证据[J]. 统计与决策, 2024, 40(5): 5-10.
- [24] OJHA V P, PRADHAN B K, GHOSH J. Growth, inequality and innovation: a CGE analysis of India[J]. Journal of Policy Modeling, 2013, 35(6): 909-927.
- [25] 李雪, 吴福象, 竺李乐. 数字经济与区域创新绩效[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(5): 17-30.
- [26] 韩玉军, 王猛猛. 数字经济助推共同富裕的逻辑、困境与优化路径研究[J]. 中国物价, 2023(4): 3-6.
- [27] 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(4): 1401-1422.
- [28] 王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市

- 场? 来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 159-175.
- [29] 杜庆昊. 数字经济对就业的影响机理与路径[J]. 数字经济, 2022(12): 16-21.
- [30] KARABARBOUNIS L, NEIMAN B. The global decline of the labor share[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014(1): 61-103.
- [31] GOOS M, MANNING A, SALOMONS A. Explaining job polarization: routine-biased technological change and offshoring[J]. American Economic Review, 2014, 104(8): 2509-2526.
- [32] 夏杰长, 刘睿仪. 数字经济、绿色发展与旅游业资源配置: 基于我国省域面板数据的实证分析[J]. 广西社会科学, 2023(4): 129-138.
- [33] 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.
- [34] 中国宏观经济研究院课题组, 杨宜勇, 王明姬, 等. 新时代共同富裕评价指标体系设计构想: 兼述对全国及分省共同富裕程度的测算[J]. 国家治理, 2023(5): 27-32.
- [35] 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.
- [36] 金桂兰, 刘佳玮. 中国共同富裕水平测度及区域差异分析[J]. 统计与决策, 2024, 40(3): 69-74.
- [37] 秦艳, 蒋海勇. 共同富裕指数测算、时空演变特征与驱动因子识别[J]. 统计与决策, 2024, 40(13): 5-10.
- [38] 冯苑, 聂长飞. 共同富裕评价指标体系构建与实证测度[J]. 统计与决策, 2024, 40(2): 73-77.
- [39] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [40] 周雁, 陈政, 王燕荣, 等. 长江经济带数字经济发展水平测度及经济高质量发展研究[J]. 长沙大学学报, 2023, 37(5): 91-96, 107.
- [41] 刘军, 杨渊璧, 张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, 2020(6): 81-96.
- [42] 俞彤晖, 肖延玉. 数字经济促进城乡融合发展的实现机理与实证检验[J]. 统计与决策, 2023, 39(1): 11-16.
- [43] 浦小松. 科研投入驱动经济发展的非线性效应研究: 来自中国 283 个地级市面板数据的门槛模型分析[J]. 江汉学术, 2024, 43(1): 118-128.
- [44] 郭吉涛, 朱义欣. 数字经济影响企业信用风险的效应及路径[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2021, 38(6): 69-80.
- [45] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 220-237.

Theoretical Mechanism and Empirical Test of Digital Economy Promoting Common Prosperity

LI Jiangxiong, SHEN Bin, LIU Zhijian

(School of Economics, Yunnan University, Kunming 650500, China)

Abstract: The impact of digital economy on the common prosperity of urban and rural areas was empirically examined by using inter-provincial panel data from 2012 to 2022. It is found that the development of the digital economy can significantly improve the level of common prosperity between urban and rural areas through multiple channels. The increase in government intervention and regional industrial agglomeration has a significant positive moderating effect on this process. The digital economy also promotes common prosperity between urban and rural areas by improving the allocation of labor resources. In heterogeneity analysis, it was found that there are significant differences in spatial distance, income, and policies regarding the promotion of shared prosperity between urban and rural areas by the digital economy. When using spatial spillover effects to test the exogeneity of instrumental variables, it is found that the level of digital economy in each province has no significant spillover effect on its surrounding provinces.

Keywords: digital economy; common prosperity of urban and rural areas; labor force; regulating effect; spatial effect; heterogeneity