

数字经济发展赋能共同富裕：影响效应与作用机制

向云^{1,2} 陆倩² 李芷萱²

(1.中山大学岭南学院, 广东 广州 510275; 2.桂林电子科技大学商学院, 广西 桂林 541004)

摘要: 数字经济正在引领中国的质量变革、效率变革和动力变革, 已经成为推进共同富裕发展的新动能。本文从数字基础设施、数字产业化和产业数字化三个维度测度了数字经济发展水平, 从总体富裕和共享富裕两个维度测度了共同富裕发展水平, 进而利用2011—2019年省域面板数据实证考察了数字经济发展赋能共同富裕的影响效应及其作用机制。研究发现: (1) 数字经济显著促进了共同富裕发展, 既具有提升总体富裕水平的“做大蛋糕”效应, 又具有推进共享富裕的“分好蛋糕”效应, 但目前“做大蛋糕”效应更强。(2) 产业结构升级是数字经济赋能共同富裕的重要传导机制, 数字经济通过促进产业结构高级化和合理化可加快共同富裕发展。(3) 数字经济赋能共同富裕发展的效果存在显著的异质性, 在西部地区、数字产业化维度和数字经济高水平发展阶段的赋能效果更明显。上述结论对探索我国数字经济时代如何扎实推进共同富裕具有一定的参考意义。

关键词: 数字经济; 共同富裕; 产业结构升级; 数字产业化; 产业数字化

Abstract: The digital economy is leading the changes in terms of quality, efficiency, and dynamics in China. It has become a new driver to promote the development of common prosperity. Based on theoretical analysis, this paper measured the development level of the digital economy from three dimensions of digital infrastructure, digital industrialization, and industrial digitization, and measured the development level of common prosperity from two dimensions of overall prosperity and shared prosperity. Then, the influence effect and mechanism of digital economic development enabling common prosperity were examined empirically using provincial panel data from 2011 to 2019. The results are as follows: (1) The digital economy significantly promotes the development of common prosperity. It has the effect of “making a bigger cake”, which can improve the level of overall prosperity, and the effect of “better dividing the cake”, which promotes shared prosperity. For now, the “making a bigger cake” effect is stronger. (2) The upgrading of industrial structure is an important transmission mechanism for the digital economy enabling the development of common prosperity. The digital economy can accelerate the development of common prosperity by promoting the upgrading and rationalization of industrial structure. (3) There is significant heterogeneity in the effects of the digital economy enabling the development of common prosperity. In the western region, the dimension of digital industrialization, and the high-level development stage of the digital economy, the effect of empowering is more significant. The above conclusions have reference significance for exploring how to promote common prosperity in the digital economy era of our country.

Key words: digital economy, common prosperity, upgrading of industrial structure, digital industrialization, industrial digitization

作者简介: 向云, 管理学博士, 中山大学岭南学院博士后、副研究员, 桂林电子科技大学商学院副教授, 研究方向: 区域经济。陆倩(通讯作者), 管理学博士, 桂林电子科技大学商学院副教授, 研究方向: 农业经济管理。李芷萱, 桂林电子科技大学商学院硕士生, 研究方向: 理论经济学。

中图分类号: F49 **文献标识码:** A

一、引言

党的十九大规划了新时代实现共同富裕的宏伟蓝

图, “十四五”规划纲要进一步擘画了“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”的伟大目标。如何顺利实现全体人民的共同富裕, 谱写人类史上的“中国奇

迹”篇章?《数字生态产业助推共同富裕发展白皮书》指出“发展数字经济是实现共同富裕的可行路径”。现阶段,中国进入共同富裕恰好与数字经济时代相吻合(夏杰长和刘诚,2021)^[31]。《中国数字经济发展白皮书(2021)》指出,数字经济已经成为稳定经济增长的关键动力,有助于形成供给创造需求、需求牵引供给的更高水平动态平衡。在此过程中,数字经济引致的创新效应、溢出效应、协同效应和普惠效应,为均衡发展提供了共享机制,推动了全社会共享数字经济红利(欧阳日辉,2022)^[26]。同时,党中央和各级政府在扎实推进共同富裕的同时也高度重视数字经济发展,党的十九届六中全会再次重申“壮大实体经济,发展数字经济”和“坚定不移走全体人民共同富裕道路”。可见,深入探究数字经济发展赋能共同富裕的效应与机制等关键问题,不仅有利于深度挖掘数字经济在推进共同富裕过程中的价值与潜力,而且对于推进数字经济高质量发展、夯实全面小康社会基础、早日实现全民共同富裕具有重要战略意义。

数字经济发展对于实现共同富裕的重要作用不言而喻。首先,数字经济本身就反映出强大的增长潜力,数字技术的集成应用、数字产业化和产业数字化的推进,成为实现共同富裕物质财富积累的重要保障。以人工智能、大数据、云计算、区块链等为核心的数字经济,催生了大量新产业新模式(Hukal et al., 2020)^[7],日益成为经济增长的新引擎(Hjort and Poulsen, 2019; 杨文溥, 2022; 张少华和陈治, 2021)^{[6][34][36]}。《中国数字经济发展白皮书(2021)》的数据显示,2020年中国数字经济规模39.2万亿元,占GDP比重达38.6%,在疫情冲击下仍保持9.7%的高位增长。其次,数字经济发展在资源配置、就业、收入分配、城乡差距、公共服务等诸多方面正发挥着巨大影响力,关涉社会财富增加、社会福利提高和社会公平分配等诸多领域(Zhou et al., 2021; 夏杰长和刘诚, 2021)^{[11][31]},直接关系到改革发展成果惠及大多数人群。简言之,数字经济为实现共同富裕提供了新动能和可行路径。然而,数字经济和共同富裕分别是两个庞大而复杂的体系,对其测算和评价本身就较为困难,关于数字经济赋能共同富裕的实证研究更显不足。事实上,中国数字经济虽然发展势头强劲、产业前景可观,但产业基础能力不强、高端产业后劲不足、与发达

国家仍有差距、法律制度环境不完善等问题也很明显(李晓华, 2021; 徐金海和夏杰长, 2020)^{[20][33]},这显然偏离了国家通过数字经济发展释放创新效能、稳固经济增长、助推普惠共享发展的战略目标,将会给数字经济赋能共同富裕带来巨大压力。因此,深入探讨如何推动数字经济高质量发展以及如何实现更高水平的共同富裕等关键问题,迫切需要明晰数字经济发展对共同富裕的影响效应与作用机制,深入分析其内在机理,并进一步检验数字经济是否因地区、数字化程度、发展水平等的不同而对共同富裕产生不同的影响效应,从而为实现更高水平的共同富裕探索合适的数字经济驱动路径。

为系统回答数字经济发展是否以及如何赋能共同富裕这一核心问题,本文首先基于我国31个省份2011—2019年的数字经济发展指数和共同富裕指数,采用面板数据模型实证检验数字经济对共同富裕的影响效应。然后,借助中介效应模型剖析数字经济通过产业结构高级化和合理化赋能共同富裕的传导机制,并采用多种方法进行内生性和稳健性检验。最后,从区域、分维度和不同发展水平等角度,进一步检验了数字经济赋能共同富裕的异质性特征。研究结果表明,数字经济发展对共同富裕具有显著且稳健的促进效应,既具有提升总体富裕的“做大蛋糕”效应,又具有推进共享富裕的“分好蛋糕”效应,此外,还可以通过产业结构高级化和合理化间接推动共同富裕发展。

本文的边际贡献主要有:第一,相较于从理论上阐述数字经济促进共同富裕的定性分析文献,本文将数字经济与共同富裕纳入统一框架,从数字基础设施、数字产业化和产业数字化等多维度进行实证研究,深入揭示了数字经济发展赋能共同富裕的影响效应。第二,已有研究指出,数字经济发展促进产业结构升级(陈晓东和杨晓霞, 2021; 李治国等, 2021)^{[15][22]},产业结构升级有助于推动经济高质量发展和缩小发展差距(陈文和吴赢, 2021; 杨文溥, 2022)^{[14][34]},在此基础上,本文引入产业结构高级化和合理化作为中介变量,进一步揭示了产业结构升级在数字经济赋能共同富裕过程中的传导机制。第三,相较于已有研究多分析区域异质性而言,本文扩展到数字经济分维度和不同发展水平的异质性视角,有助于进一步探索实现共同富裕的差异化的数字经济驱动路径。

二、文献回顾与研究假设

共同富裕的核心内涵是在总体富裕水平达到一定程度的基础上,全体人民真正享有经济、社会、文化、生态文明等的发展成果,并因此缩小人群、区域和城乡等的发展差距,最终实现全民的、全面的、共建共享的富裕生活。作为新旧动能转换的重要推动力量,数字经济具有的高技术特征和共享性特征,既为宏观经济增长提供了动力机制,也为均衡发展提供了共享机制(欧阳日辉,2022)^[26],能够有效破除共同富裕发展的关键障碍,统筹协调“做大蛋糕”和“分好蛋糕”的现实冲突。

(一)数字经济发展赋能共同富裕

首先,数字经济作为一种新经济模式,加速了社会财富的创造和积累,表现出强大的“做大蛋糕”动力机制。数字技术的集成应用大大解放和发展了生产力,为区域经济增长和经济高质量发展提供了新动能(杨文溥,2022)^[34],与实体经济的深度融合除了推动宏观经济一般性增长外,还显著提升了经济发展质量,这意味着实现共同富裕有了强大的动能支持。具体来看,数字经济显著改善要素错配状况,对资本与劳动要素的互补与替代或对资本与劳动的技术扩展,最终作用于效率变革(柏培文和张云,2021)^[13],从而显著提升生产效率(郭吉涛和梁爽,2021)^[17]和全要素生产率(杨慧梅和江璐,2021)^[35];而且数字经济本身具有较大的增长潜力,数字产业化和产业数字化能够快速实现财富创造与积累,进而为实现共同富裕“做大蛋糕”。此外,数字经济具有边际收益递增、高创新、高成长、强扩散、广覆盖和低成本等先天优势和本质特征(欧阳日辉,2022)^[26],对经济社会的影响是全方位和颠覆性的,相较于传统的农业经济和工业经济,数字经济能够释放出更多的经济发展红利。众多学者的研究成果已经证实数字经济对收入增长(Niebel,2018;张勋等,2019;陈文和吴赢,2021)^{[9][37][14]}、贸易竞争力提升(徐金海和夏杰长,2020)^[33]、制造业转型升级(Giudice,2016;王贵铎等,2021)^{[4][30]}和制造业生产效率提升(李治国等,2021)^[22]等的积极影响效应,可以说,随着数字经济覆盖广度和影响深度的进一步拓展,经济发展水平达到一定程度这个共同富裕的前提条件将会更快实现。因而,数字经济带来的生产力高度发展,有助

于加速社会财富积累,提升全社会的总体富裕水平。

其次,数字经济发展具有明显的普惠效应和溢出效应,有助于缩小不同维度发展差距,加快改革发展成果惠及全体人民的进程,具有“分好蛋糕”的共享机制。一方面,随着数字技术推广普及和应用场景拓展,数字经济普惠性逐渐显露,数字红利使大多数人受益,有助于实现均衡性增长。具体表现为,数字基础设施接入具有强烈的“渗透效应”,数字技术使用的“乘数效应”与“累积效应”,意味着数字红利的持续涌现(邱泽奇等,2016)^[27],除了带来发展机会均等化,还使农村和偏远城市受益(Forman et al.,2005)^[3],从而为低技能劳动者提供更多机会,降低弱势群体受到的负面影响。另一方面,数字经济是实现包容性增长和区域协调发展的内生动力,数字经济发展的溢出效应和协同效应,具有显著的收入增长效应和减贫效应(Ahmed and Roubaie,2013;艾小青和田雅敏,2022)^{[2][12]}。数据技术的即时共享和跨界均衡特征,意味着突破了传统经济的时空限制和资源约束,数据和技术等新要素赋能为均衡发展提供了共享和普惠机制(欧阳日辉,2022)^[26],对地区差距具有负向直接效应,大大缩小了城乡发展差距(陈文和吴赢,2021)^[14]。同时,数字经济能够有效协调政府与市场的关系,改善社会总福利(杨文溥,2021)^[34],政府数字化治理意味着大多数人群享受公共服务机会的均等。数字技术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(夏杰长和刘诚,2021)^[31],公共服务的数字化也推动了公共产品向多元化、平台化、多样化和个性化转变(周瑜,2020)^[39]。因而,数字经济发展有助于解决发展不平衡问题,促进地区、人群、城乡等不同维度的发展机会均等,进而推动全体人民共享发展成果,实现全体人民共同富裕。据此提出假设:

H1:数字经济发展为共同富裕提供动能支持,数字经济不仅具有提升总体富裕的“做大蛋糕”效应,而且具有促进共同富裕的“分好蛋糕”效应。

(二)数字经济发展赋能共同富裕的传导机制

除了对共同富裕有直接促进作用,数字经济与实体经济融合过程中,还可能通过产业结构升级间接影响共同富裕。产业结构升级促进区域经济增长和经济高质量

发展的认知已达成共识(杨文溥, 2022)^[34], 同时, 数字经济为产业结构持续升级提供动力源泉, 引导资源从低生产效率部门流向技术效率更高的新业态部门(柏培文和张云, 2021)^[13], 对产业结构高级化与合理化具有正向影响(Heo and Lee, 2019; 陈晓东和杨晓霞, 2021)^{[5][15]}。

首先, 数字经济促使产业结构从较低水平向更高级水平演变, 进而为实现共同富裕提供持续动力。一般而言, 数字经济发展往往伴随着数字技术的快速发展和对传统产业的广泛赋能, 数字技术变革对传统生产模式的重塑过程意味着生产过程的网络化、协同化和生态化, 必将带来产业结构的高级化, 这不仅有助于释放国内大市场发展优势, 而且能带动收入持续增长。一方面, 数字基础产业的发展推进了传统的劳动密集型和资本密集型、技术密集型向数字密集型转变, 使得传统产业享受到数字产业化溢出效应带来的红利(李金昌和余卫, 2022)^[23], 其中, 信息化扮演催化剂角色, 信息产业起到关键作用(Heo and Lee, 2019)^[5]。另一方面, 新兴技术产业往往成为产业体系中的主导产业和优势产业, 并通过产业关联、技术扩散等效应带动传统产业的转型升级(陈晓东和杨晓霞, 2021)^[15], 数字经济还可从探索产业新内涵、开拓产业新空间、催生产业新领域三方面推动产业结构向中高端迈进(张于喆, 2018)^[38], 这有助于从农业中解放更多劳动力并使之流向二、三产业, 进而扩大中等收入群体比重。因而, 随着产业结构高级化的持续演进, 数字经济“红利”被进一步释放, 财富创造效应和共享发展效应也得到强化。

其次, 数字经济加快资源优化配置, 促使产业结构趋向合理化, 促进地区间、行业间、产业间协调发展, 为缩小不同维度发展差距贡献力量。一方面, 数字经济与传统产业的融合提高了资源使用效率(Acemoglu and Restrepo, 2020; 杨文溥, 2022)^{[11][34]}, 产业数字化强化了生产部门间的关联, 有利于实现产业间的协调发展(左鹏飞等, 2020)^[40], 数字产业化更是直接推动以劳动密集型、重工业为主的产业结构向技术含量高、环境友好型为主的产业结构转移(李治国等, 2021)^[22], 这意味着各地在发展数字经济的过程中会刺激要素流入效率更高的部门, 要素投入和产出结构将更加契合。另一方面, 数字经济使得产业布局更加分散, 有助于区域发展的协调

和平衡(夏杰长和刘诚, 2021)^[31], 距离对分工、产业集聚和交易的作用下降(Lendle et al., 2016)^[8], 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, 更方便各地按照自身要素禀赋相对优势进行产业优化布局, 这为经济落后地区、社会弱势群体提供了更多的发展机会。因而, 数字经济发展会不断促进产业结构合理化, 伴随而来的协同效应、普惠效应、共享效应逐渐凸显, 有助于实现“带后富”和“帮后富”。据此提出假设:

H2: 数字经济发展除了对共同富裕有直接影响, 还存在产业结构升级的中介效应, 即数字经济能够通过产业结构高级化与合理化间接影响共同富裕。

(三)数字经济发展赋能共同富裕的异质性

梳理发现, 绝大多数学者认同数字经济发展带来积极效应的观点, 但是, 也有学者关注到“挤出效应”和“数字鸿沟”等负面影响。一方面, 数字经济“挤出效应”(马勇等, 2021)^[25]会挤占中低技能劳动者相对收入权(柏培文和张云, 2021)^[13], 也可能导致大量劳动力失业(Acemoglu and Restrepo, 2020)^[1], 可能出现“赢家通吃”现象(许宪春和张美慧, 2020)^[32]。另一方面, 数字经济发展跨越规模门槛会导致地区间和个体间发展不平等愈发严重(邱泽奇等, 2016)^[27], 也可能加剧城乡收入差距(陈文和吴赢, 2021)^[14]。可见, 数字经济发展的影响效应并不一致, 数字经济赋能效果可能存在差异。

首先, 分地区看, 数字经济发展表现出明显的区域异质性。总体上, 我国区域间和城乡间存在较为严重的“数字鸿沟”问题, 省域层面的数字经济发展呈现明显的阶梯分布特征, 存在较为明显的空间差异(许宪春和张美慧, 2020; 陈晓东和杨晓霞, 2021)^{[32][15]}。目前, 我国东部地区的数字经济发展明显优于中西部地区, 省际数字经济表现出一定的两极分化趋势。此外, 各地区资源禀赋和发展基础也存在显著差异(郭金花等, 2021)^[19], 这意味着数字经济发展赋能共同富裕的影响效果可能也会有差异。

其次, 从数字经济的不同维度看, 数字基础设施、数字产业化和产业数字化水平对共同富裕的影响效果并不完全一致。目前, 数字经济发展测算框架并未统一, 但梳理文献不难发现, 学者大多围绕数字基础设施、数

字产业化和产业数字化等展开,从已有的测算结果看,各地区数字经济各维度的发展水平存在显著差异。相关研究表明,数字基础是造成数字经济发展地区差异最主要的原因,数字化基础设施越完善,数字经济发展越好(徐金海和夏杰长,2020;郭金花等,2021)^{[33][19]}。此外,陈晓东和杨晓霞(2021)^[15]发现产业数字化促进产业结构升级的效应更显著。可见,数字经济各维度发展水平存在差异,由此产生的赋能效果并不一致。

再次,从发展水平看,不同水平阶段的影响可能存在差异。一方面,数字经济发展水平不同,意味着数字经济赋能效果存在差异。众多研究证实数字经济对产业结构升级(李治国等,2021)^[22]、创新能力(周瑜,2020)^[39]、全要素生产率(杨慧梅和江璐,2021)^[35]、经济高质量发展(杨文溥,2022)^[34]等的影响效应存在显著差异,例如,杨慧梅和江璐(2021)^[35]发现数字经济对中国工业GTFP具有不同分位数影响。另一方面,共同富裕发展水平阶段的不同,数字经济发展对共同富裕的影响效果可能存在异质性。例如,不同实体经济水平条件下数字经济的挤出程度呈现边际递减,当实体经济处于不同水平时,数字经济的“挤出效应”冲击存在显著差异(马勇等,2021)^[25]。张少华和陈治(2021)^[36]发现数字经济对经济发展水平低层级的增长效应更明显。因而,不同发展水平意味着数字经济发展赋能共同富裕的效果存在显著差异。据此提出假设:

H3:数字经济发展赋能共同富裕的效果因地区、数字经济维度、发展水平等的不同而具有异质性。

三、模型、变量与数据

(一)模型构建

1.基准模型

为探究数字经济发展对共同富裕发展的直接影响,构建如下基准模型:

$$Cp_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Dig_{it} + \beta_2 Dig_{it}^2 + \gamma_j Z_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i 和 t 分别表示省份和时间, Cp 为共同富裕发展水平, Dig 表示数字经济发展变量,考虑到数字经济发展对共同富裕的影响可能是非线性的,引入数字经济发展变量的二次项, Z 为一组控制变量, μ 、 θ 、 ε 分别表示省份固定效应、时间固定效应和随机扰动项, β 、 γ 为解释变量和控制变量的回归系数。

2.机制检验模型

根据研究假设2可知,数字经济发展可能通过促进产业结构高级化和合理化对共同富裕产生间接影响。因此,在基准回归模型的基础上进一步采用中介效应模型考察数字经济赋能共同富裕的传导机制,模型设定如下所示:

$$Indh_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_2 Dig_{it}^2 + \gamma_j Z_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Indr_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \beta_2 Dig_{it}^2 + \gamma_j Z_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Cp_{it} = \alpha_0 + \theta_1 Dig_{it} + \theta_2 Indh_{it} + \theta_3 Dig_{it}^2 + \theta_4 Indr_{it} + \gamma_j Z_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, $Indh$ 表示产业结构高级化, $Indr$ 表示产业结构合理化,其他变量和参数的含义与前文一致。

(二)相关变量与数据说明

1.被解释变量

本文的被解释变量为共同富裕发展水平。共同富裕实际上是全体人民实现物质、精神、文化等多方面需求满足的一种状态,是在“富裕”基础上实现共享(李实,2021)^[21],应包含总体富裕程度和发展成果共享程度两个维度(刘培林等,2021)^[24]。“共同”指的是生产关系的共同性、平等性、互助性和互惠性,“富裕”指的是生产力的发展水平,其核心在于“富裕”和“共享”的有机统一。万海远和陈基平(2021)^[29]专门阐述了总体富裕和共同富裕的不完全替代关系,并从这两个维度构造了共同富裕量化函数,并明确指出随着总体富裕水平不断提高,共同富裕将越来越重要。从富裕层面而言,突出“效率”倾向,强调全体人民在衣食住行、精神文化和发展基础等方面需求得到充分满足的程度,因此从总体收入、物质财富、公共服务和基础设施四个方面来测算总体富裕水平。从共享层面而言,意味着考虑“公平”更多,强调在不同维度的共享发展程度(李实,2021)^[21],这区别于一般意义上的共享经济,所谓的“共享性”主要表现为地区发展差异、城乡发展差异和个人收入差异等的不断缩小(李金昌和余卫,2022)^[23],因此,重点从人群差距、区域差距和城乡差距缩小这三个方面衡量共同富裕发展水平。最终,基于共同富裕的深刻内涵和关键构成要素,借鉴刘培林等(2021)^[24]、李实(2021)^[21]、万海远和陈基平(2021)^[29]等学者的研究成果,构建了包含总体富裕和共同富裕2个一级维度、7个二级维度和34个三级指标的共同富裕发展测度指标体系(见表1),然后基于面板数据熵权法测算得到共同富裕发展指数(Cp)以及总体富裕指数($Cp1$)、共同富裕指数

(Cp2)这2个分类指数。面板数据熵权法具有计算简单、结果合理的优势，本文在熵权法中加入时间变量，从而使得不同年份之间能够进行比较。

2.核心解释变量

核心解释变量是数字经济发展水平(Dig)。目前，关于数字经济发展的测度标准并未达成一致，本文借鉴左鹏飞等(2020)^[40]、郭吉涛和梁爽(2021)^[17]等的测算思路，从数字基础设施、数字产业化和产业数字化这3个维度对各省份数字经济发展水平进行测度，具体评价指标见表2。部分指标解释如下：(1)数字基础设施(Dig1)。从

表 1 省域共同富裕发展测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	功效
总体富裕	总体收入	人均国民收入水平	+
		全员劳动生产率	+
		基尼系数	-
	物质财富	人均财富水平	+
		人均社会消费品零售额	+
		住房压力	-
		人均私人汽车拥有量	+
	公共服务	普通高中师生比	+
		普通小学师生比	+
		人均教育经费支出	+
		单位人口拥有执业(助理)医师数	+
		人均医疗卫生机构床位数	+
	基础设施	移动电话用户比例	+
		每万人艺术表演场馆数	+
		人均快递量	+
		人均出租汽车运营车辆数	+
共享富裕	人群差距	初次分配中劳动者报酬占比	+
		分行业平均工资差距	-
		再分配调节	+
		农村居民文教娱乐支出比重	+
		医疗保障差距	+
		贫困家庭收入保障水平	-
	区域差距	地区间人均可支配收入差距	+
		地区间人均财富差距	-
		恩格尔系数差距	-
		地区间人均基本公共服务支出差距	-
		城镇登记失业率	-
		甲乙类法定报告传染病死亡率	-
	城乡差距	城乡人均可支配收入比	-
		城乡人均消费比	-
		城乡居民恩格尔系数比	-
		城乡就业者负担比	-
		城镇化率	+
		城乡教育差距	-

注：第4列功效表示指标性质，“+”表示正向指标，“-”表示逆向指标。表2同。

数字经济发展的硬件、软件、用户和人才基础等4个方面考虑，主要反映各省份利用数字技术和人才发展数字经济的能力和潜力，选取11个具体指标综合反映数字基础设施水平。(2)数字产业化(Dig2)。从数字产业、数字服务和数字创新3个方面考虑，重点评价各省份数字信息相关产业的发展现状，选取9个具体指标测度各省份数字产业化发展水平。(3)产业数字化(Dig3)。从数字化改造、数字化交易和数字化金融3个方面选取10个具体指标测度各省份产业数字化水平。

3.控制变量

为了更全面地探究数字经济发展赋能共同富裕的影响效应和作用机制，本文参考杨文溥(2022)^[34]、郭吉涛和梁爽(2021)^[17]等选择控制变量的思路 and 原则，选择如下控制变量：(1)创新能力(Ia)，用研究与发展(R&D)经

表 2 省域数字经济发展水平的测度指标体系

一级指标	二级指标	指标衡量方式	功效
数字基础设施	用户基础	互联网宽带接入端口	+
		互联网宽带接入用户	+
		互联网普及率	+
		移动电话普及率	+
	硬件基础	长途光缆线路长度	+
		移动电话交换机容量	+
		电信固定资产投资	+
	软件基础	域名数	+
		网页数	+
	人才基础	R&D 人员全时当量	+
		高等学校普通本、专科学校和学生授予学位数	+
数字产业化	数字产业	信息传输、软件和信息技术产业企业单位数	+
		信息传输、软件和信息技术产业企业主营业务收入	+
		信息传输、软件和信息技术产业从业人数	+
	数字服务	邮电业务总量	+
		电信业务总量	+
		快递业务量	+
		高新技术企业数	+
	数字创新	高新技术企业主营业务收入	+
		高新技术企业利润总额	+
		每百家企业拥有网站个数	+
产业数字化	数字化改造	规模以上工业企业技术改造经费支出	+
		规模以上工业企业引进技术经费支出	+
		网上移动支付水平	+
	数字化交易	企业每百人拥有电子计算机数	+
		有电商交易的企业占比	+
		电子商务交易额	+
		数字金融覆盖广度	+
	数字化金融	数字金融使用深度	+
		金融数字化程度	+

费投入强度来表示；(2)人力资本水平(*Hum*)，用人均受教育平均年限作为衡量人力资本水平的指标；(3)外商直接投资(*Fdi*)，用外商投资企业总额表示；(4)对外开放度(*Ou*)，用对外贸易进出口总额与当年GDP的比值衡量；(5)金融发展(*Fd*)，用金融机构贷款余额与当年GDP的比值衡量；(6)市场化程度(*Mi*)，用市场化进程指数表示。

4.中介变量

本文以产业结构升级作为中介变量。关于产业结构升级的衡量一般包括产业结构高级化指数和产业结构合理化指数。其中，(1)产业结构高级化(*Indh*)，主要指产业结构从较低水平向较高水平的演进过程。作为共同富裕发展的重要驱动因素，产业结构高级化起到强大的推动作用，尤其是在提升总体富裕水平方面。当然，产业结构高级化一定程度上也反映了地区共享发展水平。(2)产业结构合理化(*Indr*)，主要指生产要素在产业间的配置、关联与协调程度。数字经济发展为产业结构合理化提供了坚实的技术支撑，有助于改善产业布局(夏杰长和刘诚，2021)^[31]，进而推进区域协同发展。借鉴冯素玲和许德慧(2022)^[16]的思路，对产业结构高级化指数和产业结构合理化指数进行测算。

5.数据说明

本文选用2011—2019年全国31个省份的平衡面板数据，数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》、各省份统计年鉴

表3 主要变量描述性统计结果

变量类别	变量名称	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	共同富裕发展指数	<i>Cp</i>	279	0.2320	0.0852	0.1069	0.5497
	总体富裕指数	<i>Cp1</i>	279	0.1658	0.0705	0.0629	0.4177
	共享富裕指数	<i>Cp2</i>	279	0.0662	0.0164	0.0403	0.1331
核心解释变量	数字经济发展指数	<i>Dig</i>	279	0.1131	0.1055	0.0045	0.7630
	数字基础设施	<i>Dig1</i>	279	0.0456	0.0376	0.0017	0.2161
	数字产业化	<i>Dig2</i>	279	0.0341	0.0496	0.0001	0.4018
	产业数字化	<i>Dig3</i>	279	0.0334	0.0251	0.0028	0.1614
中介变量	产业结构高级化	<i>Indh</i>	279	1.3041	0.7042	0.5271	5.2340
	产业结构合理化	<i>Indr</i>	279	0.2191	0.1413	0.0176	0.7773
控制变量	创新能力	<i>Ia</i>	279	1.5920	1.1298	0.1900	6.3100
	金融发展	<i>Fd</i>	279	3.3047	1.0592	1.6776	7.0352
	外商直接投资	<i>Fdi</i>	279	11.0552	1.5011	6.5876	14.4850
	对外开放度	<i>Ou</i>	279	4.0539	4.2716	0.1662	21.6470
	人力资本水平	<i>Hum</i>	279	9.0431	1.1309	4.2219	12.7820
	市场化指数	<i>Mi</i>	279	6.0096	1.8506	-0.2300	10.0000

和Wind数据库，部分缺失数据通过移动平均法补充。同时，为降低变量数量级差距、防止异方差问题带来估计偏误(杨慧梅和江璐，2021)^[35]，实证回归中的部分控制变量以取对数值的方式进行了处理。数据分析采用Stata 17软件，相关变量的描述性统计结果如表3所示。其中，共同富裕发展指数的均值为0.2320，最大值和最小值分别为0.5497和0.1069，说明我国省域间共同富裕发展水平存在显著差异，总体富裕和共享富裕2个分类指数类似。同时，数字经济发展指数及其3个分类指数也表现出显著差异，综合反映出省域间数字经济发展存在非均衡性。

四、影响效应与作用机制

(一)直接作用机制

表4报告了数字经济发展赋能共同富裕的基准估计结果。列(1)~(3)表示未加入控制变量与固定效应情况下，数字经济发展对共同富裕、总体富裕和共享富裕的直接影响效应，回归系数均为正值，且通过了1%的显著性水平检验，显示数字经济发展对共同富裕有促进作用。列(4)~(6)则是加入了控制变量和时间、地区固定效应的结果，*R*²较之前均有提升，且回归系数仍显著为正，说明考虑不同省份创新能力、金融发展、市场化进程等影

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Cp</i>	<i>Cp1</i>	<i>Cp2</i>	<i>Cp</i>	<i>Cp1</i>	<i>Cp2</i>
<i>Dig</i>	0.7068*** (0.0280)	0.6005*** (0.0233)	0.1067*** (0.0060)	0.6591*** (0.0635)	0.5595*** (0.0577)	0.0996*** (0.0114)
<i>Dig</i> ²				-0.4000*** (0.0661)	-0.3114*** (0.0600)	-0.0887*** (0.0119)
<i>Ia</i>				0.0268*** (0.0078)	0.0248*** (0.0071)	0.0020 (0.0014)
<i>Fd</i>				0.0210*** (0.0107)	0.0165* (0.0097)	0.0046** (0.0019)
<i>Fdi</i>				0.1851*** (0.0380)	0.1212*** (0.0345)	0.0638*** (0.0068)
<i>Ou</i>				-0.0016 (0.0056)	-0.0019 (0.0051)	0.0003** (0.0010)
<i>Hum</i>				0.0601 (0.0405)	0.0592 (0.0367)	0.0007*** (0.0073)
<i>Mi</i>				-0.0087*** (0.0017)	-0.0082*** (0.0016)	-0.0006* (0.0003)
截距项	0.1521*** (0.0124)	0.0979*** (0.0105)	0.0542*** (0.0022)	-0.4082*** (0.1073)	-0.3076*** (0.0975)	-0.0996*** (0.0193)
地区效应	否	否	否	是	是	是
时间效应	否	否	否	是	是	是
样本量	279	279	279	279	279	279
<i>R</i> ²	0.7228	0.7342	0.5501	0.8965	0.8803	0.8849

注：括号里的数值为标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。后表同。

响差异的情况下,数字经济对共同富裕存在显著正向效应。从回归系数的大小看,数字经济对总体富裕的影响效应更大,数字经济发展水平每提升1%,将会带来总体富裕和共享富裕分别增加0.56%和0.10%,从而使得共同富裕发展水平提升0.66%。该基准回归结果验证了研究假设1,即数字经济发展能够赋能共同富裕实现,既能提升总体富裕水平,具有明显的“做大蛋糕”效应,又能推进共享富裕,具有一定的“分好蛋糕”效应。

(二)传导机制的扩展分析

前文从理论上分析了数字经济发展影响共同富裕的产业结构升级传导机制,表5报告了中介效应模型的回归结果。其中,列(1)和(2)分别检验了数字经济对产业结构高级化和合理化的影响,回归系数分别为7.0710和-0.6599,均通过了1%的显著性检验,表明数字经济发展对产业结构升级有显著影响。其中,数字经济对产业结构高级化和合理化的回归系数分别为7.0710和-0.6599,这与左鹏飞等(2020)^[40]、李治国等(2021)^[22]的结论一致,

说明数字经济发展推动了产业结构高级化,而且对改进的产业结构泰尔指数有显著负向影响,即数字经济抑制了产业结构偏离均衡状态,有利于产业结构合理化。而且Sobel检验和Bootstrap检验均证明了中介效应存在,说明产业结构高级化和合理化符合作为中介变量的条件。

进一步分析发现,产业结构高级化和合理化在数字经济赋能共同富裕过程中发挥着显著的中介作用。首先,产业结构高级化作为中介变量时,产业结构高级化与数字经济对共同富裕的回归系数均显著为正,表明数字经济可以通过促进产业结构高级化间接影响共同富裕。其中,数字经济对共同富裕影响的直接效应和间接效应分别为63.98%和36.02%。在其他因素保持不变的情况下,数字经济发展指数每提高1%,将带来共同富裕发展指数上升0.56%,而总体富裕和共享富裕分别会提高0.49%和0.07%,说明数字经济赋能共同富裕的“做大蛋糕”效应更强。其次,产业结构合理化作为中介变量时,数字经济系数仍显著为正,且此时数字经济的影响系数相比之前均有所下降,说明数字经济可以通过产业结构合理化间接影响共同富裕。其中,数字经济对共同富裕影响的直接效应和间接效应分别为88.75%和11.25%,在其他因素保持不变的情况下,数字经济发展水平每提高1%,将带来共同富裕发展水平上升0.77%,总体富裕和共享富裕分别会提高0.65%和0.12%。

前均有所下降,说明数字经济可以通过产业结构合理化间接影响共同富裕。其中,数字经济对共同富裕影响的直接效应和间接效应分别为88.75%和11.25%,在其他因素保持不变的情况下,数字经济发展水平每提高1%,将带来共同富裕发展水平上升0.77%,总体富裕和共享富裕分别会提高0.65%和0.12%。

(三)内生性及稳健性检验

1.内生性分析

上述数字经济赋能共同富裕的基准回归中,可能存在的内生性问题有两个:一是核心解释变量数字经济发展与被解释变量共同富裕之间存在反向因果关系,即共同富裕发展反过来有可能会影响到数字经济发展。二是尽管在进行基准估计时考虑了创新能力、金融发展、外商直接投资、人力资本、市场化程度等控制变量,但仍可能遗漏掉一些关键变量,导致干扰项与解释变量相关。

为了克服上述内生性问题,借鉴李治国等(2021)^[22]、柏培文和张云(2021)^[13]等的处理思路,采用两种工具变量对可能出现的计量偏差

表5 产业结构升级传导机制回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Indh</i>	<i>Indr</i>	<i>Cp</i>	<i>Cp</i>	<i>Cp1</i>	<i>Cp1</i>	<i>Cp2</i>	<i>Cp2</i>
<i>Dig</i>	7.0710*** (1.2747)	-0.6599*** (0.2310)	0.5557*** (0.0991)	0.7709*** (0.1056)	0.4863*** (0.0882)	0.6526*** (0.0916)	0.0694*** (0.0139)	0.1183*** (0.0168)
<i>Indh</i>			0.0442*** (0.0045)		0.0356*** (0.0040)		0.0086*** (0.0006)	
<i>Indr</i>				-0.1480*** (0.0275)		-0.1300*** (0.0238)		-0.0180*** (0.0044)
<i>Dig²</i>	-8.0632*** (1.7656)	1.0372*** (0.3200)	-0.4932*** (0.1350)	-0.6964*** (0.1469)	-0.4185*** (0.1201)	-0.5712*** (0.1274)	-0.0748*** (0.0189)	-0.1253*** (0.0234)
<i>Ia</i>	0.0841 (0.1086)	0.0480** (0.0197)	0.0265*** (0.0080)	0.0373*** (0.0090)	0.0220*** (0.0071)	0.0312*** (0.0078)	0.0045*** (0.0011)	0.0061*** (0.0014)
<i>Fd</i>	0.9303*** (0.1278)	-0.0862*** (0.0232)	0.0915*** (0.0103)	0.1200*** (0.0107)	0.0754*** (0.0092)	0.0973*** (0.0093)	0.0162*** (0.0014)	0.0226*** (0.0017)
<i>Fdi</i>	-1.7541** (0.7079)	-0.1817 (0.1283)	-0.0609 (0.0527)	-0.1654*** (0.0580)	-0.0828* (0.0469)	-0.1690*** (0.0503)	0.0219*** (0.0074)	0.0035 (0.0092)
<i>Ou</i>	0.0953* (0.0551)	-0.0529*** (0.0707)	0.0268*** (0.0041)	0.0232*** (0.0047)	0.0228*** (0.0036)	0.0193*** (0.0041)	0.0040*** (0.0006)	0.0039*** (0.0008)
<i>Hum</i>	2.5612*** (0.3901)	0.0049 (0.0077)	-0.1214** (0.0309)	-0.0074 (0.0319)	-0.1135*** (0.0275)	-0.0215 (0.0276)	-0.0079* (0.0043)	0.0141*** (0.0051)
<i>Mi</i>	-0.1723*** (0.0982)	-0.0202*** (0.0178)	-0.0069*** (0.0032)	-0.0175*** (0.0035)	-0.0063** (0.0029)	-0.0151*** (0.0030)	-0.0005 (0.0005)	-0.0024*** (0.0006)
截距项	-0.0198 (1.4298)	0.8952*** (0.2591)	0.5072*** (0.1053)	0.6389*** (0.1193)	0.5007*** (0.0937)	0.6164*** (0.1034)	0.0065 (0.0147)	0.0225 (0.0190)
地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	279	279	279	279	279	279	279	279
调整 R ²	0.4413	0.5444	0.7932	0.7459	0.7609	0.7208	0.8909	0.8257
Sobel 检验			4.8340 (0.0000)	2.5240 (0.0116)	4.7120 (0.0000)	2.5310 (0.0114)	5.1400 (0.0000)	2.3460 (0.0190)
Bootstrap 检验			[0.0829, 0.3849]	[0.0866, 0.3813]	[0.0634, 0.3058]	[0.0009, 0.1239]	[0.0200, 0.0788]	[0.0001, 0.0165]

注: Sobel 检验报告 z 值及 p 值, Bootstrap 检验报告 95% 置信度下置信区间。

进行估计，模型均采用两阶段最小二乘法进行回归。首先，构造滞后一期的数字经济发展水平与上一年全国互联网上网人数 Per 对数值的交乘项($L1.Dig \times \ln(Per)$)，作为当期数字经济发展水平的工具变量，结果如表6列(1)~(3)所示。其次，借鉴Nunn and Qian(2014)^[10]关于双维度工具变量的处理思路，用1990年各省固定电话数量 Num 与上一年全国互联网上网人数 Per 构造交互项 $\ln(Num) \times \ln(Per)$ ，作为数字经济发展的工具变量，结果如表6列(4)~(6)所示。检验结果显示，第一阶段 F 统计量值均大于经验法则的临界值，且工具变量与数字经济变量均存在显著的正相关，说明工具变量对内生变量存在较强的解释力。由可识别检验结果可知，K-Paaprk LM 统计量值均通过了1%的显著性水平检验，表明工具变量满足可识别性。弱IV检验结果也显示出上述2类工具变量均通过了检验。综合分析认为，数字经济发展对共同富裕、总体富裕和共享富裕均具有显著正向影响，与基准估计结果一致。

2.稳健性检验

(1)分时间段估计

数字经济发展具有明显的阶段性特征。本文借鉴杨文溥(2022)^[34]的方法将样本划分为2011—2014年和2015—2019年两个阶段进行分别估计，结果如表7

表 6 工具变量检验回归结果

第一阶段回归结果因变量: Dig						
L1.Dig× ln(Per)	0.0296*** (0.0100)			ln(Num) × ln(Per)	0.0468*** (0.0051)	
截距项	-0.1944 (0.1354)			截距项	-1.7650*** (0.2220)	
F 值 (F 统计量)	0.1780 (8.7437)			F 值 (F 统计量)	0.3970 (157.379)	
第二阶段回归结果						
	IV1: L1.Dig×ln(Per)			IV2: ln(Num) × ln(Per)		
变量	(1)Cp	(2)Cp1	(3)Cp2	(4)Cp	(5)Cp1	(6)Cp2
Dig	1.5357*** (0.3175)	1.3297*** (0.2841)	0.2063*** (0.0399)	1.4412*** (0.1420)	1.2220*** (0.1275)	0.2192*** (0.0230)
截距项	0.0072 (0.1792)	0.0428 (0.1594)	-0.0345 (0.0280)	-0.0232 (0.1362)	0.0082 (0.1196)	-0.0303 (0.0254)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
可识别检验 <p 值>	19.94 <0.0000>	19.94 <0.0000>	19.94 <0.0000>	45.11 <0.0000>	45.11 <0.0000>	45.11 <0.0000>
弱 IV 检验	45.04 [16.38]	45.04 [16.38]	45.04 [16.38]	101.41 [16.38]	114.24 [16.38]	114.24 [16.38]
样本量	248	248	248	248	248	248
R ²	0.9518	0.9440	0.9678	0.9563	0.9503	0.9654

注：利用 K-Paaprk LM statistic 进行可识别检验，尖括号内为相应统计量的 p 值。利用 Cragg-Donald Wald F statistic 进行弱 IV 检验，方括号中为 Stock-Yogo weak ID test critical values 在 10% 显著性水平下的临界值。

列(1)~(2)所示。可以发现，两个阶段数字经济对共同富裕的影响效应均显著为正，可以认为数字经济对共同富裕的促进效应较为稳健。至于前一个阶段的回归系数更大，原因可能是数字经济发展初期的重点是完善数字基础设施建设，数字产业化进程也相对较快，因而对共同富裕的影响效应相对较大，2015年后表现为“流量竞争”阶段(杨文溥，2022)^[34]，产业数字化的进程受融合深度和广度的影响，对共同富裕的促进作用反而不如第一个阶段，这也与后文分维度的异质性结果一致。

(2)替换核心解释变量

本文从数字基础设施、数字产业化和产业数字化3个维度评价数字经济发展水平，可能存在遗漏其他数字经济关键信息的问题，从而导致数字经济测度结果不够全面。因此，利用其他学者的研究成果，通过替换核心解释变量的方式检验估计结果的稳健性。首先，采用左鹏飞等(2020)^[40]测算的互联网综合发展指数作为解释变量，结果如表7列(3)所示；其次，采用北京大学测算的普惠金融指数(郭峰等，2020)^[18]作为核心解释变量，结果如表7列(4)所示；再次，利用王贵铎等(2021)^[30]测算的省域数字经济规模作为解释变量，结果如表7列(5)所示。结果显示，数字经济变量的回归系数均显著为正，因而认为数字经济发展赋能共同富裕的结果较为稳健。

(3)删除4个直辖市

直辖市的数字经济发展相对处于前列，直辖市放全样本中可能会放大数字经济的赋能效果。因此，将直辖市样本删除进行重新估计，结果如表7列(6)所示。结果

表 7 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Cp							
Dig	1.1279*** (0.0976)	0.3716*** (0.0878)	0.6104*** (0.0419)	0.0840*** (0.0147)	0.0339*** (0.0078)	0.6256*** (0.0708)	1.0093*** (0.2914)
截距项	-0.0740 (0.1042)	-0.9152*** (0.1929)	1.3406*** (0.1809)	-0.6682*** (0.1447)	-0.8732*** (0.1768)	-0.4027*** (0.1152)	0.2898 (0.4767)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	124	155	279	279	270	243	279
R ²	0.9436	0.7585	0.8846	0.8088	0.8154	0.8823	
AR(2)							0.529
Sargan 检验							0.999
Hansen 检验							0.134

表 8 区域异质性回归结果

变量	东部地区			中西部地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cp	Cp1	Cp2	Cp	Cp1	Cp2
Dig	0.9785*** (0.1227)	0.8723*** (0.1119)	0.1061*** (0.0177)	1.1099*** (0.1442)	0.9003*** (0.1274)	0.2092*** (0.0357)
截距项	-0.8964** (0.3808)	-0.7226** (0.3472)	-0.1743*** (0.0550)	-0.4488*** (0.0845)	-0.3795*** (0.0747)	-0.0685*** (0.0209)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
样本量	99	99	99	180	180	180
R ²	0.9211	0.9139	0.9111	0.9235	0.9073	0.8936

显示，数字经济对共同富裕仍然具有显著的推动作用，而且删除直辖市样本后，数字经济的回归系数略有下降，说明直辖市相对较高的数字经济发展水平会拉高对全国共同富裕的影响效应，证实结果稳健可靠。

(4)变换估计模型

借鉴郭吉涛和梁爽(2021)^[17]的思路，采用数字经济滞后1期与上一年全国互联网上网人数对数值的交乘项 $L1.Dig \times \ln(Per)$ 作为外生变量，使用系统GMM模型再次进行估计，结果如表7列(7)所示。结果显示，AR(2)、Sargan检验和Hansen检验值均显示通过了稳健性检验，且数字经济变量的估计系数仍显著为正，再次证实基准回归结果可靠。

五、异质性分析

(一)区域异质性

整体上看，中部和西部地区省份数字经济发展水平的总体差异并不大，目前均处于较低水平阶段。因此，参考王宏鸣等(2022)^[28]的区域分类，对东部地区和中西部地区进行分样本回归，表8报告了检验结果。首先，数字经济发展的回归系数均显著为正，表明不同区域数字经济发展对共同富裕均有促进效应；其中，东部地区数字经济对共同富裕、总体富裕和共享富裕的影响系数分别为0.9785、0.8723和0.1061，反映出数字经济发展的“做大蛋糕”效应强于“分好蛋糕”效应，中西部地区的情况类似。其次，从回归系数的大小看，数

字经济的促进效应呈现出“中西部略高于东部”的总体态势，无论是对共同富裕还是对总体富裕和共享富裕，中西部地区数字经济的赋能效果更强。原因可能有：其一，中西部地区无论是数字经济发展还是共同富裕水平始终处于相对落后地位，在国家“中部崛起”和“西部大开发”等政策的持续支持下，数字经济发展的绝对增速更快，因而促进共同富裕的“雪中送炭”效应更明显；其二，东部地区数字经济发展基础优越，总体富裕程度和共享发展水平也处于前列，数字经济发展也处于快速上升期，对共同富裕的影响表现出明显的“锦上添花”效应。当然，尽管数字经济发展赋能共同富裕的效果存在一定的区域异质性，但数字经济发展兼具“做大蛋糕”和“分好蛋糕”的特征显而易见。

(二)分维度异质性

表9报告了数字经济3个分维度影响共同富裕、总体富裕和共享富裕的回归结果。列(1)~(3)显示加入控制变量与固定效应情况下，数字基础设施的回归系数均为正值，且均通过了1%的显著性水平检验，说明数字基础设施对共同富裕及其2个分类指数均有正向作用。同理，列(4)~(6)和列(7)~(9)的估计结果也表明数字产业化和产业数字化均对共同富裕有显著促进作用。

进一步比较分析发现，数字产业化对共同富裕的促进效应最大，其次是数字基础设施，然后是产业数字化。同时，无论是对共同富裕还是对总体富裕和共享富裕，数字经济不同维度的促进效应均存在显著差异，其中，数字经济3个维度对共同富裕和总体富裕的赋能效果较为明显，对共享富裕的赋能作用则相对有限。存在这

表 9 分维度异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Cp	Cp1	Cp2	Cp	Cp1	Cp2	Cp	Cp1	Cp2
Dig1	0.9366*** (0.2077)	0.7248*** (0.1864)	0.2124*** (0.0360)						
Dig2				1.6638*** (0.1168)	1.4858*** (0.1037)	0.1789*** (0.0242)			
Dig3							0.9742*** (0.3098)	0.6803** (0.2817)	0.2933*** (0.0476)
截距项	-0.5191*** (0.1184)	-0.4087*** (0.1063)	-0.1094*** (0.0205)	-0.4554*** (0.0950)	-0.3392*** (0.0844)	-0.1152*** (0.0197)	-0.5989*** (0.1322)	-0.4837*** (0.1202)	-0.1144*** (0.0203)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	279	279	279	279	279	279	279	279	279
R ²	0.8741	0.8579	0.8695	0.9165	0.9076	0.8764	0.8399	0.8145	0.8698

种显著差异的原因可能是：一方面，数字经济发展正处于上升期，仍处于完善数字基础设施和壮大数字信息相关产业阶段，且作为快速发展的新兴朝阳产业，在提升总体富裕方面存在较大优势，因而前两个维度的赋能效果凸显；另一方面，数字核心技术与传统产业融合是一个长期过程，目前融合的广度和深度都有待加强，因而产业数字化的赋能效果反而有限，但数字经济溢出效应和普惠效应明显，因而对共同富裕的促进效应相比数字基础设施和数字产业化更大一些。

(三)不同发展水平的异质性

表10报告了按照使用面板分位数回归分析不同分位数上数字经济发展影响共同富裕的估计结果。分析发现，数字经济发展赋能共同富裕的效应因共同富裕发展水平的不同存在显著差异。其中，在10%、25%、50%、75%和90%的分位数上，数字经济的估计系数均显著为正，但是随着分位点的增加，数字经济的影响系数逐渐增大，说明数字经济发展水平越高，对共同富裕的赋能效果越显著。

原因可能有两点：一是共同富裕发展相对落后的省份主要位于中西部地区，数字基础设施相对薄弱，数字产业化和产业数字化发展也相对滞后，因而数字经济发展的红利并未得到充分释放；二是数字经济发展具有边际报酬递增的优势，数字经济与实体经济的不断融合持续催生新产业新模式，一方面推动经济持续高质量发展，另一方面显著缩小了城乡、区域和人群等不同维度发展差距。这也在一定程度上说明经济发展落后地区更应该抓住数字经济发展的重大机遇，实现对发达地区的“弯道超车”，从而实现共同富裕。

六、结论与启示

本文基于2011—2019年中国31个省域的平衡面板数据，实证分析了数字经济赋能共同富裕的影响效应、传导机制及其异质性。主要结论如下：

表 10 数字经济对共同富裕的分位数回归结果

变量	(1)Q10	(2)Q25	(3)Q50	(4)Q75	(5)Q90
<i>Dig</i>	0.4511* (0.2510)	0.5306*** (0.1897)	0.6585*** (0.1344)	0.7737*** (0.1660)	0.9100*** (0.2638)
控制变量	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
样本量	279	279	279	279	279

第一，基本事实表明，数字经济发展对共同富裕有显著促进作用，不仅具有提升总体富裕水平的“做大蛋糕”效应，而且具有促进共享富裕的“分好蛋糕”效应。加入控制变量和时间、省份双向固定效应前后，回归系数均通过了1%的显著性检验，内生性和稳健性检验结果均表明这一结果稳健，说明提升数字经济发展水平有助于从总体富裕和共享富裕两个方面赋能共同富裕实现。

第二，传导机制分析表明，数字经济不仅对共同富裕有直接促进效应，还可以通过产业结构升级间接对总体富裕和共享富裕产生显著的积极影响，即数字经济可以通过推进产业结构高级化和合理化间接赋能共同富裕。

第三，数字经济赋能共同富裕表现出显著的异质性特征，在西部地区、数字产业化维度和高水平阶段的赋能效果更为突出。分区域看，无论是对共同富裕还是对总体富裕和共享富裕，中西部地区数字经济的赋能效果更强。分维度看，数字产业化维度对共同富裕的促进效应最大，其次是数字基础设施，然后是产业数字化。分不同发展水平看，数字经济发展水平越高，对共同富裕的赋能效果越显著。

结合上述结论，为了充分发挥数字经济红利，助力产业结构升级，巩固和释放数字经济赋能共同富裕的红利优势，本文提出如下政策启示：

一是加快数字经济发展，持续完善数字基础设施。各省份数字经济发展存在显著差异的主要症结也是基础设施的参差不齐，因此，要注重数字技术与实体经济的深度融合发展，尤其是重视大数据、人工智能、区块链等新技术与制造业、服务业和农业的融合，为赋能共同富裕提供更多动能支持。

二是大力推进数字产业化和产业数字化，促进产业结构的高级化和合理化。产业结构升级在数字经济赋能共同富裕中发挥着重要的“中介效应”，产业结构升级本身也为共同富裕发展提供强大动能，因此，应利用数字技术优势，强化数字产业化和产业数字化。一方面，壮大数字信息及相关产业，打造数字经济产业链和产业集群，做大数字经济规模，推进数字产业向中高端发展；另一方面，加强对传统产业的数字化改造，提升优势产业的数字化、智能化水平，加强数据、信息技术等生产要素的优化配置，推进产业结构合理化，降低数字

经济发展对实体经济的挤出效应。

三是遵循地区相对比较优势,制定差异化的数字经济发展政策。数字经济赋能共同富裕具有显著的区域异质性,中西部地区和高水平地区的数字经济赋能效果更显著,因此,各省份应根据比较优势制定符合本地区实际的差异化政策。当前阶段,中西部地区在完善数字基础设施的同时,应有重点地进行数字产业布局,避免数

字产业的趋同化和低水平重复建设;东部地区应充分发挥数字技术领先优势,重点突破核心关键数字技术研发,同时,注重整合数字资源,打造数字经济示范区和先行区,引领数字经济发展新浪潮。■

[基金项目:国家自然科学基金“要素禀赋结构与农业经济质量耦合机制研究:基于多尺度空间视角”(批准号:71963007)、国家社科基金“新时代海洋强国建设”重大专项“我国海洋传统产业转型升级与战略性新兴产业培育研究”(批准号:19VHQ004)]

参考文献:

- [1] Acemoglu D, Restrepo P. Robots and jobs: evidence from US labor markets[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2188-2244.
- [2] Ahmed A, Roubaie A. Poverty reduction in the Arab world: the use of ICTs[J]. World Journal of Science, Technology and Sustainable Development, 2013, (3): 195-211.
- [3] Forman C, Goldfarb A, Greenstein S. How did location affect adoption of the commercial internet? global village vs. urban leadership[J]. Journal of Urban Economics, 2005, 58(3): 389-420.
- [4] Giudice M. Discovering the Internet of Things (IoT) within the business process management[J]. Business Process Management Journal, 2016, 22(2): 263-270.
- [5] 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.
- [6] Hjort J, Poulsen J. The arrival of fast Internet and employment in Africa[J]. American Economic Review, 2019, 109(3): 1032-1079.
- [7] Hukal P, Henfridsson O, Shaikh M, Parker G. Platform signaling for generating platform content[J]. MIS Quarterly, 2020, 44(3): 1177-1206.
- [8] Lendle A, Olarrega M, Schropp S, Vézina P L. There goes gravity: eBay and the death of distance[J]. Economic Journal, 2016, 126(591): 406-441.
- [9] Niebel T. ICT and economic growth-comparing developing, emerging and developed countries[J]. World Development, 2018, 104(4): 197-211.
- [10] Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 陈晓东, 杨晓霞. 数字经济发展对产业结构升级的影响——基于友关联与耗散结构理论的研究[J]. 改革, 2021, (3): 26-39.
- [16] 冯素玲, 许德慧. 数字产业化对产业结构升级的影响机制分析——基于2010—2019年中国省际面板数据的实证分析[J]. 东岳论丛, 2022, (1): 136-149+192.
- [17] 郭吉涛, 梁爽. 数字经济对中国全要素生产率的影响机理: 提升效应还是抑制效果?[J]. 南方经济, 2021, (10): 9-27.
- [18] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 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.
- [19] 郭金花, 郭榕楠, 郭淑芬. 数字基础设施建设如何影响企业全要素生产率?——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 证券市场导报, 2021, (6): 13-23.
- [20] 李晓华. “十四五”时期数字经济发展趋势、问题与政策建议[J]. 人民论坛, 2021, (1): 12-15.
- [21] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究, 2021, 56(11): 4-13.
- [22] 李治国, 车帅, 王杰. 数字经济发展与产业结构转型升级——基于中国275个城市的异质性检验[J]. 广东财经大学学报, 2021, 36(5): 27-40.
- [23] 李金昌, 余卫. 共同富裕统计监测评价探讨[J]. 统计研究, 2022, 39(2): 3-16.
- [24] 刘培林, 钱滔, 黄先海, 董雪兵. 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.
- [25] 马勇, 王慧, 夏天添. 数字经济对中部地区实体经济的挤出效应研究[J]. 江西社会科学, 2021, 41(10): 48-57.
- [26] 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.
- [27] 邱泽奇, 张树沁, 刘世定, 许英康. 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.
- [28] 王宏鸣, 陈永昌, 杨晨. 数字化能否改善创新要素错配?——基于创新要素区际流动视角[J]. 证券市场导报, 2022, (1): 42-51.
- [29] 万海远, 陈基平. 共同富裕的理论内涵与量化方法[J]. 财贸经济, 2021, 42(12): 18-33.
- [30] 王贵铎, 崔露莎, 郑剑飞, 王春枝. 数字经济赋能制造业转型升级: 异质性影响机理与效应[J]. 统计学报, 2021, 2(5): 9-23.
- [31] 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.
- [32] 许宪春, 张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J]. 中国工业经济, 2020, (5): 23-41.
- [33] 徐金海, 夏杰长. 全球价值链视角的数字贸易发展: 战略定位与中国路径[J]. 改革, 2020, (5): 58-67.
- [34] 杨文涛. 数字经济促进高质量发展: 生产效率提升与消费扩容[J]. 上海财经大学学报, 2022, (1): 1-14.
- [35] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究, 2021, 38(4): 3-15.
- [36] 张少华, 陈治. 数字经济与区域经济增长的机制识别与异质性研究[J]. 统计与信息论坛, 2021, 36(11): 14-27.
- [37] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [38] 张于喆. 数字经济驱动产业结构向中高端迈进的发展思路与主要任务[J]. 经济纵横, 2018, (9): 85-91.
- [39] 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.
- [40] 左鹏飞, 姜奇平, 陈静. 互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(7): 71-91.

(责任编辑: 吴林祥)