

分类号
U D C

密级
编号 10741

兰州财经大学

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

论文题目 数字经济赋能共同富裕的效应研究

研究生姓名: 郑琦

指导教师姓名、职称: 王连、教授

学科、专业名称: 应用经济学、数量经济学

研究方向: 计量经济学方法与应用

提交日期: 2024年6月3日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 郑琦 签字日期： 2024.6.3

导师签名： 王连 签字日期： 2024.6.3

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定， 同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分內容。

学位论文作者签名： 郑琦 签字日期： 2024.6.3

导师签名： 王连 签字日期： 2024.6.3

Research on the Effect of Digital Economy Enabling Common Prosperity

Candidate :Zheng Qi

Supervisor: Wang Lian

摘要

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。党的二十大报告指出，中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化，坚持把实现人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点，着力促进全体人民共同富裕。在共同富裕开始进入扎实推进的实质性发展阶段的同时，数字经济也成为经济增长的新动能，当前我国共同富裕面临的主要挑战是发展的不平衡不充分问题，而数字经济具有高创新性、强渗透性以及广覆盖性的特点，兼具创造财富和共享财富属性，高度契合共同富裕的目标要求，成为新时代扎实推进共同富裕有利的技术条件。因此，在推进共同富裕的进程中，要将数字经济作为重要抓手。深入研究数字经济如何赋能共同富裕，并明确其作用机制和实现路径，这对于中国进入“十四五”时期经济高质量发展以及推进共同富裕目标具有重要意义。

本文将数字经济与共同富裕纳入同一个分析框架中，定性分析了数字经济对共同富裕的直接效应、作用机制和空间效应并提出相应假设，基于共同富裕的内涵运用熵权法对共同富裕子系统进行赋权，并通过 IHDI 构造思路，综合运用 Dagum 基尼系数及其分解、Kernel 密度估计、全局和局部 Moran'I 的方法分析了当前我国共同富裕发展现状。在理论分析的基础上，本文基于 2013-2021 年中国 273 个城市的面板数据，运用双向固定效应模型、中介效应模型、面板分位数模型和空间杜宾模型等计量模型对文章所提假设进行实证检验。

研究发现：①我国共同富裕水平整体呈上升趋势，东部城市共同富裕发展水平好于中西部城市，但中西部城市的年均增长率高于东部城市，形成“良性追赶”的态势，使得东中西间的差距不断缩小。②地区间的差异是我国共同富裕水平差异的主要来源，在组间差异中，东部地区和西部地区间的差异最大，而中部和东北部的差异最小；③共同富裕密度曲线不断右移，表明我国共同富裕水平不断提高，全国和东部地区出现侧峰，说明存在两极分化现象；④从莫兰指数可以看出我国共同富裕水平有明显的空间正相关性；⑤数字经济的发展能够显著的推动共同富裕的发展；且数字经济可以通过提升人力资本水平、优化民营经济发展、提高城市创新能力以及提升创业活跃度，进而推动共同富裕的发展；⑥数字经济赋能共同富裕存在显著的区域异质性、时间异质性、扶贫政策异质性及资源聚集异质性，其中东部地区的效应高于中西部地区，2018-2021 年间的效应高于 2013-

2017 年间效应，含贫困县城市的效应低于不含贫困县城市的效应，五大城市群城市的效应高于非五大城市群的效应；⑦数字经济赋能共同富裕存在“马太效应”，即共同富裕水平越高的地区，数字经济对共同富裕的赋能效果越强。⑧数字经济对共同富裕水平的影响存在显著的空间溢出效应。

关键词：数字经济 共同富裕 统计测度 时空演变 实证研究

Abstract

Common prosperity is the essential requirement of socialism and an important feature of Chinese-style modernization. The report to the 20th National Congress of the Communist Party of China pointed out that Chinese-style modernization is the modernization of common prosperity for all the people. We should adhere to the realization of the people's yearning for a better life as the starting point and goal of modernization, and strive to promote common prosperity for all the people. At the same time that common prosperity has entered a substantial development stage of solid progress, digital economy has also become a new driving force of economic growth. At present, the main challenge of common prosperity in China is the problem of unbalanced and inadequate development. It is highly in line with the goal and requirements of common prosperity and has become a favorable technical condition for solid promotion of common prosperity in the new era. Therefore, in the process of promoting common prosperity, digital economy should be taken as an important starting point. In-depth research on how digital economy promotes common prosperity, and clarifying its mechanism and realization path, is of great significance for China to enter the "14th Five-Year Plan" period of high-quality economic development and promote the goal of common prosperity.

This paper brings digital economy and common prosperity into the same analytical framework, qualitatively analyzes the direct effect, action

mechanism and spatial effect of digital economy on common prosperity, and puts forward corresponding hypotheses. Based on the connotation of common prosperity, this paper uses entropy weight method to empower the common prosperity subsystem, and constructs ideas through IHDI. The Dagum Gini coefficient and its decomposition, Kernel density estimation, global and local Moran's 'i' methods are used to analyze the development status of common prosperity in China. On the basis of theoretical analysis, based on the panel data of 273 cities in China from 2013 to 2021, this paper uses quantitative models such as two-way fixed effect model, mediating effect model, panel quantile model and spatial Durbin model to test the hypotheses proposed in this paper.

The results show that:①The common prosperity level in China is on the rise as a whole. ②The difference among regions is the main source of the difference of common prosperity level in China. In the difference among groups, the difference between the eastern region and the western region is the largest, while the difference between the central region and the northeastern region is the smallest; ③The common prosperity density curve keeps shifting to the right, indicating that the common prosperity level of our country is constantly improving, and there are side peaks in the whole country and the eastern region, indicating that there is polarization phenomenon; ④It can be seen from Moran index that China's common prosperity level has obvious spatial positive correlation; ⑤ The

development of digital economy can significantly promote the development of common prosperity; Moreover, digital economy can promote the development of common prosperity by improving the level of human capital, optimizing the development of private economy, improving the innovation ability of cities and enhancing the activity of entrepreneurship. ⑥ There are significant regional heterogeneity, time heterogeneity, poverty alleviation policy heterogeneity and resource aggregation heterogeneity in the promotion of common prosperity by digital economy. The utility of the eastern region is higher than that of the central and western regions, the effect from 2018 to 2021 is higher than that from 2013 to 2017, and the utility of cities including poor counties is lower than that of cities without poor counties. The utility of the big Five urban agglomerations is higher than that of the non-big Five urban agglomerations. ⑦ The Matthew effect exists in the promotion of common prosperity by digital economy, that is, the higher the level of common prosperity is, the stronger the promotion effect of digital economy on common prosperity is. ⑧ The impact of digital economy on the level of common prosperity has a significant spatial spillover effect.

Keywords: The digital economy; Common prosperity; Statistical measure; Temporal and spatial evolution; An Empirical study

目 录

1 绪论	1
1.1 研究背景与意义.....	1
1.1.1 研究背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	2
1.2 文献综述.....	2
1.2.1 共同富裕的相关研究.....	3
1.2.2 数字经济的相关研究.....	4
1.2.3 数字经济赋能共同富裕的效应研究.....	5
1.2.4 文献述评.....	6
1.3 研究思路与主要研究内容.....	7
1.4 本文创新点.....	9
2. 数字经济赋能共同富裕的内在机理与研究假设	10
2.1 数字经济对共同富裕的直接影响.....	10
2.2 数字经济对共同富裕的间接影响.....	11
2.2.1 数字经济、人力资本水平与共同富裕.....	11
2.2.2 数字经济、民营经济发展水平与共同富裕.....	11
2.2.3 数字经济、城市创新能力与共同富裕.....	12
2.2.4 数字经济、创业活跃度与共同富裕.....	13
2.3 数字经济赋能共同富裕的空间溢出效应.....	14
3 共同富裕水平测度及现状分析	15
3.1 共同富裕水平测度.....	15
3.1.1 共同富裕测度的内涵.....	15
3.1.2 共同富裕综合评价指标体系构建.....	15
3.1.3 共同富裕水平测度方法.....	18
3.2 共同富裕的现状分析.....	19
3.2.1 共同富裕测度结果分析.....	19
3.2.2 共同富裕发展水平的差异及来源.....	21

3.2.3 共同富裕发展水平的动态演进.....	25
3.2.4 共同富裕发展水平的空间特征分析.....	28
4 数字经济赋能共同富裕的实证检验.....	30
4.1 研究设计.....	30
4.1.1 变量选取及数据来源.....	30
4.1.2 模型构建.....	32
4.2 数字经济赋能共同富裕的直接效应分析.....	33
4.2.1 基准回归分析.....	33
4.2.2 稳健性检验与内生性处理.....	35
4.3 数字经济赋能共同富裕的中介效应分析.....	38
4.3.1 人力资本水平的中介效应分析.....	38
4.3.2 民营经济发展水平的中介效应分析.....	39
4.3.3 城市创新能力的中介效应分析.....	40
4.3.4 创业活跃度的中介效应分析.....	41
4.4 数字经济赋能共同富裕的异质性分析.....	41
4.4.1 区域异质性分析.....	42
4.4.2 时间异质性分析.....	43
4.4.3 扶贫政策异质性分析.....	44
4.4.4 资源聚集异质性分析.....	45
4.4.5 共同富裕水平的异质性分析.....	46
4.5 数字经济赋能共同富裕的空间溢出效应.....	47
4.6 本章小结.....	51
5 研究结论和政策建议.....	52
5.1 研究结论.....	52
5.2 政策建议.....	53
参考文献.....	55
致 谢.....	64

1 绪论

1.1 研究背景与意义

本节主要从研究背景和研究意义两个方面出发，研究背景主要介绍了共同富裕的现实背景、数字经济的发展现状以及数字经济对共同富裕发展的影响，研究意义从理论意义和应用意义两方面进行阐释。

1.1.1 研究背景

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。当前，我国社会主要矛盾转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。并且我国收入的基尼系数仍处于 0.47，超过国际警戒线，反映出我国仍存在较大的社会贫富差距，其成为实现共同富裕道路上的“绊脚石”，因而在实现共同富裕的道路上应当坚持富民优先和公平分配，着力缩小收入差距。自党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央把逐步实现全体人民共同富裕摆在更加重要的位置上，在二十大报告中更是指出：“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化，坚持把实现人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点，着力促进全体人民共同富裕”。“十四五”时期经济社会发展主要目标包括“全体人民共同富裕迈出坚实步伐”，2035 年远景目标包括“人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”，中国各省（自治区、直辖市）政府工作报告中也采取多举措来扎实推动共同富裕。在“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要下，共同富裕渐行渐近。

面对如今国内外复杂的局势，在经济社会发展的过程中，数字经济仍展现出强劲的活力，成为经济社会发展的重要引擎，2022 年我国数字经济规模达到 50.2 万亿元，占国内生产总值的 41.5%，在国民经济中占据重要地位。习近平总书记强调：“数字经济辐射范围之广、影响程度之深前所未有，正在成为重组全球要素资源、重塑全球经济结构、改变全球竞争格局的关键力量。”数字经济成为经济增长的新动能，与此同时共同富裕开始进入扎实推进的实质性发展阶段，在《“十四五”数字经济发展规划》中指出数字化方式有效打破时空阻隔，其发展

正在让广大群众享受看得见、摸得着的实惠。当前我国共同富裕面临的主要挑战是发展的不平衡不充分问题，而数字经济具有高创新性、强渗透性以及广覆盖性的特点，兼具创造财富和共享财富属性，高度契合共同富裕的目标要求，成为新时代扎实推进共同富裕有利的技术条件，且《数字经济促进共同富裕实施方案》中明确提出数字经济是推动实现共同富裕的重要力量。因此数字经济是推进共同富裕实现的重要引擎，厘清数字经济赋能共同富裕的作用机制和实现路径，对我国“十四五”时期经济高质量发展以及共同富裕的推进具有重要意义。

1.1.2 研究意义

数字经济在我国的发展中扮演着重要角色，对于促进高质量发展和实现共同富裕具有关键作用。故而本文的研究具有重要的理论和应用意义。在理论层面，首先通过构建中国共同富裕发展水平的指标体系，为量化研究共同富裕目标的实现提供了新视角，在一定程度上可以知晓当前我国共同富裕的发展现状。其次，将数字经济与共同富裕纳入同一分析框架下，深入探讨数字经济对共同富裕的内在机理，一定程度上可以丰富数字经济赋能中国共同富裕发展的相关经济理论，厘清数字经济赋能共同富裕的路径，可以为我国实现共同富裕提供一定的理论指导。

在应用价值方面，通过采用各城市面板数据，能够准确测算城市的共同富裕发展水平，找到各城市发展的短板，为制定科学的城市发展政策提供依据。根据不同地区和城市在共同富裕发展水平和数字经济影响上的不同表现，提出有针对性的政策建议，以促进城市发展差距的缩小和共同富裕的实现。同时，从多方面多渠道探讨数字经济对共同富裕的影响，基于数字经济对人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力及创业活跃度等角度，探究数字经济对它们的影响，进而影响共同富裕的发展水平，从而提出科学合理的建议和改进方向，以最大程度发挥数字经济在赋能共同富裕方面的效应。

1.2 文献综述

近年来，学界关于二者的研究呈现指数性增长，本文将从共同富裕的相关研究、数字经济的相关研究及数字经济对共同富裕的影响研究进行文献综述并对文

献进行述评。

1.2.1 共同富裕的相关研究

共同富裕是中国式现代化特征的重要表现，其核心思想起源于马克思，经过中国共产党不断的思考与探索，在新时代下，共同富裕的内涵得到了极大的丰富和完善。当前，学界对共同富裕的内涵特征、测度以及实现路径展开了广泛的研究。

（1）共同富裕的内涵研究

共同富裕是富裕基础上的“共同”，共同目标下的“富裕”（李实，2021；周文和施炫伶，2022；梁炳辉，2023），是二者的有机统一。从共同富裕的内在逻辑来看，“共同”体现过程和结果状态，“富裕”表示物质、精神、生态、政治等方面良好（李金昌和余卫，2022），“富裕”体现生产力发展的要求，“共同”界定社会主义的生产关系性质（周文和何雨晴，2022）；从共同富裕的覆盖范围和性质来看，共同富裕是全体人民的共同富裕，不是一部分人的富裕，也不是整齐划一的平均主义（习近平，2021），更不是绝对平均主义富裕，而是建立在全体人民富裕基础上有合理差别的普遍富裕（李军鹏，2021）；从共同富裕的发展来看，共同富裕是循序渐进的过程（李金昌和余卫，2021；陈伟宏，2022；徐鹏杰等，2023），即先富带动后富，最终达到全体人民共同富裕的过程（齐红倩和张佳馨，2022；柳毅等，2023）；从共同富裕所包含的层面来看，新时代共同富裕是物质生活富裕、精神生活富裕以及生态文明富裕三者的有机统一（张占斌和毕照卿，2022；刘培林等，2021；裴长盛，2023）；从共同富裕的建设来看，共同富裕是共建共享的（杨文圣和李旭东，2022；周泽红和李雪艳，2023），是通过全体人民辛勤劳动创造的，不是“福利主义”的“懒汉”富裕（陈伟宏，2022），是拒绝搭便车行为的。总之，共同富裕是一个动态演进的过程，由人民群众共建共享，最终达到全体人民共同富裕的过程，这种富裕涵盖生活、精神、生态文明等方面，是建立在合理差别上的富裕。

（2）共同富裕的测度研究

对于共同富裕的测度，学界展开了积极的探索，主要包含以下几种测算思路：一是通过构建单一指标来对共同富裕进行衡量，如通过人均收入（苏红键，2022）、

人均 GDP(万广华, 2022)等, 但这仅仅衡量了共同富裕中富裕这一视角, 并没有反映出共同这一水平且只体现出物质富裕; 二是构建综合指标体系, 通过熵值法来衡量共同富裕发展水平, 有学者直接从共同和富裕两维度来构建指标体系(刘培林等, 2021; 金正连, 2022; 向云等, 2022; 彭刚等, 2023; 冯苑和聂长飞, 2022), 虽然学者们从共同和富裕两维度来构建指标体系, 但采用的二级指标均有差异, 也有学者在这两维度的基础上加入制度保障(王军等, 2023)、弱势保障(徐菁, 2022); 同时, 由于共同富裕具有丰富内涵, 学者们多角度对共同富裕进行了测算, 如从发展性、共享性、可持续性(陈丽君等, 2021; 韩亮亮等, 2022; 杨筱明, 2023); 基于生产效率、总体富裕、成果共享(郭卫军和张衔春, 2023); 从经济质效并增、发展共建共享、社会民主、民生福祉、生态宜居(王青等, 2023)等来对共同富裕发展水平进行测算; 也有学者基于 CHFS 微观数据从物质富裕、精神富裕及社会共享(张金林等, 2022)等来构建指标体系衡量微观群体的共同富裕的发展水平。

(3) 共同富裕的影响因素研究

就实现路径而言, 学界展开了广泛的研究, 主要观点有: 一是由于社会主义阶段的最根本任务就是发展生产力, 故应当大力发展生产力来促进共同富裕(逢锦聚, 2021); 二是以“有效市场”、“有为政府”、“有爱社会”的“三轮”驱动(唐任伍等, 2022), 充分发挥市场力量、制度力量、精神力量和道德力量等(袁媛, 2022), 以此使地区平衡发展, 城乡融合发展(李实, 2022); 三是到了新时代, 要从收入分配制度改革、高质量发展以及还权赋能三个角度推动共同富裕的实现(韩文龙和蒋枢泓, 2022), 且共同富裕是我国高质量发展的重要组成部分, 要将共同富裕贯彻到高质量发展的每一个领域当中(李培林, 2021); 五是以益贫式增长实现共同富裕(范从来, 2017), 需大力推动民营经济发展, 巩固共同富裕的重要基础(周文和施炫伶, 2022); 最后, 在数字经济时代, 大多学者从理论与实证的角度认为数字经济对于共同富裕的实现有促进作用(夏杰长和刘诚, 2021; 向云和陆倩, 2022; 柳毅等, 2023)。

1.2.2 数字经济的相关研究

数字经济首先由 Don Tapscott(1996)提出, 最初被理解为新经济或知识经济。

进入信息时代后，数字经济被理解为以数字化信息为核心生产要素，以信息技术和网络技术为支撑，实现生产、交换、分配和消费各方面融合的经济活动或新兴经济形态（刘军等，2020）。关于数字经济的测度，目前学界学者对其的测度主要分为两类：一是直接法，即通过国民经济核算方法论，直接估计数字经济的规模（胡甲滨等，2022）。学者们主要基于数字经济的产出效率，利用生产法（洪兴建，2019）、增加值模型（许宪春和张美慧，2020）及投入产出法（李研，2021）等直接测度数字经济的发展水平。二是对比法，即采用多维度指标体系，得到数字经济发展的相对情况（徐清源等，2018），学界普遍基于数字经济的内涵构建指标体系，采用熵权法、主成分分析法等方法综合测算数字经济发展水平（王军等，2021），从数字经济的定义出发，基于数字基础设施、产业数字化、数字产业化这三维度来构建指标体系（向云等，2022；李英杰和韩平，2022），随着数字经济与生产生活的不断融合，在数字经济内涵定义的基础上，学者们对其指标体系不断丰富，加入数字技术应用（汤淥洋等，2023）、数字化交易及数字化媒体（易明等，2022）、数字服务能力（程筱敏和邹艳芬，2022）以及数字发展环境（李健等，2022）等来测度数字经济发展水平。三是张勋等（2019）及刘维林和王艺斌（2022）直接使用北京大学数字普惠金融指数来衡量数字经济发展水平。

1.2.3 数字经济赋能共同富裕的效应研究

目前学界普遍认为数字经济对共同富裕有积极的推动作用，数字经济可以从多维度、多方面助推共同富裕的实现。由于人工智能、云计算、大数据等以数字经济为核心，催生出许多新产业、新模式（Hukal P, 2020），是经济社会发展的新动力（张少华和陈治，2021；杨文溥，2022）；数字经济对于促进就业，缩小城乡差距，推动经济社会发展，提升公共服务质量，在提高社会福利、促进社会分配公平方面也有着积极作用（夏杰长和刘诚，2021；Zhou.,2021），可见数字经济的发展不仅能够做大“蛋糕”，而且还能分好“蛋糕”。

在做大“蛋糕”方面：数字经济能够缓解流动性约束与缓解融资约束（贺唯唯和侯俊军，2023），提升资源的配置效率（韩亮亮等，2022），为财富的创造奠定基础；在推动企业数字化转型（向海凌等，2023）、提升制造业生产率（涂磊等，2023）、提高外贸竞争力（姚战琪，2022）等有着积极作用，加速社会财富

的创造；同时数字经济能够促进绿色发展（邹静等，2023），优化社会生态环境；数字经济能够满足人们的多样化个性需求（林贤明和李建平，2022），促进物质富裕和精神文明相协调发展（周文和施炫伶，2023）；数字技术能够增强国家治理能力（崔开昌等，2023），提升社会保障水平，并且社会通过数字化治理，能够优化公共服务质量（鲍鹏程和黄林秀，2023）。可见，数字经济在做好“蛋糕”方面展现出强大的潜力。

在分好“蛋糕”方面，主要目标是让发展成果更好的惠及全体人民（蒋永穆等，2023），而目前城乡和区域之间发展不协调是达到这一目标的最大阻力。但数字经济发挥出的普惠效应和溢出效应（向云等，2022），能够加速社会资源在城乡间、不同地区流动（严宇珺和龚晓莺，2023），从而优化城乡要素配置（彭刚和高劲松，2023），为缩小城乡收入差距（林松等，2023）及推动区域协调发展（叶堂林和王雪莹，2023）提供新机遇。

同时学者们对数字经济赋能共同富裕的实现路径展开了广泛研究，提出数字经济能优化产业结构（王军和罗茜，2023；向云等，2022）、提升创业活跃度（韩亮亮等，2022；惠献波，2023）、优化资源配置（杜宏巍，2022；樊梦瑶和张亮，2023）、提高就业质量（石薇等，2023）等来助推共同富裕的实现。最后，学者们通过理论分析与实证检验，提出数字经济促进共同富裕存在非线性效应（韩亮亮等，2022）及空间溢出效应（柳毅等，2023；杨水根和王吉，2023）。

1.2.4 文献述评

综上，学者们围绕数字经济和共同富裕的内涵、测度等问题展开广泛的研究，取得了丰硕研究成果，且数字经济在促进经济社会发展方面基本达成共识，但仍存在以下研究空间：一是对于共同富裕的测度指标体系尚未统一，且测度多以省级数据为基础，对城市层面的研究较少；二是目前对于数字经济赋能共同富裕的研究，多集中于理论研究和省级视角层面，定量研究仍有完善空间；三是数字经济作为一种新兴经济形态，可以影响经济社会的各方面，故而目前关于数字经济赋能共同富裕的机制路径研究仍存在较大研究空间。基于此，本文在现有文献研究基础上，从共同富裕的内涵特征出发，构建了科学合理的指标体系，并基于我国城市的面板数据，测算了我国各城市的共同富裕发展水平，丰富了对共同富裕

目标实现程度的量化研究；在理论研究的基础上，定量分析数字经济对共同富裕的赋能效应，基于人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力以及创业活跃度的视角，探讨数字经济赋能共同富裕的理论机制与实现路径，丰富了数字经济赋能共同富裕的实现路径研究。

1.3 研究思路与主要研究内容

本文将数字经济和共同富裕纳入同一理论框架，在定性分析数字经济赋能共同富裕的理论机制的基础上，提出相应的假设；基于共同富裕的理论内涵，构建共同富裕发展水平综合指标体系，并进一步探究共同富裕的时空演变、区域差异的来源及空间相关关系；基于 2013 年至 2021 年全国 273 个地级市及以上城市的面板数据，使用固定效应模型、中介效应模型、分位数回归模型及空间杜宾模型，探究数字经济对共同富裕的影响作用；最后基于研究结论，提出科学合理的政策建议。基于此，本文的研究内容主要有：理论机制与研究假设的提出，共同富裕发展水平指标体系构建及现状分析，数字经济赋能共同富裕的实证检验以及政策建议的提出四大部分：

第一部分是数字经济赋能共同富裕的内在机理与研究假设的提出。（1）从定性的角度分析数字经济如何影响共同富裕中“共同”和“富裕”两大维度的理论基础，探究数字经济对共同富裕影响的直接效应；（2）从人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力以及创业活跃度 4 个角度出发，探究数字经济影响共同富裕的间接效应；（3）从资源禀赋论出发，探讨数字经济对共同富裕的影响因区域、时间、资源聚集等的不同而存在的异质性；（4）由于数字经济及共同富裕存在较强的空间聚集性与相关性，探究数字经济赋能共同富裕的空间效应。

第二部分是共同富裕发展水平指标体系构建及现状分析。（1）基于共同富裕中“共同”和“富裕”两大维度，构建科学合理有效的评价指标体系；（2）在运用熵权法对共同富裕各子系统赋权的基础上，运用 IHDI 构造的思路，测算出各城市共同富裕发展水平；（3）为了准确把握共同富裕的发展现状，本文基于测度的结果运用 Dagum 基尼系数分解探讨共同富裕区域差异及差异的来源，利用 Kernel 密度估计分析共同富裕全国及各区域的动态演进趋势，全局和局部 Moran's I 的方法解析共同富裕的空间相关性及聚集性。

第三部分是数字经济赋能共同富裕的实证检验。(1) 计量模型的设定及变量的选取, 并对各变量进行描述性统计分析; (2) 实证检验数字经济对共同富裕的直接影响作用, 并在基准回归的基础上, 进行稳健性检验及内生性处理; (3) 从区域、时间段、资源聚集等不同角度进行异质性检验, 检验数字经济赋能效果是否具有异质性特点; (4) 运用中介效应模型, 验证数字经济会通过影响人力资本水平、民营经济发展、城市创新能力及创业活跃度进而推动共同富裕的发展; (5) 运用空间杜宾模型来验证数字经济赋能共同富裕的空间溢出效应。

第四部分是研究结论与政策建议的提出。(1) 基于实证检验的结果, 进一步梳理文章的实证脉络、融汇全文, 系统分析总结数字经济赋能共同富裕共同富裕的主要研究结论。(2) 在通过总结归纳研究结论的基础上, 厘清数字经济赋能共同富裕的动力机制及各区域发展特性, 进而提出适合各城市发展的科学合理有效的政策建议。在上述主要研究内容的基础上, 本文的思路框架图如图 1.1 所示:

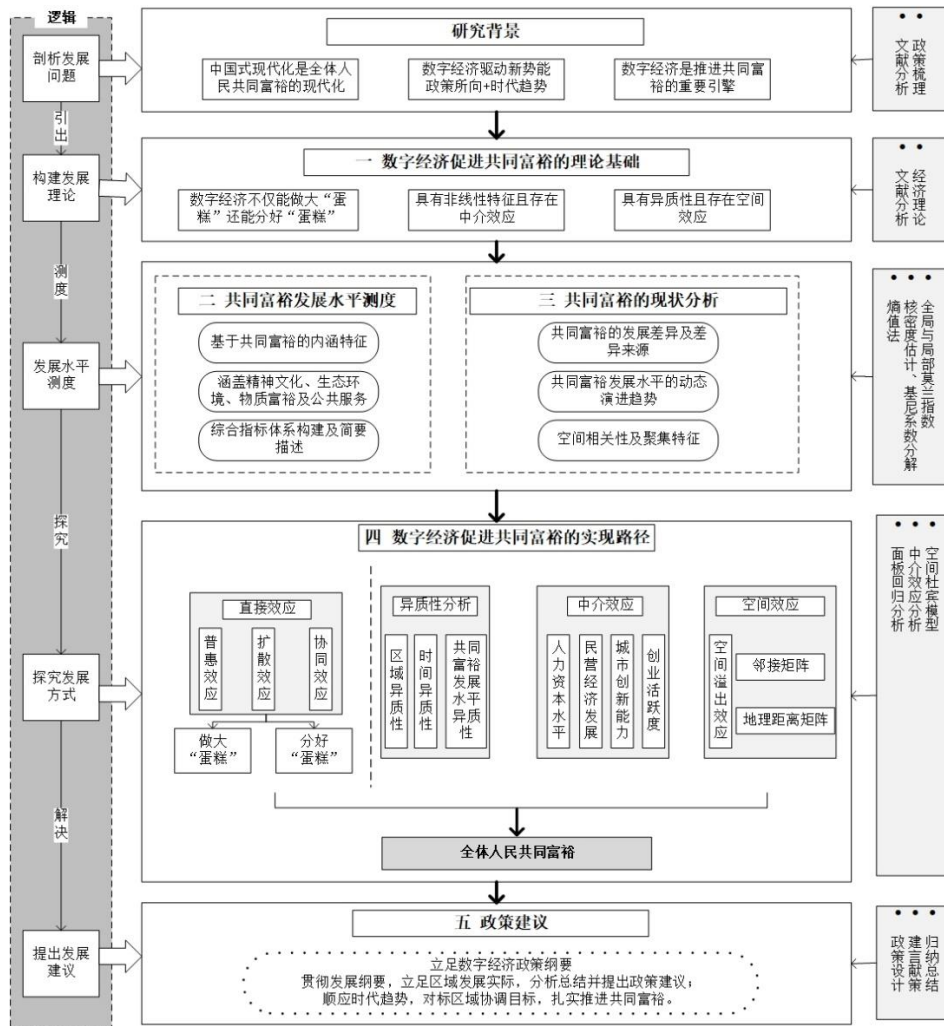


图 1.1 思路框架图

1.4 本文创新点

本文的创新点有以下三点：

第一，共同富裕评价体系的拓展和补充。现有研究对共同富裕的理论阐释提法各异，但内涵趋同，不同测度方法所得结果存在较大差异。本文以共同富裕内涵特征为基础，从共同富裕的共同度和富裕度出发，充分考虑物质富裕、精神文化、生态文明、公共服务、城乡差距及区域差异等重点问题，构建共同富裕发展评价体系；并基于城市面板数据，测算中国 273 个城市的共同富裕发展水平。

第二，数字经济赋能共同富裕理论框架的深入和完善。现有研究对于数字经济赋能共同富裕多从定性视角进行分析，且机理阐述不够全面。故本文从人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力及创业活跃度等视角出发，探索数字经济赋能共同富裕的理论机制，丰富数字经济赋能共同富裕的理论框架，并通过实证对机制路径进行检验。

第三，在理论分析的基础上，运用计量模型从多视角探究数字经济对共同富裕的赋能作用，通过异质性分析探究数字经济赋能共同富裕的效应因区域、时间、资源聚集以及扶贫政策的不同而存在的差异。

2.数字经济赋能共同富裕的内在机理与研究假设

数字经济作为推动共同富裕实现的关键引擎，对于促进经济增长、提升生产力、优化资源配置和推动社会公平具有重要意义。基于此，有必要深入研究数字经济赋能共同富裕的理论基础和作用机制。本章通过构建数字经济赋能共同富裕的理论基础，定性分析数字经济赋能共同富裕的作用机制。本章由数字经济赋能共同富裕的内在机理与研究假设两大部分组成。

2.1 数字经济对共同富裕的直接影响

数字经济对共同富裕的促进作用主要体现在“做大蛋糕”与“分好蛋糕”两方面（薛启航等，2022）。就数字经济表现出强大的“做大蛋糕”动力机制方面而言，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。首先，数字经济本身具有较强的增长潜力，数字产业化和产业数字化能够快速实现财富创造与积累，对共同富裕的实现提供了强大的动力源（向云等，2022）；其次数字经济能够发挥协同效应使得经济和生态环境协调发展、并且利用以数字经济为核心大数据对生态环境进行动态分析，构建生态环境服务型科技创新体系（段永琴等，2021），同时以数字技术为核心的网络文学、网络视听等比工业经济更能满足人们的精神文化需求（欧阳日辉，2022）；最后数字经济能够作用于劳动力市场与社会保障发展产生关联性，促进社会保障的发展（李文秀和柯晋，2022）。由此数字经济能够推动经济社会的全面发展，提升全社会的总体富裕水平。

就数字经济表现出强大的“分好蛋糕”共享机制方面而言，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。首先，随着数字技术的不断推广，数字红利使大多数人受益，有助于实现均衡性增长（梁东亮和赖雄麟，2022），尤其能够使农村以及偏远城市受益，因为得利于数字技术，使得人才、技术、知识突破时空限制，便利了区域间的流动，使人人都有机会学习新技能和新知识；其次，数字经济使得社会经济资源和公共服务得到合理分配，在互联网时代，使得信息获取成本和行业准入门槛都处于较低水平，进一步便利了农村居民参与经济活动，使得农村居民在创造财富的同时还利于缩小城乡差距、收入差距。因而，数字经济发展有助于解决发展不平衡不全面问题，进而推动全

体人民共享发展成果，实现全体人民共同富裕。据此提出以下假设：

H₁：数字经济能促进共同富裕水平的发展。

2.2 数字经济对共同富裕的间接影响

2.2.1 数字经济、人力资本水平与共同富裕

就数字经济与人力资本而言：第一，以数字技术为核心的云计算、大数据等新业态、新模式对人才的需求日益增加，促使人们不断学习新技能和知识。在这种情况下，通过“干中学”和“再教育”的方式不断提升自身综合素质成为必然趋势，以不断提高自身工作能力和业务水平（陈南旭和李益，2022）；第二，数字经济促进了教育的投资，数字化和网络化降低了教育投资的成本，提高了教育投资的回报率，同时这也增强了学习的便利性，打破了时空的限制，使得人力资本的结构不断得到优化（王冬梅等，2023）。因此，数字经济的发展便利了人们对于技能和知识的学习，以适应数字时代的发展，使得人力资本水平不断得到提升。就人力资本与共同富裕而言：首先人力资本水平的提升，为科技、医疗、教育、文化等各行业提供了高素质人才，能够树立人才引领高质量发展的理念，且人才是共同富裕实现的关键变量，是做大“蛋糕”和分好“蛋糕”的基本要素（陈丽君和傅衍，2023）；其次人力资本水平的提升将进一步提高社会生产力，而生产力的发展状况决定了一个社会的富裕程度，是衡量共同富裕的物质尺度（周泽红和郭劲廷，2022），同时人力资本的提升对社会劳动生产率的提升也会产生积极的影响，从而创造更多的社会财富，夯实共同富裕的物质基础。据此提出以下假设：

H_{2a}：数字经济能通过提升人力资本水平对共同富裕产生正向促进作用。

2.2.2 数字经济、民营经济发展水平与共同富裕

就数字经济与民营经济而言：一方面数字经济能够帮助民营企业缓解融资约束的难题，由于民营经济大多是中小企业，抵押资产以及信用水平不足，难以获得足够的金融支持，而数字经济借助于大数据、移动支付等技术有效的缓解了这一难题（刘苹，2022），使得民营经济体扩大了融资渠道降低了融资成本（庞加

兰等, 2023); 另一方面数字经济提升民营经济体的运行效率(郑金辉等, 2023), 数字技术搭建的平台有助于民营企业匹配供需信息, 更快捷的找到所需的服务, 同时以数字技术为核心的电子商务、大数据及直播销售等模式, 能够缓解信息不对称、施行精准匹配以及减少流通环节, 从而能够降低商品成本及价格(刘苹, 2022)。总之数字经济缓解了民营经济面临的融资困难以及管理低效的难题, 更好的推动了民营经济的发展。就民营经济与共同富裕而言: 首先民营经济是高质量发展的推动力量, 它不仅能够吸纳农村剩余劳动力, 为财富的积累创造良好的条件, 同时从数据上看, 民营经济是改革开放以来增长速度最快的经济成分(周文和司婧雯, 2023); 其次民营经济有着社会主义较高的生产力, 他们在追逐利润最大化中不断更新自己的技术, 不断使自己的劳动生产力在劳动力价值、科学技术等层面均有显著提升, 从而创造更多的财富(马艳等, 2022)。最后, 中国的民营经济体是劳动者对生产资料的占有, 是依据自己的劳动获得的财产, 其发展能够缩小收入差距、稳定宏观经济(魏杰和施成杰, 2014)。民营经济已然成为我国经济发展重要的增长极, 能提升经济社会的富裕度, 提高城乡、区域的共同度。据此提出以下假设:

H_{2b}: 数字经济能通过优化民营经济发展对共同富裕产生正向促进作用。

2.2.3 数字经济、城市创新能力与共同富裕

就数字经济与城市创新而言: 数字经济作为全新的经济形态, 对城市的创新系统有着全面的影响(马化腾等, 2017)。首先数字经济本身就是一种创新, 其孕育的云计算、大数据、人工智能等以数字技术为核心, 这些技术能拓宽城市创新的宽度, 使得数字产业化、产业数字化, 不断推动新型技术成果的产生和转换(周霞等, 2023), 为城市创新奠定坚实的基础; 其次数字经济搭建的数字平台, 为各类创新提供了沟通的桥梁, 使得创新不再是单个主体的“独角戏”, 政府、个人也能加入到创新系统中, 加大了创新产出的可能性、极大的提高了技术研发的效率(葛立宇等, 2022), 同时数字经济具有强渗透性、广覆盖性等特点, 能打破创新活动的时空限制, 使得创新场景变得丰富和多元(Constantinides P, 2018)。数字经济的发展不仅能拓宽城市创新的宽度, 还能扩展城市创新的深度。就城市创新与共同富裕而言: 首先城市创新是实现城市经济高质量发展的必要条

件，城市创新水平的提高，能够将落后低糜的传统产业转换先进的数字产业，优化城市的经济支柱，使得城市经济发展水平得到进一步的提升(杨卫丽等，2021)，其次创新不仅是提高劳动生产率的关键，同样也是发达国家经济体远超其它国家的主要原因(杨水根和王吉，2023)；最后围绕创新布局城市产业链，才能壮大发展新动能，创新成果的涌入才能支撑经济社会高质量发展。总之，创新为当前经济快速发展提供了重要动力，在共同富裕的实现过程中，创新水平必将承担重要的角色。据此提出以下假设：

H_{2c}：数字经济会通过提高城市创新能力对共同富裕产生正向促进作用。

2.2.4 数字经济、创业活跃度与共同富裕

就数字经济与创业活跃度而言：第一数字经济能够丰富创业资源，一方面数字技术使得竞争弱势以及发展前景差的产业退出市场，从而释放出大量的生产要素，另一方面，借助于数字经济搭建的平台，能够为创业主体提供向优秀企业学习的机会，使经济系统中的资源得到充分的融合，增大创业成功的可能性(惠献波，2023)；第二由于创业初期需要大量的资金支持，而对于创业初期的人们，没有足额的抵押物，导致其难以得到传统金融的支持，而数字经济的出现，恰好解决了这一难题，不仅能为创业者解决融资难的问题，还能通过大数据平台记录创业者的信用水平，以便利创业者再次获取融资；第三数字经济能够优化城市的营商环境(赵晓阳和衣长军，2022)，一方面数字监管系统的出现，有效的杜绝了假冒伪劣产品的出现，为各创业者营造一个良好的公平竞争环境；另一方面通过数字技术能够缓解信息的不对称，帮助创业者甄别合作者及识别顾客的需求。总之，数字经济能够丰富创业资源、缓解融资约束以及优化营商环境，从而推动创业活跃度地提升。就创业活跃度与共同富裕而言：首先创业在减贫方面具有强大的动力(斯晓夫等，2020)，农村剩余劳动力通过创业不仅能够提高自己的收入，还能缩小城乡差距(杨水根和王吉，2023)；其次，创业主体能够解放和发展生产力，创造大批工作岗位，增加人们的就业机会，进而推进初次分配的公平性(张金林等，2022)，有助于缩小各群体间收入的差距；最后，创业是经济增长的内生动力(赵涛等，2020)，高质量的创业能够在较短时间创造较多财富，同时高质量的创业会引致创新的出现，进一步推动经济社会的发展，夯实共同富

裕的物质基础。创业能够创造新产品和新价值，能够增强富裕度，提高共同度。据此提出以下假设：

H_{2d}：数字经济会通过提高创业活跃度对共同富裕产生正向促进作用。

2.3 数字经济赋能共同富裕的空间溢出效应

数字经济不仅会对本地区共同富裕产生影响，还会推动邻近及周边地区共同富裕的发展，数字技术一方面能够突破空间的限制，产生聚集资源要素的动态空间效应（徐星等，2023），另一方面还会强化城市间的空间关联性，推动各城市间的相互协作，利于形成“以强带弱”的模式（邓慧慧等，2022）。首先教育与数字技术的结合，产生知识溢出效应（王玉洁等，2023），以在线教育为代表的教育数字化，使得偏远地区的人们也有接受良好教育的机会，促进教育的公平性，能显著增强偏远地区的人力资本水平（马凤岐和谢爱磊，2022），进一步为本地区及周边地区共同富裕的实现奠定坚实的基础；其次以数字技术为核心的电子商务的蓬勃发展，不仅弱化了空间的限制，在推动区域间商品快速流动的同时，还能降低购物成本及获取商品信息成本（杨水根和王吉，2023），为本地区及周边城市物质财富的创造提供巨大的助力；最后数字经济弱化了各地区企业间由地理距离带来的技术溢出效应衰减规律，便利了市场各主体向优秀企业的学习、模仿，以此降低各区域间发展差距，同时数字经济能够助力各市场主体形成产业大联盟，实现各主体间资源优势互补（鲁玉秀等，2021），在技术合作方面产生溢出效应。由此可见数字经济助推教育、商品零售以及技术等方面产生正向溢出效应，进而形成以先富带动后富的共同富裕实现格局。据此提出以下假设：

H₃：数字经济赋能共同富裕存在空间溢出效应。

3 共同富裕水平测度及现状分析

本章基于已有研究，赋予共同富裕相应的统计内涵，在此基础上构建科学合理有效的评价体系，基于测度结果对我国共同富裕发展水平进行时空演变分析及空间相关性分析。

3.1 共同富裕水平测度

3.1.1 共同富裕测度的内涵

共同富裕是富裕基础上的“共同”，共同目标下的“富裕”(李实，2021；周文和施炫伶，2022；梁炳辉，2023)，是二者的有机统一。因此理解共同富裕应当从“共同”和“富裕”两大关键词出发。对于“共同”的理解，共同强调的是过程和结果的状态(李金昌和余卫，2022)，它是由全体人民共建共享，由低到高、循序渐进的过程(洪银兴，2022；刘培林等，2021)，是由先富带动后富，收入分配结构更加合理的过程，是动态向前、只有进行时没有完成时的过程(李金昌和余卫，2022)，共同不意味着同等富裕、平均主义(刘培林等，2021)，而是差别有序的富裕(张占斌和吴正海，2022)。对于“富裕”的理解，它是以物质富裕为基础，主要表现为综合国力强，为财富的创造和积累提供前提和保障。而随着经济社会的发展，“富裕”被重新定义，不仅包含经济方面的富裕，还包含精神文化丰富多样、生态文明宜居宜业、社会保障及公共服务普惠普及(李金昌和余卫，2022；周文和施炫伶，2022；邵宜航和游杰，2023)，能够充分满足人们对美好生活的追求。

综上，共同富裕是一个动态演进、循序渐进的过程，由全体人民群众共建共享，最终实现全体人民达到共同富裕的目标，这种富裕涵盖生活、精神、生态文明、社会保障等方面，同时这种富裕不是同步富裕、更不是平均主义，而是建立在合理差别上的富裕。

3.1.2 共同富裕综合评价指标体系构建

共同富裕是一个复杂的系统，基于共同富裕的内涵，本文从共同富裕的富裕

度子系统和共同度子系统出发，构建评价共同富裕发展水平的指标体系，具体表现为：

（1）富裕度子系统，对于城市“富裕水平”的衡量不应当仅仅涵盖物质生活富裕，而应当充分考虑人民群众的全面发展、城市公共基础设施的建设以及城市的生态环境，在高质量发展中来推进共同富裕的实现。因此在构建指标体系时，应当充分考虑物质富裕、公共服务、精神文化、生态环境及社会保障等方面（向云等，2022；李金昌和余卫，2022；刘培林等，2021）。其中物质富裕是衡量富裕水平的基础，衡量一个城市物质富裕应当包含恩格尔系数、人均 GDP、GDP 增长率及工资水平（张旺，2023）。在物质富裕的基础上，应当保证生态文明、精神文化公共服务以及社会保障协同发展，均达到较好水平。在对于生态文明的衡量，评价城市的生态环境的良好程度，应当从其公园的建设面积以及为了经济生产而对环境造成的损害等方面进行衡量，故借鉴郝云平和张兵（2023）以及陈丽君等（2021）的研究，从人均绿地面积、绿化覆盖率、污水处理率及单位 GDP 排放反映生态文明水平；当地的文化资源及教育投入越多，那该城市的精神文化将越富足，在借鉴傅才武和高为（2022）研究的基础上，选取每百万人人均图书量、人均教育支出及博物馆数对精神文化进行度量；在公共服务方面，人民群众能直接感受到的就是当地的医疗条件，基础设施的建设以及出行是否便利，本文在向云等（2022）研究的基础上，选取人均执业医师数、每百万人拥有医院数、每千人实有公共汽车运营车辆数对公共服务进行评价；良好的社会保障体系对经济社会发展起着“安全网”的作用（崔开昌和吴建南，2023），借鉴郝云平和张兵（2023）的研究，选取在岗职工工资总额占生产总值的比重，基本养老保险参保人数、基本医疗保险参保人数、失业保险参保人数各占人口数比重来对社会保障体系进行衡量。

（2）共同度子系统，评价一个城市共同度水平应当从城乡差异和区域差异两方面进行衡量（杨文圣和朱叶，2022），而在发展差异、收入差距及公共服务差距中，最重要的是收入差距（李实，2022），故本文借鉴彭刚等（2023）的研究，采用城乡人均可支配收入泰尔 T 指数来衡量城乡差异，由于城市内各区县人均可支配收入缺失严重，夜间灯光数据衡量经济发展水平及地区间发展差距等方面得到了广泛的应用（郭峰等，2023；陈洪章等，2022），本文采用夜间灯光数

据作为各区县收入的代理变量，于是本文采用各县市区 DN 均值的泰尔 T 指数来衡量区域差异。

基于上述共同富裕的内涵和具体表现，构建了由富裕度和共同度组成的 2 个一级指标，包含物质富裕、生态文明、精神文化、公共服务、社会保障、城乡差距及区域差距等 7 个二级指标，以及由 21 个三级指标组成的指标体系。本文选取全国 273 个地级以上城市^①，时间跨度为 2013-2021 年，指标数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、Wind 数据库、CNRDS 数据库以及 CEIC 数据库等，部分缺失值首先通过统计公报进行填补，如仍有缺失，运用均值法和线性插值法进行填补。指标体系如表 3.1 所示：

表 3.1 共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计算方式	指标属性	
富裕度	物质富裕	恩格尔系数	食品支出/消费总支出	-	
		人均 GDP	GDP/人口数	+	
		GDP 增长率	GDP 增长率	+	
	生态文明	在岗职工平均工资	工资总额/在岗职工数	+	
		人均公园绿地面积	公园绿地面积/人口数	+	
		建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖率	+	
		污水集中处理率	污水集中处理率	+	
	精神文化	单位 GDP 三废排放	三废排放总量/GDP	-	
		每百万人人均图书量	图书馆藏书量/人口数	+	
		人均财政教育支出	财政教育支出/人口数	+	
	公共服务	博物馆数量	博物馆数	+	
		人均执业医师数	执业医师数/人口数	+	
		每百万人拥有医院数	医院数/人口数	+	
	社会保障	每千人实有公共汽车运营车辆数	年末实有公共汽车数/人口数	+	
		在岗职工工资总额占生产总值的比重	在岗职工工资总额/GDP	+	
		基本养老保险参保人数占人口数比重	基本养老保险参保人数/人口数	+	
		基本医疗保险参保人数占人口数比重	基本医疗保险参保人数/人口数	+	
	共同度	城乡差异	失业保险参保人数占人口数比重	失业保险参保人数/人口数	+
			城乡人均可支配收入泰尔 T 指数	城乡人均可支配收入泰尔 T 指数	-

^① 由于测算共同富裕共同度中区域差异，需用到各城市县市区的 DN 值，部分西部城市该数据缺失严重，故而本文使用城市样本 273 个。

续表 3.1 共同富裕评价指标体系

二级指标	三级指标	计算方式	指标属性
区域差异	各县市区 DN 均值的泰尔 T 指数	各县市区 DN 均值的泰尔 T 指数	-

3.1.3 共同富裕水平测度方法

为了避免主观赋权的弊端，本文借鉴已有研究，采用熵权法确定各指标的权重。熵权法确定权重的计算过程如下：

(1) 数据的标准化和非负化处理。为了消除变量因量纲差异而不可比的问题，采用极差法进行标准化处理以消除量纲，同时为了避免标准化后，指标取值为 0 的情况，在标准化处理的基础上加上 0.00001。计算公式为：

$$Y_{ij} = \begin{cases} \frac{X_{ij} - \min X_{ij}}{\max X_{ij} - \min X_{ij}} + 0.00001 & (X_{ij} \text{ 为正向指标}) \\ \frac{\max X_{ij} - X_{ij}}{\max X_{ij} - \min X_{ij}} + 0.00001 & (X_{ij} \text{ 为负向指标}) \end{cases} \quad (3.1)$$

式中， X_{ij} 表示城市 i 的第 j 个指标的原始测度值， Y_{ij} 表示在标准化和非负化后的测度值， $\min X_{ij}$ 和 $\max X_{ij}$ 分别表示 X_{ij} 的最小值和最大值。

(2) 计算信息熵确定权重。基于标准化后的测度值，计算各指标的信息熵以确定权重。计算公式为：

对指标进行权重变换：

$$P_{ijk} = \frac{Y'_{ijk}}{\sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^n Y_{ijk}} \quad (3.2)$$

计算第 j 个指标的信息熵 E_j ：

$$E_j = -1/\ln(n) \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^n (P_{ijk} \ln P_{ijk}) \quad (3.3)$$

得到指标权重 w_j ：

$$W_j = (1 - E_j) / \sum_{j=1}^m (1 - E_j) \quad (3.4)$$

在确定各指标权重的基础上，计算共同富裕各子系统的得分，即富裕度水平 (*Enrich*) 和共同度水平 (*Common*)，设富裕度中各子系统得分为 S_{ij} ，则

$S_{ij} = W_j \times Y_{ij}$ ，则富裕度水平 $Enrich_i = \sum_{j=1}^n S_{ij}$ ，设共同度中各子系统得分为 A_{ij} ，

$A_{ij} = W_j \times Y_{ij}$ ，则共同度水平 $Common_i = \sum_{j=1}^n A_{ij}$ 。参考 IHDI 构造与吕光明等(2022)

和彭刚等(2023)的做法，构建共同富裕指数 $CP = \sqrt{Enrich \times Common}$ 。

3.2 共同富裕的现状分析

本节在测算共同富裕水平的基础上，首先对测算结果进行排序分析，其次运用 Dagum 基尼系数及其分解探究共同富裕各区域的差异及差异的来源，利用 Kernel 密度估计分析共同富裕动态演进趋势，全局和局部 Moran's I 的方法解析共同富裕的空间相关性及聚集性。

3.2.1 共同富裕测度结果分析

基于以上指标体系及测度方法，对中国 273 个地级以上城市 2013-2021 年共同富裕水平进行测算，并对结果基于年平均水平进行排序，受限于篇幅，本文将展示前 30 名和后 30 名的城市及共同富裕发展水平，如表 3.2 所示：

表 3.2 部分城市共同富裕发展水平

排名	城市	共同富裕水平	排名	城市	共同富裕水平
1	深圳市	0.5032	244	白城市	0.1811
2	上海市	0.4869	245	商丘市	0.1804
3	北京市	0.4842	246	武威市	0.1800
4	苏州市	0.4709	247	汉中市	0.1797
5	广州市	0.4583	248	驻马店市	0.1795
6	杭州市	0.4565	249	白银市	0.1684
7	宁波市	0.4520	250	百色市	0.1682
8	南京市	0.4474	251	中卫市	0.1652
9	无锡市	0.4445	252	安康市	0.1648
10	厦门市	0.4396	253	吕梁市	0.1644
11	嘉兴市	0.4383	254	保山市	0.1638
12	绍兴市	0.4340	255	安顺市	0.1623
13	珠海市	0.4311	256	普洱市	0.1617
14	湖州市	0.4151	257	周口市	0.1616
15	温州市	0.4119	258	张家界市	0.1608
16	常州市	0.4104	259	六盘水市	0.1590

续表 3.2 部分城市共同富裕发展水平

排名	城市	共同富裕水平	排名	城市	共同富裕水平
17	长沙市	0.4065	260	临沧市	0.1581
18	乌海市	0.3993	261	怀化市	0.1576
19	台州市	0.3880	262	忻州市	0.1517
20	镇江市	0.3880	263	丽江市	0.1512
21	武汉市	0.3871	264	商洛市	0.1489
22	金华市	0.3851	265	河池市	0.1431
23	青岛市	0.3727	266	毕节市	0.1423
24	包头市	0.3701	267	铜仁市	0.1416
25	南通市	0.3570	268	固原市	0.1389
26	合肥市	0.3561	269	昭通市	0.1330
27	鄂尔多斯市	0.3556	270	平凉市	0.1253
28	马鞍山市	0.3527	271	庆阳市	0.1209
29	济南市	0.3487	272	天水市	0.1156
30	乌鲁木齐市	0.3472	273	陇南市	0.0785

由表 3.2 的结果可以看出，共同富裕发展水平排名前 30 的城市主要集中于东部地区，而西部地区的城市共同富裕发展水平较落后，符合目前我国经济社会的发展现状。为了进一步探究全国、东部、中部、西部及东北部¹共同富裕水平的发展趋势，本文在计算各区域共同富裕平均值的基础上，绘制各区域共同富裕变化趋势图，如图 3.1 所示：

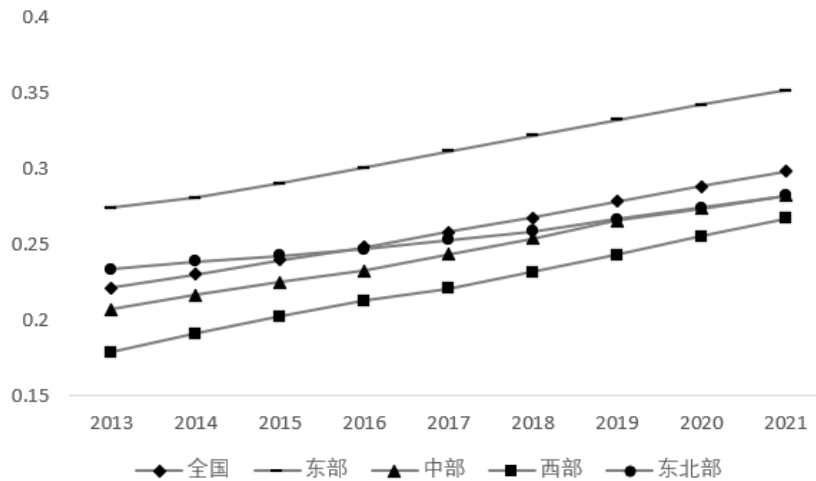


图 3.1 共同富裕发展趋势图

从图 3.1 可以看出，共同富裕水平在 2017 年前东部>东北部>全国>中部>西

¹ 依据国家统计局 2011 年划分办法，东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 10 省（市）；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南 6 省；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆 12 省（区、市）；东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁 3 省（区、市）。

部，而 2017 年后全国水平>东北部，这一现象出现的原因可能是由于东北地区人才外流、经济失速所造成的。而从年均增长率看西部（5.1%）>中部（3.9%）>全国（3.7%）>东部（3.1%）>东北部（2.4%），得利于西部大开发、“东数西算”等国家战略的实施，共同富裕的发展形成了“良性追赶”的态势。从折线图分布的位置和增长趋势看基本符合目前我国经济社会的发展现状。可以预见，中国各区域间共同富裕发展水平差距会不断缩小，最终实现全体人民群众共同富裕。

3.2.2 共同富裕发展水平的差异及来源

为了探究各区域共同富裕发展水平的差异及差异的来源，本文利用 Dagum 基尼系数及其分解分析共同富裕水平的区域内部差异、区域间发展水平差异以及总体差异及其分解，升入探究差异的来源。

（1）Dagum 基尼系数分解

Dagum 基尼系数是衡量地区之间收入差距不平等的重要指标，通过基尼系数及分解可以直观地分析地区差异及来源。其思路是按子群划分将总体基尼系数分解为区域内、区域间以及超变三部分，能够较好的分析中国共同富裕的区域差异及差异的来源。其计算公式如下：

$$G = \frac{1}{2n^2 \bar{x}} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^{n_i} \sum_{r=1}^{n_j} |x_{ih} - x_{jr}| \quad (3.5)$$

其中， G 是总体基尼系数，本文中 n 为样本量，本文为 273， k 为划分区域数，本文为 4， x_{ih} 表示 i 区域内各城市共同富裕发展水平， \bar{x} 为区域共同富裕平均水平， n_i 和 n_j 代表相应区域内城市数量。下面对基尼系数进行划分，可划分为区域内基尼系数 G_{ii} 与区域间基尼系数 G_{ij} ，下面为组间基尼系数计算公式，当 $i = j$ 时即为组内基尼系数。

$$G_{ij} = \frac{1}{n_i n_j (\bar{x}_i + \bar{x}_j)} \sum_{h=1}^{n_i} \sum_{r=1}^{n_j} |x_{ih} - x_{jr}| \quad (3.6)$$

同时总体基尼系数 G 可分解为区域内差异贡献 G_w 、区域间差异贡献 G_{nb} 和超变密度贡献 G_t 三部分，且 $G = G_w + G_{nb} + G_t$ 。其中 G_w 表示四大区域内共同富裕发展水平差异， G_{nb} 表示四大区域间共同富裕发展水平差异，超变密度 G_t 表示四

大区域共同富裕发展水平交叉影响的一种基尼系数，计算公式如下：

$$G_w = \sum_{i=1}^4 G_{ii} \eta_i s_i \tag{3.7}$$

$$G_{nb} = \sum_{i=2}^4 \sum_{j=1}^{i-1} G_{ij} (\eta_i s_j + \eta_j s_i) D_{ij} \tag{3.8}$$

$$G_t = \sum_{i=2}^4 \sum_{j=1}^{i-1} G_{ij} (\eta_i s_j + \eta_j s_i) (1 - D_{ij}) \tag{3.9}$$

式中， $\eta_i = n_i / n$ 即 i 区域内城市数占例， $s_i = n_i x_i / n \bar{x}$ ， D_{ij} 是区域 i 与区域 j 的相对影响。

(2) 各区域内部共同富裕发展水平差异

利用 Dagum 基尼系数计算出全国 273 个城市和各区域共同富裕发展水平组内差异程度，逐年测算的结果如图 3.2 所示：

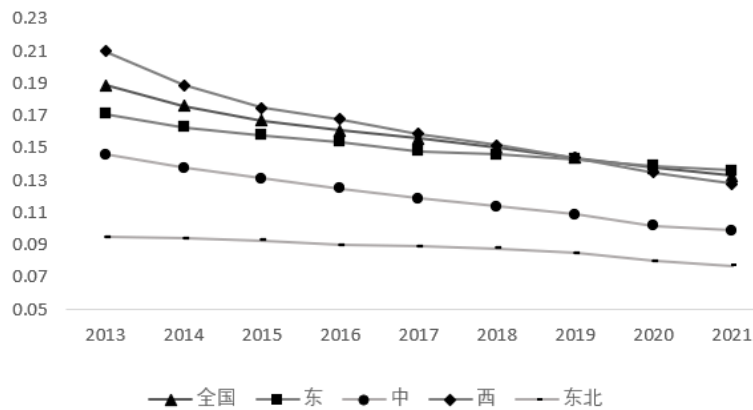


图 3.2 各区域共同富裕发展水平组内差异变化

从图 3.2 可知，对于四大区域的基尼系数，其区域内差异最大的是西部地区，东部地区次之，随后是中部地区，东北地区差异最小。究其原因可能是因为西部地区部分城市发展水平较高，而从全国层面看，共同富裕水平较低的城市也集中于西部地区，故其区域内差异最大。从各区域的变动趋势来看，各区域内基尼系数均呈现出下降的趋势，说明随着经济社会的发展，各区域内共同富裕水平差异不断缩小。从基尼系数的下降幅度看，在样本期内，西部地区从 0.21 下降至 0.128，东部地区从 0.171 下降至 0.136，中部地区从 0.146 下降至 0.099，东北地区从 0.095 下降至 0.077，可见下降幅度西部地区最高，这可能是得利于近些年“西部大开发”及“精准扶贫”战略的实施，让西部地区各城市得到较快发展的机会，有助于西部地区区域内差异的缩小；而东北地区基尼系数的变动相对平缓，

可能是因为东北地区的区域差异本身就较小，其次东北三省城市的经济结构较为相似，经济发展水平也趋同，因而随着经济不断发展，其区域内差异变动较小。综上，四大区域共同富裕水平内部差异呈现西部>全国>东部>中部>东北部，而下降幅度西部>中部>东部>东北。

(3) 各区域之间的共同富裕发展水平差异

使用 Dagum(1997)提出的组间基尼系数测算中国各区域共同富裕发展水平之间的差异程度，对各区域进行编号，其中东部 (I)、中部 (II)、西部 (III)、东北部 (IV)，2013-2021 年测算结果如图 3.3 所示：

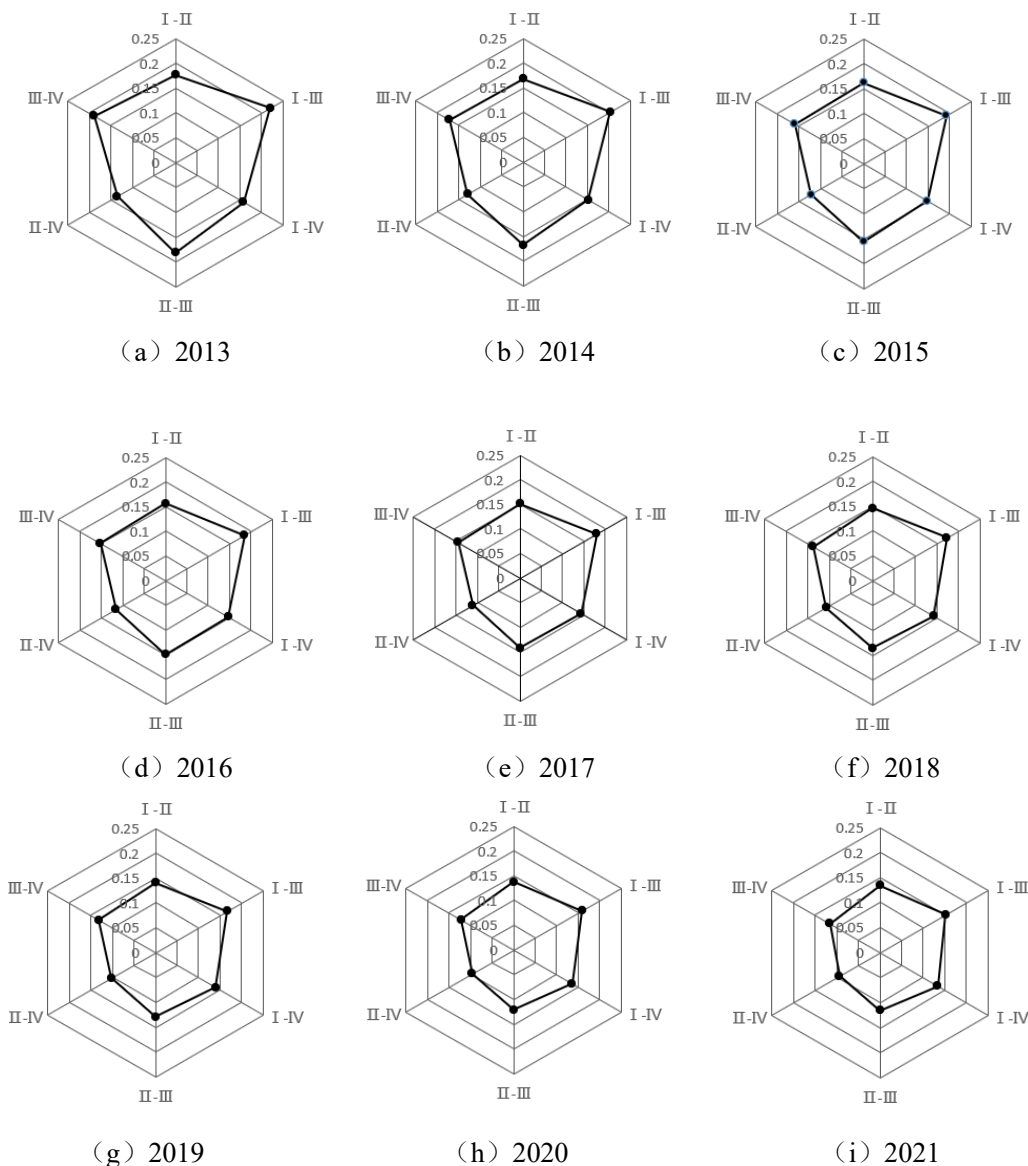


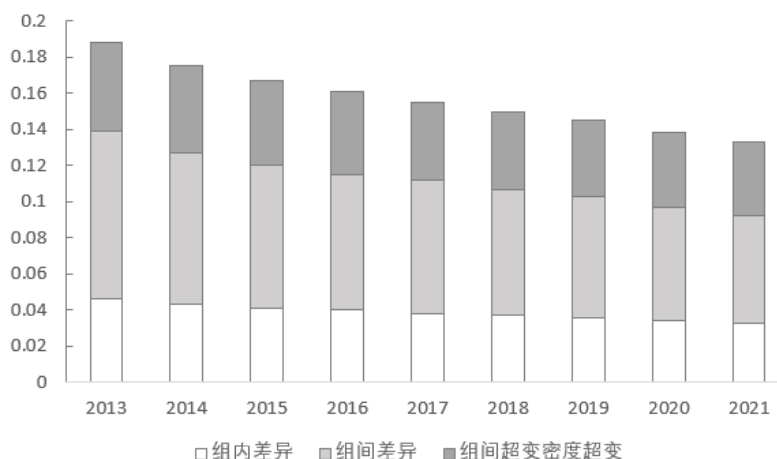
图 3.3 共同富裕发展水平组间差异的变化情况

从整体趋势上看，图 3.3 中图形面积呈现出不断缩小的趋势，说明我国各区

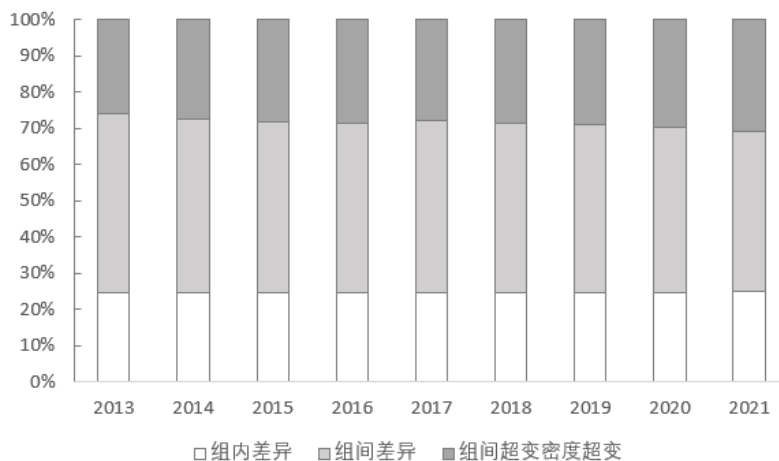
域的共同富裕水平分化趋势不断缩小,可能是因为近些年来大多区域能够从优化产业结构、发挥自身优势来实现经济的发展,同时由于国家财政政策的支持,小康社会的全面建成以及历史性的消除了绝对贫困,使得发展相对落后的区域走上了经济发展的快车道,因而缩小了区域间发展的差距。从区域间差异的数值水平来看,中部和东北地区之间的差异最小,样本均值仅为 0.112,而东部和西部地区间的差异最大,样本均值为 0.181,究其原因可能因为东部地区地处平原,教育发达,人才资源丰富,为经济社会发展提供重要条件,而西部地区大多是高原山地,与东部地区相比,西部在资金、技术、人才、市场、交通等社会经济条件方面差距较大。从区域间差异的时变趋势来看,各区域间共同富裕水平的差异均出现缩小的趋势,但年均降幅不尽相同,呈现出西部-东北(5.92%)>中部-西部(5.51%)>东部-西部(4.52%)>中部-东北(4.42%)>东部-中部(3.42%)>东部-东北(2.04%),说明近些年国家实施的“东数西算”、“西部大开发”、“一带一路”战略发挥了成效,助力各区域走向共同富裕,可以预见东部、中部、西部及东北地区间的共同富裕水平将会进一步缩小,同时可以看出四大区域在推动共同富裕发展过程中的步调较为一致。

(4) 共同富裕发展水平的总体差异及分解

为了探究共同富裕发展水平差异的来源,继续利用 Dagum 基尼系数将样本数据的整体差异分解为组内差异、组间差异及组间超变密度三部分,并计算两者的贡献率。各部分的绝对数值及所占份额如图 3.4 所示:



(a) 贡献值



(b) 贡献率

图 3.4 共同富裕的差异及其来源

从图 3.4 (a) 中可以看出,我国共同富裕水平的差异整体呈现下降趋势,且产生差异的来源主要是区域间的差距。同时可以看出,组内差异整体波动不大,而组间净差异呈不断缩小的态势,说明组间净差异的缩小是我国共同富裕水平差异下降的主要原因,进一步印证了产生差异的来源主要是区域间的差距。从图 3.4(b)中差异的贡献率来看,在样本年间,组内差异的贡献率基本维持在 24.68%,而组间的贡献率达到 46.87%。同时区域间的贡献率在样本年间从 49.46%降至 44.35%,说明共同富裕区域间的差异随着经济社会的不断发展而不断缩小,和前述结论相互印证。因此,解决共同富裕水平总体差异问题,重点应从缩小区域间差异的角度出发,促进各省市自治区协调协调发展,缩小区域间发展差距,早日实现共同富裕。

3.2.3 共同富裕发展水平的动态演进

本节将进一步采用 Kernel 密度估计方法来刻画各区域共同富裕发展水平的时空分布特征。通过该方法,我们可以描述和分析各区域的相对差异的变化轨迹,并探讨其绝对差异变化的时变演进过程。

(1) Kernel 核密度估计方法

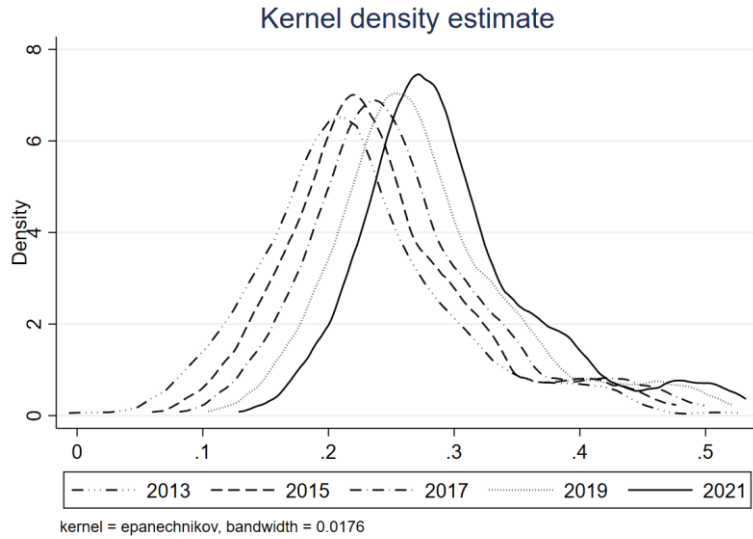
Kernel 密度估计法可以通过分析中国共同富裕的空间分布的位置、形状、延展性等特征,比较不同时期全国及各个区域的分布动态及演进变化,把握其分布的动态特征。Kernel 密度估计法的表达式为:

$$\hat{f}(x_0) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right) \quad (3.10)$$

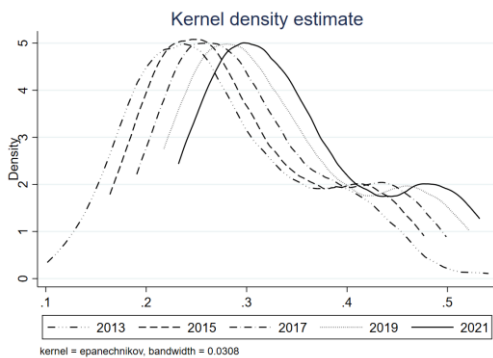
其中， n 是观测值数量； $K(\bullet)$ 为核密度函数，本文采用最常见的高斯核函数展开讨论； h 为带宽，带宽越小，估计量也越精确，但会造成估计量方差较大，曲线光滑性也较差。于是本文采用 Silverman (1986) 确定最后带宽的方法来确定带宽。

(2) 共同富裕发展水平的动态演进

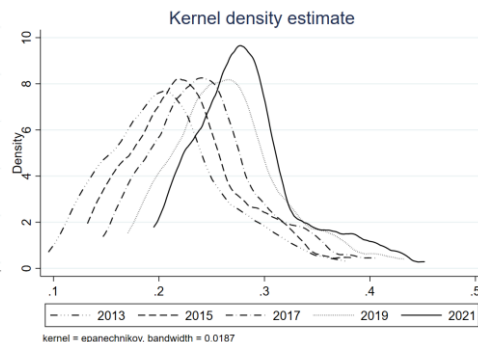
利用 Kernel 密度估计方法，分析 2013-2021 年部分年份全国和东、中、西及东北部地区共同富裕水平的分布动态演进趋势，结果如图 3.5 所示：



(a) 全国



(b) 东部



(c) 中部

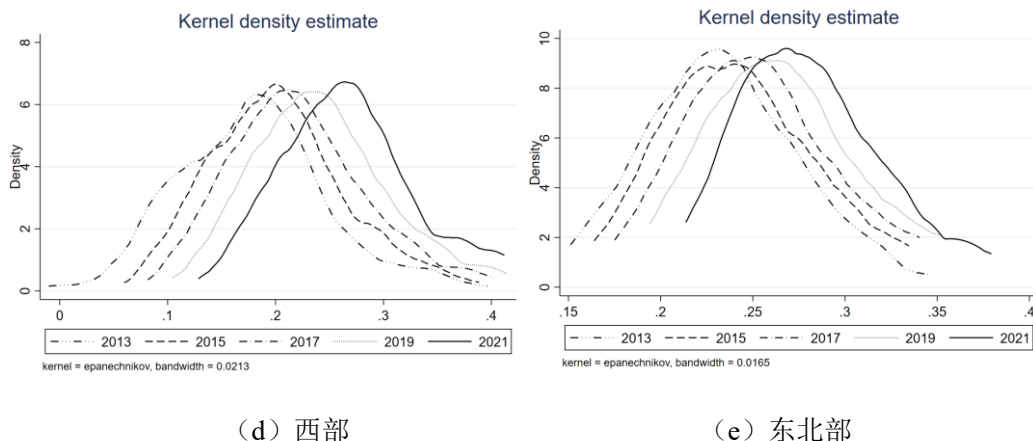


图 3.5 共同富裕发展水平的动态演进

从 Kernel 密度估计的曲线的分布位置来看，随着近年中国经济的腾飞，全国层面的共同富裕发展水平的核密度曲线表现出整体向右移动的态势，表明我国各城市的共同富裕发展水平整体向好，说明我国精准扶贫战略取得了较大的成果。所有区域的核密度曲线均出现了不同幅度的向右移动，说明在这些区域中经济取得了较大的发展，为全面建成小康做出了重要的贡献，对全面实现共同富裕奠定了坚实的基础。虽然共同富裕发展水平的核密度曲线均呈现出向右移动的趋势，但是向右移动的幅度较小，各地区各城市应当防范共同富裕水平降低的风险。

从主峰的分布形态看，全国层面、西部、中部地区的主峰高度上升且宽度变小，意味着这些区域内城市共同富裕水平的绝对差异正在逐渐缩小，可能是因为在这些区域内部发展基础大致相同，经济发展路径与发展方针也趋同。而东部地区和东北地区主峰形态随着经济社会的发展无明显变化。从波峰数目来看，全国层面和东部地区在样本期内存在过双峰现象，即区域内城市共同富裕水平存在两极分化现象，而其余区域均没出现侧峰。

从核密度曲线的分布延展性来看，核密度曲线均存在较为明显的右拖尾现象，存在区域内部分城市的共同富裕发展水平明显高于同一区域内其它城市的现象。比如东部中的北京、上海、广州等；中部地区的武汉、长沙等，以及西部地区的成都、重庆、西安等，无论是经济发展水平还是共同富裕发展水平都高于区域内其余城市，因此这些城市应当发挥带头作用，通过溢出效应，使得区域内城市早日缩小差距，实现经济发展均衡，最终实现全国各城市共同富裕。

3.2.4 共同富裕发展水平的空间特征分析

从“地理学第一定律”可以得知，城市间经济社会的发展存在着密切的联系，且距离越近的城市关系越密切。本文借鉴彭刚等（2023）的研究，对共同富裕水平的空间集聚特征进行检验和分析，本文首先通过全局 Moran's I 指数检验是否存在空间自相关性，其计算公式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_i \sum_j W_{ij}} \quad (3.11)$$

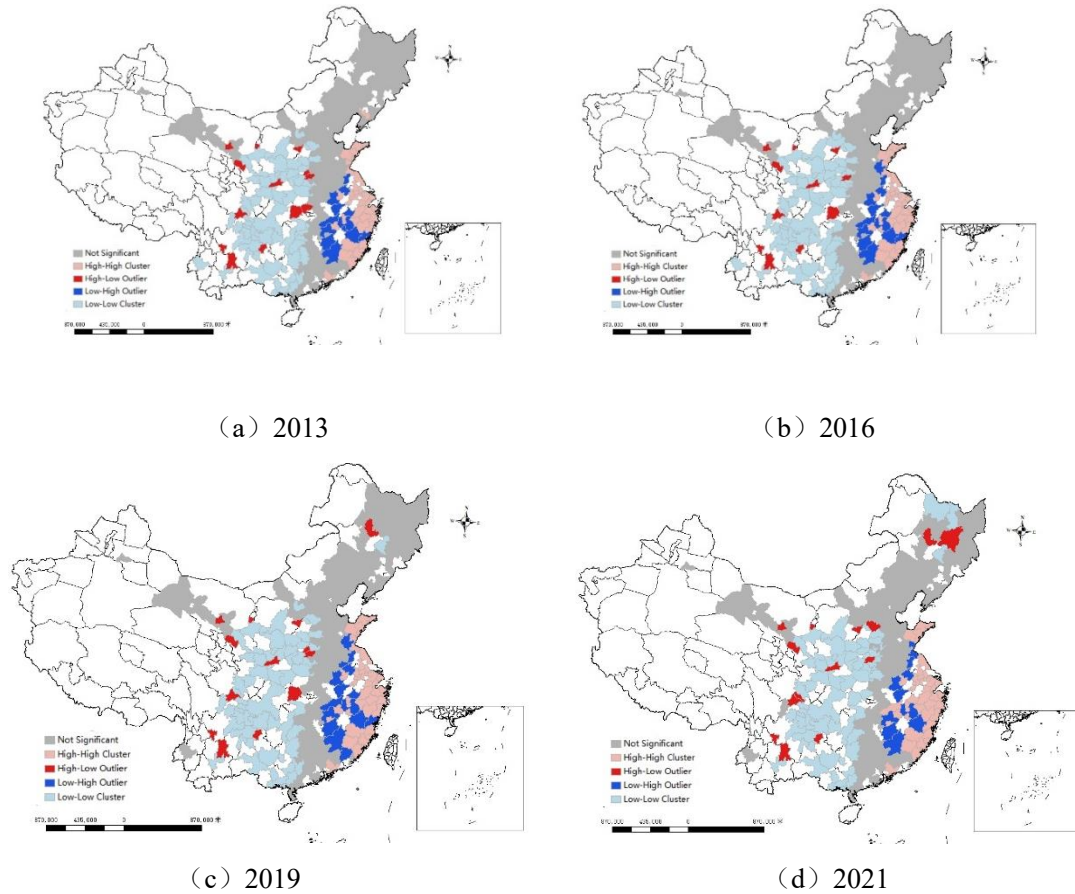
式中， x_i 和 x_j 表示城市 i 和城市 j 的共同富裕水平， \bar{x} 为城市层面共同富裕水平的均值， S^2 为表示各城市间共同富裕水平的方差， W_{ij} 为空间权重矩阵元素，本文对于空间权重矩阵的选择，选择邻接空间权重矩阵进行空间分析，即城市 i 和城市 j 相邻，则 $W_{ij} = 1$ ，城市 i 和城市 j 不相邻或 $i = j$ ，则 $W_{ij} = 0$ 。Moran's I 的取值如果小于 0，则说明存在空间负相关，若大于 0，说明存在空间正相关，接近 0 则说明不存在空间相关性。共同富裕水平的全局 Moran's I 指数如表 3.3 所示：

表 3.3 共同富裕水平的全局 Moran's I 指数

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Moran's I	0.496	0.500	0.498	0.502	0.504	0.502	0.504	0.515	0.525
z-value	12.268	12.360	12.316	12.427	12.483	12.436	12.466	12.754	12.994
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

由上表可知，共同富裕水平 Moran's I 的 p 值均为 0，且值均为正，说明区域间的共同富裕水平存在明显的空间联系，且共同富裕水平具有显著的空间正相关性。

由于局部莫兰可以很好反映空间聚集的特性，本文运用邻接空间权重矩阵对 2013，2016，2019，2021 四个年份通过 Arcgis 绘制局部莫兰指数的 LISA 图，如图 3.6 所示。



注：本文地图由审图号为 GS(2019)1815 号的标准地图制作，且底图无修改。

图 3.6 部分年份共同富裕水平 LISA 图

通过局部莫兰指数的 LISA 图可以看出，我国共同富裕水平高一高聚集区主要存在于东部沿海地区，主要在浙江、江苏等省份，进一步印证了我国东部沿海地区的共同富裕水平高于中西部地区，但也应注意到，东部地区部分城市的共同富裕水平较低，存在分化现象，因此共同富裕发展较好的城市应当发挥带头作用，防止区域内差距进一步拉大。而中部地区和西部地区存在着较为明显的低—低聚集区，说明两区域的发展水平有待进一步加强，而中西部地区同样也存在零星的共同富裕水平较高的城市，说明区域间存在一定差异，但不可忽略的是，随着经济社会的发展，低—低聚集区有缩小的趋势，说明我国共同富裕的差异得到一定的缓解。综上，根据局部莫兰指数的 LISA 图可以看出共同富裕水平相似的城市在空间上具有强烈的分布聚集现象。

4 数字经济赋能共同富裕的实证检验

为了验证前文所提出的假设，本章基于 2013-2021 年我国 273 个城市的面板数据，运用双向固定效应模型，中介效应模型，面板分位数模型和空间杜宾模型等计量模型对假设进行实证检验。本章内容主要包括研究设计、数字经济赋能共同富裕的直接效应分析、传导机制检验、异质性分析和空间效应分析。

4.1 研究设计

4.1.1 变量选取及数据来源

1.核心解释变量。数字经济发展水平 (*Dig*)。当前学术界关于数字经济的测度的研究较为丰富，本文借鉴赵涛等(2020)和向云等(2022)测度各城市数字经济发展水平的思路，测算数字经济发展水平，数字经济指标体系如表 4.1 所示：

表 4.1 数字经济评价体系

一级指标	二级指标	属性
数字基础	每百万人中互联网宽带接入用户数	+
	移动电话年末用户数	+
	人均电信业务量	+
数字投入	科研投入占比	+
	科技研发人员占比	+
	计算机服务与软件业从业人数	+
数字产出	软件产品收入规模	+
	信息服务收入规模	+
	北京大学数字普惠金融指数	+
	电信业务收入	+

2.被解释变量。共同富裕发展水平 (*CP*)。基于前文共同富裕综合评价指标体系所测算得到。同时还包括共同富裕的子系统共同度 (*Common*) 和富裕度 (*Enrich*)。

3.控制变量。产业结构 (*Is*)，城镇化率 (*Ur*)，人口自然增长率 (*Pgr*)，人口密度的 (*Pd*)，对外开放程度 (*Open*)，政府参与 (*Gi*)，市场化水平 (*Ml*)。数字经济推动共同富裕会受到产业结构、地区差异、人口等因素的影响(柳毅等，2023)，因此将产业结构 (*Is*)，城镇化率 (*Ur*)，人口自然增长率 (*Pgr*)，人口密度的 (*Pd*) 作为控制变量。通过第二产业增加值和第三产业增加值之和与

GDP 的比值进行衡量产业结构情况；通过城镇常住人口与总人口的比值衡量城镇化率；通过人口增加人数与总人口数的比值衡量人口自然增长率；通过总人口与地区面积的比值衡量人口密度。同时为避免遗漏变量的可能，本文参照史明灿（2023）和向云等（2022）的研究，继续选用如下控制变量：对外开放程度（*Open*），通过实际利用外资总额与 GDP 的比值进行衡量；政府参与（*Gi*），通过政府财政支出与 GDP 的比值进行衡量；市场化水平（*MI*），通过城市公共财政收入与 GDP 的比重进行测算。

4.中介变量。人力资本水平（*Hcl*），民营经济发展水平（*Uil*），城市创新能力的（*Pdl*），城市创业活跃度的（*Ea*）。基于上述理论分析，数字经济可以通过影响人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力、创业活跃度进而推动共同富裕的实现。借鉴刘和旺等（2023）的测算思路，通过大专以上学历程度的居民与总人口的比值衡量人力资本水平；借鉴于文超等（2022）的测算思路，通过城镇私营和个体从业数与年末总人口的比值衡量民营经济发展水平；城市创新能力采用北京大学发布的《中国区域创新创业指数》进行衡量；借鉴杜运周等（2020）的测算思路，采用每百万人口中初创企业数量来测量城市创业活跃度。

本文数据来源于《中国城市统计年鉴》《各省份统计年鉴》、Wind 数据库、CNRDS 数据库以及 CEIC 数据库等，部分缺失值首先通过统计公报进行填补，如仍有缺失，运用均值法和线性插值法进行填补。各变量的描述性统计分析如表 4.2 所示：

表 4.2 变量描述性统计分析

变量类别	变量名称	符号	Obs	Mean	Std.Dev.	Max	Min
被解释变量	共同富裕发展水平	<i>CP</i>	2457	0.2588	0.0784	0.5321	0.0111
	富裕度	<i>Enrich</i>	2457	0.0932	0.0496	0.3255	0.0003
	共同度	<i>Common</i>	2457	0.7518	0.1156	0.9953	0.2872
解释变量	数字经济发展水平	<i>Dig</i>	2457	0.2093	0.0537	0.3597	0.0877
	产业结构	<i>Is</i>	2457	0.4386	0.0930	0.8387	0.1644
	城镇化率	<i>Ur</i>	2457	0.4749	0.1814	1.0000	0.1163
	人口自然增长率	<i>Pgr</i>	2457	5.7511	5.6917	38.8	-16.64
控制变量	人口密度	<i>Pd</i>	2457	5.7478	0.9165	7.8815	1.7917
	对外开放程度	<i>Open</i>	2457	0.0157	0.0174	0.2066	0
	政府参与	<i>Gi</i>	2457	0.2098	0.1018	0.9155	0.0439
	市场化水平	<i>MI</i>	2457	12.648	2.2134	20.225	6.7837
中介变量	人力资本水平	<i>Hcl</i>	2457	0.0198	0.0259	0.2074	0.0003
	民营经济发展水平	<i>Uil</i>	2457	0.1564	0.1511	1.9564	0.0026

续表 4.2 变量描述性统计分析

变量类别	变量名称	符号	Obs	Mean	Std.Dev.	Max	Min
	城市创新能力	Pdl	2457	4.0340	0.5371	4.6607	0.3791
	城市创业活跃度	Ea	2457	4.7193	0.5844	7.4396	2.7911

4.1.2 模型构建

为验证数字经济能否推动共同富裕的发展，在以往学者研究的基础上，构建如下基准回归模型：

$$CP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \beta_2 \mathbf{X}_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

其中， CP 为共同富裕发展水平， i 和 t 分别代表城市和时间， Dig 为数字经济发展水平， \mathbf{X} 为一组控制变量， u 、 λ 、 ε 分别表示城市固定效应、时间固定效应和随机扰动项， β 为各变量的回归系数。

为了探究数字经济能否促进人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力及创业活跃度进而赋能共同富裕，本文借鉴温忠麟和叶宝娟（2014）的做法，采用依次检验法进行中介效应分析，构建模型如下：

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_2 \mathbf{X}_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

$$CP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \omega M_{it} + \beta_2 \mathbf{X}_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

其中 M 为本文的中介变量，即人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力及创业活跃度，其余变量与参数的含义与前文一致。

为进一步探究不同共同富裕水平下数字经济的赋能效应是否存在差异，本文使用面板分位数模型进行实证分析，模型构建如下：

$$CP_{it\tau} = \beta_{0\tau} + \beta_{1\tau} Dig_{it\tau} + \beta_{2\tau} \mathbf{X}_{it\tau} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it\tau} \quad (4.4)$$

其中，下标 τ 表示分位点，其他符号及变量设定与前文一致。

为探究是否存在“先富带动后富”，即数字经济赋能共同富裕水平是否存在空间溢出效应，本文借鉴柳毅等（2023）的研究，构建空间杜宾模型如下：

$$CP_{it} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} CP_{jt} + \beta_1 Dig_{it} + \beta_2 X_{it} + \phi \sum_{j=1}^n W_{ij} CP_{jt} + \lambda Wu_i + \varepsilon_i \quad (4.5)$$

其中， i, j 代表不同区域， t 表示时间， W_{ij} 代表空间权重矩阵， ρ 为被解释变量空间回归系数， ϕ 为解释变量空间回归系数， λ 为空间误差回归系数，其他符号及变量设定与前文一致。

4.2 数字经济赋能共同富裕的直接效应分析

为验证假设 1，数字经济会通过做大“蛋糕”和分好“蛋糕”以此来赋能共同富裕水平的提升，本文基于上述构建的计量模型进行实证检验，并为保证模型结果的可靠性进行了稳健性检验和内生性处理。

4.2.1 基准回归分析

本文基于 2013 年至 2021 年全国 273 个城市的面板数据，使用 Stata17.0 进行实证检验。在通过使用 Hausman 检验和 LR 检验的基础上，本文将采用面板双固定效应回归模型。具体回归结果如表 4.3。

表 4.3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>CP</i>	<i>Enrich</i>	<i>Common</i>	<i>CP</i>	<i>Enrich</i>	<i>Common</i>
<i>Dig</i>	0.4912*** (0.004)	0.2631*** (0.0027)	0.6423*** (0.0114)	0.4017*** (0.0127)	0.2420*** (0.0090)	0.4442*** (0.0371)
<i>Is</i>				0.0173*** (0.0060)	-0.0004 (0.0043)	-0.0245 (0.0175)
<i>Ur</i>				0.0600*** (0.0060)	-0.0015 (0.0042)	0.1843*** (0.0174)
<i>Pgr</i>				0.0206*** (0.0060)	0.0171*** (0.0043)	0.0327* (0.0176)
<i>Pd</i>				0.0575*** (0.0092)	0.0094 (0.0066)	0.2041*** (0.0270)
<i>Open</i>				0.0797*** (0.0211)	0.0177 (0.0150)	0.1198* (0.0619)
<i>Gi</i>				-0.5187*** (0.0573)	-0.3321*** (0.0408)	-0.1498 (0.1679)
<i>MI</i>				0.0038*** (0.0004)	0.0013*** (0.0003)	0.0094*** (0.0013)
<i>Cons</i>	0.1560*** (0.001)	0.0382*** (0.0006)	0.6174*** (0.0025)	-0.2328*** (0.0542)	-0.0226 (0.0386)	-0.7081*** (0.1588)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2457	2457	2457	2457	2457	2457
<i>R</i> ²	0.8746	0.8086	0.5911	0.8888	0.8186	0.6227

注：***、**、*分别表示变量在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著，括号内为稳健标准误，下同。

根据表 4.3 的基准回归结果，数字经济在未考虑其他因素的情况下，在 0.01 的显著水平下具有重要影响。这意味着数字经济不仅能够促进经济发展，还能够

实现更公平的分配,从而达到共同富裕的目标。另外,在考虑了其他控制变量后,数字经济的系数仍然在 0.01 的水平下显著,验证了假设 1。说明数字经济能够加速财富的创造和积累,丰富人们的精神文化需求,使得经济生态协调发展,优化公共服务,提升社会保障水平,以此来做大“蛋糕”,同时数字经济能够很好的缩小城乡差距、弥合区域差距,来分好“蛋糕”,进而推动共同富裕的实现。同时在加入控制变量后,数字经济的系数较未加入控制变量的情况下有所减小,说明所选取的控制变量对共同富裕有影响作用。

控制变量方面,产业结构,城镇化率,人口自然增长率,人口密度,对外开放程度及市场化水平对共同富裕的影响系数分别为 0.0173, 0.06, 0.0206, 0.0575, 0.0797, 0.0038, 这些变量的系数均在 0.01 的水平下显著,说明这些因素的发展有利于推动共同富裕的实现。其中,产业作为经济发展的重要支柱,良好的产业结构对于经济增长起着至关重要的作用,第二产业以制造业为主,在增加出口、扩大就业方面起着举足轻重的作用,其高质量发展能够为经济发展奠定坚实的基础,而第三产业发展水平高低,是推动经济结构调整、加快转变经济增长方式、环境友好型发展的必由之路,统筹协调二三产业发展是促进制造业与服务业融合发展,推动经济发展的重要动力,进而推动共同富裕的实现。城镇化率的提高,农村剩余劳动力涌入到城市,为企业的经营生产降低了成本,提高了利润,产生了正外部性,从而推动共同富裕的发展。劳动力是企业生产发展重要的生产要素,而人口自然增长率的增加能够保证稳定的劳动力供给,为经济发展提供源源不断的动力,夯实共同富裕的经济基础。市场化水平越高,说明区域经济环境外部性越好,越能吸引更多的投资,增加财政收入,同时市场化水平的提高,能够激发市场活力,让更多企业参与到市场中来,以此创造更多的财富,因而应当充分发挥市场在资源配置中的决定性作用。人口密度高的城市通常具备工商业发达、交通便利的特点,从而让更多的人进入该城市,同时随着人口的增加,在保证劳动力更加充足的条件下,同时能够吸纳更多的产业与资金进入该城市,增强城市的发展活力,以此推动经济的发展。对外开放程度越高,一方面本地企业越容易学到国外的先进技术,从而在一定程度上能够提高我国的技术水平;另一方面对外开放程度高,能引进外资,在一定程度上能增加本地企业的资金水平用于技术研究。这些举措都将加速社会财富的积累,为共同富裕的实现奠定基础。

政府参与对共同富裕水平的影响系数分别为-0.5187,且在 0.01 的水平下显

著,说明政府参与度高对于推动共同富裕的发展有抑制作用。究其原因可能是因为:第一,政府的财政支出大多集中于城市地区,而农村地区相对较少,故而会进一步扩大城乡间的差距,不利于共同富裕的实现;第二,政府财政支出过多的话,可能会抑制企业家的积极性,产生挤出效应,不利于企业的研发创新和交流合作,降低财富创造和积累的速度;第三,政府的过度参与会阻碍市场自由运行,造成资源配置效率低的问题,因此在资源配置中,应当充分发挥市场的决定性作用,更好发挥政府作用。

4.2.2 稳健性检验与内生性处理

为了保证回归结果的可靠性,本文将采用稳健性检验及工具变量法对其进行内生性处理,对上述所得结论进行进一步验证。

1.稳健性检验

本文将采用以下三种思路进行稳健性检验:第一,替换被解释变量进行稳健性检验。在基准回归中采用 IHDI 构造测算共同富裕水平,而此时更换测算共同富裕水平的思路,采用耦合协调度模型测算共同富裕水平,将测算结果代入模型进行回归,结果见表 4.4 中列(1)。第二,考虑到部分样本的特殊性,剔除部分样本进行稳健性检验。首先考虑到国家政策会偏向于省会城市及直辖市,从而可能会扩大数字经济对共同富裕水平发展的影响,因此本文剔除省会城市及直辖市的样本进行回归,结果见表 4.4 中列(2);其次由于国务院将浙江作为高质量发展建设共同富裕的示范区,可以预见不论是经济基础还是政策倾向,相对于其余城市,浙江省内城市都较好,这可能会扩大数字经济对共同富裕的影响作用,因此本文剔除浙江省城市样本进行回归,结果见表 4.4 中列(3);最后由于 2021 年新冠疫情对我国经济发展造成了较为严重的影响,因而本文剔除 2021 年的样本进行回归,结果见表 4.4 中列(4)。第三,模型选择不同,对计量结果也会造成影响,因此本文为了保证结果的稳健性,更换计量模型进行稳健性检验,采用系统 GMM 模型进行回归,回归结果见表 4.4 中列(5)。

表 4.4 稳健性检验回归结果

变量	(1) 替换被解释 变量	(2) 剔除省会、 直辖市样本	(3) 剔除浙江省 样本	(4) 剔除 2021 年 样本	(5) 变换计量模 型
<i>L.CP</i>					0.8655*** (0.0372)
<i>Dig</i>	0.3853*** (0.0149)	0.3984*** (0.0128)	0.3917*** (0.0132)	0.3697*** (0.0133)	0.0251*** (0.0021)
<i>Is</i>	0.0380*** (0.0071)	0.0155*** (0.0060)	0.0199*** (0.0061)	0.0221*** (0.0064)	0.0079*** (0.0027)
<i>Ur</i>	0.0832*** (0.0070)	0.0608*** (0.0060)	0.0602*** (0.0060)	0.0655*** (0.0059)	0.0054*** (0.0012)
<i>Pgr</i>	0.0118* (0.0071)	0.0187*** (0.0060)	0.0188*** (0.0061)	0.0193*** (0.0055)	0.0289*** (0.0087)
<i>Pd</i>	0.0765*** (0.0109)	0.0661*** (0.0097)	0.0581*** (0.0093)	0.0552*** (0.0091)	0.0014 (0.0017)
<i>Open</i>	0.1154*** (0.0249)	0.0901*** (0.0221)	0.0759*** (0.0216)	0.0774*** (0.0200)	0.0222 (0.1037)
<i>Gi</i>	-0.5513*** (0.0677)	-0.5122*** (0.0565)	-0.5485*** (0.0584)	-0.5228*** (0.0591)	0.0471 (0.0997)
<i>MI</i>	0.0041*** (0.0005)	0.0038*** (0.0005)	0.0039*** (0.0004)	0.0050*** (0.0005)	0.0008** (0.0003)
<i>Cons</i>	-0.1174* (0.0639)	-0.2833*** (0.0562)	-0.2400*** (0.0547)	-0.2343*** (0.0532)	0.0154*** (0.0045)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2457	2214	2367	2184	2184
<i>R</i> ²	0.8577	0.8929	0.8854	0.8840	-

由表中回归结果可知，在替换被解释变量后，数字经济的系数仍然在 0.01 水平下显著为正；列（2）、（3）、（4）的结果在剔除部分样本后仍然显著为正，且系数较基准回归有所缩小，说明省会城市及直辖市、浙江省内城市会扩大数字经济对共同富裕水平发展的影响；列（5）采用系统 GMM 进行回归，其系数在 0.01 水平下仍显著为正，假设 1 得到进一步验证。通过上表进一步说明了数字经济能够显著促进共同富裕的发展。

2.内生性处理

在对模型进行回归分析时，很难避免出现内生性问题，本文尝试寻找工具变量来解决内生性问题，造成本文出现内生性问题的原因可能有三：一是模型中的各变量可能存在测量误差；二是即使本文已选取产业结构、城镇化率、人口自然

增长率、人口密度、政府参与等控制变量，但仍然存在遗漏变量的可能；三是数字经济和共同富裕可能存在逆向因果，即共同富裕可能会反过来影响数字经济的发展。基于此，本文借鉴陈贵富等（2022）构建工具变量的思路，采用各地市地形起伏度与上一年数字经济发展水平的交互项（IV1）作为本文的第一个工具变量；借鉴姚常成和沈凯琦（2023）的研究，采用各地市到杭州的球面距离与上一年数字经济发展水平的交互项（IV2）作为本文的第二个工具变量。在选取工具变量的基础上，采用两阶段最小二乘法对模型进行回归，回归结果如表 4.5 所示。

表 4.5 内生性检验结果

变量	第一阶段	第二阶段
	<i>Dig</i>	<i>CP</i>
IV1	0.0729*** (0.0086)	
IV2	0.1241*** (0.0025)	
<i>Dig</i>		0.4520*** (0.0264)
<i>Is</i>	0.0194** (0.0082)	0.0170* (0.0101)
<i>Ur</i>	0.0096* (0.0055)	0.0464** (0.0225)
<i>Pgr</i>	0.0495*** (0.0058)	0.0301*** (0.0053)
<i>Pd</i>	0.0021 (0.0116)	0.0601*** (0.0222)
<i>Open</i>	0.0171 (0.0223)	0.0573 (0.0384)
<i>Gi</i>	-0.8057*** (0.0839)	-0.4172*** (0.0982)
<i>MI</i>	0.0074*** (0.0006)	0.0023*** (0.0008)
时间固定	是	是
个体固定	是	是
R^2	0.9602	0.8824
N	2176	2176
弱工具变量检验		{1387.20}
不可识别检验		[0.000]
过度识别检验		[0.563]

注：{ }中的数字为 F 值，[]中的数字为 p 值。

从表 4.5 的结果可以看出，在第一阶段，两个工具变量的系数均在 0.01 水平

下显著为正，且弱工具变量检验的 F 值为 1387.20，远大于 10，通过了弱工具变量检验，不可识别检验的 p 值远小于 0.1，过度识别检验的 p 值为 0.563，远大于 0.1，说明本文所选取的两种工具变量对核心解释变量具有较强的解释性，满足相关性和外生性，保证了工具变量选取的有效性。从第二阶段的回归结果可以看出，数字经济的系数在 0.01 水平下显著为正，进一步验证了数字经济能够推动共同富裕的发展。

4.3 数字经济赋能共同富裕的中介效应分析

根据前述理论分析，数字经济可以通过影响人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力以及创业活跃度，进而推动共同富裕的实现。因此本文将构建中介效应模型对其进行检验，由于传统的三步法有许多挑战与弊端，本文在三步法回归的基础上，进一步采用 Sobel 检验与 Bootstrap 检验来探究是否存在中介效应。

4.3.1 人力资本水平的中介效应分析

为了验证数字经济可以通过提高人力资本水平，进而促进共同富裕的发展，首先采用三步回归法对其进行检验，回归结果见表 4.6 中列（1）、（2）。列（1）中，数字经济的系数为 0.1582，在 0.01 水平下显著为正，说明数字经济能显著提高人力资本水平；列（2）中，数字经济的系数为 0.3791，且在 0.01 水平下显著为正，在基准回归中数字经济的系数为 0.4017，减少了 0.0226，说明存在部分中介效应，且可以看出数字经济对共同富裕的直接效应为 0.3791，而间接效应为 0.0226（=0.1582×0.1429）。同时 Sobel 检验的 p 值为 0，远小于 0.1，且 Bootstrap 检验的置信区间为[0.5581,0.6359]，显然不包含 0，说明数字经济赋能共同富裕存在中介效应且中介变量为人力资本。验证了数字经济会通过提升人力资本水平对共同富裕产生正向促进作用的假设。

表 4.6 人力资本水平与民营经济发展水平提升的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Hcl	CP	Uil	CP
Dig	0.1582*** (0.0257)	0.3791*** (0.0126)	0.6953*** (0.0732)	0.3892*** (0.0128)

续表 4.6 人力资本水平与民营经济发展水平提升的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Hcl</i>	<i>CP</i>	<i>Uil</i>	<i>CP</i>
<i>Hcl</i>		0.1429*** (0.0365)		
<i>Uil</i>				0.0180*** (0.0036)
<i>Is</i>	0.0009 (0.0035)	0.0172*** (0.0059)	-0.1496*** (0.0346)	0.0199*** (0.0059)
<i>Ur</i>	0.0399*** (0.0035)	0.0535*** (0.0061)	0.1846*** (0.0343)	0.0631*** (0.0060)
<i>Pgr</i>	-0.0006 (0.0035)	0.0207*** (0.0059)	0.0352 (0.0346)	0.0199*** (0.0060)
<i>Pd</i>	0.0132** (0.0054)	0.0554*** (0.0092)	0.0383* (0.0217)	0.0582*** (0.0092)
<i>Open</i>	0.0278** (0.0123)	0.0752*** (0.0211)	0.0030 (0.1221)	0.0796*** (0.0210)
<i>Gi</i>	-0.1010*** (0.0335)	-0.5026*** (0.0572)	0.4874*** (0.1237)	-0.5274*** (0.0571)
<i>MI</i>	0.0007*** (0.0002)	0.0036*** (0.0004)	0.0042*** (0.0006)	0.0038*** (0.0004)
<i>Cons</i>	-0.0858*** (0.0316)	-0.2191*** (0.0541)	0.4298 (0.3132)	-0.2404*** (0.0540)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
<i>N</i>	2457	2457	2457	2457
<i>R</i> ²	0.5311	0.8897	0.6048	0.8734
Sobel 检验		11.51 {0.0000}		10.71 {0.0000}
Bootstrap 检验		[0.5581,0.6359]		[0.4680,0.5488]

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。{ } 中为 p 值，[] 中为置信区间，下同。

4.3.2 民营经济发展水平的中介效应分析

为了验证数字经济可以通过提高民营经济发展水平，进而促进共同富裕的发展，同上文先采用三步法进行回归检验，结果如表 4.6 中列 (3)、(4)。从结果中可以看出，列 (3) 中数字经济的系数为 0.6953 且在 0.01 水平下显著为正，说明数字经济能够提升民营经济发展水平，列 (4) 中数字经济的系数为 0.3892，较基准回归的系数减少了 0.0125，因此可以得出数字经济对共同富裕的直接效应为

0.3892，间接效应为 0.0125 ($=0.6953 \times 0.0180$)。同时 Sobel 检验的 p 值为 0，远小于 0.1，且 Bootstrap 检验的置信区间为[0.4680,0.5488]，显然不包含 0，说明数字经济赋能共同富裕存在中介效应且中介变量为民营经济发展水平。验证了数字经济会通过优化民营经济发展对共同富裕产生正向促进作用的假设。

4.3.3 城市创新能力的中介效应分析

为了验证数字经济可以通过提高城市创新能力，进而促进共同富裕的发展，同上文先采用三步法进行回归检验，结果如表 4.7 中列 (1)、(2)。从结果中可以看出，列 (1) 中数字经济的系数为 3.5016 且在 0.01 水平下显著为正，说明数字经济能够提高城市创新能力，列 (2) 中数字经济的系数为 0.3607，较基准回归的系数减少了 0.041，因此可以得出数字经济对共同富裕的直接效应为 0.3607，间接效应为 0.041 ($=3.5016 \times 0.0117$)。同时 Sobel 检验的 p 值为 0，远小于 0.1，且 Bootstrap 检验的置信区间为[0.5542,0.6404]，显然不包含 0，说明数字经济赋能共同富裕存在中介效应且中介变量为城市创新能力。验证了数字经济会通过提高城市创新能力对共同富裕产生正向促进作用的假设。

表 4.7 城市创新能力与创业活跃度提高的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pdl</i>	<i>CP</i>	<i>Ea</i>	<i>CP</i>
<i>Dig</i>	3.5016*** (0.3545)	0.3607*** (0.0129)	1.2846*** (0.1996)	0.3856*** (0.0132)
<i>Pdl</i>		0.0117*** (0.0036)		
<i>Ea</i>				0.0125*** (0.0043)
<i>Is</i>	0.7055*** (0.1674)	0.0191*** (0.0060)	0.6285*** (0.1421)	0.0181*** (0.0059)
<i>Ur</i>	1.2895*** (0.1665)	0.0631*** (0.0060)	1.0324*** (0.1395)	0.0596*** (0.0058)
<i>Pgr</i>	-0.0420 (0.1678)	0.0205*** (0.0060)	0.1040 (0.1413)	0.0202*** (0.0058)
<i>Pd</i>	0.1378 (0.2583)	0.0579*** (0.0092)	0.7053*** (0.2170)	0.0559*** (0.0090)
<i>Open</i>	1.3381** (0.5913)	0.0830*** (0.0211)	1.1289** (0.4998)	0.0615*** (0.0206)

续表 4.7 城市创新能力与创业活跃度提高的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pdl</i>	<i>CP</i>	<i>Ea</i>	<i>CP</i>
<i>Gi</i>	12.1047*** (1.6046)	-0.4883*** (0.0579)	0.3477 (1.3777)	-0.5399*** (0.0568)
<i>MI</i>	0.0181 (0.0128)	0.0038*** (0.0004)	0.0117 (0.0109)	0.0040*** (0.0004)
<i>Cons</i>	1.1438 (1.5166)	-0.2299*** (0.0541)	-1.1372 (1.2788)	-0.2238*** (0.0527)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
<i>N</i>	2457	2457	2457	2457
<i>R</i> ²	0.7937	0.8893	0.6414	0.8952
Sobel 检验		12.05 {0.0000}		9.336 {0.0000}
Bootstrap 检验		[0.5542,0.6404]		[0.4268,0.5300]

4.3.4 创业活跃度的中介效应分析

为了验证数字经济可以通过提高创业活跃度，进而促进共同富裕的发展，同上文先采用三步法进行回归检验，结果如表 4.7 中列 (3)、(4)。从结果中可以看出，列 (3) 中数字经济的系数为 1.2846 且在 0.01 水平下显著为正，说明数字经济能够提高创业活跃度，列 (4) 中数字经济的系数为 0.3856，较基准回归的系数减少了 0.0161，因此可以得出数字经济对共同富裕的直接效应为 0.3856，间接效应为 0.0161 (=1.2846×0.0125)。同时 Sobel 检验的 p 值为 0，远小于 0.1，且 Bootstrap 检验的置信区间为 [0.4268,0.5300]，显然不包含 0，说明数字经济赋能共同富裕存在中介效应且中介变量为创业活跃度。验证了数字经济会通过提高创业活跃度对共同富裕产生正向促进作用的假设。

4.4 数字经济赋能共同富裕的异质性分析

为探究数字经济赋能共同富裕在区域、时间、扶贫政策、资源聚集以及共同富裕水平上存在的异质性，本章将使用分区域、分时间、分扶贫政策及分资源聚集的面板双固定模型和面板分位数回归模型，对其可能存在的异质性进行检验。在分组回归基础上，直接比较其系数的大小以此来判断是否存在差异并不严谨，因此本文借鉴连玉君等 (2015) 的研究，进一步使用经验 p 值来检验组间是否存

在差异。

4.4.1 区域异质性分析

分区域看，一方面，我国数字经济发展水平呈现东中西依次递减的态势，展现出明显的区域异质性，可能造成东部地区在享受数字经济带来的红利的同时而中西部地区仍在完善数字基础设施的建设；另一方面，从产业结构的角度来看，东中西存在较大差异，当前我国东部地区主要以先进制造业为主，而中西部地区则主要依赖于资源型及资源加工业，这就造成东部地区的经济发展水平及基础均优于中西部地区。因此数字经济赋能共同富裕的效果可能因地区的差异而存在差别。基于此，本文将按各城市所属省份的区域位置进行划分，将样本划分为东部和中西部进行回归，回归结果见表 4.8 中列（1）、（2）。列（1）和列（2）中数字经济的系数在 0.01 水平下显著为正，说明数字经济能够推动共同富裕的发展，但东部地区数字经济的系数大于中西部地区，初步可以得到两区域间数字经济的赋能效应存在差异，从经验 p 值可以看出，其在 0.05 水平下显著，进一步验证了数字经济赋能效应存在显著差异，且数字经济在东部地区的赋能效应更强。究其原因可能是因为：一是我国西部地区发展较早，在交通便利性、科技创新、人才储备等方面均优于中西部地区，使得东部地区资源禀赋高于中西部地区，导致数字经济在东部地区的赋能效应更强；二是数字经济在发展初期属于“投资依赖型”产业，而随着数字经济发展的深入，数字经济体现出边际报酬递增的效应，而数字经济发展水平在东中西呈现出依次递减的态势，因此当前数字经济对共同富裕的影响作用在东部地区更强，但是可以预见数字经济在中西部地区的潜力更大。

表 4.8 区域与时间异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中西部	2013-2017	2018-2021
<i>Dig</i>	0.4432*** (0.0177)	0.3766*** (0.0169)	0.3753*** (0.0180)	0.4382*** (0.0241)
<i>Is</i>	-0.0032 (0.0118)	0.0209*** (0.0074)	0.0024 (0.0108)	0.0200** (0.0091)
<i>Ur</i>	0.0061 (0.0081)	0.0846*** (0.0085)	0.0820*** (0.0076)	0.0123 (0.0202)

续表 4.8 区域与时间异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中西部	2013-2017	2018-2021
<i>Pgr</i>	0.0151* (0.0083)	0.0195** (0.0079)	0.0110** (0.0054)	-0.0202 (0.0179)
<i>Pd</i>	-0.0308** (0.0140)	0.0843*** (0.0119)	0.0428*** (0.0102)	0.0380 (0.0388)
<i>Open</i>	0.1632*** (0.0279)	0.0275 (0.0295)	0.0838*** (0.0247)	-0.0394 (0.0344)
<i>Gi</i>	0.1221 (0.1350)	-0.6176*** (0.0664)	-0.3212*** (0.0900)	0.2051** (0.0950)
<i>Ml</i>	0.0023*** (0.0006)	0.0046*** (0.0006)	0.0009 (0.0007)	0.0036*** (0.0007)
<i>Cons</i>	0.3648*** (0.0889)	-0.3970*** (0.0671)	-0.1156* (0.0601)	-0.1166 (0.2271)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
<i>N</i>	837	1620	1365	1092
<i>R</i> ²	0.9236	0.8782	0.8004	0.7599
经验 p 值	0.042**		0.037**	

注：“经验 p 值”用于检验组间 *Dig* 系数差异的显著性，通过自抽样(Boot-strap) 1000 次得到，下同。

4.4.2 时间异质性分析

分时间段看，一方面数字经济的重要性是逐渐被人们所认识到的，2016 年 G20 峰会首次将数字经济列为 G20 创新增长蓝图中的一项重要议题，数字经济的概念应运而生，2017 年政府报告首次提出数字经济战略，因此 2017 年对于中国数字经济的发展是一个重要的节点，数字经济迎来了蓬勃发展；另一方面在党的十九大上，明确提出共同富裕的发展规划以及各阶段应完成的目标，为扎实推进共同富裕勾勒了宏伟蓝图。因此数字经济赋能共同富裕的效果可能因时间段的差异而存在差别。基于此，本文将样本分维 2013-2017 年和 2018-2021 年分别进行回归，回归结果见表 4.8 列 (3)、(4)。列 (3) 数字经济的系数为 0.3753，而列 (4) 中数字经济的系数为 0.4382，且均在 0.01 水平下显著，说明数字经济在这两时间段均能推动共同富裕的发展，且初步验证了数字经济的赋能效应在 2018-2021 年更强，经验 p 值等于 0.037，在 0.05 水平下显著，说明数字经济赋能共同富裕的效应的确在时间上存在差异。究其原因可能是因为在 2018 年后，从国家层面规划了数字经济及共同富裕发展蓝图，数字经济得到了进一步的发展，

让数字经济更能推动经济社会的发展，与此同时，在 2018 年后，我国历史性的消除了绝对贫困，全面小康社会的建成，为实现共同富裕奠定了坚实的基础。即使共同富裕在前后两时间段内的赋能效应不尽相同，但不可否认的是，数字经济在样本期内都能推动共同富裕的发展。

4.4.3 扶贫政策异质性分析

分扶贫政策看，本文主要基于是否包含贫困县。一方面含贫困县的城市通常缺乏资金或者没有良好的产业支持，经济发展水平相对滞后，且诸如数字经济等新兴经济形态，可能仍处于发展的初期，同时含贫困县的城市，还会面临人才紧缺和创新创业氛围不高的窘境；另一方面在含贫困县的城市中，贫困县与非贫困县间居民收入差距或许较大，这导致区域内差距较大，不利于共同富裕的实现。即使中国施行的精准扶贫战略帮助中国所有贫困县全部脱贫，主要政策有产业扶贫、教育扶贫、易地扶贫搬迁等，从根本上帮助他们摆脱了贫困的“陷阱”。特别是在引入数字技术后，这些县被广大人民所熟知，这不仅让当地的旅游资源得到最大的挖掘，还使得当地的特色产品走向全国各地，但是数字经济赋能共同富裕的效应在含贫困县城市和不含贫困县城市间存在差异。基于此，本文根据国务院 2012 年公布的贫困县名单，将样本分为含贫困县城市和不含贫困县城市，回归结果如表 4.9 列（1）、（2），其中数字经济的系数分别为 0.4023 和 0.4268，且在 0.01 水平下显著，说明数字经济能够推动共同富裕的发展，但含贫困县的赋能效应弱于不含贫困县效应，从经验 p 值中进一步验证了这一观点。

表 4.9 扶贫政策与资源聚集异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	含贫困县	不含贫困县	五大城市群	非五大城市群
<i>Dig</i>	0.4023*** (0.0143)	0.4268*** (0.0248)	0.4543*** (0.0197)	0.3679*** (0.0160)
<i>Is</i>	0.0471*** (0.0119)	0.0030 (0.0067)	0.0292*** (0.0105)	0.0101 (0.0073)
<i>Ur</i>	0.0014 (0.0432)	0.0559*** (0.0059)	0.0847*** (0.0072)	0.0318*** (0.0110)
<i>Pgr</i>	0.0263** (0.0105)	0.0190*** (0.0071)	0.0250** (0.0101)	0.0185** (0.0073)
<i>Pd</i>	0.0323 (0.0215)	0.0556*** (0.0102)	0.0771*** (0.0152)	0.0515*** (0.0114)

续表 4.9 扶贫政策与资源聚集异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	含贫困县	不含贫困县	五大城市群	非五大城市群
<i>Open</i>	-0.0783* (0.0437)	0.0997*** (0.0236)	0.0719* (0.0421)	0.0540** (0.0243)
<i>Gi</i>	-0.3699*** (0.0966)	-0.5101*** (0.0694)	-0.0754 (0.1133)	-0.5566*** (0.0684)
<i>MI</i>	0.0037*** (0.0008)	0.0035*** (0.0005)	0.0028*** (0.0007)	0.0045*** (0.0005)
<i>Cons</i>	-0.1180 (0.1264)	-0.2006*** (0.0613)	-0.3748 (0.0964)	-0.1849*** (0.0644)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
<i>N</i>	729	1728	801	1656
<i>R</i> ²	0.9144	0.8830	0.9177	0.8781
经验 p 值	0.057*		0.022**	

4.4.4 资源聚集异质性分析

分资源聚集看，主要分为五大城市群所包含城市及非五大城市群城市，近年来政府对于五大城市群城市的资金及政策扶持力度优于其他城市，使得五大城市群的城市迎来了强势发展的机会。同时，从经济发展水平来看，五大城市群的中心城市经济发展水平遥遥领先，城市群的建立，中心城市必将发挥其经济辐射作用，带动周边城市的强势崛起。因此数字经济赋能共同富裕的效果因资源聚集的差异可能存在差别，且数字经济赋能共同富裕的效应对五大城市群的效应更强。基于此，本文将样本分为五大城市群城市和非五大城市群城市，回归结果如表 4.9 中列 (3)、(4) 所示，五大城市群中数字经济的系数为 0.4543，而非五大城市群中数字经济的系数为 0.3679，均在 0.01 水平下显著，说明数字经济能够推动共同富裕的发展，且初步验证了数字经济赋能效应的不同，经验 p 值等于 0.022，在 0.05 水平下显著，充分说明数字经济赋能共同富裕的效应对于五大城市群城市更强。究其原因可能是因为城市群作为城市空间上的联合体，数字经济能够助力核心城市发挥溢出效应，带动周边城市发展；同时城市群的设立，能够帮助城市群的城市吸纳更多的人才、投资等经济要素资源，并且能更有利培育科技创新、转化科技成果，创业氛围也较好。

4.4.5 共同富裕水平的异质性分析

从共同富裕发展水平看，地区共同富裕发展水平不一致，可能导致数字经济赋能共同富裕的效果也不相同。数字经济发挥势能是以信息技术为媒介，以数字基础设施为前提，而这两方面在共同富裕水平较高的区域发展均好于其它区域，这可能导致在共同富裕水平较高的区域，数字经济的赋能效应较强。因此数字经济赋能共同富裕的效果可能因共同富裕发展水平的差异而存在差别。因此本文构建面板分位数回归模型，对其进行验证，借鉴已有研究，选取 0.1、0.25、0.5、0.75、0.9 分位点，分位数回归结果如表 4.10 所示。

表 4.10 分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	0.1 分位点	0.25 分位点	0.5 分位点	0.75 分位点	0.9 分位点
<i>Dig</i>	0.3873*** (0.0228)	0.4012*** (0.0175)	0.4235*** (0.0139)	0.4468*** (0.0204)	0.4705*** (0.0298)
<i>Is</i>	0.0229** (0.0112)	0.0208** (0.0086)	0.0178*** (0.0068)	0.0138 (0.0101)	0.0107 (0.0147)
<i>Ur</i>	0.0368* (0.0208)	0.0453*** (0.0159)	0.0577*** (0.0128)	0.0744*** (0.0187)	0.0874*** (0.0272)
<i>Pgr</i>	0.0140 (0.0094)	0.0164** (0.0072)	0.0200*** (0.0057)	0.0248*** (0.0084)	0.0285** (0.0123)
<i>Pd</i>	0.0556*** (0.0198)	0.0563*** (0.0152)	0.0574*** (0.0121)	0.0587*** (0.0178)	0.0598** (0.0259)
<i>Open</i>	0.0087 (0.0528)	0.0349 (0.0405)	0.0730** (0.0324)	0.1243*** (0.0474)	0.1644** (0.0691)
<i>Gi</i>	-0.1170 (0.1163)	-0.2653*** (0.0893)	-0.4812*** (0.0725)	-0.7715*** (0.1052)	-0.9985*** (0.1521)
<i>Ml</i>	0.0029 (0.0008)	0.0032*** (0.0006)	0.0037*** (0.0005)	0.0043*** (0.0007)	0.0048*** (0.0010)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2457	2457	2457	2457	2457

由表 4.10 中结果可知，在不同分位点上，数字经济对共同富裕的发展具有正向赋能效应，且均在 0.01 水平下显著。但随着分位点的不断增加，数字经济的系数不断增加，说明在共同富裕水平越高时，数字经济赋能共同富裕的效应也越强，表明数字经济赋能共同富裕存在“马太效应”。究其原因可能是因为，第一，在共同富裕发展水平较低时，表明经济发展水平也较低，此时数字经济可能也处

于发展阶段，其发展红利并未完全释放，因此数字经济赋能共同富裕的效应也较低。第二，从共同富裕发展水平的区域位置看，东部地区的共同富裕水平高于中西部地区，东部地区在基础设施建设、人才、科技创新、创业活跃度等方面均优于中西部地区，这更有利于数字经济与共同富裕的发展；与此同时共同富裕发展水平较落后的区域主要集中在中、西部城市，无论从基础设施还是发展时间来看，其都处于相对落后位置，并且数字产业化和产业数字化的融合发展也落后于东部地区，故而在中西部地区，数字经济的红利未能充分释放。

4.5 数字经济赋能共同富裕的空间溢出效应

通过上文的理论分析，数字经济赋能共同富裕可能存在空间溢出效应，且在前文对共同富裕空间特征进行分析时，发现共同富裕具有显著的空间正自相关性，本文进一步全局莫兰指数对数字经济的空间相关性进行检验，数字经济的全局莫兰指数如表 4.11 所示。

表 4.11 数字经济的全局 Moran's I 指数

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Moran's I	0.438	0.390	0.415	0.396	0.437	0.511	0.519	0.540	0.562
z-value	10.831	9.663	10.270	9.798	10.825	12.636	12.834	13.341	13.870
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

由上表可知，数字经济 Moran's I 均在 0.01 的显著性水平下显著为正，这说明区域间的数字经济存在明显的空间联系。因此本文所选取的被解释变量共同富裕与核心解释变量数字经济均有显著的空间自相关性。因此本文借鉴杨水根和王吉（2023）的研究，引入空间杜宾模型来验证数字经济对共同富裕的空间溢出效应这一假设，本文使用的是邻接空间权重矩阵（W1），使用城市距离矩阵（W2）对模型的稳健性进行检验。空间杜宾回归结果如表 4.12 所示。

表 4.12 空间杜宾回归结果

变量	(1)	(2)
	W1	W2
<i>Dig</i>	0.4478*** (0.0303)	0.1937*** (0.0337)
<i>Is</i>	0.0040 (0.0053)	0.0147*** (0.0053)

续表 4.12 空间杜宾回归结果

变量	(1)	(2)
	W1	W2
<i>Ur</i>	0.0656*** (0.0045)	0.0616*** (0.0049)
<i>Pgr</i>	0.0035 (0.0054)	0.0015 (0.0054)
<i>Pd</i>	0.0418*** (0.0069)	0.0527*** (0.0077)
<i>Open</i>	0.0437*** (0.0164)	0.0575*** (0.0179)
<i>Gi</i>	-0.2395*** (0.0529)	-0.3586*** (0.0542)
<i>Ml</i>	0.0010*** (0.0004)	0.0012*** (0.0004)
<i>W•Dig</i>	0.3693*** (0.0329)	0.3391*** (0.0639)
<i>W•Is</i>	0.0028 (0.0075)	-0.0038 (0.0339)
<i>W•Ur</i>	0.0855*** (0.0129)	0.1180 (0.1438)
<i>W•Pgr</i>	0.00001 (0.0075)	-0.449** (0.0191)
<i>W•Pd</i>	-0.0110 (0.0136)	0.2502 (0.2394)
<i>W•Open</i>	0.0011 (0.0263)	-0.9948*** (0.3084)
<i>W•Gi</i>	-0.0669 (0.0704)	-0.0552 (0.3331)
<i>W•Ml</i>	0.0034*** (0.0006)	0.0669*** (0.0062)
直接效应		
<i>Dig</i>	0.4301*** (0.0292)	0.1782*** (0.0315)
<i>Is</i>	0.0047 (0.0051)	-0.0151*** (0.0051)
<i>Ur</i>	0.0572*** (0.0054)	0.0622*** (0.0047)
<i>Pgr</i>	0.0040 (0.0053)	-0.0013 (0.0053)
<i>Pd</i>	0.0447*** (0.0077)	0.0524*** (0.0075)
<i>Open</i>	0.0501*** (0.0171)	0.0639*** (0.0563)

续表 4.12 空间杜宾回归结果

变量	(1)	(2)
	W1	W2
<i>Gi</i>	-0.2805*** (0.0545)	-0.3617*** (0.0563)
<i>MI</i>	0.0018*** (0.0004)	-0.0015*** (0.0004)
间接效应		
<i>Dig</i>	0.2263*** (0.0429)	0.0976*** (0.0387)
<i>Is</i>	0.0126 (0.0148)	0.0088 (0.0123)
<i>Ur</i>	-0.1066*** (0.0297)	0.0013 (0.0489)
<i>Pgr</i>	0.0065 (0.0155)	-0.0135* (0.0079)
<i>Pd</i>	0.0319 (0.0315)	0.0508 (0.0792)
<i>Open</i>	0.0674 (0.0601)	-0.3812*** (0.1151)
<i>Gi</i>	-0.4985*** (0.1295)	0.2258** (0.1112)
<i>MI</i>	0.0093*** (0.0013)	0.0235*** (0.0009)
总效应		
<i>Dig</i>	0.6564*** (0.0385)	0.2758*** (0.0146)
<i>Is</i>	0.0173 (0.0164)	-0.0063 (0.0121)
<i>Ur</i>	-0.0494 (0.0336)	0.0635 (0.0492)
<i>Pgr</i>	0.0106 (0.0168)	-0.0148** (0.0059)
<i>Pd</i>	0.0767** (0.0361)	0.1031 (0.0794)
<i>Open</i>	0.1175* (0.0679)	-0.3172*** (0.1157)
<i>Gi</i>	-0.7790*** (0.1443)	-0.1358 (0.1128)
<i>MI</i>	0.0111*** (0.0015)	0.2193*** (0.0008)
时间固定	是	是
个体固定	是	是

续表 4.12 空间杜宾回归结果

变量	(1)	(2)
	W1	W2
ρ	0.6049*** (0.0188)	1.9891*** (0.2352)
σ	0.00005*** (0.0000)	0.00005*** (0.0000)
R^2	0.9037	0.9100
N	2457	2457

表 4.12 中列 (1) 结果显示, ρ 值为 0.6049, 且在 0.01 水平下显著为正, 表明本文所选样本 273 个城市共同富裕水平存在显著的空间依赖性。同时在主效应结果中, 数字经济的系数为 0.4478, 在 0.01 水平下显著, 说明数字经济对共同富裕水平的影响显著为正, 与前文基准回归结果一致, 进一步验证了数字经济能够赋能共同富裕的假设。在回归结果中, 数字经济的空间滞后项为 0.3693, 且在 0.01 水平下显著, 说明数字经济的发展对邻近城市的共同富裕发展具有显著促进作用, 验证了数字经济赋能共同富裕存在溢出效应的假设。为更好地考察本地区数字经济对本地区共同富裕的影响程度, 以及邻近地区数字经济对本地区共同富裕的影响, 本文使用偏微分进行分解, 即将其分解为直接效应、间接效应、总效应。从直接效应的结果来看, 数字经济的系数为 0.4301 且在 0.01 水平下显著, 说明本地城市数字经济的发展能够显著促进本地共同富裕的发展; 从间接效应的结果来看, 数字经济的系数为 0.2263 且在 0.01 水平下显著, 表明临近城市数字经济的发展能够推动本地共同富裕的发展, 这可能的原因是因为数字经济具有溢出效应、协同效应、渗透效应等特性, 能够带动邻近城市的部分产业及部分数据要素进入本地城市, 同时数字经济的出现也便利了本地城市向邻近城市学习成功经验, 从而提高本地城市经济发展水平, 进而推动本地共同富裕的发展; 从总效应的结果来看, 数字经济的系数为 0.6564 且在 0.01 水平下显著, 说明数字经济的发展对本地区和相邻地区共同富裕发展存在显著的正向影响, 进一步验证了本文的假设 1 和假设 3。最后为了确保此空间模型的稳健性, 本文采用城市距离矩阵对模型重新回归, 结果显示, 回归结果系数的显著性及正负无明显变化, 说明空间计量模型结果具有稳健性。

4.6 本章小结

本章首先通过构建双向固定效应模型,验证了数字经济在能够推动共同富裕的发展,并且通过稳健性检验和内生性处理保证了结果的可靠性;其次通过中介效应模型,验证了数字经济可以通过影响人力资本水平、民营经济发展水平、城市创新能力及创业活跃度进而推动共同富裕的发展;再次探究并验证了数字经济在推动共同富裕发展过程中存在区域、时间、扶贫政策、资源聚集及共同富裕发展水平的异质性;最后运用空间杜宾模型验证了数字经济推动共同富裕存在空间溢出效应。

5 研究结论和政策建议

5.1 研究结论

全体人民共同富裕是中国式现代化的重要特征和本质要求之一，而数字经济是推动共同富裕的重要引擎。本文基于共同富裕的内涵，从“富裕度”和“共同度”出发，构建了衡量共同富裕发展水平的综合指标体系，运用熵权法对共同富裕子系统进行赋权，并通过 IHD1 构造思路，测算了中国 273 个城市 2013-2021 年共同富裕发展水平；在测算出各城市共同富裕水平的基础上运用 Dagum 基尼系数、Kernel 密度估计分析区域差异及动态演进趋势，采用 Moran' s I 的方法解析共同富裕的空间相关性及聚集性；在理论分析的基础上，采用双向固定效应模型、面板分位数回归模型、中介效应模型以及空间杜宾模型对所提出的假设进行实证检验。

研究发现：①我国共同富裕水平整体呈上升趋势，东部城市共同富裕发展水平好于中西部城市，但中西部城市的年均增长率高于东部城市，形成“良性追赶”的态势，使得东中西间的差距不断缩小。②从 Dagum 基尼系数分解可以看出，地区间的差异是我国共同富裕水平差异的主要来源，且四大区域内部差异在不断缩小，在组间差异中，东部地区和西部地区间的差异最大，而中部和东北部的差异最小。③Kernel 密度估计结果显示，共同富裕密度曲线不断右移，表明我国共同富裕水平不断提高，全国和东部地区出现侧峰，说明存在两极分化现象，同时各区域核密度曲线均存在右拖尾现象，说明区域内存在发展较好的城市。④从莫兰指数可以看出我国共同富裕水平有明显的空间正相关性。⑤数字经济的发展能够推动共同富裕的发展，并且数字经济对共同富裕的两个子系统“富裕度”和“共同度”均有显著的促进作用，可见数字经济不仅能做大“蛋糕”还能分好“蛋糕”。⑥数字经济可以通过提升人力资本水平、优化民营经济发展、提高城市创新能力以及提升创业活跃度，进而推动共同富裕的发展。⑦数字经济赋能共同富裕存在显著的区域异质性、时间异质性、扶贫政策异质性及资源聚集异质性，其中东部地区的效应高于中西部地区，2018-2021 年间的效应高于 2013-2017 年间效应，含贫困县城市的效应低于不含贫困县城市的效应，五大城市群城市的效应高于非五大城市群的效应。⑧数字经济赋能共同富裕存在“马太效应”，即共同富裕水

平越高的地区，数字经济对共同富裕的促进效果越强。⑨数字经济对共同富裕水平的影响存在显著的空间溢出效应，即数字经济能够协助“先富带动后富”这一过程。

5.2 政策建议

基于本文的分析和通过实证检验得出的结论，为更好发挥数字经济赋能共同富裕的作用，推进共同富裕目标的实现，本文提出以下建议：

(1) 促进数字经济快速发展，扎实推进共同富裕的实现。由于数字经济是推动共同富裕实现的重要动力，因此应当大力发展数字经济，提升数字经济发展水平。首先应当继续加大对数字基础设施建设的投资力度，加快以 5G、算力网络、千兆网络等为核心的数字基础设施建设，在不断提高算力的同时，还应加大对网络基础设施、融合基础设施的建设，以此来夯实数字经济发展的根基，以促进区域间数据要素的协同发展，弥合当前出现的“数字鸿沟”问题，充分发挥数字经济在推动共同富裕中的引领作用。其次，应当推动数字经济与实体经济的深度融合，通过数字产业化和产业数字化，培育新产业、新业态、新模式。继续扩大数字产业化规模，以此催生互联网经济领域的创业新模式、衍生出众多就业新形态、创造大量新增就业，加速社会财富的创造与积累；并且应当加大数字经济向三次产业的渗透，数字技术促进传统产业，不仅能提高劳动生产率，还能提高劳动者的劳动报酬。最后，应当加大对数字经济人才的培养，打造优秀的数字经济应用人才队伍。数字经济作为新兴经济形态，相关应用型人才较为缺乏，故应当支持高校设立数字经济专业，重点培养数字经济专业人才，为数字经济的快速发展提供强有力的人才支撑。

(2) 因地制宜构建发展数字经济与推动共同富裕的战略。由于各地区数字经济与共同富裕发展水平及发展基础均存在差异，且数字经济赋能共同富裕的效应也不尽相同，因此各地区应当正视发展存在的差异，构建适合自身发展的战略。第一，对于发展相对落后的地区。首先应当继续加大数字经济的投资力度，加快数字经济的发展，尽快释放数字经济的红利，为共同富裕的实现提供强劲动力；其次，应当继续巩固脱贫攻坚的成果，防止返贫或新贫困的出现，积极探索当地的特色产业、旅游资源，鼓励年轻人回到家乡创业，在吸纳农村剩余劳动力的同

时，也为当地的经济“添砖加瓦”；再次，应当重视人才对经济社会发展的重要性，通过各种优惠政策，吸引来人才并留住人才，为社会的发展提供技术指导；最后，应当向发展较好的地区学习成功经验，在学习借鉴的同时，还应该向发达地区引进适合当地发展的数据要素、产业等，以此来促进经济的发展。第二，对于发展相对发达的地区。首先应当继续探索新产业、新模式，将部分传统产业外移，在保证自身经济发展的同时，发挥数字经济的辐射作用，积极带领发展落后的城市共同发展；其次，发挥示范作用，加快新型城镇化建设，促进城乡高质量发展，将在这一过程中所总结的经验进行推广，推动各地区城乡协调发展；最后，发达城市应当给予相对落后城市以技术指导，派出相关专业人才到各地进行农业指导、优秀教师到当地支教等，让各地能够享受公平发展的机会。

（3）积极探索数字经济赋能共同富裕的多维路径，多举措实现共同富裕。由本文的理论分析与实证检验得出，数字经济可以提升人力资本水平、优化民营经济发展、提高城市创新能力、提高创业活跃度，进而对共同富裕产生促进作用。第一，通过数字技术，降低教育成本，而且便利人们通过“干中学”，不断丰富自己的技能储备，培养高技能人才，以此为社会各行业提供人才及提高劳动生产率，加速社会财富创造；第二，利用数字经济来缓解融资约束、优化营商环境，以此推动民营经济发展，这不仅能够吸纳农村剩余劳动力，还能推动现有技术的更新换代；第三，创新作为经济发展的一大动力，各地应当出台相关政策，对创新成果给予相应的奖励，并推动创新成果落地；第四，应当鼓励人们创业，颁布相关保护机制，让创业失败者无后顾之忧，创业不仅能创造更多的就业机会，还能推动创新的出现。

参考文献

- [1] Constantinides P , Henfridsson O , Parker G G .Platforms and Infrastructures in the Digital Age[J].Information Systems Research, 2018, 29(2):381-400.
- [2] Hukal P, Henfridsson O, Shaikh M, Parker G. Platform signaling for generating platform content[J]. MIS Quarterly, 2020, 44(3): 1177-1206.
- [3] Tapscott D. The Digital Economy :Promise and Peril in the Age of Networked Intelligence [M]. New York: McGraw-Hill, 1996.
- [4] 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.
- [5] 鲍鹏程,黄林秀.数字经济与公共服务质量——来自中国城市的经验证据[J].北京社会科学,2023,No.241(05):66-79.
- [6] 陈贵富,韩静,韩恺明.城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业[J].中国工业经济,2022,No.413(08):118-136.
- [7] 陈洪章,曾冰,郭虹.黄河流域县域经济时空分异及影响因素——来自夜间灯光数据的检验[J].经济地理,2022,42(11):37-44.
- [8] 陈丽君,郁建兴,徐铤娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,37(04):5-16+2.
- [9] 陈丽君,傅衍.共同富裕视角下我国人才谱系建设[J].社会科学辑刊,2023,No.266(03):151-161.
- [10] 陈南旭,李益.数字经济对人力资本水平提升的影响研究[J].西北人口,2022,43(06):65-76.
- [11] 陈伟宏.共同富裕的伦理内涵[J].思想理论教育,2022,No.522(10):48-53.
- [12] 程筱敏,邹艳芬.我国数字经济发展水平测度及空间溢出效应[J].商业经济研究,2022,No.858(23):189-192.
- [13] 崔开昌,吴建南.中国式现代化社会保障体系建设:价值引领与未来进路[J].社会科学,2023,No.513(05):138-149.
- [14] 邓慧慧,刘宇佳,王强.中国数字技术城市网络的空间结构研究——兼论网络型城市群建设[J].中国工业经济,2022,No.414(09):121-139.

- [15] 杜宏巍.数字经济促进共同富裕的机制检验与成效评价[J].价格理论与实践,2022,No.459(09):15-20+70.
- [16] 杜运周,刘秋辰,程建青.什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度?——基于制度组态的分析[J].管理世界,2020,36(09):141-155.
- [17] 段永琴,何伦志,克魁.数字金融、技术密集型制造业与绿色发展[J].上海经济研究,2021(05):89-105.
- [18] 樊梦瑶,张亮.数字经济、资源要素配置与城乡协调发展[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2023,44(05):112-120.
- [19] 范从来.益贫式增长与中国共同富裕道路的探索[J].经济研究,2017,52(12):14-16.
- [20] 逢锦聚.中国共产党带领人民为共同富裕百年奋斗的理论与实践[J].经济学动态,2021(05):8-16.
- [21] 冯苑,聂长飞.中国共同富裕的时空演进、区域差异及收敛性研究[J].经济与管理研究,2022,43(12):65-84.
- [22] 傅才武,高为.精神生活共同富裕的基本内涵与指标体系[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2022,No.252(03):11-24.
- [23] 葛立宇,莫龙炯,张方.数字经济发展与城市区域创新——来自我国 281 个城市的经验证据[J].广东财经大学学报,2022,37(05):18-30+42.
- [24] 郭峰,熊云军,石庆玲等.数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据[J].管理世界,2023,39(04):16-34.
- [25] 郭卫军,张衔春.中国共同富裕水平的测度与区域时空差异研究[J].经济问题探索,2023,No.489(04):1-24.
- [26] 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/OL].软科学:1-18[2022-11-09].
- [27] 韩文龙,蒋枢泓.新发展阶段实现共同富裕的理论逻辑与实现路径[J].社会科学战线,2022(04):95-102.
- [28] 郝云平,张兵.数字金融发展的共同富裕效应研究——基于 281 个地级市的经验证据[J].经济问题探索,2023,No.488(03):41-55.

- [29] 贺唯唯,侯俊军.数字经济发展对居民消费的影响——来自城市面板数据的经验证据[J].改革,2023,No.351(05):41-53.
- [30] 洪兴建.数字经济:内涵、核算与评价[J].中国统计,2019(08):49-52.
- [31] 洪银兴.论中国式现代化的经济学维度[J].管理世界,2022,38(04):1-15.
- [32] 胡甲滨,俞立平,洪金珠.双循环下数字经济对高技术产业影响研究[J/OL].科学学研究:1-16[2022-11-09].
- [33] 惠献波.数字经济、创业活跃度与共同富裕——来自智慧城市建设的证据[J/OL].当代经济管理:1-12[2023-03-25].
- [34] 蒋永穆,廖浩君,谢强.推进中国式经济现代化必须坚持以人民为中心的发展思想[J].政治经济学评论,2023,14(03):22-41.
- [35] 金正连.共同富裕的理论方位与实践路径[J].区域经济评论,2022,No.58(04):16-21.
- [36] 李金昌,余卫.共同富裕统计监测评价探讨[J/OL].统计研究:1-15[2022-05-25].
- [37] 李军鹏.共同富裕:概念辨析、百年探索与现代化目标[J].改革,2021(10):12-21.
- [38] 李健,张金林,董小凡.数字经济如何影响企业创新能力:内在机制与经验证据[J].经济管理,2022,44(08):5-22.
- [39] 李培林.准确把握共同富裕的是与不是[J].探索与争鸣,2021(11):5-7+177.
- [40] 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.
- [41] 李实.缩小收入差距 促进共同富裕[J].中共杭州市委党校学报,2022,No.139(05):4-9+2.
- [42] 李文秀,柯晋.数字经济对城市社会保障发展的影响研究[J].产经评论,2022,13(05):142-160.
- [43] 李研.中国数字经济产出效率的地区差异及动态演变[J].数量经济技术经济研究,2021,38(02):60-77.
- [44] 李英杰,韩平.中国数字经济发展综合评价与预测[J].统计与决策,2022,38(02):90-94.
- [45] 连玉君,彭方平,苏治.融资约束与流动性管理行为[J].金融研究,2010,No.364(10):158-171.

- [46] 梁炳辉.数字经济促进共同富裕的影响机制与驱动路径[J].技术经济与管理研究,2023,No.322(05):115-121.
- [47] 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,No.226(03):57-62.
- [48] 林松,陈丽,雷春平.包容性发展视域下新型城镇化建设与城乡居民收入差距关系研究[J].商业经济研究,2023,No.870(11):188-192.
- [49] 林贤明,李建平.新时代扎实推进共同富裕需要处理好的关系[J].毛泽东邓小平理论研究,2022,No.417(06):1-10+108.
- [50] 刘和旺,张双,郑世林.环境规制加速了中国老工业城市“去工业化”吗?[J].中国软科学,2023,No.386(02):115-124.
- [51] 刘军,杨渊璠,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(06):81-96.
- [52] 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(08):117-129.
- [53] 刘苹.数字经济影响民营企业韧性的空间效应研究[J].工业技术经济,2022,41(12):20-27.
- [54] 刘维林,王艺斌.数字经济赋能城市绿色高质量发展的效应与机制研究[J].南方经济,2022(08):73-91.
- [55] 柳毅,赵轩,毛峰.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[J].中国软科学,2023,No.388(04):98-108.
- [56] 鲁玉秀,方行明,张安全.数字经济、空间溢出与城市经济高质量发展[J].经济经纬,2021,38(06):21-31.
- [57] 马凤岐,谢爱磊.教育平衡充分发展与共同富裕[J].教育研究,2022,43(06):148-159.
- [58] 马化腾,孟昭莉,闫德利,等.数字经济;中国创新增长新动能[M].北京;中信出版社,2017.
- [59] 马艳,冯璐,宋欣洋.我国非公经济对共同富裕影响作用的理论分析[J].经济纵横,2022,No.438(05):11-20+135.

- [60] 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),2022,24(01):1-15.
- [61] 庞加兰,张海鑫,王倩倩.数字普惠金融、融资约束与民营经济高质量发展[J].统计与决策,2023,39(05):130-135.
- [62] 裴长盛,曲建武.中国式现代化的统计测度及推进路径[J].工业技术经济,2023,42(06):124-133.
- [63] 彭刚,杨德林,杨琳.中国市域尺度共同富裕水平格局及其影响因素[J].经济地理,2023,43(01):44-54+132.
- [64] 彭刚,高劲松.数字经济、数字鸿沟和城乡要素配置——基于我国 257 个城市的实证研究[J/OL].调研世界:1-12[2023-06-14].
- [65] 齐红倩,张佳馨.共同富裕进程中先富地区消费增长的空间溢出效应[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022,42(04):10-22.
- [66] 邵宜航,游杰.技术创新如何提升我国共同富裕水平[J].经济管理,2023,45(04):191-208.
- [67] 史明灿.国家级新区设立与区域经济高质量发展:内在机制与经验证据[J].区域经济评论,2023,No.62(02):55-60.
- [68] 石薇,王诗勇,王洪卫.互联网发展、就业质量提升与共同富裕——效应识别与经验证据[J].上海财经大学学报,2023,25(03):18-32.
- [69] 斯晓夫,严雨姗,傅颖.创业减贫前沿理论研究与未来方向[J].管理世界,2020,36(11):194-207.
- [70] 苏红键.地区收敛与共同富裕:进程、归因及其实现[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2022,43(07):99-107.
- [71] 汤淥洋,鲁邦克,邢茂源等.中国数字经济发展水平测度及动态演变分析[J/OL].数理统计与管理:1-14[2023-03-19].
- [72] 唐任伍,孟娜,叶天希.共同富裕思想演进、现实价值与实现路径[J].改革,2022(01):16-27.
- [73] 涂磊,王建新,李东海.数字化转型、创新要素集聚与制造业生产率[J/OL].工程管理科技前沿:1-10[2023-06-23].

- [74] 万广华,江葳蕤,赵梦雪.城镇化的共同富裕效应[J].中国农村经济,2022,No.448(04):2-22.
- [75] 王冬梅,黄乾,方守林.数字经济对人力资本技能结构影响与作用机制的实证检验[J].统计与决策,2023,39(09):23-28.
- [76] 王军,朱杰,罗茜.中国共同富裕发展水平测度及时空演变特征研究[J].当代经济管理,2023,45(06):51-60.
- [77] 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(07):26-42.
- [78] 王军,罗茜.数字经济影响共同富裕的内在机制与空间溢出效应[J].统计与信息论坛,2023,38(01):16-27.
- [79] 王青,刘思良,张恩等.中国共同富裕水平的区域差异、分布动态演进及空间相关性[J].西安交通大学学报(社会科学版),2023,43(02):8-18.
- [80] 王玉洁,彭迪云,赵送琴.数字经济发展对共同富裕的影响——基于空间溢出效应的实证分析[J].企业经济,2023,42(02):28-39.
- [81] 魏杰,施成杰.民营经济共同富裕的逻辑统一[J].经济问题探索,2014,No.383(06):1-8.
- [82] 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(05):731-745.
- [83] 习近平.扎实推动共同富裕[N].人民日报,2021-10-16 (001).
- [84] 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(09):3-13.
- [85] 向海凌,丁子家,徐斯昞等.金融科技与企业数字化转型[J].中国软科学,2023,No.389(05):207-215.
- [86] 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(05):2-13.
- [87] 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(05):23-41.
- [88] 徐鹏杰,张文康,曹圣洁.产业结构升级、构建现代产业体系与农民农村共同富裕[J].经济学家,2023,No.293(05):78-88.

- [89] 徐菁.共同富裕的指标体系构建与应用[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2022,43(11):129-138.
- [90] 徐清源,单志广,马潮江.国内外数字经济测度指标体系研究综述[J].调研世界,2018(11):52-58.
- [91] 徐星,惠宁,崔若冰等.数字经济驱动制造业高质量发展的影响效应研究——以技术创新效率提升与技术创新地理溢出的双重视角[J].经济问题探索,2023,No.487(02):126-143.
- [92] 薛启航,王慧敏,魏建.数字金融促进共同富裕实现的机制与路径研究[J].学习与探索,2022,No.321(04):139-147.
- [93] 袁媛.新时代共同富裕的科学内涵、本质特征与实现路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2022,28(04):28-38.
- [94] 严宇珺,龚晓莺.数字经济助推共同富裕:基本逻辑、作用机制及实现路径[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2023,44(02):124-130.
- [95] 杨水根,王吉.流通数字化促进了共同富裕吗?——来自中国地级市的经验证据[J].产业经济研究,2023,No.123(02):112-125.
- [96] 杨卫丽,谭景柏,刘道辉等.城市创新效率与经济高质量发展的耦合关系及其时空分异特征研究[J].统计与信息论坛,2021,36(06):104-119.
- [97] 杨文溥.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,2022,24(01):48-60.
- [98] 杨文圣,李旭东.共有、共建、共享:共同富裕的本质内涵[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022,42(01):10-16.
- [99] 杨文圣,朱叶.论认识和把握实现共同富裕的目标和路径[J].学术界,2022,No.286(03):101-110.
- [100] 杨筱明.财政支农、农业生产性服务业集聚与共同富裕[J].技术经济与管理研究,2023,No.320(03):122-128.
- [101] 姚常成,沈凯琦.要素流动视角下数字经济与区域经济的包容性增长效应[J].经济地理,2023,43(04):10-19.
- [102] 姚战琪.数字经济对中国对外贸易竞争力的多重影响[J].财经问题研究,2022,No.458(01):110-119.

- [103] 叶堂林,王雪莹.数字经济对协调性均衡发展的影响——兼论共同富裕的实现路径[J].经济学动态,2023,No.743(01):73-88.
- [104] 易明,张兴,吴婷.中国数字经济核心产业规模的统计测度和空间特征[J].宏观经济研究,2022,No.289(12):5-20+66.
- [105] 于文超,高楠,龚强.政贵有恒:经济政策不确定性对企业非生产性支出的影响[J].经济学(季刊),2022,22(02):425-444.
- [106] 张金林,董小凡,李健.数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究[J].财经研究,2022,48(07):4-17+123.
- [107] 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.
- [108] 张旺.共同富裕水平、区域差异及分布动态演进特征[J].统计与决策,2023,39(10):39-43.
- [109] 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(08):71-86.
- [110] 张占斌,毕照卿.新时代共同富裕思想的逻辑进路、核心要义与精神实质[J].北京工业大学学报(社会科学版),2022,22(05):31-44.
- [111] 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.
- [112] 赵晓阳,衣长军.数字经济发展提高了城市创业活跃度吗? [J].现代财经(天津财经大学学报),2022,42(11):19-31.
- [113] 郑金辉,徐维祥,刘程军.数字金融、企业家精神与长三角民营实体经济高质量发展[J].财经论丛,2023,No.298(05):47-56.
- [114] 周文,施炫伶.共同富裕的内涵特征与实践路径[J].政治经济学评论,2022,13(03):3-23.
- [115] 周文,施炫伶.中国式现代化与数字经济发展[J].财经问题研究,2023,No.475(06):3-15.
- [116] 周文,司婧雯.超越公与私之辩:论民营经济的二重性[J].政治经济学评论,2023,14(03):154-169.
- [117] 周文,何雨晴.共同富裕的政治经济学理论逻辑[J].经济纵横,2022,(05):1-10+135.

- [118] 周霞,于娉,施琴芬.数字经济是赋能城市创新的新动力吗——基于 272 个城市的实证研究[J/OL].科技进步与对策:1-9[2023-06-15].
- [119] 周泽红,郭劲廷.数字经济发展促进共同富裕的理路探析[J].上海经济研究,2022,No.405(06):5-16.
- [120] 周泽红,李雪艳.新发展理念贯穿共同富裕制度设计的内在逻辑及现实进路[J].上海经济研究,2023,No.414(03):5-18.
- [121] 邹静,王强,鄢慧丽等.数字经济如何影响绿色全要素生产率?——来自中国地级市证据[J/OL].软科学:1-16[2023-06-23].

致 谢

时间如流水般匆匆而过，兰州财经大学的求学生涯即将画上句号。回首这三年的硕士研究生生活，充满了无数的感动和收获。我由衷感激这段宝贵经历，它不仅让我习得了丰富的专业知识，也在实践中促使我获得成长。

在 2021 年，我有幸成为了王连老师的门下。老师学术态度一丝不苟，对学生体贴入微，亲切友善。在这三年中，无论学术领域还是个人生活，老师无比关心和呵护我。从论文选题到写作，再到课题研究，老师都细心指导着我，扮演着我学术之路上的引路人。老师时常激励我积极探究问题，自主解决困难，帮助我提升学术实力。对于王老师的教诲，我怀着感激之情，衷心祝福老师工作顺遂，学术有成，桃李满天下！

衷心感谢我的父母和亲人，年少时光伴随学业点滴，其中蕴藏着父母的无数关爱和支持，这赋予了我巨大的信心和勇气，让我得以全情投入学业。父母的容颜逝去的痕迹，在我心中留下深刻印记，他们毫无保留地将青春和爱倾注给了我，使我成为今日坚韧、善良、无畏的自己。家庭是我人生旅途中的明灯，始终支持我前行，永不停歇地给予我力量，祝愿父母健康安好！

感恩曾帮助过我的老师、同学、朋友，感激他们在学习和生活中的指导与助力。同时也要感谢我的同门伙伴们，他们勤奋好学、善良可爱，积极向上。能遇到如此志同道合的同窗令我深感难得，感谢他们在这三年里对我的关怀和包容，愿我们共同绽放光芒！

特别感谢母校兰州财经大学，留下了我难以磨灭的美好回忆。校园中的点滴细节历历在目，“博修商道”的校训激励我奋勇向前，我将永以兰财人自豪。衷心祈愿母校：桃李盈园，硕果累累，谱写灿烂篇章！