- 中国期刊全文数据库（CNKI）入选期刊
- 国家哲学社会科学学术期刊数据据库（NSSD）入选期刊
- 《中国学术期刊数据库》(万方数据)入选期刊
- 维普期刊数据库入选期刊
- 人大复印报刊资料重要转载来源期刊
- 天津市一级期刊、优秀期刊提名奖

国内统一连续出版物号 CN 12-1309/F

国际标准连续出版物号 ISSN 1007-4392

主管：天津出版传媒集团有限公司

主办：天津市报刊出版有限公司

华北金融

HUABEI FINANCE

- 气候转型风险对中国金融机构系统性风险的影响研究
- 政府引导基金如何影响“专精特新”中小企业技术创新
- 数字普惠金融对共同富裕的影响

ISSN 1007-4392

9 771007 439261 03>

2026 月刊 3

总590期

中国知网 https://www.cnki.net

华北金融
HUABEI FINANCE

2026年第3期
总第590期
月刊　当月出版

社　　长：刘志强
副 社 长：李　欣
编辑部主任：薛竹影
经营部副主任：张瑞喆
法律顾问：天津君利律师事务所
　　刘艳秋
地　　址：天津市河西区苏州道2号
　　图书大厦8层
邮　　编：300202
电　　话：13163091361
微　　信：13163091361
网　　址：https://www.tjsbkcb.com/
投稿邮箱：huabeijinrong@sina.com
印刷单位：天津中图印刷科技
　　有限公司
发行范围：公开发行
发行单位：天津市报刊出版有限公司
国际标准连续出版物号
ISSN 1007-4392
国内统一连续出版物号
CN 12-1309/F
定　　价：16.00元
开户名称：天津市报刊出版有限公司
开户银行：天津银行绍兴道支行
银行账号：114001201090097013

中国知网 https://www.cnki.net

主管单位　天津出版传媒集团有限公司
主办单位　天津市报刊出版有限公司
出版单位　天津市报刊出版有限公司

学术顾问委员会（按姓氏音序排列）

白聚山　范小云　江生忠
李冰清　李素梅　刘澜飚
马亚明　平　萍　王爱俭
王会奇　王晓明　夏洪涛
熊　熊　杨宝臣　余峰燕
张　维　张永杰　周振海
李　政

《华北金融》编委会

主　　编　杜　平
责任编辑　张福寅　孙海燕　赵一凡
　　高　旭

目录 2026年第3期 总第590期



理论探讨

1 气候转型风险对中国金融机构系统性风险的影响研究

王佳 姜吉江

14 政府引导基金如何影响“专精特新”中小企业技术创新

蒋银娟 蒋健康

五篇大文章

27 数字普惠金融对共同富裕的影响

——基于新质生产力与人工智能视角 彭江

40 城乡养老保险参保的影响因素及趋势

——基于HAPC模型的动态分析 盛炳华 景晓芬

56 范式跃迁与治理重构:数字信用驱动下农村普惠金融风险治理研究

徐金球

66 气候物理冲击、绿色金融与企业风险承担 罗春婵 张勋

融资租赁

80 生物资产租赁业务模式的难点应对与探索 周菲

实践探索

87 征信赋能乡村产业振兴“金融小院”建设的探索实践与路径思考

从宝辉

中国知网 https://www.cnki.net

版权声明

作者向本刊投稿即视为同意本刊对文章进行编辑、刊登和数字化发行。本刊已被若干重要的纸质、电子期刊数据库列为来源期刊,凡在本刊发表的文章均有可能被上述机构引用、转载或摘录。作者向本刊投稿的行为即视为同意本刊上述声明。

Contents

HUABEI FINANCE No 3.2026

1 The Effect of Climate Transition Risk on the Systemic Risk of Chinese Financial Institutions

WANG Jia, JIANG Jijiang

14 How Government-Guided Funds Influence Technological Innovation in SRDI SMEs

JIANG Yinjuan, JIANG Jiankang

27 The Impact of Digital Inclusive Finance on Common Prosperity: From the Perspective of New Quality Productivity and Artificial Intelligence

PENG Jiang

40 Factors Influencing Participation in Urban-Rural Residents' Endowment Insurance and Its Development Trends: A Dynamic Analysis Based on the HAPC Model

SHENG Binghua, JING Xiaofen

56 Paradigm Shift and Governance Restructuring: Research on Rural Inclusive Finance Risk Governance Driven by Digital Credit

XU Jinqiu

66 Climate Physical Shocks, Green Finance and Corporate Risk-Taking

LUO Chunchan, ZHANG Qing

80 Challenges and Exploration in the Business Model of Biological Asset Leasing

ZHOU Fei

87 Exploration and Pathways of Credit Information Empowerment in the Rural Industrial Revitalization of "Financial Courtyard"

CONG Baohui

中国知网 https://www.cnki.net

数字普惠金融对共同富裕的影响
——基于新质生产力与人工智能视角

彭江

浙江工商大学金融学院　浙江　杭州市　310018

摘　要：共同富裕是中国式现代化的重要特征，数字普惠金融能否成为推动共同富裕的关键抓手，值得深入探究。本文基于2011—2023年中国省级面板数据，从新质生产力和人工智能双重视角，系统探究数字普惠金融对共同富裕的影响。研究发现：数字普惠金融能够显著促进共同富裕；传导机制检验表明，数字普惠金融通过推动新质生产力发展，能够间接助力共同富裕；调节机制检验显示，人工智能可以正向调节数字普惠金融对共同富裕的赋能效应；门槛效应检验得出，随着新质生产力和人工智能不断发展，数字普惠金融的赋能效应呈现边际递增趋势。由此，应该推动数字普惠金融高质量发展，积极健全新质生产力培育机制，切实驱动人工智能发展，以促进各地区共同富裕。

关键词：共同富裕；数字普惠金融；新质生产力；人工智能；门槛效应

中图分类号：F832　**文献标识码：**A　**文章编号：**1007-4392(2026)3-0027-13

一、引言及文献综述

“大道之行也，天下为公”。自古以来，对共同富裕的向往始终深植于中国人民的心目当中。在新时代背景下，扎实推进共同富裕是社会主义的本质要求，也是解决发展不平衡不充分问题、促进更多民众共享发展成果的现实需要[1]。党的二十届四中全会提出“加大保障和改善民生力度，扎实推进全体人民共同富裕”，彰显党和国家对实现共同富裕的重视。改革开放以来，在经济社会快速发展的推动之下，我国居民生活质量大幅度提高，全体居民人均可支配收入由1978年的171元增长至2024年的41 314元，年均增长速度达12.67%。可以明确，我国在推动全体人民共同富裕方面已经取得卓越成绩。然而，在促进共同富裕的过程中，我国仍然面临区域资源禀赋差异较大、关键核心技术创新不足、社会保障体系尚不健全等现实困境[2]，致使社会总体财富增长缓慢、经济可持续发展受阻。因此，如何推动共同富裕已经成为当前我国经济社会发展的重要议题。

作为兼具数字和金融属性的新型金融

基金项目：本文受到国家社会科学基金重点项目“金融科技影响全面绿色转型的结构效应与政策优化研究”（项目编号：25AJY021）；国家社会科学基金重大项目“构建金融有效支持农业高质量发展的体制机制研究”（项目编号：21ZDA046）的支持。

中国知网　https://www.cnki.net

服务模式,数字普惠金融具有覆盖宽度大、服务对象广等特征,可以有效弥补传统金融的不足,驱动更多资金流向实体经济的重点领域和薄弱环节,推动社会财富增长,加快做大“富裕蛋糕”。而且,数字普惠金融凭借区块链、大数据等前沿技术,能够精准捕捉中小企业、农村居民等弱势群体的资金需求,促进更多民众共享发展成果,加快分好“富裕蛋糕”[3]。依托于数字技术和互联网平台,数字普惠金融还能高效识别绿色低碳项目,引导更多的金融资源向低污染、低排放行业集聚,从而释放绿色发展效应,驱动社会财富可持续增长,持续做好“富裕蛋糕”。党的二十届三中全会也指出,需积极发展普惠金融和数字金融。由此可知,数字普惠金融是破解发展不平衡不充分问题、促进共同富裕的关键抓手。

与此同时,作为一种具有高创新性和强融合性特征的先进生产力质态,新质生产力以科技创新为引擎,不仅能够打破传统生产力进步对资源环境的路径依赖,显著提高绿色全要素生产率,而且能够通过创造高质量就业岗位、优化收入分配结构,驱动发展成果更多、更公平惠及全体人民,从而提升社会财富的发展性、共享性和可持续性,为共同富裕的实现培育持久动能[4]。另外,作为引领新一轮科技革命和产业变革的战略性新兴技术,人工智能(AI)依托强大的数据处理能力和高效的计算模型,能够激发金融机构的创新活力,催生更加丰富多样的数字金融产品,为数字普惠金融稳健发展创造良好的外部环境[5]。显然,新质生产力和人工智能在数字普惠金融赋能共同富裕的进程中发挥重要作用。那么,数字普惠金融对共同富裕的影响是怎样的?新质生产力和人工智能又在其中发挥何种作用?解答上述问题对于扎实推进共同富裕、实现中国式现代化具有重要实践价值。

在理论方面,本文与共同富裕的统计测度、影响因素以及数字普惠金融对共同富裕的影响三篇文献相关。在共同富裕的统计测度层面,已有研究主要通过构建多维度评价指标体系测度各地区共同富裕水平。例如,陈宗胜和杨希雷[6]立足于“富裕”和“共享”2个一级指标,选取15个具体指标构建共同富裕评价指标体系,发现研究期内中国共同富裕指数呈现稳定增长趋势;何昀等[7]立足于富裕程度、共享程度和可持续性三个维度构建共同富裕评价指标体系,发现研究期内中国共同富裕指数的增长趋势强劲,但是区域间的差距较为明显。在共同富裕的影响因素层面,部分学者认为产业结构和教育基础设施等实体经济要素发展能够缩小居民收入分配差距,进而赋能共同富裕[8-9]。另有学者发现数字经济、数字财富等数字经济要素发展可以促进更多民众共享发展成果,有效推动共同富裕[10-11]。在数字普惠金融对共同富裕的影响层面,学者们主要从线性关系角度展开分析,如王义中等[3]认为数字普惠金融可以有效缓解流动性约束,为共同富裕的实现提供新契机;还有学者发现,数字普惠金融通过激发创业活力、提升居民金融素养,能够间接助力共同富裕[12]。

通过梳理已有文献发现,学术界围绕共同富裕的统计测度、影响因素以及数字普惠金融对共同富裕的影响等层面展开深入研究,为本文的进一步探析奠定扎实基础,然而仍然存在可完善之处。一方面,部分学者

中国知网 https://www.cnki.net

虽然开始考察数字普惠金融的共同富裕效应，但是主要从流动性约束、创业活力等视角探究其中的传导渠道，鲜有文献基于新质生产力和人工智能视角剖析数字普惠金融赋能共同富裕的作用机制；另一方面，对于数字普惠金融与共同富裕之间的关系，现有文献侧重从线性关系层面展开分析，未能从非线性关系角度进行论证。相较于既有文献，本文可能的边际贡献：一是在构造共同富裕指数的基础上，基于新质生产力和人工智能视角，系统考察数字普惠金融赋能共同富裕的作用机制，为后续推进共同富裕找准政策发力点；二是选择新质生产力和人工智能作为门槛变量，运用面板门槛模型进一步揭示数字普惠金融与共同富裕之间的非线性关系，为差异化设计数字普惠金融发展路径、稳步有序提高共同富裕水平提供经验证据。

二、理论分析与研究假设

（一）数字普惠金融与共同富裕

1.直接影响。参照陈丽君等[13]、何昀等[7]的研究，本文认为共同富裕具有发展性、共享性和可持续性三大特征。其中，发展性表示社会财富不断增加，共享性表示更多民众共享发展成果，可持续性表示社会财富可持续增长。作为数字技术和普惠金融有机结合的产物，数字普惠金融能够提升社会财富的发展性、共享性和可持续性，扎实推动共同富裕。

在发展性维度，金融发展理论指出，金融结构优化有助于改善资本配置格局，助力经济稳定增长[14]，而数字普惠金融能够优化金融资源配置，为中小企业、初创企业等弱势群体提供高效、便利的金融资源，助力实体企业扩大生产规模、丰富产品种类，从而形成规模经济效应和范围经济效应，驱动社会财富增长。而且，数字普惠金融发展催生了网上理财、互联网保险等新型金融产品，有助于调动居民消费意愿，释放经济增量效应，进而提高各地区富裕程度，加快做大“富裕蛋糕”。在共享性维度，依托于大数据、云计算等数字技术，数字普惠金融能够突破传统金融服务的空间地域限制，以更高的效率为偏远地区提供更加完备的金融服务，逐步弥合区域金融资源供给差距，促使各地区居民共享发展成果[15]。而且，数字普惠金融能够拓展金融服务边界、提高金融服务效率，为后发地区完善基础设施、健全教育医疗体系提供强有力的资金支持，进而释放社会包容效应，加快分好“富裕蛋糕”。在可持续性维度，数字普惠金融以数字技术为载体，能够高效识别绿色低碳项目，引导更多的金融资源流向低排放、低能耗行业，促进绿色产业发展，并倒逼高污染、高耗能产业加快绿色转型步伐。凭借数字技术和互联网平台，数字普惠金融还能协助监管部门加强对绿色金融市场的监测，保障绿色金融市场安全运行，助力绿色信贷项目加快落地，从而释放绿色发展效应，推动社会财富可持续增长，持续做好“富裕蛋糕”。据此，提出假设1。

H1：数字普惠金融能够推动共同富裕。

（二）数字普惠金融、新质生产力与共同富裕

1.新质生产力的传导机制。作为一种符合高质量发展理念的先进生产力质态，新质生产力以劳动者、劳动对象、劳动资料的“新质升级”为内涵，具有高创新性、强融合性、广开放性等崭新特征[16]。作为兼具数字

中国知网 https://www.cnki.net

和金融属性的新型金融服务模式,数字普惠金融通过促进劳动者、劳动对象和劳动资料的“新质升级”,能够驱动新质生产力发展。在劳动者层面,随着普惠金融与数字技术不断融合,金融服务的可得性和便利度迅速提升,社会公众的数字素养也随之提高。具言之,数字普惠金融依托数字化优势,能够助推劳动者便捷地接触并使用数字金融产品,促使传统劳动者逐步成为具有数字技术应用能力的新质劳动者,充分夯实新质生产力发展基础。在劳动对象层面,数字普惠金融通过创新信贷供给方式,能够提供高效的融资渠道,破解初创企业融资难困境,推动新兴产业快速发展[17],从而有效拓展劳动者的工作范围,丰富劳动对象的内涵与边界,助力新质劳动对象加快形成。在劳动资料层面,区别于传统金融服务,数字普惠金融通过技术赋能和平台化运作,能够驱动开放金融平台加快建成,促进数据和知识共享,提升实体劳动手段的信息化水平。而且,数字普惠金融能够驱动金融科技快速发展,激励实体或非实体劳动手段创新升级,推动数据、信息等新型生产要素广泛应用,进而拓宽劳动资料的内涵和边界,促进新质劳动资料不断壮大。

与此同时,作为一种符合高质量发展理念的先进生产力质态,新质生产力能够提升社会财富的发展性、共享性和可持续性,扎实推动共同富裕。在发展性维度,新质生产力具有高创新性和强渗透性特征,能够推动新能源技术、新材料技术等关键核心技术快速进步,助力实体企业提高生产效率,为社会财富增长提供新动能。而且,新质生产力通过生产要素创新性配置,能够推动数据、技术、资本等要素深度融合,显著提高全要素生产率[18],加快做大“富裕蛋糕”。在共享性维度,新质生产力以数字生产力为核心内容,能够促进数据要素融入文化教育、医疗卫生等公共服务领域,提高公共服务供给质量和效率,显著提升社会财富的共享性,加快分好“富裕蛋糕”。在可持续性维度,作为一种先进生产力质态,新质生产力以绿色发展、生态优先为核心理念,能够驱动清洁能源技术、节能减排技术等绿色技术加速创新和广泛应用,有效提升社会财富的可持续性,持续做好“富裕蛋糕”。据此,提出假设2a。

H2a:数字普惠金融通过推动新质生产力发展,能够间接助力共同富裕。

2.新质生产力的门槛效应。新质生产力以科技创新为核心驱动力,通过加速数字技术进步和应用,能够促进金融行业数字化转型,充分提升社会财富的发展性、共享性和可持续性。然而,在新质生产力发展不同阶段,数字普惠金融对共同富裕的赋能效应可能存在显著差异。在新质生产力发展初期,由于地区科技创新进步缓慢、人力资本储备有限,普惠金融与数字技术无法实现精准匹配,致使数字普惠金融领域存在融资结构失衡、服务能力不足等问题[19]。在此情景下,数字普惠金融的覆盖范围和使用程度均处于低水平区间,各种金融资源无法高效匹配至实体经济的薄弱环节,造成数字普惠金融的赋能效应难以有效发挥的问题。随着新质生产力持续壮大,数字技术创新和应用日趋深化,人力资本储备规模稳定增长,促使普惠金融与数字技术实现高效衔接和精准融合,助力数字普惠金融稳定发挥对共同富裕的赋能效应。据此,提出假设2b。

中国知网 https://www.cnki.net

H2b：随着新质生产力不断发展，数字普惠金融对共同富裕的赋能效应呈现边际递增趋势。

（三）数字普惠金融、人工智能与共同富裕

1.人工智能的调节机制。人工智能是指运用算法与数据来模拟、延伸人的智能，以高效解决复杂问题的通用目的技术[20]。作为引领新一轮科技革命和产业变革的战略性技术，人工智能依托强大的数据处理能力和高效的计算模型，能够充分提高数字金融服务效率，驱动数字普惠金融高质量发展，进而增强其对共同富裕的促进作用。首先，人工智能依托机器学习和深度学习算法，能够对传统金融体系外的“信用白户”进行多维度、动态化的数据画像，助推数字普惠金融更加精准地覆盖小微经营者及低收入群体，显著提升金融服务的覆盖面，夯实共同富裕的物质基础。其次，凭借智能顾投、智能营销与差异化定价模型，人工智能可以引导金融资本流向社会经济的薄弱环节，显著提升数字普惠金融服务效能，逐步缩小城乡间和区域间的金融服务差距，促使发展成果更多更公平地惠及全体人民。最后，借助自然语言处理和知识图谱等技术，人工智能可以深入挖掘用户在农业生产、灵活就业、创业经营等多元化场景中的潜在需求，催生更具适配性的信贷、保险与储蓄产品，推动数字普惠金融产品创新与场景拓展，有效增强数字普惠金融对共同富裕的赋能效应[21]。据此，提出假设3a。

H3a：人工智能可以正向调节数字普惠金融对共同富裕的赋能效应。

2.人工智能的门槛效应。人工智能通过数据、算法与算力的协同，能够激发金融机构的创新活力，催生更加丰富、高效的数字普惠金融产品，而且人工智能发展有助于推动信用信息体系、支付清算等金融基础设施的完善及互联互通，为数字普惠金融发展提供坚实支撑[5]。然而，在人工智能发展不同阶段，数字普惠金融对共同富裕的赋能效应可能存在较大差异。在人工智能发展的初级阶段，算法模型较为简单，算力资源十分有限，难以处理复杂金融场景中的海量数据，数字普惠金融产品设计粗糙、风险评估能力不足，加之此时金融基础设施尚不完善，致使数字普惠金融的影响机制受阻，难以提高各地区共同富裕水平。至人工智能发展日臻成熟，随着深度学习、强化学习等先进算法的广泛应用以及算力的指数级提升，人工智能可以高效处理海量、多源、异构数据，促使金融机构有效识别并服务传统征信体系外的“信用白户”，显著提升金融服务的覆盖面和可得性，而且在人工智能的加持下，监管科技发展日趋完善，能够实现对数字普惠金融市场的实时监测和智能预警，由此助推数字普惠金融更加显著地促进共同富裕。据此，提出假设3b。

H3b：随着人工智能不断发展，数字普惠金融对共同富裕的赋能效应呈现边际递增趋势。

三、研究设计

（一）变量选取

1.被解释变量：共同富裕（*CP*）。从共同富裕的基本内涵出发，结合何昀等[7]的研究，立足于发展性、共享性和可持续性三个维度构建共同富裕评价指标体系（表1），并采用熵权TOPSIS法测算共同富裕指数。

中国知网 https://www.cnki.net

表1 共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	指标名称	单位	属性
发展性	富裕度	人均GDP	元	+
		居民人均可支配收入	元	+
		居民人均消费支出	元	+
	共同度	基尼系数	—	−
		城乡居民人均收入差距	倍数	−
共享性	文化教育	人均拥有公共图书馆藏量	册	+
		每万人拥有专业教师数	人	+
	医疗卫生	每万人拥有卫生技术人员数	人	+
		每万人拥有医疗机构床位数	张	+
	基础设施	每万人拥有公共交通车辆	标台	+
		人均城市道路面积	m^2	+
	社会保障	城镇基本医疗保险参保人数	万人	+
		参加失业保险人数	万人	+
可持续性	自然资源	人均水资源量	m^3	+
		森林覆盖率	%	+
	环境保护	废水中化学需氧量排放量	万t	−
		废气中二氧化硫排放量	万t	−
		生活垃圾无害化处理率	%	+

2.核心解释变量:数字普惠金融(*DIF*)。参照吴茜[12]的做法,使用《北京大学数字普惠金融指数(2011—2023)》量化数字普惠金融[22],该指数包括覆盖广度(*DIF*_1)、使用深度(*DIF*_2)和数字化程度(*DIF*_3)三个维度。此外,对数字普惠金融作除以100处理,以消除不同量纲的影响。

3.中介变量:新质生产力(*NQP*)。基于新质生产力的基本内涵,借鉴董庆前[16]的研究,立足于新质劳动者、新质劳动对象、新劳动资料三个维度构建新质生产力评价指标体系(表2),并采用熵权TOPSIS法测算新质生产力指数。

4.调节变量:人工智能(*AI*)。人工智能是指运用算法与数据来模拟、延伸人的智能,以高效解决复杂问题的新兴技术。参考韩先锋等[20]的研究,使用人工智能专利申请数的对数表征人工智能水平。

5.控制变量。借鉴吕婷和刘卫镇[15]的研究,选择如下5个控制变量:政府干预程度(*GI*),使用地方财政支出总额与地区生产总值之比衡量;环境规制强度(*ER*),采用工业污染治理完成投资与第二产业增加值之比衡量;城乡建设力度(*UR*),使用财政城乡

表2 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	指标名称	单位	属性
新质劳动者	劳动者素质	每十万人高等学校平均在校生数	人	+
		人均受教育年限	年	+
	劳动者就业	第三产业就业人数占比	%	+
	劳动者收入	在岗职工平均工资	元	+
新质劳动对象	产业升级	每万人高技术产业企业数	个	+
		电信业务总量	亿元	+
		工业机器人安装密度	—	+
	绿色发展	环境保护支出占财政总支出比重	%	+
		绿色专利申请数量	件	+
新质劳动资料	新型基建	域名数	万个	+
		长途光缆线路长度	万公里	+
		互联网宽带接入端口	万个	+
	科技支撑	每万人国内专利授权数	件	+
		R&D经费投入强度	%	+

中国知网 https://www.cnki.net

社区事务支出与年末总人口之比衡量；产业结构升级（*IS*），采用第三产业与第二产业增加值之比衡量；就业水平（*EM*），使用地区就业总人数衡量。

（二）模型构建

首先，为检验数字普惠金融对共同富裕的直接影响，构建双向固定效应模型如式（1）所示：

$$CP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中，i、t表示地区和时间；CP_{it}为共同富裕指数；DIF_{it}为数字普惠金融指数；$Control_{it}$为一系列控制变量；μ_i、δ_t为地区和时间固定效应；ε_{it}为随机扰动项。

其次，为考察新质生产力在数字普惠金融赋能共同富裕中的传导机制作用，构建中介效应模型如式（2）、式（3）所示：

$$NQP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIF_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$CP_{it} = \rho_0 + \rho_1 DIF_{it} + \rho_2 NQP_{it} + \rho_3 Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中，NQP_{it}为中介变量新质生产力；其余变量含义如式（1）所示。

再次，为探究人工智能在数字普惠金融赋能共同富裕中的调节作用，构建调节效应模型如式（4）所示：

$$CP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DIF_{it} + \gamma_2 DIF_{it} \times AI_{it} + \gamma_3 AI_{it} + \gamma_4 Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中，AI_{it}为调节变量人工智能；$_1DIF_{it}\times AI_{it}$表示数字普惠金融与人工智能的交互项。

最后，为揭示数字普惠金融与共同富裕之间的非线性关系，借鉴HANSEN[23]的研究，构建面板门槛模型如式（5）所示：

$$CP_{it} = \theta_0 + \theta_1 DIF_{it} \times I\left(q_{it} \leqslant \lambda\right) + \theta_2 DIF_{it} \times I\left(q_{it} > \lambda\right) + \theta_3 Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中，q_{it}为门槛变量，包括新质生产力（*NQP*）和人工智能（*AI*）；（λ为待估门槛值；I（·）为示性函数，当括号内条件成立时取值为1，反之为0。

（三）描述性统计

基于数据的可得性，选取2011—2023年中国30个省份的面板数据作为样本，数据来源于《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》、国家统计局网站、北京大学数字金融研究中心以及CNRDS数据库。对于极少数缺失值，采用线性插值法予以补齐。变量的描述性统计如表3所示。

四、实证结果分析

（一）基准回归分析

1. 基准回归结果。采用Stata18软件进行回归分析，基准回归结果如表4所示。列（1）和列（2）展示不加入和加入控制变量的回归结果。可以发现，*DIF*的系数始终显著为正，表明数字普惠金融能够推动共同富裕。由此，假设1得到验证。

2. 共同富裕分维度考察。由于共同富裕的内涵丰富，包括发展性、共享性和可持

表3　变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
CP	390	0.271	0.078	0.112	0.499
DIF	390	2.555	1.113	0.183	4.738
NQP	390	0.149	0.112	0.037	0.703
AI	390	6.438	1.822	0.693	10.309
GI	390	0.257	0.111	0.105	0.758
ER	390	0.245	0.265	0.004	2.451
UR	390	0.150	0.127	0.019	0.845
IS	390	1.376	0.761	0.527	5.690
EM	390	0.254	0.164	0.026	0.707

中国知网 https://www.cnki.net

表4 基准回归结果

变量	(1) CP	(2) CP
DIF	0.086** (0.033)	0.101*** (0.031)
GI		0.154* (0.079)
ER		0.014 (0.009)
UR		−0.038 (0.028)
IS		−0.025** (0.013)
EM		−0.176 (0.113)
_cons	0.171*** (0.016)	0.197*** (0.029)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	390	390
R^2	0.801	0.815

注:括号内为聚类到省级层面的稳健标准误;***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著。

续性等多个维度,故此部分着重检验数字普惠金融对发展性、共享性和可持续性的影响。如表5所示,数字普惠金融对发展性和共享性的影响系数显著为正,而对可持续性的影响系数不显著,说明研究期内数字普惠金融对发展性和共享性具有显著的赋能效应,而对可持续性的提升作用尚未展现,可能是因为传统产业的绿色转型和低碳技术的开发应用需要长期、大额的资金支持,致使数字普惠金融对可持续性维度的赋能效应存在一定的时间滞后性。

3.数字普惠金融分维度考察。基于前文分析,数字普惠金融包括覆盖广度等多个维度,故此部分着重考察数字普惠金融分维度指数的影响效应。如表6列(1)所示,*DIF*_1的系数显著为正,说明数字金融覆盖广度的

表5 数字普惠金融对共同富裕分维度检验

变量	(1) 发展性	(2) 共享性	(3) 可持续性
DIF	0.228*** (0.068)	0.118** (0.051)	−0.026 (0.026)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	390	390	390
R^2	0.688	0.824	0.286

注:括号内为聚类到省级层面的稳健标准误;***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著。

提升有助于扩大金融服务覆盖范围,促进经济发展和环境保护协调统一,为共同富裕水平提高奠定扎实基础。如表6列(2)所示,*DIF*_2的系数显著为正,说明数字金融使用深度的提升有助于丰富金融产品种类,推动社会总体财富增长,并缓解区域发展不平衡不充分问题,为共同富裕水平提高提供新契机。如表6列(3)所示,*DIF*_3的系数显著为正,说明普惠金融数字化程度的加深有助于提高金融服务效率,增强社会财富的发展性、共享性和可持续性,为共同富裕的实现

表6 数字普惠金融分维度对共同富裕的回归结果

变量	(1) CP	(2) CP	(3) CP
DIF_1	0.097** (0.050)		
DIF_2		0.039** (0.016)	
DIF_3			0.030*** (0.011)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	390	390	390
R^2	0.806	0.803	0.805

注:括号内为聚类到省级层面的稳健标准误;***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著。

中国知网 https://www.cnki.net

创造新机遇。

（二）内生性检验

内生性问题为有效识别数字普惠金融对共同富裕的促进作用带来挑战，本文采用工具变量法和动态面板回归两种方法进行处理。

1. 工具变量法。参考BARTIK[24]的研究，选择数字金融覆盖广度滞后一期与数字金融覆盖广度一阶差分的交乘项作为第一个工具变量（IV_1）。此外，借鉴赵涛等[25]的做法，采用1984年人均邮电业务量与上一年全国互联网上网人数的交乘项作为第二个工具变量（IV_2）。立足于以上两类工具变量，采用两阶段最小二乘法（2SLS）开展回归。如表7列（1）结果所示，在第一阶段中，IV_1、IV_2的系数均显著为正，加之其通过“弱工具变量”和“不可识别”检验，表明工具变量IV_1、IV_2满足“强相关”和“严外生”要求。如表7列（2）结果所示，在第二阶段中，*DIF*的系数显著为正，说明核心结论具有稳健性。

2. 动态面板回归。鉴于共同富裕指数可能因为受到上一期的影响而存在反向因果关系，故选择滞后一期的共同富裕*L.CP*作为工具变量，运用系统GMM模型进行回归。如表7列（3）所示，AR（1）检验的p值为0.019，AR（2）检验的p值为0.338，加之Hansen检验的p值为0.933，说明存在一阶自相关，不存在二阶自相关及工具变量过度识别问题，满足相关检验要求；*DIF*的系数为0.198，在5%水平上显著，进一步证明基准回归结果具有可靠性。

（三）稳健性检验

1. 更换回归模型。2016年9月，中国人民银行发布《G20数字普惠金融高级原则》（以下简称“《高级原则》”），旨在推动金融服务数字化普惠化转型，提升金融服务的可得性和便捷性。考虑到《高级原则》是高级别指引性文件，对数字普惠金融而言是一个较好的外生冲击，加之《高级原则》适用于全国所有地区，不存在绝对的实验组与对照组，故选择广义双重差分（GDID）模型进行检验[26]，模型如式（6）所示：

$$CP_{it} = \theta_0 + \theta_1 Post_t \times DIF_{it} + \theta_2 Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中，$Post_t$为时间虚拟变量，2016年之前取值为0，2016年及之后取值为1；其余变量含义同式（1）。如表8列（1）所示，$Post_t \times DIF_{it}$系数显著为正，即《高级原则》对共同富裕具有促进作用，与前文结论一致。

2. 替换被解释变量。前文采用熵权TOPSIS法为共同富裕评价指标赋权，测算得到共同富裕指数，此处运用熵权法重新测算共同富裕指数，并将其代入式（1）进行回归。

表7　内生性检验结果

变量	（1） *DIF*	（2） *CP*	（3） *CP*
DIF		0.058* （0.031）	0.198** （0.089）
IV_1	0.329*** （0.049）		
IV_2	0.0015*** （0.0003）		
L.CP			0.360** （0.178）
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	360	360	360
K-P rk LM统计量	35.991[0.000]		AR（1）[0.019]
K-P rk Wald F统计量	31.666{11.590}		AR（2）[0.338]
Hansen J统计量	0.683[0.409]		Hansen [0.933]

注：（）内为聚类到省级层面的稳健标准误；***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著；[ ]内为p值；{ }内为Stock-Yogo检验在15%显著水平上的临界值。

中国知网 https://www.cnki.net

如表8列(2)所示,*DIF*的系数显著为正,表明核心结论具有稳健性。

3.考虑滞后效应。鉴于数字普惠金融的赋能效应可能存在时间滞后性,故对数字普惠金融指数作滞后一期处理,并将其代入式(1)进行检验。如表8列(3)所示,*L.DIF*的系数显著大于0,支持了本文的核心结论。

4.调整时间窗口。鉴于外生冲击可能对基准回归结果带来一定干扰,故将时间窗口调整为2011—2019年后对模型进行再检验。如表8列(4)所示,*DIF*的系数显著为正,证明核心结论具有可靠性。

5.剔除沿海省份样本。由于沿海省份拥有海陆空立体交通网络,其海洋经济与新兴产业增长潜力强劲,与内陆省份存在较大差异,故在剔除辽宁省、河北省等11个沿海省份样本后再进行检验。如表8列(5)所示,*DIF*的系数显著为正,与核心结论一致。

五、进一步分析

(一)作用机制分析

1.新质生产力的传导机制分析。理论分析显示,数字普惠金融通过培育和壮大新质生产力,能够间接促进共同富裕。为此,构建中介效应模型进行检验。如表9列(1)所示,*DIF*的系数显著为正,表明数字普惠金融能够促进新质生产力发展。如表9列(2)所示,*DIF*、*NQP*的系数均显著为正,表明新质生产力发展有利于推动共同富裕,且新质生产力的发展和壮大可以作为数字普惠金融赋能共同富裕的传导路径。与此同时,Sobel检验的*Z*值为2.778,通过1%显著性检验,且Bootstrap抽样1000次后的95%置信区间不包括0,进一步证明新质生产力是有效的传导渠道。由此,假设2a得到验证。

2.人工智能的调节机制分析。研究假设提出,人工智能可以正向调节数字普惠金融对共同富裕的赋能效应。为此,采用调节效应模型进行检验。如表10列(1)结果显示,在未加入政府干预程度、环境规制强度等控制变量的情况下,数字普惠金融与人工智能的交互项系数显著为正;如表10列(2)所示,在加入控制变量的情况下,*DIF*×*AI*的

表8 稳健性检验结果

变量	(1) *CP*	(2) *CP*	(3) *CP*	(4) *CP*	(5) *CP*
DIF		0.074** (0.027)		0.075* (0.041)	0.133** (0.052)
Post×*DIF*	0.045*** (0.015)				
L.DIF			0.089*** (0.031)		
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	390	360	390	270	247
R^2	0.904	0.795	0.809	0.730	0.815

注:括号内为聚类到省级层面的稳健标准误;***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著。

表9 传导机制检验结果

变量	(1) *NQP*	(2) *CP*
DIF	0.257*** (0.054)	0.054* (0.029)
NQP		0.184*** (0.054)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	390	390
R^2	0.762	0.830
Sobel *Z*	2.778***	
Bootstrap(1000)	[0.027,0.068]	

注:括号内为聚类到省级层面的稳健标准误;***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著。

中国知网 https://www.cnki.net

表10　调节机制检验结果

变量	(1)	(2)
	CP	*CP*
DIF×*AI*	0.005***	0.006***
	(0.001)	(0.001)
DIF	−0.015	−0.010
	(0.047)	(0.054)
AI	−0.002	−0.001
	(0.007)	(0.006)
控制变量	否	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	390	390
R^2	0.820	0.839

注：括号内为聚类到省级层面的稳健标准误；***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著。

系数仍然显著为正，说明人工智能发展有助于改善数字普惠金融发展环境，提升金融服务效能，有效增强数字普惠金融对共同富裕的赋能效应。由此，假设3a得到验证。

（二）门槛效应分析

前文分析表明，数字普惠金融对共同富裕具有线性促进作用。那么，两者之间是否还存在非线性关系？为此，选择新质生产力和人工智能作为门槛变量，运用面板门槛模型进行检验。表11门槛效应显著性检验结果显示，*NQP*、*AI*均通过单门槛检验，且门槛值分别为0.136、7.691，故构建单门槛模型进一步揭示*NQP*、*AI*的门槛效应回归结果。

表12列（1）展示*NQP*的门槛效应回归结果。经观察可知，当*NQP*≤0.136时，*DIF*的系数为0.059，在10%水平上显著；当*NQP*>0.136时，*DIF*的系数增长至0.067，在5%水平上显著，说明随着新质生产力持续壮大，数字技术创新和应用日益深化，人力资本储备不断增多，促使普惠金融与数字技术实现高效衔接，助力数字普惠金融更加显著地推进共同富裕。由此，假设2b得到验证。

如表12列（2）所示*AI*的门槛效应回归结果。经观察可知，当*AI*≤7.691时，*DIF*的系数为0.057，并不显著；当*AI*>7.691时，*DIF*的系数增长至0.064，且通过10%显著性检验，说明当人工智能发展水平超过一定阈值时，人工智能可以高效处理海量、多源、异构数据，充分提升数字普惠金融服务的覆盖面和可得性，促使数字普惠金融更加显著地促进共同富裕。由此，假设3b得到验证。

六、结论与建议

（一）结论

共同富裕是中国式现代化的重要特征，作为兼具数字和金融双重属性的新型金融服务模式，数字普惠金融能否成为推动共同富裕的重要引擎受到学术界的关注。选取2011—2023年中国30个省份的面板数据作为样本，从新质生产力与人工智能视角，系统考察数字普惠金融对共同富裕的影响。

表11　门槛效应显著性检验结果

门槛变量	门槛值	门槛类型	*F*值	*p*值	临界值		
					10%	5%	1%
NQP	0.136	单一门槛	33.980**	0.024	22.211	26.959	40.057
	——	双重门槛	18.560	0.115	19.190	23.058	31.136
AI	7.691	单一门槛	29.780**	0.030	22.337	26.736	36.913
	——	双重门槛	13.230	0.248	18.517	22.303	30.013

注：通过反复抽样1000次得出检验统计量对应的*p*值。

中国知网　https://www.cnki.net

表12 门槛效应回归结果

变量	(1) CP	(2) CP
DIF≤NQP(0.136)	0.059* (0.031)	
DIF>NQP(0.136)	0.067** (0.030)	
DIF(AI≤7.691)		0.057 (0.038)
DIF(AI>7.691)		0.064* (0.036)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	390	390
R^2	0.830	0.828

注:括号内为聚类到省级层面的稳健标准误;***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著。

研究发现:数字普惠金融能够显著推动共同富裕;数字普惠金融通过驱动新质生产力发展,能够间接助力共同富裕;人工智能可以正向调节数字普惠金融对共同富裕的赋能效应;随着新质生产力和人工智能不断发展,数字普惠金融的赋能效应呈现边际递增趋势。

(二)建议

第一,推动数字普惠金融高质量发展。政府部门应该运用财政补贴、税收优惠等激励措施支持互联网、物联网、大数据中心等数字基础设施建设及应用,夯实数字普惠金融高质量发展基础。金融机构应该利用移动互联网技术为偏远地区用户提供更加便捷的支付服务,并积极设计更加适合低收入群体和小微企业的金融产品,如低门槛信贷产品、普惠型保险及理财工具等,持续提高数字普惠金融的使用深度。

第二,完善新质生产力发展机制。首先,各地区应该积极健全职业教育体系,开设符合当地产业需求的特色专业,并开展多层次数字技能培训,帮助劳动者掌握信息技术和数字工具,加快实现传统劳动者的"新质升级"。其次,各地区可以适度增加科技研发投入,着力支持基础研究、应用研究和关键核心技术攻关,实现以科技赋能传统产业升级,并抓紧建造一批具有高创新性和强竞争力的新兴产业集群,不断拓展劳动对象的边界,加速创造新质劳动对象。最后,各地区应该积极推动传统产业数字化转型,促进数据、信息、技术等新型生产要素与传统实体劳动手段快速融合,不断丰富劳动资料的内涵及外延,加快形成新质劳动资料,有效畅通数字普惠金融的影响路径。

第三,切实驱动人工智能发展。政府部门应该以"东数西算"工程为依托,统筹推进全国一体化算力网建设,在省级层面集约化部署智能算力与基础大模型,避免"模型孤岛"与重复建设,以夯实新型基础设施底座,降低各地区发展人工智能技术的要素成本及准入门槛。金融机构应该针对人工智能企业"轻资产、高研发、长周期"的融资痛点,着力打造覆盖种子期、初创期、成长期到上市期的全周期服务模式,助力人工智能技术实现规模化应用,为数字普惠金融充分发挥赋能效应培育持久动能。

参考文献

[1]龚云.扎实推进全体人民共同富裕[J].马克思主义研究,2026(1):47-56.

[2]王婷,高钰娜.扎实推动共同富裕的阶段性目标、现实困境与实现路径:基于共同富裕测度的研究[J].当代经济研究,2024(12):102-112.

[3]王义中,林溪,李振华,等.数字普惠金融助

中国知网 https://www.cnki.net

力共同富裕：基于流动性约束视角[J].经济研究，2024，59(6)：49-68.

[4]李天一，张伟，张玄逸.新质生产力发展与共同富裕：基于劳动者干中学效应的分析[J].数量经济技术经济研 究，2025，42(3)：5-25.

[5]程雪军.生成式人工智能下数字金融平台算法合谋的精巧规制[J].经济体制改革，2025(6)：114-121.

[6]陈宗胜，杨希雷.论中国共同富裕测度指标和阶段性进展程度[J].经济研究，2023，58(9)：79-97.

[7]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.

[8]林淑君，郭凯明，龚六堂.产业结构调整、要素收入分配与共同富裕[J].经济研究，2022，57(7)：84-100.

[9]亢延锟，侯嘉奕，陈斌开.教育基础设施、人力资本与共同富裕[J].世界经济，2023，46(7)：140-164.

[10]陈梦根，周元任.数字经济、分享发展与共同富裕[J].数量经济技术经济研究，2023，40(10)：5-26.

[11]周文，韩文龙.数字财富的创造、分配与共同富裕[J].中国社会科学，2023(10)：4-23.

[12]吴茜.数字普惠金融对农户共同富裕的影响研究[J].改革，2024(10)：78-89.

[13]陈丽君，郁建兴，徐铱娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究，2021，37(4)：5-16.

[14]GOLDSMITH R. Financial Structure and Development[J].New Haven：Yale University Press，1969.

[15]吕婷，刘卫镇.社会保障视角下数字普惠金融对共同富裕的影响[J].华北金融，2023(9)：52-63.

[16]董庆前.中国新质生产力发展水平测度、时空演变及收敛性研究[J].中国软科学，2024(8)：178-188.

[17]崔耕瑞.数字普惠金融对新质生产力的影响研究[J].财经论丛(浙江财经大学学报)，2025(4)：52-65.

[18]王江.新质生产力、双循环联动与共同富裕[J].华东经济管理，2025，39(1)：10-20.

[19]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.

[20]韩先锋，李佳佳，朱承亮.中国人工智能发展的包容性绿色增长效应[J].资源科学，2025，47(6)：1278-1294.

[21]葛洪雨.政府数字治理对新型消费市场的影响：基于新质生产力与人工智能视角[J].企业经济，2025，44(12)：96-108.

[22]郭峰，王靖一，王芳，等.测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征[J].经济学(季刊)，2020，19(4)：1401-1418.

[23]HANSEN B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels：Estimation，Testing，and Inference[J]. Journal of Econometrics，1999，93(2)：345-368.

[24]BARTIK，T. How do the Effects of Local Growth on Employment Rates Vary with Initial Labor Market Conditions? [R].Upjohn Working Paper，2009.

[25]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.

[26]杜家廷，陈妹洁，顾谦农.数字普惠金融政策对农业发展韧性的影响[J].农业经济与管理，2025(3)：40-54.

责编：张福寅　校对：赵一凡

中国知网 https://www.cnki.net

华北金融

HUABEI FINANCE

华北金融 HUABEI FINANCE
2026年第3期 总第590期

编辑出版：天津市报刊出版有限公司
地　　址：天津市河西区苏州道2号图书大厦8层
邮　　编：300202
电　　话：13163091361（同微信）
网　　址：https://www.tjsbkcb.com/
印刷单位：天津中图印刷科技有限公司
发行范围：公开发行
发行单位：天津市报刊出版有限公司
投稿邮箱：huabeijinrong@sina.com
定　　价：16.00元

中国知网 https://www.cnki.net