数字普惠金融对农民农村共同富裕的影响*

——区域消费水平和消费升级的中介作用

孔凡斌[1,2]，陈　成[1]，翟　郡[1]，徐彩瑶[2]

（1. 南京林业大学数字林业与绿色发展研究院/经济管理学院，南京　210037；

2. 浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院/经济管理学院，杭州　311300）

摘　要：共同富裕是中国式现代化的本质要求之一，而实现农民农村共同富裕是这一目标的关键。以京杭大运河江苏段为研究区域，选取2017—2021年北大数字普惠金融指数及相关统计数据，运用固定效应模型和中介效应模型，实证分析数字普惠金融对农民农村共同富裕的影响及消费水平和消费升级的中介作用。研究表明，数字普惠金融显著提高了农村居民收入水平，缩小了区域内收入差距，但因“数字鸿沟”的存在，扩大了苏南与苏北间的收入差距。在欠发达的苏北地区，数字普惠金融对收入增长和共同富裕的促进作用更为显著；而在发达的苏南地区，其边际效应较弱。区域消费水平和消费升级是数字普惠金融促进共同富裕的重要路径，通过提高农民收入和优化收入结构发挥作用。因此，优化农村金融环境，推动数字普惠金融覆盖广度和使用深度的提升；加强苏南与苏北的基础设施协同发展，缩小“数字鸿沟”和“教育鸿沟”；提升农民数字金融素养与使用能力，激励其参与数字金融服务。旨在为促进区域协调发展和共同富裕提供政策参考和实践启示。

关键词：数字普惠金融；农民农村；共同富裕；中介效应模型

中图分类号：F323.9　　**文献标志码**：A　　**文章编号**：1674-9189(2024)06-0168-14

一、引言与文献综述

共同富裕是中国式现代化的本质要求之一。习近平总书记在党的二十大报告中指出，“促进共同富裕，最艰巨最繁重的任务仍然在农村”。2022年初，国务院发布《“十四五”推进农业农村现代化规划》，提出要将促进农民农村共同富裕作为重要战略导向。提高农村地区的收入水平，让广大农民共享发展成果，是推动共同富裕本质性进展的关键所在(陈锡文，2022)。2020年中国脱贫攻坚战取得全面胜利，彻底消除了绝对贫困。在后脱贫时代，中国的贫困治理重点转向相对贫困，相对贫困不仅体现在城乡收入差距上，还体现在同一区域农村内部和不同区域农村之间的收入差距上。国家统计局公布的农村居民五等份收入分组数据显示，2023年农村低收入组家庭人均可支配收入仅为5 264元，中等收入组家庭人均可支配收入为18 479元，而高收入组家庭人均可支配收入为50 136元①，过大的收入差距阻碍了共同富裕的实现。数字普惠金融作为传统金融和数字技术相结合的新金融模式，能够将金融服务拓展到欠发达的乡村地区，对助力乡村脱贫、提高农民收入和促进农民农村共同富裕起到关键作用(李杏等，

*项目来源：国家社会科学基金重大项目(23ZDA105)。

作者简介：孔凡斌，男，博士，教授，博士生导师，研究方向：农林经济、生态经济、资源环境经济、数字经济。

通信作者：翟郡，女，博士，讲师，硕士生导师，研究方向：林业经济、生态经济、数字经济。

① 数据来源于国家统计局：https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01

2022）。2023年，国家发展和改革委员会发布《数字经济促进共同富裕实施方案》，提出要深化乡村数字普惠服务，大力发展农村数字普惠金融，让农民共享数字时代发展红利，助力农民农村实现共同富裕。

数字普惠金融能够显著缩小城乡收入差距（王修华等，2020；方霞等，2023），但在不同区域的收敛效果上差异显著，且对城乡收入差距的收敛还存在数字门槛效应的制约（李牧辰等，2023）。由于不同群体对数字技术的可得性和应用性存在差异，数字金融鸿沟和群体差异依旧存在（方霞等，2023；周立等，2022），这限制了数字普惠金融在缩小地区内城乡收入不平等方面的作用（龚斌磊等，2023）。近年来，关于数字普惠金融如何影响农户收入差距及共同富裕的机制研究逐渐受到关注。有研究指出，数字普惠金融能够有效促进农户的共同富裕（李杏等，2022；王修华等，2020），其影响是非线性的，其中数字基础设施发挥了正向调节作用（钱水土等，2024），且该影响存在“马太效应”，即数字普惠金融对贫困农户的收入增长作用不显著，而对非贫困农户收入增长则具有显著促进作用（王修华等，2020）。与此同时，也有研究持不同观点，认为数字普惠金融对弱势群体表现出更显著的减贫增收作用，对低收入群体的收入增长作用尤为突出（丁杰等，2024；黄倩等，2019）。尽管现有研究较多探讨了数字普惠金融与区域城乡收入和农户收入差距的关系，但鲜有研究从区域内与区域间农村居民收入差距的视角，系统分析数字普惠金融对农民农村共同富裕的影响及其作用机制，也尚未验证数字普惠金融对同一区域内与不同区域间农村收入差距影响的一致性问题。

在路径机制方面，从微观视角来看，数字普惠金融可通过缓解家庭流动性约束（周广肃等，2023）、提高财产性收入（方霞等，2023）以及促进农村家庭本地就业（周亚虹等，2024）等途径助力共同富裕。从宏观视角来看，数字普惠金融可通过提升创业活跃度（张金林等，2022）、推动经济增长（刘心怡等，2022）和加快产业结构升级（孙学涛，2023）等方式促进共同富裕。此外，农业现代化、农村宜居宜业、创新创业活力、电商发展、非农就业创业、农业创业以及优化种植结构等因素也是数字普惠金融助力农民农村共同富裕的重要渠道（张斯琪等，2023；李琳，2024；方师乐等，2024）。综上，现有研究对数字普惠金融促进共同富裕的路径机制探索较多，涵盖了从微观个体行为到宏观经济环境以及区域产业结构的多个视角。然而，区域消费水平和居民消费升级水平作为直接反映区域经济增长与群体收入水平变化的关键指标（易行健等，2018），对区域居民收入水平及收入差距的变化也具有重要影响（周立等，2022）。由此可见，数字普惠金融可能通过推动经济增长，进而提升区域消费水平和消费升级，对农民农村共同富裕产生深远影响。然而，现有研究尚未将区域消费水平和农村居民消费升级纳入分析框架，未深入探讨二者在数字普惠金融影响农民农村共同富裕中的中介作用及其机制，也未据此提出相关政策建议。因此，未来研究亟需补充这一视角，为加快数字普惠金融以促进农民农村共同富裕提供更全面的理论依据和实践指导。

京杭大运河是世界上里程最长、工程规模最大的古代运河，至今仍在灌溉、交通和泄洪等方面发挥重要作用。其中，京杭大运河江苏段约占总长的五分之二，通航总里程占全线的78%，货运量占全线的80%，堪称京杭大运河经济发展的核心地带。京杭大运河江苏段不仅为沿岸农业生产提供了灌溉保障，还为农产品流通提供了运输保障。同时，其多样化的“农旅结合”经济发展模式成为农民增收的重要渠道。大运河江苏段的数字普惠金融发展水平位居江苏省前列，在长三角地区乃至全国均具有明显优势。数字普惠金融的快速发展激发了农业经济活力，拓宽了农民增收渠道，为推动农民农村共同富裕注入了强劲动力。依据中共中央办公厅、国务院办公厅于2021年印发的《大运河国家文化公园建设保护规划》，“十四五”期间大运河江苏段的乡村振兴与共同富裕迎来了前所未有的发展机遇。如今，这一区域成为江苏省乃至整个京杭大运河沿线实现农民农村共同富裕的重要样板。深入研究和探索通过数字普惠金融进一步促进大运河江苏段农民农村共同富裕的理论机制和创新发展路径，具有全国范围内的示范意义。

综上，现有研究对这一问题的相关方面进行了较为深入的探讨，大多肯定了数字普惠金融对共同富裕的促进作用和积极影响，但在理论分析和实证研究中，多数研究仅关注数字普惠金融对减贫增收或收入差距的单一影响，缺乏对两者综合作用的考量。此外，在路径机制的研究上，现有研究更侧重于区域间收入与缩小农村收入差距中的重要作用。基于此，本文将数字普惠金融、消费以及农民农村共同富裕纳入同一分析框架，深入探究数字普惠金融影响农民农村共同富裕的内在机理，明确消费因素在这一过程中的作用机制。本研究的可能边际贡献如下：一是拓展了研究对象：区别于以往主要关注城乡收入差距的研究，本文聚焦农村居民，并进一步细分为区域内与区域间农民群体，丰富了研究对象的层次。二是扩展了研究视角：基于共同富裕需兼顾“共同”与“富裕”两个维度，同时分析收入增长与收入差距变化，避免了因收入差距缩小导致“共同贫穷”的问题。三是更新了机制变量：从消费视角切入，探讨数字普惠金融的三个子维度对农民农村共同富裕的作用机制。四是创新样本选择：以大运河国家文化公园“十四五”时期共同富裕目标为背景，选取大运河江苏段县域单元样本，开展关于区域农民农村共同富裕促进机制的实证研究，填补了研究空白。

二、理论分析与研究假说

（一）数字普惠金融对农民农村共同富裕的影响

数字普惠金融依托物联网与区块链技术的进步，显著降低了线上金融服务的门槛，拓宽了金融服务的形式（Lv et al., 2022）。数字普惠金融的服务范围渗透到居民生活的各个层面，其核心理念与共同富裕的目标高度契合。其中，“普”体现了金融服务的共同性与包容性，数字技术和通信技术的强大渗透性使得数字普惠金融能够突破传统金融体系服务范围有限、门槛较高的局限，将金融服务延伸至欠发达的农村地区，确保农民与城市居民均能享受到高质量的金融服务。“惠”则表明数字普惠金融能够为农民带来“数字红利”，通过移动金融服务和大数据技术解决信息不对称问题，使农民融入正规金融体系，获得信贷资金以发展生产、增加收入，从而提升经济福祉。现有研究表明，数字普惠金融在提高农村居民整体收入水平方面的效果明显优于城市居民（张勋等，2019）。这说明，数字普惠金融能够有效促进农民增收，并缓解农村地区的多维贫困（段志民等，2024）。因此，数字普惠金融不仅将金融服务的红利延伸至传统金融难以覆盖的农村地区，为农民改善生产和生活条件提供支持，还通过提升农民收入水平和改善收入平等关系，助力农村地区实现共同富裕。

作为数字经济的重要组成部分，数字普惠金融兼具“数字红利”与“数字鸿沟”两种对立效应，其对社会群体收入差距的影响取决于这两种效应相互作用的信息不对称理论结果。在同一区域内，数字普惠金融更倾向于为弱势农民带来“雪中送炭”的效应。根据信息经济学的信息不对称理论，与较高收入农户相比，低收入农户面临更严重的信息不对称问题，信息获取渠道的局限性严重制约了其收入增长潜力。然而，随着数字普惠金融体系的发展，弱势农户可以获取更多的信息资源，逐步缩小与高收入农户的信息差距，从而获得更大的信息收益。但数字普惠金融对农户收入增长的实际效果还受到个体数字金融能力及区域数字基础设施建设水平的制约。同一区域内，农户通常共享相似的生活条件、教育资源和数字基础设施，因此其数字金融技能的差异相对较小。在此背景下，数字普惠金融服务的包容性能够更显著地促进弱势农户收入增长，进而缓解区域内收入不平等现象。由此，提出假说1。

H1：数字普惠金融可以促进农民农村共同富裕。

（二）数字普惠金融促进农民农村共同富裕效果的区域异质性和两极分化性

数字普惠金融依托互联网和大数据技术，以信息技术为媒介，具有高度渗透性，突破了传统金融在时间和地域上限制。因此，其作用效果在很大程度上取决于使用者的金融素养、数字技术可得性以

及数字金融禀赋水平（王修华等，2020）。金融素养被用来衡量居民运用金融知识和金融技能的能力，金融素养越高的农民越能够优化投资决策（Sevim et al., 2012），提升发展性消费（Jappelli et al., 2013），进而提高可支配收入，优化消费结构，最终提升富裕水平。然而，与发达地区农民相比，欠发达地区农民的金融素养相对较低，在数字技术的获取与应用、金融知识储备与家庭抗风险能力方面存在明显差异。此外，欠发达地区农村数字基础设施建设相对滞后，导致数字金融可获得性和数字金融红利在发达地区与欠发达地区之间存在明显差异。数字金融通过直接对接借贷双方、精准用户画像及定制个性化服务等方式拓宽了农村信贷渠道（王小华等，2022），这些容易导致欠发达地区出现信贷排斥现象，即资产较少或收入低的农民会被大数据筛选排斥在数字金融体系之外（周月书等，2024），导致其金融需求难以得到满足，陷入更加贫困的恶性循环。此外，由于受到“数字鸿沟”（基础设施建设不完善）、“生态鸿沟”（经济环境与要素配置不均）和“教育鸿沟”（居民教育水平）限制，导致数字普惠金融发展水平及其效果呈现出“乡乡分化”及“富者越富、穷者越穷”的两极分化局面（星焱，2021）。因此，数字普惠金融不但对不同地区的经济包容性增长和农民收入增长带来不同程度的影响（傅利福等，2021），而且能够更加显著促进发达地区农民的收入水平。据此，数字普惠金融的“马太效应”会抑制农民农村共同富裕的实现（张金林等，2022）。由此，提出假说2a、2b。

H2a：数字普惠金融对农民农村共同富裕的促进作用存在区域异质性。

H2b：数字普惠金融对农民农村共同富裕的促进作用存在“马太效应”。

（三）区域消费水平提升和消费升级在数字普惠金融促进农民农村共同富裕中的作用

数字普惠金融显著提升了支付系统的便捷性，消除消费者在时间和空间上的限制，增强了消费者的购买意愿并促进了消费增长（易行健等，2018）。在农村地区，这一促进效应尤为显著。数字普惠金融通过降低交易成本和提高金融服务可得性，为农村地区带来前所未有的发展机遇，一方面，它拓宽了农民的收入来源渠道；另一方面，它通过提升农村居民的金融素养，间接推动了经济活动的多样化和发展。消费增长不仅有助于推动区域经济发展，还为地方政府创造了更多税收收入。政府通过税收和财政支出调节国民收入，直接影响居民的收入结构（刘伟等，2017；潘文轩等，2018），有助于提高低收入农民的收入水平，扩大中等收入群体比例，从而实现均衡的收入分配。此外，政府通过转移支付和社会保障等再分配手段缩小农民收入差距，进一步提升区域内农民共同富裕程度。马克思主义政治经济学认为，消费需求的增长将促进生产活动的扩张，进而刺激生产者扩大生产规模。这一过程将带来更多的就业、投资以及创业机会。特别是在就业、投资和创业市场尚不成熟的农村地区，这种刺激作用尤为明显。农民通过参与就业、投资或创业活动增加收入，从而提升整体区域的富裕水平。

从消费升级的角度看，多样化的消费需求促使生产者调整生产结构并优化市场资源配置，从而推动投资和产业结构的变革，实现产业向更高层次演进。高质量产业的发展不仅可以提供更多高薪优质的工作岗位，还可以吸引因务农收入低而寻求改变的农村劳动力。这种高质量就业显著改善低收入农民的经济状况，进而直接促进区域内农民整体收入水平的均衡，弥合区域内农民收入差距。随着农民在教育、文化和娱乐等领域的消费增加，其教育文化水平亦随之提升。这不仅增强了农民的数字素养和文化素养，还缩小了“数字鸿沟”和“教育鸿沟”。在此背景下，数字普惠金融进一步提高了农民的收入水平。相对收入假说认为，收入增长会促进消费，且由于”棘轮效应“与”示范效应“的存在，被提高的消费水平会长期保持，从而形成消费与收入相互促进的正向反馈机制，最终形成良性循环。由此可见，数字普惠金融不仅能提升区域内消费水平，促进居民消费升级，还能推动生产者调整生产结构，扩大生产规模，为农民提供更多增收机会，从而促进农村地区实现共同富裕的目标。由此，提出假说3。

H3：数字普惠金融通过提升区域消费水平和促进消费升级影响农民农村共同富裕。

三、研究区概况、数据来源及研究方法

（一）研究区概况

京杭大运河连接长江、淮河两大水系，贯通浙江、江苏、山东、河北四省及天津、北京两市，是中国物资流通的重要通道，也是区域经济发展的引擎，为区域和国家经济繁荣贡献巨大。京杭大运河江苏段全长790公里，是大运河流经里程最长的地区，该段由北向南贯穿徐州、宿迁、淮安、扬州、镇江、常州、无锡和苏州8个地级市[②]。江苏段数字普惠金融指数较高。截至2021年，江苏省数字普惠金融指数为315.76，位列全国第四，仅次于上海、北京和浙江。大运河江苏段数字普惠金融指数均值为316.35，高于全省平均水平。此外，江苏省农村经济发展水平在全国较高，农村居民人均可支配收入达26 791元，在全国省级农村居民人均可支配收入排行中位列第五。京杭大运河江苏段农民农村富裕状况整体较好，仅徐州（23 694元）、淮安（21 884元）和宿迁（21 577元）收入低于全省平均水平。以共同度衡量，整个京杭大运河区域间农民可支配收入的最大差距达20 114元，江苏段达19 910元。以区域内差距衡量，江苏省广陵区农民人均可支配收入与扬州市平均水平差距达9 300元，而泗阳县农民人均可支配收入与宿迁市差距仅为14.29元。这表明京杭大运河江苏段农村居民收入分布存在明显的空间异质性特征[③]。

（二）数据来源和变量说明

本文数据来源于2017—2021年《江苏省统计年鉴》、各市统计年鉴、各县区年度统计公报及中经网数据库。核心解释变量数据取自北京大学数字金融中心与蚂蚁科技集团联合编制的数字普惠金融指数，缺失数据用插值法补充。为确保被解释变量的客观性与准确性，对于缺失的被解释变量，用所在市当年农村居民可支配收入增长率折算。为尽量构建平衡面板并保证数据完整性，其余缺失变量用线性插值法补充；变量未在县域公布的，用市域（或市辖区整体）数据代替。核心解释变量取对数，控制变量为比值，各乘100后取对数。在计算收入差距之后，会出现极端值，为确保数据稳定性，避免异方差与极端值的影响，参考周广肃等（2023）做法，在模型（2）检验中对解释变量和被解释变量进行上下1%的缩尾处理。各变量的描述性统计见表1。结果表明，在统计区间内，大运河江苏段农村居民人均可支配收入水平和数字普惠金融指数标准差较小，表明数据较为平稳。同一区域内农村居民人均可支配收入差距较小，而不同区域间差距较大，且标准差较大，表明不同区域间收入水平波动较大。这也表明深入探究数字普惠金融与大运河江苏段农民农村共同富裕之间的逻辑关联及其作用机制具有重要的现实意义。

解释变量为数字普惠金融指数。参考王修华等（2020）研究，采用北京大学数字普惠金融指数衡量大运河江苏段数字普惠金融水平。

被解释变量为农民农村共同富裕。参考王修华等（2023）和刘心怡等（2022）研究，从共同度和富裕度两个维度衡量农民农村共同富裕。从收入视角出发，选取农村居民人均可支配收入极化程度衡量共同度，分为共同程度1和共同程度2，即区域内收入差距*GAP*1（区县农村居民人均可支配收入与其所在市农村居民人均可支配收入的绝对差值）和区域间入差距*GAP*2（区县农村居民人均可支配收入与苏南（北）农村居民人均可支配收入的绝对差值，即若该县位于苏北地区，就与苏南地区农村居民人均可支

② 结合数据可得性选取：丹徒区、丹阳市、吴江区、天宁区、宝应县、宿城区、宿豫区、广陵区、惠山区、新北区、新沂市、武进区、江都区、沛县、泗洪县、泗阳县、洪泽区、淮安区、淮阴区、滨湖区、贾汪区、邗江区、邳州市、金坛区、钟楼区、铜山区、锡山区、高邮市。

③ 数字普惠金融指数来源于北京大学数字普惠金融指数，江苏省农村居民人均可支配收入数据来源于江苏省统计年鉴，各县市农村居民人均可支配收入数据来源于各县市统计年鉴和统计公告。

配收入作差，反之亦然）来衡量，极化程度越高，表明农村居民人均可支配收入差距越大。参考林嵩等（2023）做法，选取农村居民可支配收入衡量富裕度。

机制变量为区域消费水平与居民消费升级水平。借鉴刘娜等（2023）、王奕霏等（2023）的研究思路，结合数据可获得性条件，选取可以准确度量区域消费水平与居民消费升级的变量作为数字普惠金融促进农民农村共同富裕的中介变量，社会消费品零售总额可以反映该区域内的居民消费能力及消费规模，因此区域整体消费水平用区域社会消费品零售总额表示。根据马斯洛需求层次理论，居民在满足基本生存性消费后，会更多追求享受型消费。据此，采用农村居民人均消费性支出中的教育、文化和娱乐支出衡量消费水平升级。

为避免遗漏变量的影响，参考林嵩等（2023）的做法，选取以下5个控制变量。以一般公共预算收入与地区生产总值（GDP）的比值衡量区域政府规模，记为*GOV*；以第二产业增加值与第三产业增加值的比值衡量区域产业结构，记为*STU*；以进出口贸易额与地区生产总值的比值衡量地区开放水平，记为*OPEN*；以农林水支出占一般公共财政支出的比例衡量地方财政支农程度，记为*FSA*；以金融机构年末人民币各项贷款余额与地区生产总值的比例衡量传统金融，记为*TRF*。各变量名称、符号以及含义详见表2。

表1　描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
富裕程度	140	10.09	0.27	9.59	10.62	区域整体消费水平	140	14.74	0.54	13.26	15.99
数字普惠金融指数	140	4.74	0.10	4.48	4.92	居民非生存性消费	140	7.00	0.39	6.08	7.79
政府规模	140	1.82	0.28	1.10	2.47	覆盖广度	140	4.61	0.06	4.52	4.76
产业结构	140	4.51	0.33	3.53	5.14	使用深度	140	4.96	0.17	4.52	5.21
地区开放水平	140	2.59	0.79	1.03	4.40	数字化水平	140	4.67	0.18	4.11	4.91
财政支农程度	140	2.26	0.87	0.76	6.07	共同程度1	140	0.13	0.16	0.00	0.87
传统金融	140	4.30	0.38	2.90	4.83	共同程度2	140	1.09	0.52	0.13	2.66

表2　变量名称、符号、含义

变量名称	变量符号	变量含义
富裕程度	*INCOME*	农村居民人均可支配收入
共同程度1	*GAP1*	区域内收入差距
共同程度2	*GAP2*	区域间收入差距
数字普惠金融指数	*DIF*	北大数字普惠金融指数
覆盖广度	*COVER*	子维度
使用深度	*USAGE*	子维度
数字化水平	*LEVEL*	子维度
政府规模	*GOV*	一般公共预算收入/GDP
产业结构	*STU*	第二产业增加值/第三产业增加值
地区开放水平	*OPEN*	进出口贸易额/GDP
财政支农程度	*FSA*	农林水支出/一般公共财政支出
传统金融	*TRF*	金融机构年末人民币各项贷款余额/区域GDP
区域整体消费水平	*CONS*	社会消费品零售总额
居民非生存性消费	*SPEN*	农村居民人均消费性支出-教育文化娱乐

（三）研究设计和模型构建

现有研究多将共同富裕的基本含义分解为“富裕”和“共同”双重内涵（张金林等，2022）。因此，本文以农村居民人均可支配收入衡量富裕度，以区域内及区域间农村居民人均可支配收入差距衡量共同度。基于此，分别构建基准回归模型和中介效应机制检验。

1. 基准回归模型

本文在基准回归中采用双向固定效应模型，公式表达如下：

$$INCOME_{i,t}=\beta_0+\beta_1 DIF_{i,t-1}+\sum_{j=1}^{n}\gamma_j control_{i,t}^{j}+\theta_k+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$GAP_{i,t}=\beta_0+\beta_1 DIF_{i,t-1}+\sum_{j=1}^{n}\gamma_j control_{i,t}^{j}+\theta_k+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，公式（1）用来分析富裕度，公式（2）用来分析共同度，i表示第i个县级单位，t表示第t年，j表示控制变量的个数，$INCOME_{i,t}$表示农村居民人均可支配收入，$GAP_{i,t}$表示农村居民收入差距，$DIF_{i,t}$表示该县域的数字普惠金融指数，$control_{i,t}$表示控制变量，θ_k和μ_t分别表示个体和年份的固定效应，$\varepsilon_{i,t}$表示误差项。为缓解内生性问题，本文将核心解释变量滞后一期处理。

2. 中介效应机制检验模型

为探究区域消费水平和农村居民消费升级在数字普惠金融促进农民农村共同富裕中的作用，借鉴江艇（2022）研究，构建中介效应检验模型如下：

$$Median_{i,t}=\partial_0+\partial_1 DIF_{i,t-1}+\sum_{j=1}^{n}\gamma_j control_{i,t}^{j}+\theta_k+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中$Median_{i,t}$表示中介变量，设定为区域消费水平与农村居民消费升级，以区域社会消费品零售总额与农村居民人均消费性支出—教育文化娱乐来表示，其余变量与上文相同。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

为验证数字普惠金融能否提高京杭大运河江苏段农民农村共同富裕水平，本文使用STATA软件进行因果关系检验，结果见表3。表3的第（1）列与第（3）列仅控制了个体效应未控制时间效应，在未控制时间层面不随个体变化的特征情况下，数字普惠金融的系数为正，且在1%水平上显著。第（2）列与第（4）列同时控制了个体和时间效应，剔除不随时间变化的变量影响，避免了时间趋势的干扰，使得模型更加有解释力度。结果显示，数字普惠金融的系数依然为正，且在1%水平上显著。此外，第（4）列系数较第（2）列相比有所减少，但显著性特征不变，表明控制变量的加入降低了数字普惠金融对农民农村富裕程度的影响。因此，数字普惠金融显著提高了农村居民人均可支配收入，即表明数字普惠金融提高了农民农村富裕程度。由此，假说1初步得证。第（5）列数字普惠金融的估计系数为负，且在5%水平上显著，表明数字普惠金融显著缩小了区域内农村居民人均可支配收入差距。可能原因是同一区域内的不同农村居民群体所依赖的数字基础设施与金融素养相近，数字普惠金融带来的“数字红利”的边际效应大于“数字鸿沟”带来的抑制效应，从而缩小了收入差距。因此，数字普惠金融对大运河江苏段区域内农村农民的共同程度具有显著促进作用，进一步验证假说1。第（6）列结果表明，数字普惠金融的估计系数符号为正，且在5%水平上显著，这表明数字普惠金融会扩大苏南与苏北地区间的农民人均可支配收入差距，又表明数字普惠金融在区域间的“马太效应”大于其普惠性，区域间农民农村共同富裕水平受到抑制。可能原因是苏南地区农村的数字基础设施完善、数字终端覆盖率和信息服务质量更高，且经济发展水平较高，金融环境更加良好。与苏南地区相比，苏北地区的农村金融基础设

施相对落后，信息孤岛效应凸显，农民人均可支配收入较低，家庭财富规模较小易受到“金融排斥”，由于信息不对称、道德风险和逆向选择问题，金融机构不愿向未纳入征信系统的苏北农民提供金融服务，如信贷支持。这些限制了数字普惠金融的普惠作用，进而产生“马太效应”。由此，假说2b得证。

表3　数字普惠金融对农民农村共同富裕的回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农村居民人均可支配收入				区域内差距	区域间差距
DIF	1.254***	0.139***	1.108***	0.104***	−0.535**	1.648**
	(51.71)	(3.85)	(14.23)	(3.39)	(−2.17)	(2.55)
GOV			−0.041	−0.015**	0.009	0.063
			(−0.87)	(−2.60)	(0.25)	(1.14)
STU			−0.013	−0.013***	0.022	−0.182***
			(−0.32)	(−3.45)	(1.68)	(−2.94)
OPEN			0.009	0.008***	0.004	0.015
			(0.30)	(2.96)	(0.29)	(0.44)
FSA			−0.023	−0.002	0.007	−0.031
			(−1.11)	(−0.79)	(1.48)	(−1.28)
TRF			0.152*	−0.007	0.003	−0.144**
			(1.82)	(−1.03)	(0.11)	(−2.22)
Constant	4.150***	9.437***	4.351***	9.702***	2.510**	−5.364
	(36.10)	(55.25)	(12.67)	(61.89)	(2.17)	(−1.67)
Observations	140	140	140	140	140	140
R^2	0.840	0.111	0.855	0.371	0.160	0.335
个体固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	否	是	否	是	是	是

注：***、**和 *分别表示在1%、5%和10%水平下显著，括号内的数字为聚类稳健标准误调整的t值。下同。

（二）区域异质性分析

为探究数字普惠金融对农民农村共同富裕影响的区域异质性，将研究样本分为苏南和苏北两个地区，分别进行分样本回归分析，结果见表4。其中，表4第(1)列和第(2)列是对共同程度的影响，第(3)和第(4)列是对富裕程度的影响。结果表明，数字普惠金融对苏北地区农民共同度具有显著的正向促进作用，且在1%水平上显著，表明苏北地区农民收入较低，数字普惠金融的边际提升效应更大，这与方霞等(2023)的研究结论相似，即数字普惠金融对低收入群体的共同富裕促进效果更为显著。对于苏南地区，虽然系数为正，但未通过统计显著性检验。可能是因为苏南地区农村经济较为发达，农民收入来源较稳定，不依赖数字普惠金融也能实现收入增长，而且数字普惠金融对苏南地区农村共同度与富裕度的边际提升效果也不显著。此外，苏南地区发达农村的传统金融服务体系完善，农民可通过传统金融渠道满足金融服务需求，导致数字普惠金融在该地区的影响不显著。说明数字普惠金融更能惠及经济相对落后地区。因此，进一步验证了假说2a。

表4结果表明，数字普惠金融对苏北地区内部农民收入差距的影响系数为负，且在5%水平上显著，而对苏南地区的影响不显著。表明数字普惠金融可以显著促进欠发达地区农民农村共同富裕，其原因可能是苏北地区数字普惠金融对深度贫困农民的边际效应更大。数字普惠金融的快速发展不仅对区域经济结构产生积极影响，还为欠发达地区农民创造了更多的非农就业机会，随着经济结构优化，农民收入结构也得到优化，从而推动了农民农村共同富裕的水平提升。这与李杏等(2022)和张勋等(2019)的研究结论相似，即数字普惠金融对农村低收入“长尾”家庭的收入提升与收入结构改善方面的效应更显著。

表4 数字普惠金融影响农民农村共同富裕效果的异质性

变量	(1) 苏北地区共同度	(2) 苏南地区共同度	(3) 苏北地区富裕度	(4) 苏南地区富裕度
DIF	−0.606**	0.133	0.146***	0.105
	(−2.56)	(0.89)	(3.27)	(1.21)
GOV	0.047	−0.035	0.001	−0.021*
	(0.69)	(−0.82)	(0.22)	(−1.98)
STU	0.030	0.039**	−0.004	−0.028***
	(1.50)	(2.63)	(−1.37)	(−3.31)
OPEN	−0.004	0.054*	0.006*	−0.005
	(−0.17)	(1.83)	(1.97)	(−0.57)
FSA	0.007	0.006	−0.004**	0.003
	(0.99)	(0.90)	(−2.39)	(0.85)
TRF	0.024	0.070	0.008	−0.018
	(0.45)	(1.14)	(1.52)	(−1.27)
Constant	2.676**	−1.150	9.231***	10.093***
	(2.46)	(−1.18)	(41.54)	(21.98)
Observations	85	55	85	55
R^2	0.263	0.430	0.394	0.434
个体固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是

注：样本划分依据来源于江苏省统计年鉴，扬州在统计年鉴中被分为苏中，为确保严谨性，在计算极化程度时采用苏中农村居民人均可支配收入计算，但异质性分析中样本太少，故将其归于苏北地区。

（三）稳健性与内生性检验

为验证结果的稳健性，采用改变控制变量（李海龙等，2023）和剔除特殊样本（李彦龙等，2022）的方法进行检验，删除了未在5%水平上显著的控制变量之后进行回归，结果系数与显著性与基准回归相同。由于苏州和无锡地区城镇化水平较高，农民数量较少且较为富裕，在样本中剔除苏州和无锡进行回归，结果的系数与显著性依旧未改变，表明了结论的稳健性。

郭峰等（2020）使用所在城市到杭州的距离作为工具变量，认为该距离与当地数字普惠金融指数密切相关且具有外生性。考虑到距离作为截面数据不会随时间变化，参考Law et al.（2018）做法，采用县域到杭州的距离与县域所在市滞后一期的数字普惠金融指数的交互项作为工具变量，实证分析中取对数。在控制了一系列与农民农村共同富裕相关的变量后，采用滞后一期的市域数字普惠金融指数与县域到杭州的距离的交互项作为工具变量，运用两阶段最小二乘法估计，结果见表5。第一阶段回归结果，表5的第（1）列表明主要变量系数在5%统计水平上显著，满足工具变量相关性要求，第一阶段联合F值大于10，表明不存在弱工具变量问题。LM 检验在1%水平上显著，表明通过不可识别检验。第二阶段回归结果，表5的第（2）、（3）和（4）列分别表示将工具变量带入富裕度对区域内差距与区域间差距的回归分析中，结果表明第二阶段系数至少通过了5%显著性检验，且系数符号与基准回归一致，即在考虑了内生性问题后，得到的结论依旧稳健。

（四）机制分析

表6显示了数字普惠金融影响农民农村共同富裕的路径机制分析结果。结果表明，数字普惠金融对区域整体消费水平和农村居民消费升级的系数均在5%水平上为正，表明数字普惠金融能够通过提升区域消费水平和促进农村居民消费升级，推动农民农村共同富裕。可能原因是数字普惠金融扩大了金融服务的覆盖面，使农民能获得优质的金融服务，同时，数字技术的发展提升了支付的便利性，促

进了区域整体消费水平的增长。而个性化的数字金融服务也增加了农民的财富管理水平，提高其消费信心，促进农民向更高层次的消费迈进。消费水平的提高会带动生产者扩大生产规模，提供就业机会，农民无论作为生产者还是劳动者均能显著提高收入。此外，农村居民消费升级使得农民在教育、文化等领域的支出增加，一定程度上提高了农民的数字金融素养和自身文化水平，而具有高金融素养的农民在数字普惠金融的助力下会受益更多。因此，消费规模扩大和消费升级是实现共同富裕的必要路径（史琳琰等，2024）。数字普惠金融通过提升区域消费水平和推动农村居民消费升级来助力实现农民农村共同富裕。由此，验证了假说3。

表5　工具变量法

变量	(1) 第一阶段DIF	(2) 第二阶段富裕度	(3) 第二阶段区域内差距	(4) 第二阶段区域间差距
IV	0.896**			
	(4.46)			
DIF		0.140**	−1.031**	3.547***
		(2.12)	(−2.37)	(4.20)
Constant	−5.160	9.384***	4.848**	−14.820***
	(−2.31)	(30.07)	(2.40)	(−3.74)
Control	是	是	是	是
N	140	140	140	140
个体固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
First-stage *F*	20.2759			
LM statistic	20.421***			

表6　数字普惠金融影响农民农村共同富裕的路径分析结果

变量	(1) 区域消费水平	(2) 农村居民消费升级	变量	(1) 区域消费水平	(2) 农村居民消费升级
DIF	3.185**	2.407**	*TRF*	−0.307	0.332***
	(2.24)	(2.32)		(−1.54)	(5.85)
GOV	−0.032	−0.075	Constant	0.452	−6.158
	(−0.16)	(−1.08)		(0.06)	(−1.23)
STU	−0.078	0.056	Observations	140	140
	(−0.57)	(0.81)	R^2	0.240	0.315
OPEN	0.287**	0.078*	个体固定	是	是
	(2.25)	(1.98)	年份固定	是	是
FSA	0.081	−0.001			
	(1.45)	(−0.02)			

数字普惠金融可以细分为覆盖广度（COVER）、使用深度（USAGE）和数字化水平（LEVEL）三个维度。Munyegera等（2016）的研究发现，数字普惠金融的覆盖广度与使用深度显著缓解贫困，为探究何种子维度能够通过上述两种路径来促进大运河江苏段地区农民农村共同富裕，从而为更精准政策建议提供证据。本文分析了数字普惠金融不同子维度对区域消费水平的影响，结果见表7。表7的第（1）列至第（3）列表明了三个子维度对整体区域消费水平的影响。结果表明，数字普惠金融使用深度显著提

升了大运河江苏段地区消费水平，但覆盖广度和数字化水平未显示显著作用。使用深度衡量用户对数字普惠金融产品的使用量、频率及活跃度，表明数字普惠金融服务具有极强的渗透性，如移动支付凭借其安全性和便捷性，成为区域内交易结算的重要支付方式，从而促进区域整体的消费水平的提升。第(4)列至第(6)列表明了不同子维度对农村居民消费升级渠道的回归结果。结果表明，数字普惠金融覆盖广度显著影响了农村居民人均教育、文化和娱乐方面的支出，而使用深度和数字化水平则未显示显著影响。覆盖广度侧重于横向普及程度，更多地将金融服务惠及到原来被排斥于金融体系之外的低收入群体，这种包容性使得农民有了更多线上消费机会，接触到互联网上非衣食住行的消费项目，如说书、戏剧、网课和远程作业辅导等，这些都以可负担的成本呈现在农村居民面前，不仅拓宽了消费路径，还优化了农民的消费体验，实现了传统金融无法带来的消费升级效应。

表7 数字普惠金融子维度对农民农村共同富裕的影响分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	区域消费水平			农村居民消费升级		
COVER	2.012			3.990***		
	(0.98)			(4.25)		
USAGE		1.945**			0.959	
		(2.40)			(1.48)	
LEVEL			0.536			0.283
			(1.41)			(1.31)
GOV	0.000	−0.009	−0.014	−0.044	−0.057	−0.059
	(0.00)	(−0.05)	(−0.07)	(−0.62)	(−0.83)	(−0.75)
STU	−0.127	0.050	−0.141	−0.003	0.111	0.016
	(−0.95)	(0.38)	(−0.99)	(−0.04)	(1.37)	(0.22)
OPEN	0.331**	0.274**	0.309**	0.106***	0.085*	0.101**
	(2.28)	(2.29)	(2.23)	(2.92)	(1.86)	(2.31)
FSA	0.074	0.086	0.079	−0.013	0.001	−0.002
	(1.04)	(1.31)	(1.10)	(−0.35)	(0.02)	(−0.03)
TRF	−0.384*	−0.277	−0.349	0.279***	0.325***	0.291***
	(−1.71)	(−1.54)	(−1.54)	(4.53)	(4.76)	(4.88)
Constant	6.670	5.173	13.426***	−12.744***	0.218	4.203***
	(0.70)	(1.13)	(4.87)	(−3.00)	(0.06)	(3.81)
Observations	140	140	140	140	140	140
R^2	0.195	0.237	0.210	0.372	0.239	0.216
个体固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是

五、结论与政策建议

（一）结论

第一，数字普惠金融有助于整体上缩小大运河江苏段地区农村居民收入差距，表明数字普惠金融的普惠性、包容性与“数字红利”效应的禀赋优势在推动大运河江苏段区域农民农村共同富裕中的积极作用。分地区看，数字普惠金融对缩小农民收入差距及促进农民农村共同富裕的效应在经济相对欠发达的苏北地区更为显著，而在经济发达的苏南地区效应则不显著。

第二，数字普惠金融对大运河江苏段地区农村居民可支配收入水平具有显著提升作用。数字普惠金融有助于整体提高大运河江苏段地区农村居民的富裕度，助力消除普遍“贫穷”现象。分地区看，数字普惠金融提升农村居民可支配收入水平的效应在苏北地区农民中表现更显著，而在苏南地区的农民

中则不显著，再次验证了数字普惠金融对低收入群体增收效应更大（石玲玲，2022）的研究结论。

第三，数字普惠金融会拉大苏南与苏北地区间农村居民的收入差距。由于数字禀赋差异，数字普惠金融会使得两个地区农村居民获得的红利存在差距。一旦“数字鸿沟”的抑制效应大于数字普惠金融的包容性与普惠性效应时，两个地区间收入差距有可能进一步扩大，再次验证了数字普惠金融中的“马太效应”。

第四，区域消费水平与消费升级是数字普惠金融促进大运河江苏段地区农民农村共同富裕的两个有效路径。数字普惠金融通过提升两者的发展水平，依托消费与生产的传导效应，从再生产端释放出更多就业机会、融资渠道和金融产品需求，吸引农村劳动力参与，提升农民数字素养，改善农村生产条件和农民生活水平，带动农民收入增长并优化其收入结构。数字普惠金融的使用深度能显著提高大运河江苏段地区整体消费水平，而覆盖广度能显著促进大运河江苏段地区农村居民消费升级，二者都可以直接促进农民农村共同富裕。但数字普惠金融的数字化水平无法通过上述路径影响大运河江苏段地区农民农村共同富裕。

（二）政策建议

第一，鉴于数字普惠金融有助于提升大运河江苏段地区农村居民人均可支配收入。为此，要持续改善大运河江苏段地区的金融环境，促进传统金融行业的数字化转型，加速资源要素流动，突破欠发达地区的经济制约，构建数字乡村综合数据平台，提升涉农金融服务水平，推动苏南和苏北地区人力资本、信息技术等要素的自由流动。在大力推进数字乡村建设的背景下，要持续加强农村地区征信体系和共享机制建设，加快实现互联互通的全征信体系，并搭建金融机构之间信息互享的征信平台。同时，因地制宜设立适当的信贷准入门槛，以降低信用风险。

第二，鉴于数字普惠金融促进农民农村共同富裕的作用存在区域异质性和“马太效应”，应采取因地制宜、分类施策的方式。在苏北地区，数字普惠金融效果明显，应加快推动数字普惠金融高质量发展，夯实和提升农村数字基础设施建设水平，统筹苏南和苏北地区基础设施建设的协同发展，缩小地区间“数字鸿沟”，减少“马太效应”的影响。同时，“数字鸿沟”受到农民个体素养的影响，要着力缩小苏南和苏北地区的“教育鸿沟”，建立健全数字金融知识教育体系，切实提升农民金融素养水平和风险防范意识。在苏南地区，要着力改善数字普惠金融边际效应偏低的现状，不断优化数字资源投入配比，促进数字金融与当地传统金融的深度融合发展。

第三，鉴于数字普惠金融不同子维度对农民农村共同富裕的影响路径不同，应着力拓展数字普惠金融的覆盖广度与使用深度。可通过财政补贴和税收优惠措施，鼓励金融机构和科技公司进入大运河江苏段农村地区，提供贴近农民需求的金融服务，为农民提供便于使用的金融产品和移动程序，确保农民以低成本无障碍地接触到数字普惠金融产品与服务。同时，定期组织培训和宣讲活动，普及数字金融产品知识，提高农民数字金融素养。数字金融机构应不断优化产品与服务，提升农村客户的使用体验，深入了解客户偏好，精确投放服务，以此激励农民使用和宣介数字普惠金融服务。

参考文献

[1] 陈锡文. 充分发挥农村集体经济组织在共同富裕中的作用[J]. 农业经济问题, 2022(5): 4−9.

[2] 李杏, 高登云, 尹敬东. 数字金融是否改善了居民收入结构: 基于“长尾”理论的视角[J]. 江苏社会科学, 2022(6): 118−127+243.

[3] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应: 贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020(7): 114−133.

[4] 李牧辰, 封思贤. 数字普惠金融、数字门槛与城乡收入差距[J]. 管理评论, 2023, 35(6): 57−71.

[5] 方霞, 谭龙昕, 陈思宇, 等. 数字金融、财产性收入与共同富裕: 基于地区和家庭层面的分析[J]. 会计与经济研究, 2023, 37(4): 112−133.

[6] 周立, 陈彦羽. 数字普惠金融与城乡居民收支差距: 理论机制、经验证据及政策选择[J]. 世界经济研究, 2022(5): 117−134+137.

[7] 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.

[8] 周广肃, 丁相元. 数字金融、流动性约束与共同富裕: 基于代际流动视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 160-179.

[9] 周亚虹, 邱子迅, 姜帅帅, 等. 数字经济发展与农村共同富裕: 电子商务与数字金融协同视角[J]. 经济研究, 2024, 59(7): 54-71.

[10] 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(7): 4-17+123.

[11] 刘心怡, 黄颖, 黄思睿, 等. 数字普惠金融与共同富裕: 理论机制与经验事实[J]. 金融经济学研究, 2022, 37(1): 135-149.

[12] 孙学涛. 共同富裕背景下县域如何分享数字金融的红利[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023, 43(7): 3-20. DOI: 10.19559/j.cnki.12-1387.2023.07.002.

[13] 张斯琪, 田静, 张启文. 数字普惠金融能否有效促进农村农民共同富裕?[J]. 农业经济与管理, 2023(2): 110-122.

[14] 李琳. 数字金融对农民农村共同富裕的影响: 基于创新创业活力的中介效应[J]. 统计与决策, 2024, 40(7): 144-149.

[15] 方师乐, 韩诗卉, 徐欣南. 电商发展与农村共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(2): 89-108.

[16] 易行健, 周利. 数字普惠金融是否显著影响了居民消费: 来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.

[17] 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(8): 71-86.

[18] 段志民, 袁芳杰. 数字金融发展减缓农村多维相对贫困的实证研究[J]. 管理学刊, 2024, 37(1): 120-140.

[19] 王小华, 马小珂, 何茜. 数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗?[J]. 中国农村经济, 2022(11): 21-39.

[20] 周月书, 王君妍. 数字金融如何改善中国城乡二元金融结构: 基于家庭正规信贷配给视角[J]. 经济评论, 2024(1): 72-89.

[21] 星焱. 农村数字普惠金融的"红利"与"鸿沟"[J]. 经济学家, 2021(2): 102-111.

[22] 傅利福, 厉佳妮, 方霞, 等. 数字普惠金融促进包容性增长的机理及有效性检验[J]. 统计研究, 2021, 38(10): 62-75.

[23] 刘伟, 蔡志洲. 完善国民收入分配结构与深化供给侧结构性改革[J]. 经济研究, 2017, 52(8): 4-16.

[24] 潘文轩. 税收如何影响了中国的国民收入分配格局: 基于资金流量表的实证研究[J]. 财政研究, 2018(11): 84-95.

[25] 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.

[26] 王修华, 赵亚雄. 县域银行业竞争与农户共同富裕: 绝对收入和相对收入的双重视角[J]. 经济研究, 2023, 58(9): 98-115.

[27] 林嵩, 谷承应, 斯晓夫, 等. 县域创业活动、农民增收与共同富裕: 基于中国县级数据的实证研究[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 40-58.

[28] 刘娜, 肖文琛. 城市数字经济对共同富裕的影响机制及作用效果[J]. 统计与决策, 2023, 39(19): 10-16.

[29] 王奕霏, 庞晓鹏, 王海南. 数字化支付促进了农村居民消费升级吗？——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(5): 31-41.

[30] 周广肃, 丁相元. 数字金融、流动性约束与共同富裕: 基于代际流动视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 160-179.

[31] 陈海龙, 李阳. 数字经济发展对创业活跃度的空间溢出效应研究[J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(5): 41-52.

[32] 李彦龙, 沈艳. 数字普惠金融与区域经济不平衡[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(5): 1805-1828.

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

[34] 史琳琰, 张彩云, 胡怀国. 消费视域下高质量发展与共同富裕协同的历史经验、机制与路径研究[J/OL]. 当代经济管理, 1-13[2024-09-26].

[35] 石玲玲, 余秀江, 杨威, 等. 数字普惠金融的增收效应与作用机制: 基于中国市级面板数据的实证分析[J]. 金融经济学研究, 2022, 37(2): 93-104.

[36] Jappelli, Tullio, Mario Padula. Investment in financial literacy and saving decisions[J]. Journal of Banking and Finance, 2013, 37(8): 2779-2792.

[37] Law S H, Kutan A M, Naseem N A M. The role of institutions in finance curse: Evidence from international data[J]. Journal of Comparative Economics, 2018, 46(1): 174-191.

[38] Lv C, Song J, Lee C C. Can digital finance narrow the regional disparities in the quality of economic growth? Evidence from China[J]. Economic Analysis and Policy, 2022, 76: 502-521.

[39] Munyegera G K, Matsumoto T. Mobile money, remittances, and household welfare: Panel evidence from rural Uganda[J]. World Develop-

ment, 2016, 79: 127-137.

[40] Sevim N, Temizel F, Sayılır Ö. The effects of financial literacy on the borrowing behaviour of Turkish financial consumers[J]. International Journal of Consumer Studies, 2012, 36(5): 573-579.

（责任编辑：裴雪昆）

Impact of Digital Inclusive Finance on Farmers' Common Prosperity in Rural Areas ——Mediating Role of Regional Consumption Level and Consumption Upgrading

KONG Fanbin[1,2], CHEN Cheng[1], ZHAI Jun[1], XU Caiyao[2]

(1. Institute of Digital Forestry & Green Development/College of Economics and Management, Nanjing Forestry University, Nanjing 210037, China; 2. Research Academy for Rural Revitalization of Zhejiang Province/ College of Economics and Management, Zhejiang A&F University, Hangzhou 311300, China)

Abstract: Common prosperity is one of the essential requirements of Chinese path to modernization, and common prosperity of farmers and rural areas is the key to achieve common prosperity in China. Taking the Jiangsu section of the Beijing Hangzhou Grand Canal as the object, based on the 2017-2021 Peking University Digital Inclusive Finance Index data and relevant statistical data from Jiangsu Province, using fixed effect models and intermediary effect models, the impact of the development of digital inclusive finance on the common prosperity of farmers and rural areas in the Grand Canal area, as well as the mediating effect model of regional consumption level and rural farmers' consumption upgrading were empirically studied. Research had found that the development of digital inclusive finance could increase the income of rural farmers in the Jiangsu section of the Beijing Hangzhou Grand Canal, significantly narrowing the income gap among rural farmers in the region, but increasing the income gap between economically developed and underdeveloped regions, because of "digital divide". The impact of digital inclusive finance development in northern Jiangsu was significant, while the impact in southern Jiangsu was not significant. The mechanism test results indicated that the development of digital inclusive finance could affect the common prosperity of farmers and rural areas in the Grand Canal region through two paths: improving the overall consumption level of the region and promoting the upgrading of rural residents' consumption. Therefore, optimizing the rural financial environment to enhance the breadth and depth of digital inclusive finance; strengthening coordinated infrastructure development between Southern Jiangsu and Northern Jiangsu to narrow the "digital divide" and the "education gap"; improving farmers´ digital financial literacy and usage capabilities, and encouraging their participation in digital financial services, in order to provide policy references and practical insights for promoting regional coordinated development and shared prosperity.

Key words: digital inclusive finance; rural farmers; common prosperity; mediating effect model