引用格式:叶芳, 林雨欣, 孙晓东. 中国式现代化视域下新质生产力的共同富裕效应[J]. 技术经济, 2025, 44(10): 45-59.

Ye Fang, Lin Yuxin, Sun Xiaodong. The common prosperity effect of new quality productive forces from the perspective of Chinese modernization[J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(10): 45-59.

宏观技术经济

中国式现代化视域下新质生产力的共同富裕效应

叶 芳[1], 林雨欣[2], 孙晓东[2]

(1. 浙江海洋大学浙江海洋经济发展研究院, 舟山 316022; 2. 浙江海洋大学经济与管理学院, 舟山 316022)

摘 要: 共同富裕是社会主义的本质要求,新质生产力是高质量发展的强大动力,探讨新质生产力的共同富裕效应成为推进中国式现代化的重要议题。本文选取 2008—2022 年 31 个省份(因数据缺失,未含港澳台地区)的面板数据,实证检验新质生产力对共同富裕的影响及其机制。研究发现:新质生产力可以显著促进共同富裕,且其对共同度的促进效应强于富裕度。作用路径分析发现,新质生产力可以通过发挥技术创新效应、要素配置效应、产业结构升级效应赋能共同富裕。异质性检验分析发现,中部地区新质生产力对共同富裕的促进作用强于西部和东部地区,东北地区新质生产力未能正向促进共同富裕。门槛效应发现,新质生产力对共同富裕的影响存在数据要素市场化门槛。研究结论有助于理清新质生产力在推动共同富裕过程中的作用机理,为实现共同富裕提供了决策参考。

关键词:新质生产力; 共同富裕; 技术创新效应; 要素配置效应; 产业结构升级效应

中图分类号: F4 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2025)10-0045-15

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J24121505

一、引言

党的二十大报告指出,共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,强调中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。在新的时代背景下,“新质生产力”这一全新发展理念应势而生。新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态;它由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生。这一先进生产力质态,为推进中国式现代化和共同富裕提供了新动能[1]。近年来,随着以科技创新为主导的新业态、新动能的不断涌现,极大地推动了新质生产力的形成与发展,并将其优势范围拓展到弱势群体和落后地区,对缩小区域差异、实现社会公平起到关键性作用。其中,数字经济的跨区域辐射效应通过电商平台、远程服务等缩小城乡数字鸿沟,绿色技术的区域共享则依托生态补偿机制推动不同地区在污染治理、清洁能源等领域的生态协同发展。党的二十届三中全会强调健全因地制宜发展新质生产力体制机制。2024 年中央经济工作会议上进一步强调“必须统筹好培育新动能和更新旧动能的关系,因地制宜发展新质生产力。”作为中国式现代化战略的关键组成部分,充分挖掘和发挥新质生产力的潜能,实现全民共同富裕,已成为我国战略规划的重要举措,并呈现出巨大的蝶变效应。根据国家数据局公布的数据,我国高新技术产业在过去 10 年中取得了长足发展,规模以上高技术制造业增加值年均增长 10.3%。而数字经济作为经济增长的新动力,其规模也从 2014 年的 16.2 万亿元增加到 2023 年的 53.9 万亿元,占 GDP 的比重达 42.8%。绿色低碳发展方面,我国以年均 3.3%的能源消费增速支撑了年均 6.1%的经济增长[2]。这些显著成就助推了以科技生产力、数字生产力、绿色生产力为核心的新质生产力形成和发展。面对新的发展机遇,新质生产力的快速崛起不仅

收稿日期: 2024-12-24

基金项目: 浙江省软科学研究计划重点项目“数字经济促进浙江共同富裕建设的理论、测度与对策”(2023C25029)

作者简介: 叶芳(1983—),博士,浙江海洋大学副教授,博士研究生导师,研究方向:创新与创业管理;林雨欣(2001—),浙江海洋大学在读硕士研究生,研究方向:技术创新管理;孙晓东(1999—),浙江海洋大学在读硕士研究生,研究方向:技术创新管理。

展现了我国经济发展的强劲动能,更彰显了党中央、国务院准确把握全球科技变革趋势,充分发挥新质生产力在推动共同富裕中的战略引领作用。

中国式现代化视域下新质生产力的共同富裕效应在实践和理论上形成了强有力的印证。实践层面,我国正着力破解阻碍实现共同富裕的各种体制机制问题,通过加强原创性、颠覆性技术创新,关注新领域新赛道——未来产业、战略性新兴产业的发展和传统产业绿色化、数智化改造,鼓励并促进各类先进生产要素和资金向发展新质生产力集聚,为实现共同富裕提供要素保障。2023年发布的《数字经济促进共同富裕实施方案》提到,“推动数字技术和实体经济深度融合,不断做强做优做大我国数字经济,通过数字化手段促进解决发展不平衡不充分问题,推进全体人民共享数字时代发展红利,助力在高质量发展中实现共同富裕”。理论层面,新质生产力通过提升技术生产效率、优化资源配置、引导资本向高附加值领域流动,推动产业结构优化以促进区域协调发展,进而影响共同富裕的可持续性[3]。那么,实际影响如何呢?即新质生产力是否直接赋能共同富裕,且是否有利于技术创新、要素配置、产业升级水平的提升,进而间接赋能共同富裕?基于此,本文力图在准确理解新质生产力的基础上,创建新质生产力和共同富裕指标体系,利用2008—2022年31个省域数据,实证分析两者的相互作用。

本文潜在的学术增量贡献主要体现在以下几个方面:第一,在中国式现代化视域下构建“科技+数字+绿色”三维新质生产力指标体系,强调其对区域发展公平性(如共同度)的影响,区别于传统生产力仅关注经济效率的视角。第二,鉴于当前新质生产力对于共同富裕的影响机制大多停留在理论层面,本文实证分析了新质生产力的共同富裕效应,且验证了“技术创新-要素配置-产业升级”三重传导路径,开展了东部、中部、西部和东北部区域异质性分析,为制定差异化政策提供依据。第三,利用门槛模型,研究数据要素市场化差异下新质生产力对共同富裕的门限差异。

二、文献综述

自国家提出“新质生产力”这一概念以来,学术界对其研究已有了一定成果。目前关于新质生产力的相关文献主要集中在理论内涵、测度体系与形成机制三个方面。在理论内涵方面,新质生产力作为创新驱动的先进生产力质态,其理论内涵聚焦颠覆性技术驱动与绿色化数字化特征。李晓华[4]认为,新质生产力由颠覆性技术创新所驱动,能够促进产业链的革新,以实现产业高质量发展,并融合了数字化和绿色化这两大现代发展的核心要素。许恒兵[5]进一步强调,新质生产力与传统生产力的差异在于以科技创新为动力、绿色发展为方向、新兴产业为载体,通过劳动要素的优化组合,显著提升了全要素生产率。蒲清平和黄媛媛[6]则从理论逻辑出发,将新质生产力定位为理论、历史与现实逻辑的融合,指出其是科技自立自强推动经济高质量发展的新兴理论,凸显其在中国式现代化中的战略价值。在测度体系构建方面,学界初步形成了“科技-数字-绿色”三维框架或劳动者、劳动资料和劳动对象三个方面。朱富显等[7]从新质劳动者、劳动资料和劳动对象三个方面构建指标体系,并捕捉其在不同时空背景下的演变趋势。卢江等[8]创建了包含科技、绿色和数字三个方面的新质生产力水平指标体系。吴继飞和万晓榆[9]进一步纳入新质人才资源、新质科学技术、新质产业形态和新质生产方式等维度,强调创新要素的系统性。在形成机制方面,学者们对影响新质生产力的前置和后置因素做了充分探索。李子成等[10]认为新质生产力发展能够显著推动中国产业结构升级。石玉堂等[11]认为新质生产力通过产业结构升级效应、人才聚集效应及技术创新效应的内在路径,进而影响城市经济韧性。而关于新质生产力的前置因素大都基于数字化命题,郎元柯等[12]认为数字经济显著促进了新质生产力的发展。林晓玥和吴冲[13]强调人工智能对新质生产力的促进作用。

在共同富裕的研究领域,文献普遍关注其内涵特征、测度方法与实现路径。一是内涵特征方面,有关共同富裕的理论研究聚焦发展与共享的动态平衡。郁建兴和任杰[14]提出“发展-共享-可持续”三位一体框架,指出发展是前提,共享是核心。刘方平和黄陈晨[15]深化了对富裕共享与共享富裕的理解,探讨经济增长与公平分配的平衡,即“做好蛋糕”与“分好蛋糕”问题。二是测度方法方面,学界构建多维度指标体系。刘培林等[16]从富裕和发展成果两个层面来衡量共同富裕水平。万海远和陈基平[17]依据公平与效率原则,选择了国民收入和可支配收入的基尼系数作为衡量指标,以评估发展和共享的水平。龚斌磊等[18]则通过收入等

相关经济指标来量化共同富裕的实现状况。近年来，相关研究更趋精细化，何昀等[19]构建了“富裕-共享-可持续”三维模型，盛明泉等[20]从发展性、共享性和可持续性三个维度衡量共同富裕水平，进一步引入空间溢出效应分析。三是实施路径方面，集中在制度创新与技术赋能。洪银兴[21]的研究侧重于通过提升生产力和改革收入分配制度来推动共同富裕的进程。田哲和雷琳[22]实证检验数字乡村建设通过返乡创业中介促进农户共同富裕。王丽和宋凤轩[23]则强调人口红利在新质生产力赋能中的调节作用。

关于新质生产力与共同富裕的关系，从理论与实证角度探索两者间的作用机理。一是从理论上阐释新质生产力与共同富裕的转化路径，学者们对两者的理论关联已形成初步共识。杨二美[24]提出新质生产力在促进物质积累、精神文明建设及实现普惠共享方面具有直接影响。侯冠宇和张震宇[25]则从产业结构优化、贸易模式调整、财富分配平衡、战略性人才培养及发展速度协同五种策略构建传导机制。张秀生和曾凌尧[26]指出，新质生产力的发展将从多个经济维度，如增长、劳动生产率、产业升级、就业和薪酬等推动共同富裕。徐政等[27]提出，新质生产力可以通过经济赋能、稳固就业基础、区域协调发展、精神文明建设和环境保护等途径，为共同富裕提供动力。唐海燕和郭倩[28]认为新质生产力和共同富裕具有理念耦合、目标耦合、现实耦合的应然性及协调共生、协同发展的内在机理。二是实证探索新质生产力与共同富裕的内在机理。丁敏[3]，王江[29]认为，新质生产力可通过提升劳动力就业质量、促进国内国际双循环等路径赋能共同富裕。李明圆[30]则验证新质生产力对乡村产业振兴水平的正向影响。

尽管现有文献已对新质生产力和共同富裕这两个议题进行了广泛的研究，为本文提供了理论基础，但目前的研究尚有以下拓展空间：一是动态视角缺失。现有文献大多静态分析二者关系，忽视时空异质性及演进规律。二是机制检验碎片化。现有文献多停留在理论推演，对于新质生产力在统一的理论框架下通过哪些关键路径赋能共同富裕这一问题，缺乏量化验证，需进行更深入的实证分析。

三、理论机理与研究假设

（一）新质生产力赋能共同富裕的直接影响

共同富裕是社会主义的本质要求，新质生产力是高质量发展的强大动力，新质生产力水平与共同富裕实现程度之间存在直接关联性的可能。一是，新质生产力发展能够助力宏观经济规模的扩张，有利于把共同富裕这块“蛋糕”做大[31]。新质生产力作为传统生产力高级演进的产物，对宏观经济扩张具有显著促进作用，它通过促进现代数字技术对实体经济及传统产业的深度渗透和融合，优化生产要素配置和提升生产效率，突破了以往要素驱动的边际效益递减规律，实现了经济的持续增长。此外，新质生产力凭借数字化技术的高度传播性与跨时空特性，有效打破区域分割所带来的时空界限，促进产业链与供应链的融合发展，极大缓解了地区间、行业间及不同经济主体间的信息不对称问题，降低制度性交易成本，从而缩小收入差距[32]。二是，新质生产力可以推动社会财富公正、合理地分配，把共同富裕的“蛋糕”公平地分配给每一个人[33]。新质生产力的发展促进了数字经济与实体经济的深度融合，有效削弱了区域保护主义并缓解了产业垄断现象，加速了国家统一大市场的构建进程，极大地改善了居民的收入与财富分配格局，促进了区域间的均衡发展，增强了共同富裕的广泛性与可持续性[33]。同时，在新质生产力的推动下，生产要素得到创新性配置，实现了在更深层次上的共享和公平分配[34]。具体而言，城乡居民得以通过多样化的数字化平台便捷地获取医疗、金融、教育等公共服务资源，从而打通城乡间的互联互通渠道，促进财富资源的合理流动与均衡配置，增强社会财富分配的公平性与合理性，缩小城乡发展差距，为共同富裕的稳步推进提供了有力保障[35]。

据此，本文提出第一个研究假设：

新质生产力发展有助于赋能共同富裕（H1）。

（二）新质生产力赋能共同富裕的间接影响

1. 技术创新效应

新质生产力是以科技创新为主导，实现关键性颠覆性技术突破而产生的生产力[36]，主要通过技术吸收能力和技术扩散能力，在新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象及其优化组合的跃升中促进共同富裕。首先，在新质劳动者方面，通过技术吸收，劳动者能够学习和掌握新的技术和工具，提升他们的专业技能和工作效

率。这种技能提升不仅有助于个人职业发展,还能提高整体劳动生产率[37]。同时,技术扩散通过远程教育平台、数字技能培训项目向欠发达地区渗透,缩小城乡劳动者技能差距。例如,农村电商培训使低收入群体掌握直播带货技能,直接对接城市消费市场,拓宽增收渠道,使这些地区的劳动者也能受到先进的技术培训,从而缩小地区间的技能差距,促进区域均衡发展,实现共同富裕。其次,在新质劳动资料方面,技术吸收促进一些企业进行创新投资,开发新产品和服务,从而创造新的市场机会和就业岗位,提高整体经济水平。而技术扩散则使先进技术和设备在不同企业和地区之间共享,推动农业数字化和农村电商发展,降低城乡市场壁垒,数字平台(如劳务众包平台)通过精准匹配城乡劳动力供需,帮助农村劳动力获取非农就业机会,提升其收入水平,进而促进经济发展和共同富裕。最后,在新质劳动对象方面,技术吸收催生定制化农业生产和区域特色产业,使农村资源转化为高附加值商品,满足市场需求,增强市场竞争力。当先进技术广泛扩散后,可以催生新的市场需求和应用场景,带动更多相关高新技术产业发展,创造更多就业机会,提升经济质量,进而实现共同富裕[38]。

据此,本文提出第二个研究假设:

新质生产力通过技术创新赋能共同富裕(H2)。

2. 要素配置效应

新质生产力作为一种更为先进的生产力,能够合理配置劳动、知识、技术、管理、资本和数据等各类资源和要素,从而提升全要素生产率,推动经济发展的质量不断提升,促进共同富裕,具体表现在以下三个方面。一是新质劳动者的要素配置。新质劳动者的涌现使企业和社会能够更合理地配置人力资源,减少技能错配和人才浪费,提高整体经济效益。例如,数字平台(如零工经济平台)通过实时数据匹配劳动力技能与岗位需求,减少摩擦性失业,显著提升市场化配置效率;同时,技能培训政策与户籍制度改革打破地域壁垒,增强劳动力流动性,进一步优化政策引导下的资源再分配。新质劳动者的技能提升也能够带动劳动者收入的增长,有助于缩小收入差距,促进共同富裕。二是新质劳动资料的要素配置。数据作为全新的生产要素参与经济运行过程,其创造的价值不仅体现在数据本身,更体现在发挥加速生产要素流动、提升资源配置效率、革新生产方式等功能,助推全要素生产率大幅提升[39]。例如,区块链技术助力农村土地确权,推动土地流转市场化,强化要素的市场化流通能力;而数字平台通过精准匹配资本与劳动力供需,缓解信息不对称问题。此外,普惠金融政策引导资本流向乡村振兴领域,数字政务平台简化行政审批流程,降低制度性交易成本,体现了政策引导对资源优化的协同作用。三是新质劳动对象的要素配置。新质劳动对象的要素配置是提升生产效率和产品质量的关键环节。数据资源等成为关键劳动对象进入生产过程,充分赋能生产活动的全流程环节,有助于提升企业劳动生产效率,降低成本、增加利润外,还能增强市场竞争力,从而做大经济“蛋糕”。例如,农业大数据中心整合分散资源,通过“政府主导+市场运营”模式实现要素跨区域再配置;在东西部协作中,“飞地经济”依托数字化管理平台,将西部劳动力、土地资源与东部资本、技术高效对接,凸显了数据共享机制的协同效率。

据此,本文提出第三个研究假设:

新质生产力通过提高要素配置水平赋能共同富裕(H3)。

3. 产业结构升级效应

新质生产力是推动产业结构升级的内在动力。产业结构升级是指对传统产业生产方式和产品的替换和更新,以及新兴产业和未来产业的产生和发展。新质生产力是指能够引领产业升级和社会进步的新型生产力,通过加强科技创新和产业创新深度融合,推动产业结构向更高端化、智能化、绿色化发展。首先,新质生产力以科技创新为核心,通过不断研发新技术、新产品和新模式,推动传统产业转型升级,同时催生新兴产业,形成新的经济增长点。这种创新驱动不仅提高了产业的技术含量和附加值,还促进了产业结构的优化和升级,进而建立起一个现代化的产业系统[40]。其次,新质生产力的发展加速了技术的革新,从而促进传统产业和产品朝着智能化、数字化和绿色化的方向发展,加快产业结构升级进程。最后,新质生产力的发展需要多领域、多行业的协同合作,通过加强产学研合作、促进产业链上下游协同发展,形成产业生态系统,推动整个产业链的转型和升级。很显然,产业结构的升级为共同富裕打下坚实的物质基础。

据此,本文提出第四个研究假设:

新质生产力通过推动产业结构升级赋能共同富裕(H4)。

（三）新质生产力赋能共同富裕的非线性特征

从理论层面来看，新质生产力与数据要素市场化间的相互作用对共同富裕的影响呈现显著的非线性特征，即随着数据要素市场化水平的变化，新质生产力对共同富裕的推动作用呈现出先抑制后促进的复杂态势。一是，在数据要素市场化水平较低的初期阶段，由于数据资源的稀缺性和交易机制的不完善，数据资源的获取和利用成本较高，可能会抑制新质生产力的发展和创新，从而减缓对共同富裕的推动作用。随着数据要素市场化水平的不断提升，数据资源的获取和利用成本逐渐降低，数据资源的流动性和共享性得到增强，供求双方信息获取的时空限制大大降低，有力地促进了新质生产力的区域协调发展[41]，从而加速对共同富裕的推动作用。例如，数字经济的跨区域辐射效应可通过“互联网+公共服务”缩小城乡数字鸿沟，绿色技术的区域共享（如光伏技术跨区域应用）则通过产业协同实现生态效益与经济效益的统一，进一步凸显数据要素在优化资源配置中的关键作用。二是，当数据要素市场化达到较高水平时，数据的流动和交易活跃程度随之提高，企业能够更便捷和更低成本地获取和利用数据资源并提升企业的数据挖掘能力[42]，可以使生产力构成要素及其优化组合发生质的变革[43]。在此情境下，新质生产力能够充分利用数据资源进行创新和发展，从而实现对共同富裕的强有力推动。

据此，本文提出第五个研究假设：

新质生产力对共同富裕具有数据要素市场化的门槛效应，即数据要素市场化水平越高，新质生产力对共同富裕的促进作用越强（H5）。

四、研究设计

（一）模型设定

为实证检验新质生产力对共同富裕的基准影响，本文构建如式（1）所示的基准计量模型。

$$CP_{it}=\alpha_0+\alpha_1 NP_{it}+\alpha_2 X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中：i、t 分别为地区和年份；CP 为共同富裕水平；NP 为新质生产力水平；X 为控制变量集合；α 为回归系数；μ_i、v_t、ε_{it} 分别为个体固定效应、时间固定效应、随机误差项。

技术创新、资源配置和产业结构升级是新质生产力赋能共同富裕的重要传导机制。本文借鉴了江艇[46]的研究成果，构建以下中介效应模型：

$$TI_{it}=\lambda_0+\lambda_1 NP_{it}+\lambda_2 X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$SR_{it}=\lambda_0+\lambda_1 NP_{it}+\lambda_2 X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$IU_{it}=\lambda_0+\lambda_1 NP_{it}+\lambda_2 X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中：TI 为技术创新水平；SR 为资源配置水平；IU 为产业结构升级水平。

为分析新质生产力在数据要素市场化对共同富裕的影响中是否存在门槛效应，选取数据要素市场化为门槛变量，构建的门槛模型如式（5）所示。

$$\begin{aligned}CP_{it}=&\rho_0+\rho_1 NP_{it}\times I(DATA\leqslant\theta_1)+\rho_2 NP_{it}\times I(\theta_1<DATA\leqslant\theta_2)+\rho_3 NP_{it}\times\\&I(DATA>\theta_2)+\rho_4 X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it}\end{aligned} \tag{5}$$

其中：$I(\cdot)$ 为指示函数，满足条件时取值为1，反之为0；$DATA$ 为数据要素市场化，作为门槛变量；ρ 为待估系数。

（二）变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为共同富裕（CP）。中国式现代化视域下关注“共同富裕”更应兼容“共同”和“富裕”两个维度。“共同”层面上，共同富裕强调发展成果的普惠性和共享性，这不仅要求实现部分群体或地区的富裕，更需要通过区域协调发展战略和城乡融合发展机制，着力提升发展的均衡性与包容性，确保全体人民共享改革发展成果，真正实现“一个都不能少”的发展目标。“富裕”层面上，共同富裕必须以高质量发展为基础，持续解放和发展社会生产力，通过科技创新和产业升级不断创造更多社会财富，为人民增收致富提供坚实的物质基础。为此，在中国式现代化进程中要坚持推动发展成果共享这一理念，不断缩小各阶层、各地区之间的发展差异，实现更加全面、更加扎实的共同富裕[18]。本文强调在中国式现代化下评估共同富裕，从

“共同度”与“富裕度”两大维度出发,权衡度量指标的层级划分与数据的可获取性,并借鉴与吸收了黄先海等[47]、邹伟勇和许玲丽[48]等的研究成果,设计综合评估指标。共同富裕评价指标体系见表1。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为新质生产力(*NP*)。新质生产力以创新为主导,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态[2]。从本质上来说,新质生产力就是创新驱动的科技生产力、数字生产力和绿色生产力。在借鉴卢江等[10]的研究成果下,本文构建科技生产力、数字生产力和绿色生产力三维度指标体系,科技生产力涵盖“科技投入”与“科技产出”两大关键要素,以科学衡量科技创新的资源配置和实际效果。再从数字经济的视角,进一步细化数字生产力为“数字产业化”与“产业数字化”两个维度,全面捕捉数字技术对产业升级和经济增长的促进作用。同时,绿色生产力亦细分为“生态环境”与“可持续发展”两大领域,确保评估工作能够全面反映生态环境保护与社会经济可持续发展的综合情况。新质生产力水平指标体系见表2。

表1 共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	指标衡量方式	属性
共同富裕	共同度	民生性财政支出占比	正向
		社会养老保险参保人数	正向
		每万人拥有卫生技术人员数	正向
		每10万人口高等学校平均在校生数	正向
	富裕度	城镇单位就业人员平均工资	正向
		城镇居民人均可支配收入	正向
		农村居民人均可支配收入	正向
		人均GDP	正向

表2 新质生产力水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标衡量方式	属性
新质生产力	科技生产力	科技投入	R&D机构数	正向
			新产品开发项目数	正向
			新产品开发经费	正向
			规模以上工业企业产业创新经费	正向
			规模以上工业企业R&D人员全时当量	正向
		科技产出	高技术产业业务收入	正向
			实用新型专利申请受理数	正向
			规模以上工业企业新产品销售收入	正向
	数字生产力	数字产业化	集成电路产量	正向
			电信业务总量	正向
			互联网普及率	正向
			互联网宽带接入端口数	正向
		产业数字化	软件业务收入/GDP	正向
			信息技术服务收入/GDP	正向
			电子商务销售额	正向
	绿色生产力	生态环境	森林覆盖率	正向
			环境污染治理投资/GDP	正向
		可持续发展	工业固体废弃物综合利用量/产生量	正向
			能源消耗量/国内生产总值	负向
			生活垃圾无害化处理率	正向

3. 控制变量

为解决潜在的遗漏变量偏误和提升回归分析的效率,在式(1)中纳入了一系列控制变量,具体包括:①城镇化率(*UR*)。借鉴程开明和刘书成[49]的研究成果,使用城镇常住人口与总人口的比值来量化城镇化水平。此研究发现城镇化与居民收入差距之间呈现出倒U型的关联。②人口规模(*PS*)。第七次全国人口普查数据中显示,尽管人口总数持续增长,但增速已然放缓,这可能对劳动力市场和经济增长带来挑战,进而最终影响共同富裕的进程。该变量以人口数量与行政区域面积的比例来衡量,以期反映人口密度对共同富裕实现的潜在影响。③基础设施水平(*BL*)。作为推动共同富裕的加速器,良好的基础设施能够改善交通网络,加强区域经济联系和资源共享,促进经济协调发展。该变量通过公路里程与年末总人口数的比率来衡量。④ 对外开放程度(*OL*)。高水平对外开放促进了企业参与全球价值链,提升了国际分工地位,为城乡居民创造了更多就业和收入提升机会。该变量以地区进出口总额与地区GDP的比值来衡量。⑤政府干预程

度(*GI*)。政府的支持力度是推动共同富裕方面的关键要素，特别是在教育、医疗和社会保障等民生领域的财政支出，有助于实现基本公共服务的均等化。该变量采用地方财政一般预算收入与地区生产总值的比值来衡量。

4. 中介变量

本文选定了三个关键的中介变量以探究其对共同富裕的影响。①技术创新水平(*TI*)。技术创新的活跃度和成果转化能力可通过技术市场成交额来体现，这一指标能够反映国家或地区的技术成熟度，并有助于创造就业和提高居民收入，为缩小贫富差距和实现共同富裕奠定物质基础。②要素配置水平(*SR*)。在现代经济中，人力资本是创新和经济增长的驱动力。因此，使用普通高校在校生人数与总人口的比值来代表人力资本。衡量资本要素时，本文采用了单豪杰[50]的方法进行估算。同时，为了反映数据要素的应用程度，选取了长途光缆线路长度作为指标衡量。进一步采用熵值法将人力、资本和数据三个要素数据进行标准化处理，继而通过计算熵值确定各指标权重，最终加权获得要素配置水平这一变量。③产业结构升级水平(*IU*)。产业结构升级对于创造优质就业、优化经济结构、促进区域平衡发展和改善收入分配具有重要作用，是推动共同富裕的关键因素。本文参考方福前和付琦[51]的方法，将第二、第三产业的增加值与 GDP 的比值作为衡量产业升级水平的指标。

5. 门槛变量

数据要素市场化(*DATA*)。数据产业作为数字化技术实践和数据资产开垦的新产业形态，已成为加速数据要素市场化改革的重要内容，并对发展新质生产力发挥着关键性作用。在评价数据要素市场化水平时，信息技术作为数据要素的关键领域，其带来的综合效益是一个重要的评估变量，可以反映出市场化进程的成果及其对促进生产力革新的积极影响。因此，本文选用信息技术服务收入衡量数据要素市场化。

(三)数据来源与说明

本文选取 2008—2022 年 31 个省份(因数据缺失，未含港澳台地区)的面板数据，实证检验新质生产力对共同富裕的影响效果及作用机制。数据主要源自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国科技统计年鉴》。各变量描述性统计结果见表 3。

表 3　描述性统计结果

变量	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
共同富裕	*CP*	465	1.312	0.126	0.040	0.813
新质生产力	*NP*	465	0.328	0.097	0.086	0.774
城镇化率	*UR*	465	0.572	0.139	0.226	0.896
人口规模	*PS*	465	8.121	0.845	5.677	9.448
基础设施水平	*BL*	465	0.045	0.045	0.005	0.332
对外开放程度	*OL*	465	0.028	0.030	0.001	0.160
政府干预程度	*GI*	465	0.110	0.031	0.057	0.245
技术创新水平	*TI*	465	0.464	0.963	0.000	7.900
要素配置水平	*SR*	465	0.253	0.122	0.049	0.720
产业结构升级水平	*IU*	465	0.900	0.054	0.713	0.998
数据要素市场化	*DATA*	465	9.176	3.282	−4.605	14.626

五、实证分析

(一)事实性特征

共同富裕水平呈显著增长的变动态势。图 1 显示了全国及东部、中部、西部、东北四地区①的共同富裕水平均值变化。从全国整体层面来看，2008—2022 年全国整体共同富裕水平实现了显著提升，均值从 0.15

① 本文研究根据国家统计局划分：东部、中部、西部和东北部。东部区域涵盖了包括首都北京在内的 10 个省(市)，包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南。中部区域 6 省，包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南。西部区域 12 省(市、自治区)，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。东北部区域 3 省，包括辽宁、吉林和黑龙江。

上升至 0.5,增长近 2.33 倍,显示出年均增长率为 9%的积极增长趋势。区域层面上,第一,东部、中部、西部及东北地区的共同富裕水平实现快速增长,其年均增长率分别为 8%、10%、10%、7%,表明我国区域共同富裕水平增长态势迅猛。第二,东部、中部、西部及东北地区共同富裕水平呈现较为显著的增长差异。中部、西部、东北地区与东部地区在共同富裕水平上存在着较大差距,且这一差距自 2008 年以来持续扩大,差值由 2008 年的 0.09、0.08 和 0.05 扩大到 2022 年的 0.15、0.09 和 0.12;东部地区共同富裕水平持续高于全国均值,且与中部、西部及东北地区相比保持较高水平,这得益于东部地区经济水平、人才规模和科技创新能力等优势。

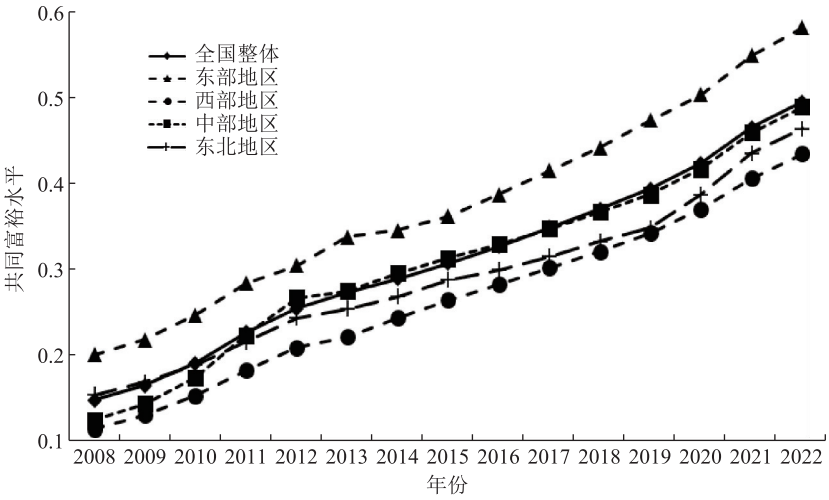


图 1　共同富裕水平变化趋势

新质生产力水平呈渐进递增的变动态势。图 2 显示了全国及东部、中部、西部、东北地区的新质生产力水平均值变化。全国整体层面上,新质生产力水平自 2008 年的 0.22 增至 2022 年的 0.43,实现近一倍的提升速度,反映出我国在新质生产力水平取得了显著进步,为促进共同富裕提供了坚实的动力基础。区域层面上,2008—2022 年,中部地区的年均增长率最高,达到了 6.1%,东部、西部及东北地区分别为 5%、4.8%、5%。这显示出中部地区的新质生产力发展起步虽然较晚,但由于政策支持强劲,其增长动力充沛,从而为实现共同富裕逐步提供生产力动能。

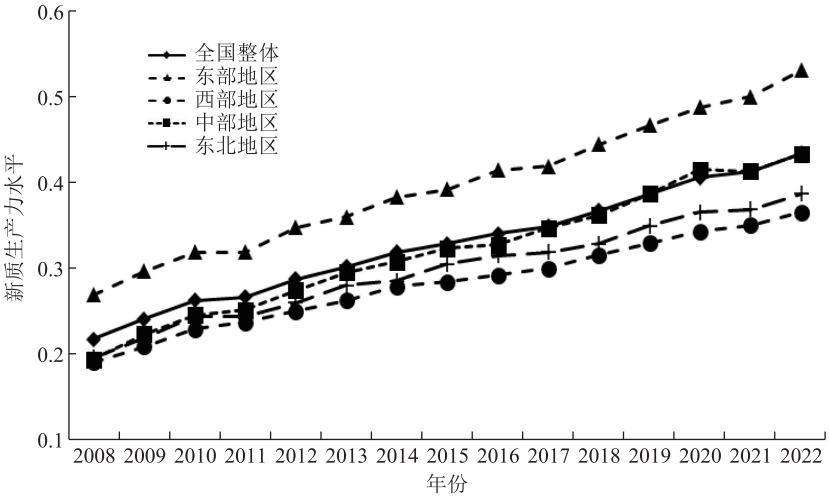


图 2　新质生产力水平变化趋势

(二)基准回归结果

根据式(1)对新质生产力与共同富裕进行回归分析,结果见表 4。(1)列仅对新质生产力与共同富裕进行简单回归分析,可知在不加入个体、年份固定效应及控制变量下,新质生产力的系数在 1%的水平上为正,

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NP	1.047*** (29.085)	0.359*** (9.307)	0.651*** (13.560)	0.387*** (9.833)	0.627*** (9.643)	0.138*** (2.827)
常数项	−0.031** (−2.508)	0.071*** (7.725)	−0.341*** (−5.834)	−0.699*** (−3.116)	0.962*** (2.590)	−2.415*** (−8.682)
控制变量	否	否	是	是	是	是
个体固定效应	否	是	否	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	是	是
R^2	0.646	0.960	0.778	0.966	0.871	0.967

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

意味着新质生产力发展能够显著促进共同富裕。为排除其他因素对被解释变量的影响，因此在(2)列中加入个体、年份固定效应，在(3)列中引入了控制变量。结果显示，新质生产力的回归系数均在1%的水平上显著为正。(4)列中同时引入控制变量与个体、年份固定效应后，新质生产力的系数虽有所减小但仍旧呈现显著正相关。最后，分析了新质生产力对共同富裕两个子维度的影响效应。(5)列和(6)列揭示，新质生产力对共同度的促进效应明显强于富裕度。综上所述，新质生产力能够显著提升共同富裕水平，验证了本文假设H1的成立。

(三)稳健性检验

1. 替换被解释变量

为验证前文结果的稳健性，选择民生性财政支出比的倒数(*CPL*)替换共同富裕，并重新进行回归检验，结果见表5的(1)列。可以看出，替换共同富裕变量后，新质生产力回归系数依然显著为正，这一结果符合预期，说明前文的结论是稳健的。

2. 替换解释变量

鉴于新质生产力是一个动态发展的过程，即当前新质生产力水平会受到前期新质生产力水平的影响，本文将新质生产力1阶滞后项(*NPL*)引入模型中替换原有的新质生产力，对上述模型再次进行回归检验，检验结果见表5的(2)列。可以看出，替换后的1阶滞后项对共同富裕的影响系数依然显著为正，研究结论仍然具有稳健性。

3. 剔除部分样本

为避免样本选择不严谨引发实证结果有偏差，本文选择剔除部分样本进一步展开稳健性检验。考虑到直辖市的经济规模、行政级别、人口规模具有独特性，剔除4个直辖市样本后再次进行检验，结果见表5的(3)列。可以看出，新质生产力对共同富裕的促进作用并未产生明显变化，仅影响系数有些许的下降。这意味着在未剔除干扰样本前，新质生产力对共同富裕的显著效果更强一些。

4. 改变样本范围

由于新质生产力这一名词提出的时间较晚，而本文研究时间跨度为2008—2022年，因此采用2015年之后的样本数据进行重新考察。2015年我国提出了新发展理念，与新质生产力联系十分密切，选择这一时期的样本数据能让研究结果更具严谨性，其检验结果见表5的(4)列。可见，2015—2022年的影响系数显著为正，且远高于表4的(4)列中的基准回归系数，表明这一时间段的新质生产力对共同富裕的促进作用更强。

5. 分位数回归

为观察新质生产力在共同富裕高、低水平的“增益”与“兜底”效应，本文选取0.1和0.9两个分位点回归进行稳健性检验。表5的(5)列和(6)列分别为10%和90%分位数的回归结果，检验结果均在1%的水平上显著为正，新质生产力能促进共同富裕的高、低水平地区，但其促进作用在共同富裕高水平地区更为明显，增益效应显著。

表5　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换被解释变量	替换解释变量	剔除部分样本	改变样本范围	分位数回归Q(10%)	分位数回归Q(90%)
	CPL	*CP*	*CP*	*CP*	*CP*	*CP*
NP	1.261***		0.802***	0.839***	0.582***	0.890***
	(8.280)		(17.945)	(13.498)	(6.385)	(6.462)
NPL		0.6863***				
		(10.8535)				
常数项	−1.590	−0.864**	−0.792***	0.187	−0.241***	−0.134***
	(−1.516)	(−2.342)	(−2.626)	(0.277)	(−7.953)	(−2.526)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.410	0.910	0.945	0.880	0.531	0.599

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

6. 合成控制法

本文继续将 2015 年作为政策节点，采用合成控制法，以东部地区的 10 个省份构建实验组作为合成省份，进一步测算 2008—2022 年的各个真实省份与合成省份的共同富裕水平，结果见表 6。东部地区如北京、山东、浙江等省份的共同富裕水平拟合度较小，江苏、上海、福建等地的拟合度趋于一致，验证了合成控制法用于拟合新质生产力政策实施前后对各省份共同富裕水平提升的合理性。

表 6　真实省份与合成省份的共同富裕值

省份	*CP*	省份	*CP*
真实北京	0.342	真实上海	0.322
合成北京	0.322	合成上海	0.322
真实天津	0.308	真实浙江	0.399
合成天津	0.306	合成浙江	0.370
真实山东	0.333	真实福建	0.357
合成山东	0.310	合成福建	0.357
真实河北	0.250	真实广东	0.402
合成河北	0.251	合成广东	0.387
真实江苏	0.364	真实海南	0.277
合成江苏	0.365	合成海南	0.263

（四）内生性检验

考虑到新质生产力与共同富裕可能存在逆向因果关系，共同富裕水平的提升可能为新质生产力提供更多的资源保障，因此本文采用工具变量法来缓解该问题。参考胡晟明等[52]的研究，本文采用工业机器人安装密度来作为工具变量。从相关性来看，将工业机器人安装密度作为科技生产力的代表，可以对新质生产力的发展产生影响；从外生性来看，工业机器人对日常生活的影响并不大，对共同富裕产生的直接影响微乎其微。因此，选择工业机器人安装密度作为工具变量较为合适。表 7 的（1）列没有加入控制变量进行回归，表 7 的（2）列加入了控制变量进行回归，两列都固定了个体和年份效应，其检验结果表明新质生产力的系数并没有发生实质性的变化，说明结论较为稳健。

表 7　内生性检验结果

变量	（1）	（2）
NP	0.434*** （7.518）	0.412*** （6.809）
常数项	0.279*** （14.310）	−0.373* （−1.867）
控制变量	否	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R^2	0.973	0.977

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

六、进一步分析

（一）中介机制检验

在实证分析新质生产力对共同富裕的直接影响的基础上，本文进一步探讨新质生产力赋能共同富裕的潜在作用路径。本文采用中介效应模型（2）~模型（4），从技术创新、要素配置、产业结构升级三个维度，对新质生产力赋能共同富裕的传导机制进行实证检验。

1. 技术创新效应

为揭示新质生产力赋能共同富裕的传导机制，将技术创新水平代入式（2）进行检验，结果见表 8。其中，（1）列为基准回归结果，（2）列和（3）列则为技术创新传导机制的检验结果。由（2）列可知，新质生产力对技术创新的影响系数在 1% 水平上显著为正，说明新质生产力能提高技术创新水平。（3）列结果显示，新质生产力对共同富裕、技术创新对共同富裕的影响系数均通过 1% 显著性水平检验，意味着新质生产力可通过推动技术创新提高共同富裕水平。同时，Sobel 检验中 *P* 值低于 0.05，Bootstrap 检验中 95% 置信区间不含 0，再次验证技术创新传导机制的存在。据此，假设 H2 得证。

表 8　技术创新中介效应检验结果

变量	（1）	（2）
	TI	*CP*
NP	7.677*** （9.794）	0.298*** （7.018）
TI		0.012*** （4.777）
常数项	−10.994** （−2.455）	−0.573*** （−2.601）
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R^2	0.637	0.968
Sobel 检验	（*Z*=4.294，*P*=0.000）	
Bootstrap 检验	［0.042，0.152］	

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

2. 要素配置效应

为验证假设 H3，要素配置水平指标被纳入式（3）进行分析，检验结果见表 9。（1）列展示了基准回归结果，（2）列结果指出，新质生产力对要素配置水平的作用系数在 1%的显著性水平上显著为正，表明新质生产力有助于提升要素配置的效率。根据（3）列结果可得，新质生产力对共同富裕、要素配置对共同富裕的正面影响均在 1%的显著性水平上得到了验证，意味着新质生产力能够通过优化要素配置促进共同富裕。此外，Sobel 检验的 P 值为 0.000，且 Bootstrap 检验的 95%置信区间不包含 0，这两者均支持了要素配置水平作为中介机制的有效性。因此，假设 H3 得证。

表 9　要素配置中介效应检验结果

变量	（1）	（2）
	SR	*CP*
NP	0.815***	0.267***
	（15.156）	（5.551）
SR		0.147***
		（4.167）
常数项	0.180	−0.726***
	（0.585）	（−3.295）
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R^2	0.892	0.971
Sobel 检验	（Z=4.018，P=0.000）	
Bootstrap 检验	［0.048，0.201］	

注：括号内为 t 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

3. 产业结构升级效应

最后验证假设 H4，将产业结构升级代入式（4）进行检验见表 10。由（2）列可知，新质生产力水平对产业结构升级在 5%的水平上显著为正，说明新质生产力与产业结构升级呈现正向变动的关系。（3）列结果可知，新质生产力对产业结构升级、共同富裕程度均显著为正，意味着新质生产力能够通过产业结构升级促进共同富裕。此外，在 Sobel 检验中 P 值低于 0.05，Bootstrap 检验中 95%置信区间不含 0，继续证实产业结构传导机制的存在。据此，假设 H4 得证。

表 10　产业升级中介效应检验结果

变量	（1）	（2）
	IU	*CP*
NP	0.059**	0.365***
	（2.570）	（9.419）
IU		0.358***
		（4.3370）
常数项	−0.037	−0.686***
	（−0.280）	（−3.122）
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R^2	0.500	0.971
Sobel 检验	（Z=2.211，P=0.027）	
Bootstrap 检验	［0.006，0.046］	

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

（二）异质性检验

总体来看，新质生产力对我国东部、中部、西部三大地区共同富裕的影响显著为正，且表现为“中部地区>西部地区>东部地区”的态势。分地区讨论，中部地区新质生产力水平每增加 1 个单位，其对共同富裕的影响可以增加 0.393 个单位，效应强度居于首位。在经济结构方面，中部省份正处于工业化中期向后期过渡阶段，传统制造业占比高但转型需求迫切，通过将承接的东部产业与本地科技创新相结合，有效缩小区域经济差距；在科技创新基础方面，中部地区研发投入强度近年已接近东部水平，科技创新对传统产业的渗透效应显著，推动要素配置效率提升。此外，中部地区处于全国统一大市场的枢纽位置，政策层面受益于“中部崛起”战略与长江经济带协同发展规划，内外部资源整合能力较强，新质生产力的溢出效应通过产业链快速辐射至县域经济，带动城乡收入差距缩小。西部地区新质生产力每增加 1 个单位，共同富裕效可增加 0.316 个单位，虽低于中部但高于东部，其核心动力来自政策支持与后发优势的叠加。经济结构上，西部多数省份仍处于工业化初期，但依托“一带一路”倡议与西部大开发政策，新能源、数字经济等新质生产力载体快速落地，政策引导下的资本与技术输入弥补了本地市场失灵；科技创新基础上，西部虽存在人才储备不足的问题，但通过“政策杠杆+外部赋能”模式，实现关键技术的“非对称突破”；政策环境上，西部享受税收优惠、转移支付等差异化扶持，政策红利直接推动城乡公共服务均等化，助力缩小收入差距。东部地区新质生产力对共同富裕的边际效应仅为 0.292 个单位，相对滞后于中部和西部，这与经济结构高级化过程中的“转型悖论”相关。经济结构上，东部已形成以服务业和高端制造业为主导的产业体系，数字化经济规模占全国 60%，但高附加值产业的就业吸纳能力相对有限，导致新质生产力的“效率红利”更多集中于资本与技术密集型领域，对低收入群体的带动效应较弱；科技创新基础上，东部虽保持研发投入强度上的领先，但创新资源过度集中于头部城市（如北京、上海、深圳），形成“创新极

化”现象,县域经济与农村地区的技术渗透速度滞后,客观上延缓了城乡差距收敛的速度;此外,东部地区面临“路径依赖”约束,传统优势产业的既有利益格局对新质生产力的资源再配置形成一定阻力,导致新质生产力对共同富裕的驱动呈现“规模效应递减”特征。东北地区新质生产力对共同富裕的影响呈现负值,根本原因在于传统经济结构的“锁定效应”与创新生态的系统性滞后。经济结构上,东北三省重工业占比较高,在数字化转型中面临“设备老化-技术依赖-人才流失”的恶性循环;科技创新基础上,东北高校与科研院所的创新成果本地转化率较低,大量科技人才流向东部,导致“创新产出-产业应用”链条断裂;政策环境上,尽管东北振兴战略持续推进,但市场化改革滞后,民营经济活力不足,新质生产力所需的制度创新与要素流动机制尚未完善,难以形成对传统动能的有效替代,进而制约共同富裕的推进。

表11　区域异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
NP	0.292***	0.393***	0.316***	−0.749**
	(5.118)	(3.711)	(2.892)	(−2.283)
常数项	2.404***	−1.025	−0.682	1.342
	(4.448)	(−1.014)	(−1.441)	(1.305)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R^2	0.985	0.990	0.965	0.989

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

(三)门槛效应

为分析新质生产力在数据要素市场化对共同富裕的影响中是否存在门槛效应,本文以数据要素市场化为门槛变量,进一步分析当数据要素市场化达到某个阈值时,新质生产力对共同富裕的影响能否发生突变。需要强调的是,进行门槛效应检验之前,必须先验证面板数据中门槛的存在。通过应用“自助法”(Bootstrap)进行800次重复抽样确定门槛的数量及门槛值(表12)。研究结果确认当以数据要素市场化作为门槛变量时,单一门槛和双重门槛模型的 F 统计量均通过显著性的验证。然而,对于三重门槛检验,其 P 值升至0.615,未能通过显著性检验。由上可知,应使用双重门槛效应模型来分析新质生产力对共同富裕的门槛效应。

表13的回归结果显示,双重门槛效应模型识别出两个门槛值,分别为1.1003和12.3204。基于此,根据门槛值的大小将新质生产力划分为($DATA \leqslant 1.1003$)、($1.1003 < DATA \leqslant 12.320$)与($DATA > 12.320$)三以考察其在数据要素市场化不同水平下对共同富裕的影响。当新质生产力位于($DATA \leqslant 1.100$)时,数据要素市场化的系数为0.223,在1%的显著性水平上显著;当新质生产力位于($1.100 < DATA \leqslant 12.320$)时,数据要素市场化的系数为0.259,也通过1%的显著性检验;新质生产力位于($DATA > 12.32$)时,数据要素市场化的系数为0.312,通过1%的显著性水平检验。这表明数据要素市场化一旦超过第一门槛值,新质生产力对共同富裕的赋能效应开始显现,并随着数据要素市场化水平的提升而增强。简而言之,新质生产力对共同富裕的影响存在数据要素市场化门槛。这一结论与马珂琦[53]的研究成果形成了很好的印证。据此,假设H5成立。

表12　门槛效应检验结果

变量	模型	F	P	Bs次数	临界值		
					10%	5%	1%
CP	单一门槛	75.11	0.001	800	33.491	40.121	56.078
	双重门槛	31.80	0.064	800	26.778	35.382	66.276
	三重门槛	16.99	0.615	800	44.875	59.399	94.025

表13　门槛效应回归结果

变量	*CP*	变量	*CP*
$NP \times I(DATA \leqslant 1.1003)$	0.223***(5.570)	控制变量	是
$NP \times I(1.1003 < DATA \leqslant 12.3204)$	0.259***(6.523)	个体固定效应	是
$NP \times I(DATA > 12.3204)$	0.312***(8.584)	年份固定效应	是
常数项	0.231(1.084)	R^2	0.976

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

七、结论与政策建议

本文基于中国式现代化的视域探讨新质生产力的共同富裕效应，利用2008—2022年中国31个省份的面板数据估计了新质生产力对共同富裕的影响。研究发现：第一，新质生产力对共同富裕具有显著的促进作用，且其对共同度的促进效应强于富裕度。第二，异质性分析发现，新质生产力在不同区域对共同富裕的赋能效果存在显著差异，表现为“中部>西部>东部”态势，东北地区新质生产力未能正向促进共同富裕。第三，中介机制分析反映，新质生产力能够通过技术创新、要素配置和产业结构升级三个中介变量赋能共同富裕。第四，门槛效应检验显示，新质生产力对共同富裕的赋能作用存在数据要素市场化的双重门槛。本文研究丰富了新质生产力理论框架，也为区域差异化政策制定提供了依据。上述结论为中国式现代化视域下充分发挥新质生产力的共同富裕效应提供了如下政策启示：

第一，持续释放新质生产力发展红利。研究证实，在中国式现代化视域下，新质生产力赋能共同富裕呈现正向的促进作用，本质上是“发展成果由人民共享”的制度体现，且对共同度的促进效应强于富裕度，凸显了共享公平的红利效应。新质生产力在缩小区域城乡差距、提升公共服务均等化等方面作用显著，但在直接扩大经济规模、提升收入水平上相对较弱。因此，各地政府需将新质生产力发展纳入现代化建设全局，以创新协同与数字普惠为核心，持续释放新质要素红利，助力共同富裕。一方面，强化创新第一动力作用，持续放大数字、人力资本等新质要素红利，聚焦数字技术、原创性技术、颠覆性技术等关键领域，促进传统产业提质增效、新兴产业发展壮大和未来产业前瞻布局，提高产业经济效益，提升社会财富积累量。另一方面，要充分发挥数字技术的普惠共享红利效应，利用信息技术和“互联网+”模式提升欠发达地区信息化水平，提高财富分配的公平性。此外，需注重新质生产力与精神文明建设的协同，在数字经济发展中培育共享文化，在绿色技术应用中倡导低碳生活，实现物质富裕与精神富足的统一，让新质生产力的技术红利转化为全体人民可感知、可参与的现代化发展成果。

第二，探索多维共同富裕赋能路径。研究发现，在中国式现代化视域下新质生产力可以通过技术创新、要素配置和产业结构升级促进共同富裕水平提升。因此，必须充分挖掘新质生产力发展潜力，高质量赋能共同富裕。一是优化数据要素配置与区域协同机制。在浙江、广东等试点省份探索数据确权及交易规则，降低中小企业数据获取成本，释放数据赋能效应；建立“东部技术输出-中部产业转化-西部生态补偿”模式（如长三角数字技术赋能中部制造业、黄河流域绿色技术交易体系），推动区域产业链协同与生态价值转化。二是强化区域人才支撑与产业转型。针对东北地区实施“新质生产力人才回流计划”，通过创业补贴、科研配套等措施吸引数字技术与绿色产业人才，激活老工业基地创新动能；依托各地禀赋差异，东部聚焦数字经济与实体经济融合，中西部加速传统产业数智化改造与新兴产业培育。三是深化民生数字化与公共服务均等化。在中西部农村地区推广“互联网+医疗/教育”模式，利用数字平台提升养老保险参保率、医疗资源可及性等共同度指标，缩小城乡公共服务差距，确保新质生产力发展红利惠及全体人民。

第三，因地制宜发展新质生产力。研究显示，新质生产力的共同富裕效应存在显著的地域差异，需要根据我国各地区的资源禀赋，因地制宜发展新质生产力。对于中部地区应发挥科技创新与产业创新“后发优势”，利用国家中部崛起战略，大力推进以人工智能为代表的数字技术创新，全面整治“内卷式”产业，加快新兴产业发展和未来产业培育，提高全要素生产率，促进社会生产力实现新的跃升。西部地区应加快西部大开发战略，发挥自然资源优势，推进科技、人才、教育一体化发展，利用国家统一大市场战略发展外部经济，进一步促进城乡融合发展。东部地区要发挥科技、人才、政策叠加优势，有效利用内外部资源，推进数字经济与实体经济融合发展，壮大耐心资本，更大力度吸引社会资本参与创业投资，做大做强经济质量，进一步缩小城乡经济发展差异。东北地区要大力发展科技产业，促进数字产业发展，吸引人才回流，开辟新赛道，推动新旧动能高效转化，促进东北地区经济高质量发展。

参考文献

[1] 杨振家，彭正德. 新质生产力赋能共同富裕的作用机理、问题检视与实践路径[J]. 江西财经大学学报，2024(6)：3-13.

[2] 中国加快能源绿色低碳转型[N]. 人民日报，2024-07-23(海外版第10版). http://paper.people.com.cn/rmrbhwb/html/2024-07/23/

content_26070608. htm.
[3] 丁敏. 新质生产力、劳动者就业质量与共同富裕[J]统计与决策, 2024(17): 12-17.
[4] 李晓华. 新质生产力的主要特征与形成机制[J]. 人民论坛, 2023(21): 15-17.
[5] 许恒兵. 新质生产力: 科学内涵、战略考量与理论贡献[J]. 南京社会科学, 2024(3): 1-9.
[6] 蒲清平, 黄媛媛. 习近平总书记关于新质生产力重要论述的生成逻辑、理论创新与时代价值[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2023, 49(6): 1-11.
[7] 朱富显, 李瑞雪, 徐晓莉, 等. 中国新质生产力指标构建与时空演进[J]. 工业技术经济, 2024, 43(3): 44-53.
[8] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.
[9] 吴继飞, 万晓榆. 中国新质生产力发展水平测度、区域差距及动态规律[J]. 技术经济, 2024, 43(4): 1-14.
[10] 李子成, 王珏, 王恒. 新质生产力与产业结构升级——基于政府与市场双视角的研究[J]. 西安财经大学学报, 2025, 38(2): 16-29.
[11] 石玉堂, 王晓丹, 陈凯旋. 新质生产力与城市经济韧性: 理论逻辑与经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(5): 29-45.
[12] 郎元柯, 范柏乃, 黄素勤. 数字经济对新质生产力的作用路径及政策效应——基于产业生态的视角[J]. 社会科学家, 2024(4): 107-116.
[13] 林晓玥, 吴冲. 人工智能促进新质生产力涌现的路径和机制研究[J]. 技术经济, 2024, 43(10): 1-13.
[14] 郁建兴, 任杰. 共同富裕的理论内涵与政策议程[J]. 政治学研究, 2021(3): 13-25.
[15] 刘方平, 黄陈晨. 2035 年共同富裕之明显实质性进展的阶段、目标及其实现[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2023, 29(1): 154-164.
[16] 刘培林, 钱滔, 黄先海, 等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 117-129.
[17] 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.
[18] 龚斌磊, 钱泽森, 李实. 共同富裕的测度与驱动机制研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(12): 5-26.
[19] 何昀, 王帅尧, 谢迟. 中国省域共同富裕水平测度、时空分异与障碍因素[J]. 经济地理, 2024, 44(4): 12-21.
[20] 盛明泉, 鹿晓晴, 胡中应. 新质生产力对地区共同富裕的空间溢出效应[J]. 华东经济管理, 2025, 39(5): 13-22.
[21] 洪银兴. 以包容效率与公平的改革促进共同富裕[J]. 经济学家, 2022(2): 5-15.
[22] 田哲, 雷琳. 数字乡村建设对农户共同富裕的影响——基于农民工返乡创业的中介作用[J]. 技术经济, 2024, 43(5): 22-31.
[23] 王丽, 宋凤轩. 新质生产力对共同富裕的影响效应研究——基于多重人口红利的考察视角[J]. 调研世界, 2025(5): 3-14.
[24] 杨二美. 以新质生产力推进共同富裕: 逻辑机理与实现路径[J]. 党政研究, 2024(4): 37-49, 125.
[25] 侯冠宇, 张震宇. 新质生产力赋能共同富裕的理论逻辑、关键问题与现实路径[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2024, 41(3): 93-100.
[26] 张秀生, 曾凌尧. 新质生产力赋能共同富裕的意蕴与实践指向[J]. 江汉论坛, 2024(5): 10-16.
[27] 徐政, 郑霖豪, 丁守海. 新质生产力促进共同富裕的内在机理与策略选择[J]. 改革, 2024(4): 41-49.
[28] 唐海燕, 郭倩. 共同富裕与新质生产力的耦合机理及实现场域[J]. 广西民族大学学报(哲学社会科学版), 2025, 47(2): 105-114.
[29] 王江. 新质生产力、国内国际双循环与共同富裕[J]. 统计与决策, 2024(14): 11-16.
[30] 李明圆. 新质生产力、乡村产业振兴与农民共同富裕[J]. 技术经济与管理研究, 2024(7): 1-6.
[31] 任保平, 刘洁. 数字新质生产力赋能实体经济新质化的机制与路径[J]. 财经科学, 2025(3): 58-70.
[32] 田沛, 张小军. 数字经济赋能共同富裕: 理论分析与经验证据[J]. 统计与决策, 2024, 40(5): 5-10.
[33] 王怀明. 新质生产力、城乡公共服务均等化与共同富裕[J]. 统计与决策, 2024, 40(10): 28-33.
[34] 王赟鹏. 共同富裕: 新质生产力的时代召唤和价值旨归[J]. 毛泽东研究, 2024(3): 32-40.
[35] 杨秋菊, 王文福. 数字普惠金融、新质生产力与城乡共同富裕[J]. 中国流通经济, 2024, 38(6): 115-126.
[36] 刘纯明, 余慧. 发展新质生产力的理论、历史和现实逻辑[J]. 西安文理学院学报(社会科学版), 2024, 27(3): 89-95.
[37] 高敏, 洪亚军. 财政定向激励、技术融合式创新与共同富裕[J]. 当代经济研究, 2024(7): 117-128.
[38] 赵丹丹, 赵秀凤. 产业数字化赋能共同富裕: 理论机制与实证分析[J]. 江汉论坛, 2024(2): 21-29.
[39] 牛志远, 梁玉春. 区域一体化对共同富裕的影响——基于数字技术创新的中介效应分析[J]. 企业经济, 2024, 43(7): 109-119.
[40] 胡怀利, 李金鑫. 数字产业渗透如何影响共同富裕: 理论依据与经验事实[J]. 统计与决策, 2024, 40(7): 16-21.
[41] 陆扬, 王育宝. 数据要素市场化与新质生产力发展——基于双重机器学习的因果推断[J]. 城市问题, 2024(7): 80-90.
[42] 郑国强, 张馨元, 赵新宇. 数据要素市场化如何驱动企业数字化转型?[J]. 产业经济研究, 2023(2): 56-68.
[43] 梁孝成, 吕康银, 陈思. 数据要素市场化对企业新质生产力水平的影响研究[J]. 科研管理, 2025, 46(2): 12-21.
[44] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
[45] 黄先海, 朱昊杰, 袁逸铭等. 政府数字化转型、社会福利与共同富裕[J]. 经济理论与经济管理, 2024, 44(10): 32-48.
[46] 邹伟勇, 许玲丽. 中国共同富裕的测度、区域差异及动态演化[J]. 地理科学, 2024, 44(1): 71-81.
[47] 程开明, 刘书成. 城镇化影响共同富裕的机制及效应——基于收入差距的视角[J]. 华东经济管理, 2023, 37(12): 78-88.
[48] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952~2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31.
[49] 方福前, 付琦. 产业结构升级的经济增长效应——基于 2000—2020 年中国 31 个省份面板数据的实证分析[J]. 江汉论坛, 2024(1):

12-25.
[50] 胡晟明，王林辉，董直庆. 工业机器人应用与劳动技能溢价——理论假说与行业证据[J]. 产业经济研究，2021(4)：69-84.
[51] 马珂琦. 数实产业技术融合对城乡共同富裕的影响研究——基于新质生产力的中介效应检验[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版)，2024(4)：120-130.

The Common Prosperity Effect of New Quality Productive Forces from the Perspective of Chinese Modernization

Ye Fang[1], Lin Yuxin[2], Sun Xiaodong[2]
(1. Zhejiang Ocean Economic Development Institute, Zhejiang Ocean University, Zhoushan 316022, China;
2. School of Economics and Management, Zhejiang Ocean University, Zhoushan 316022, China)

Abstract: Common prosperity is an essential requirement of socialism, while new quality productive forces serve as a powerful driver of high-quality development. Exploring the common prosperity effect of new quality productive forces has become a significant issue in advancing Chinese modernization. The panel data from 31 provincial-level regions (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province) from 2008 to 2022 was utilized to empirically examine the impact of new quality productive forces on common prosperity and its underlying mechanisms. The findings reveal that new quality productive forces significantly promote common prosperity, with a stronger effect on the dimension of "commonality" than on "prosperity". Mechanism analysis indicates that new quality productive forces contribute to common prosperity through technological innovation effects, factor allocation effects, and industrial structure upgrading effects. Heterogeneity tests show that the promoting effect of new quality productive forces on common prosperity is stronger in the central region compared to the western and eastern regions, while in the northeastern region, new quality productive forces do not exhibit a positive impact. Threshold effect analysis reveals that the influence of new quality productive forces on common prosperity is subject to a threshold effect related to the marketization of data factors. The conclusions help clarify the mechanism through which new quality productive forces drive common prosperity and provide decision-making references for achieving common prosperity.

Keywords: new quality productive forces; common prosperity; technological innovation effect; factor allocation effect; industrial structure upgrading effect