

通往共同富裕： 数字普惠金融的多维减贫效应*

沈洋¹ 犹雨寒² 周鹏飞²

(1.华侨大学数量经济研究院, 福建 厦门 361021;

2.重庆师范大学经济与管理学院, 重庆 401331)

[摘要] 普惠金融和共同富裕在最终目标和关注对象上是高度一致的, 数字普惠金融能有效解决普惠金融的瓶颈难题, 能为扎实推进共同富裕提供内生动力。本文系统梳理了数字普惠金融对于多维减贫的理论逻辑, 从学理层面阐释数字普惠金融何以减缓多维贫困; 基于2011-2018年中国30个省份的面板数据, 综合运用固定效应模型、工具变量法以及中介效应等数理统计模型对数字普惠金融的多维减贫效应进行了检验, 从因果推断的角度验证了数字普惠金融究竟能否减缓多维贫困。研究表明, 数字普惠金融对多维贫困的影响显著为负, 即数字普惠金融整体上是有助于减缓多维贫困的, 经过内生性处理和一系列稳健性检验之后, 这一结论依然成立。但数字普惠金融的多维减贫效应呈现出非线性关系, 随着数字普惠金融综合水平的不断提高, 其减贫作用有所衰减, 存在减贫边际效应递减现象。进一步研究发现, 数字普惠金融可以通过促使产业结构优化、促进经济包容性增长、提高农民可支配收入以及改善收入分配结构的机制渠道来减缓多维贫困。

[关键词] 共同富裕 数字普惠金融 多维贫困 减贫效应

[中图分类号] F832; F126.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-983X(2023)01-0024-14

一、引言

治国有常, 利民为本。共同富裕是社会主义最本质的特征, 是社会主义制度优于其他社会制度最根本的体现, 是中国式现代化的重要特征, 寄寓着中华民族对美好生活矢志不渝的向往, 接续着中国共产党人“为中国人民谋幸福、为中华民族谋复兴”的庄严承诺^[1-2]。在精准脱

贫的推动下, 现行贫困标准下绝对贫困和区域性整体贫困得到了历史性解决。消灭绝对贫困的全面胜利具有历史性意义, 但这并不意味着贫困的终结, 因脱贫基础脆弱性和致贫因素的多维性, 脱贫户和边缘户仍面临着较高的返贫风险。同时, 城乡间、区域间、行业间的收入差距和社会不平等现象使得相对贫困问题仍会长期存在。脱贫摘帽不是终点, 而是新生活、新奋

收稿日期: 2022-03-05; 修回日期: 2022-10-12

*基金项目: 国家社会科学基金项目“民族地区社区营造助推精准脱贫的机理建构及路径改善问题研究”(19XMZ095)

作者简介: 沈洋, 博士研究生, 主要从事贫困治理研究; 犹雨寒, 硕士研究生, 主要从事贫困治理研究; 周鹏飞, 教授, 硕士研究生导师, 主要从事乡村治理研究。

斗的起点,从摆脱贫困到全面小康,中国式现代化之路一直在往前迈进。中央财经委员会第十次会议中,习近平总书记提出共同富裕总思路,是最终要形成中间大、两端小的橄榄型分配结构,促使全体人民在高质量发展中朝着共同富裕目标扎实迈进。党的二十大强调要增强均衡性和可及性,扎实推进共同富裕。随着减贫任务与形势的变化,构建起解决相对贫困的长效机制,逐渐成为未来时期减贫事业的常规工作。虽然中央已明确将相对贫困治理与乡村振兴等工作统筹衔接起来,但相关的政策体系建构还需要完善。如何打破绝对贫困治理固化的思维模式,持续发力缩小收入差距,解决好社会不平等、相对剥夺等问题仍是需要解决的问题。

毋庸置疑,金融具有配置资源的“乘数效应”,立足于开发式、造血式和可持续理念为指导的金融扶贫在脱贫攻坚战中发挥着关键性工具作用,已成为贫困治理的有效手段^[3]。罗伯特·希勒指出,金融的本质在于通过资金流动来实现金融要素的配置与整合,能够显著拉升整个社会的福利水平与产出效率。2006年我国引入了普惠金融理念,并不断进行中国化改造。2016年国务院印发的《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》对普惠金融的内涵、原则进行了细致界定,极大地推进了我国普惠金融的繁荣与发展。囿于农村地区居民聚居地较为分散、信息不透明和基础设施不完善等障碍因子约束,传统普惠金融受物理网点和极高的推广成本双重枷锁束缚下,“长尾群体”难以覆盖,金融供给“最后一公里”仍道阻且长。随着移动互联网、大数据、云计算、人工智能以及区块链等现代数字技术快速普及和发展,基于现代数字技术与传统普惠金融深度融合诞生的数字普惠金融,弥补了传统普惠金融运营成本居高不下、金融覆盖难以推进、工作效率无法保证等缺陷。“2019中国数字普惠金融大会”指出,数字普惠金融畅通了普惠金融的数字支付渠道,能够显著降低金融交易成本和服务门槛,已成为解决普惠金融现实难题的重要路径。同时,

数字普惠金融所具备的低门槛、广覆盖和操作便捷等多个优势拓展了农业资金供应新渠道,能有效地弥补传统金融对我国农业生产发展支持的不足等问题,对于减缓贫困有较大推动作用。因而,基于数字普惠金融的角度,系统梳理数字普惠金融与多维贫困减缓之间的作用机理和历史经验,对于我国后扶贫治理时代平稳向相对贫困治理顺利转型以及建立缓解相对贫困长效机制,进而从教育、医疗、住房、饮水等多个维度实现“真脱贫”和扎实推进共同富裕具有启示意义。

二、文献回顾

(一) 普惠金融的减贫效应

多数文献表明普惠金融对于贫困减缓具有促进作用。例如,Sarma和Pais的研究结果表明普惠金融能有效地缓解贫困群体和小微企业的融资约束,金融可获得性的增加推动了区域经济发展,从而缓解贫困^[4]。Omar基于2004—2016年116个国家的面板数据实证考察了普惠金融对于贫困减缓的关系,结果表明包容性金融能够显著降低贫困发生率和收入不平等问题,证实了金融包容性对于边缘阶层获得和使用正式金融改善自身条件的重要性^[5]。Schmied和Marr认为普惠金融能够显著改善秘鲁的贫困状态和提高居民生活福利,但减贫效应远不及互联网等现代信息技术发挥的作用^[6]。同时也有一部分文献认为普惠金融发展对于贫困减缓不具备促进作用,甚至还有抑制作用。例如杨俊等人指出,虽然短期内农村金融发展对于贫困具有轻微促进作用,但长期内由于政府小额信贷制度缺陷以及相关培训未能及时跟上等因素干扰,农村普惠金融发展反而会滋生贫困^[7]。Philip和Asena的研究结果表明,由于普惠金融资本流入低效率部门会引致金融资本错配,进而不利于改善贫困状态^[8]。还有部分研究认为普惠金融对于不同地区所发挥的作用是不确定的。Jin利用2004—2013年亚洲、非洲和拉丁美

洲国家的面板数据,采用广义矩估计检验了普惠金融和贫困之间的关系,研究结果表明普惠金融发展在各个地区所发挥的作用是有差异的,普惠金融对于亚洲国家的贫困减缓具有抑制作用,而对于拉丁美洲和非洲国家却存在倒U型的非线性影响^[9]。

(二) 数字普惠金融的减贫效应

自北京大学数字金融研究中心公布了数字普惠金融指数以来,有关数字普惠金融能否减缓贫困的研究方兴未艾。郑志强认为数字普惠金融影响农村贫困的直接效应和空间效应均为负,即数字普惠金融不仅能改善本地区的贫困状态,还能助力邻近地区脱贫攻坚,其减贫作用主要体现在覆盖广度和使用深度两个维度^[10]。Ozili指出数字技术和普惠金融相融合,不但解决了金融发展过程中的信息不对称、物理网点限制以及运营成本高的难题,还有效拓展了金融覆盖面和信息传播速度,有助于缩小城乡收入差距^[11]。姚凤阁和李丽佳的研究结果表明,数字普惠金融所蕴含的公平性和包容性能够显著减缓贫困,贫困程度越深越能从中分享更多的经济红利^[12]。

随着我国扶贫工作的重心进入到以缓解相对贫困为主要工作的后扶贫治理时代,关于数字普惠金融能否减缓相对贫困或是怎样影响相对贫困的话题研究也逐渐增多。申云和李京蓉认为数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响是“数字红利”和“数字鸿沟”并存的;在贫困标准较高时,数字普惠金融主要是通过提高数字使用度来缓解相对贫困,反之则是覆盖广度对贫困的减缓作用更大^[13]。孙继国和王倩认为数字化金融在金融综合能力减缓相对贫困的传导过程中发挥着“助推器”的作用,它强化了家庭资产配置、居民创业和社会资本对相对贫困的缓解作用^[14]。同时,数字普惠金融可以通过提高农户电商参与意愿、增强健康意识和促进消费的方式达到减缓相对贫困之目的,且减贫作用随剥夺维度的提高而增强^[15]。还有部分文献初步探讨了数字普惠金融与多维贫困的关系。吴庆

田认为数字普惠金融能有效减缓多维贫困,其中财政支持在其传导路径中具有耦合效应和门槛效应^[16]。曾福生和郑洲舟的研究表明,当数字普惠金融发展水平越过一定门槛值时,能对居民消费贫困和收入贫困产生缓解作用,且这种减缓作用呈现出持续增长的现象,但数字普惠金融对教育贫困的影响还不显著^[17]。

综上,尽管已有文献对于数字普惠金融与农民增收、城乡收入差距和农业生产之间的关系和作用机理进行了大量探讨,为本文提供了有益启示和方法借鉴。但仍存在一定不足,例如在探讨数字普惠金融减贫效应时已有文献主要是基于农民人均纯收入或是农村绝对贫困发生率来验证的。因此,在探讨两者关系时仍主要围绕着经济层面和收入层面进行探讨。事实上,在扶贫治理时代中,以往单维贫困、显性贫困逐步让位于隐性贫困和多维贫困,因此需要将例如医疗、教育、住房、农业生产环境以及自然资源等维度也纳入其中,从可持续生计的角度来探讨数字普惠金融的多维减贫效应会更具有政策含蕴与实践意义。基于此,本文在前人研究的基础上,引入多维贫困,将医疗、教育、住房等问题纳入贫困考量范畴之内,兼顾理论传导机理和数理模型的验证,以期为加快我国数字金融建设,完善现代普惠金融体系,进而为后扶贫治理时代缓解相对多维贫困以及全面推进乡村振兴战略提供理论基础和经验借鉴。

三、理论逻辑与研究假设

(一) 数字普惠金融多维减贫的直接效应

信息是金融机构开展信贷业务的数据基础,但在实际减贫过程中,农户数据的缺失引致金融扶贫的瞄准机制产生偏差,相对剥夺者并未从中获取资源红利^[18]。依托互联网、大数据和云计算等现代科技而发展起来的数字普惠金融能有效降低贫困群体获取金融服务的成本。由于传统金融服务需要设置物理网点来实现信贷交易,虽然现阶段新型农村金融得到大力

推广以及交通基础设施不断完善,但受限于农村居民“大散居、小聚居”的“插花式”分布,偏远地区、自然环境复杂和基建成本较高等因素约束,基于运营成本、推广成本和收益风险的考虑,传统金融机构不愿或是很难深入农村腹地,致使大量偏远山区居民仍然无法获取有效的金融服务。而数字普惠金融具有“泛在性”天然属性,金融交易工具能够随商业往来与现代信息技术的深入融合而持续升级,例如通过远程开户、远程转账以及远程资金回收等信息技术能极大地降低金融交易成本和突破传统金融物理网点限制,从而提高金融服务可获得性,这有助于贫困群体通过数字技术获取金融信贷服务,帮助其满足农业生产所需,改善生活条件,拓宽教育投资和人力资本投资机会以及分享金融数字红利,最终实现缓解多维贫困目的。基于此,本文提出研究假设1。

H1: 数字普惠金融能够有效缓解多维贫困。

(二) 数字普惠金融多维减贫的结构效应

数字普惠金融并不是孤立存在的,其包含了保险、信贷、货基、覆盖广度、使用深度、数字化程度等各子结构,不同维度的减贫效应有所不同。一是覆盖广度,数字普惠金融通过扩大金融服务覆盖面的方式,让更多“长尾客户”通过互联网、移动终端和现代信息技术,数字技术能够将普惠金融服务深入推广到农村中,让长期处于金融服务边缘群的弱势群体享受数字红利,进而减轻其在融资借贷、消费投资、生产经营等方面的信贷约束,从而增加贫困群体接触公平享受金融服务机会、享受持续性资本积累和生活状况改善等社会福利。二是数字普惠金融使用深度涉及多样化的金融产品服务内容,例如移动支付、货币基金、信贷投资、理财保险等服务。相较于传统金融,数字普惠金融强化了农村居民对金融服务使用的频率和广度,能够有效解决贫困个体、弱势群体自我排斥、需求与供给不平衡等问题。与此同时,通过数字信贷服务,一方面可以为农民生产经营提供启动资金,另一方面也可以暂时性

地缓解企业经营流动性问题。而数字保险服务可以通过缓冲疾病冲击、增强抵御未来不确定性能力、避免卖掉生产性资产等方式保障弱势群体经济安全^[19]。三是数字普惠金融的数字化程度能够显著提升金融运行效率和降低金融服务门槛。数字普惠金融的数字化利用客户在网上发生的借贷行为所沉淀下来的海量大数据,通过大数据分析和云计算,构建信用评估模型,实现降低弱势群体借贷成本和融资风险,甚至还可以基于客户对于风险的厌恶程度来提供针对性的理财服务,进而实现收入增长、改善生活条件等。因此,数字化水平越高,其所发挥的经济效应也就越强。据此,本文提出研究假设2。

H2: 覆盖广度、使用深度和数字化程度等子结构能够减缓多维贫困,但减贫效力不同。

(三) 数字普惠金融多维减贫的中介效应

1. 经济增长与产业优化

经济增长能够为巩固脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴建设提供坚实的物质支撑。第一,数字金融利用现代数字化技术整合海量金融交易信息,依托互联网拓宽金融服务范围,有助于消除农村金融市场信息不对称、提高运行效率和深化服务广度。随着普惠金融广度、深度和数字化程度不断推进,其在支持农村小微企业、水利基础设施建设、教育医疗公共服务完善、特色农业产业开发、三产融合以及农业产业价值链延伸等方面的过程中,势必会推动区域经济资源配置和产业结构合理化发展,进而带动农村地区经济转型升级和高质量发展。此外,得益于机器算法和信息技术的迭代优化与升级,数字普惠金融能够迅速精准匹配农业产业发展所需,及时有效地为乡村产业发展提供金融支持^[20]。第二,经济包容性增长与产业结构优化能够显著减缓贫困。具体来看,经济包容性增长增加了社会财富总量,带动产业结构不断调整和优化,创造了更多的就业岗位和条件,进而增加农民就业选择机会和拓宽收入渠道和来源,最终实现农民收入增长。

此外,农村经济增长所携带的投资、消费与就业能发挥“涓滴效应”;同时农村经济增长也有助于增加政府用于改善民生事业的财政税收收入,以此受益于社会各个基层。从长远的角度来看,通过经济包容性增长和亲贫式增长能够纠正“涓滴效应”产生的资源错配,进而间接为贫困地区或偏远地区的弱势群体改善生活环境,摆脱贫困约束。因此,经济发展水平越高,经济增长所带来的社会福利通过“涓滴效应”和“正向扩散效应”惠及社会底层群众的也就越多。因此,通过经济发展,各个阶层均能从中分享发展红利,这有助于缓解贫困状态,摆脱“贫困陷阱”,据此本文提出研究假设3和4。

H3: 通过区域经济增长的中介,数字普惠金融能够减缓多维贫困;

H4: 通过产业结构优化的中介,数字普惠金融能够缓解多维贫困。

2.收入分配与收入增长

经济包容性增长能否发挥益贫效应还有赖于收入分配制度和农村居民收入是否增长,而数字普惠金融能够通过扩大服务范围、降低金融业务门槛以及缓解金融排斥极大地提高金融可获得性,将大量偏远地区、边缘人群和“长尾客户”纳入金融服务体系中,在增加贫困个体收入的同时,还有助于缓解城乡居民收入非均衡式发展。一方面,数字普惠金融扭转了传统金融服务会边缘化弱势群体的不足,不仅接纳了以往被排斥在传统金融服务体系之外的弱势群体,引导资金向农村贫困区地倾斜式配置,而且还加强了小额信贷、保险理财和居民储蓄等金融服务的供给能力,能在一定程度上缓解金融排斥和金融抑制的消极影响,使农村地区贫困居民能够通过数字普惠金融的渠道获取可负担的信贷服务,这有助于优化金融资源分配

转移,对于增加农村地区居民收入,推动贫困群体实现向上跨越,缓解城乡收入差距具有促进作用;另一方面,由于数字普惠金融的使用成本较低,边际推广成本几乎为零,定价也可以根据不同地区经济发展状况进行合理调整,原始借贷资金有政府政策性照顾,因而农村贫困地区居民能够负担得起金融使用成本,获得金融扶持的贫困个体可以利用借贷资金对消费和投资进行长期决策,基于理性人角度来合理分配资金使用,提高资源使用效率,在未来获取一笔可观的投资回报,从而减缓贫困,改善生活状况,缓解城乡居民收入两极分化现象^[21]。基于此,本文提出假设5和6。

H5: 数字普惠金融通过促进农民收入增长来实现多维减贫;

H6: 数字普惠金融通过改善收入分配格局来实现多维减贫。

四、计量模型和数据来源

(一)变量选取

1.被解释变量:多维贫困

对某个区域的多维贫困状态进行判断和衡量需要构建科学合理的指标评价体系。现阶段,国际上对贫困进行度量的主流做法大多是基于贫困个体的经济状况、社会资本以及自然环境等维度进行评判,本文在遵循全面性、系统性、数据可得性以及可操作性等原则基础上,参考蔡进、刘愿理和陈淇瑶选取多维贫困评价指标的相关研究和做法,再考虑到农户的可持续生计基础^[22-24]。本文选择从经济资本、人力资本、物质资本、社会资本以及自然资本五个维度共计选取24个指标来构建多维贫困评价指标体系(见表1)。

表1 多维贫困评价指标体系

目标层	准则层	细则层	单位	属性
多维贫困	经济资本	农民人均纯收入	元	-
		农民消费水平	元	-
		人均第一产业增加值	元	-
		农村人均住房面积	平方米	-

(续表)

经济资本	人力资本	15-64岁人口数	人	-
		文盲人数	人	+
		大专以上人口数	人	-
		人口自然增长率	%	-
	自然资本	人均播种面积	公顷	-
		人均水资源	立方米	-
		农业受灾面积	千公顷	+
		自然灾害直接经济损失	亿元	+
		人均耕地面积	公顷	-
	物质资本	年降雨量	毫米	-
		等级公路里程	万公里	-
		单位面积粮食产量	公斤/公顷	-
	社会资本	人均机械总动力	千瓦	-
		农村人均用电量	千瓦时	-
		现代温室面积	公顷	-
		农村每万人卫生员人数	个	-
		农村最低生活保障人数	个	+
		城乡居民社会医疗养老保险人数	个	-
		农村每万人医疗机构数	个	-
	城乡居民收入差距(泰尔指数)		+	

注：+表示正向指标，-表示负向指标

鉴于细分指标同时存在负向指标和正向指标，对此本文采用极差标准化和熵值法求解各准则层的综合分。再考虑到所构建的五个准则层存在不完全替代关系，因而本文摒弃多数文献在测量多维贫困中仅采用的简单加权或剥夺个数统计的多维度合成方法，参考刘艳华和金贵的做法，通过计算生计五边形面积的方法来衡量多维贫困水平^[25-26]。

假定5个维度各自的单向综合分分别为a、b、c、d、e，任意两个维度的夹角为 $\alpha(\alpha=360^\circ/5)$ ，则生计五边形的面积为：

$$S = \frac{1}{2}(ab+bc+cd+de+ea) \times \sin \alpha \quad (1)$$

可以发现的是，五种生计资本的排序不同会使得其测算的结果也可能存在差异，为消除这一缺陷。本研究在实际计算过程中采用五种生计资本所组成的所有生计五边形面积的平均值进行表征。五个维度能够组成的所有生计五边形面积平均值大小的关键在于这五个生计资本单项综合分两两相乘后的加总值，所求得的加总值即为各个区域的多维发展指数(Multidimensional development index, MDI)，其计算过程可以表示为：

$$MDI = ab+bc+cd+de+ea+ac+ce+eb+bd+da \quad (2)$$

需要说明的是，根据对细分指标属性的界定，生计五边形所集成的MDI为负向指标，数值越大表明各地区贫困问题越严重，反之则相反。此外，考虑到以往脱贫攻坚的主要目标是消除基于2010年不变价的2300元贫困标准而判定的绝对贫困人口，并辅之以推动“两不愁，三保障”战略。为了使测算的贫困结果更加符合各省份脱贫攻坚事实以及突出消除绝对贫困的重要性，本文将各省份的绝对贫困发生率纳入模型内对上文的MDI指数进行修正，进而得出多维贫困指数(Multidimensional poverty index, MPI)，其表达式为：

$$MPI = MDI \times (poverty + 0.1) \quad (3)$$

式(3)中，poverty表示各省份的绝对贫困发生率，基于北京、上海、浙江等发达地区从2013年起陆续消除绝对贫困，提前进入巩固脱贫成果的典型特征事实，同时又为了防止数值为0，根据统计学的 3σ 原则，本研究对所有省份历年的绝对贫困发生率进行向右平移0.1个单位来消除0值数据。各省份绝对贫困发生率的数据来源于2011-2018年的《中国农村贫困监测报告》。

2.核心解释变量：数字普惠金融

北京大学数字金融研究中心所编制的数字普惠金融指数是依托蚂蚁金服海量真实交易数

据计算而得的,涵盖了数字化程度(DIG)、信贷保险(CRE)、覆盖广度(COV)、互联网保险(INS)以及使用深度(USE)等子维度,在一定程度上具有科学性、合理性和权威性,现已被国内学者广泛用于数字普惠金融相关的研究。因此,本文选择该套指数来作为数字普惠金融的代理变量。

3. 中介变量

产业优化,选取第三产业与第二产业的比重来衡量;经济效应使用各省份的人均GDP来衡量;收入效应,使用农户可支配收入来衡量;分配效应,使用城乡居民可支配收入的泰尔指数来衡量,其计算公式为:

$$Theil = \sum_{i=1}^n \frac{I_i}{I} \times \left(\frac{I_i}{I} / \frac{P_i}{P} \right) \quad (4)$$

4. 控制变量

因影响多维贫困的宏微观因素有很多,为

$$MPI_{it} = a_1 + a_2 DFI_{it} + a_3 Urbr + a_4 Gov_{it} + a_5 Road_{it} + a_6 FDI_{it} + \varepsilon_{it} + \lambda_i + \nu_t \quad (5)$$

式(5)中,下标*i*表示省份,*t*表示年份, ε_{it} 表示随机扰动项, λ_i 表示个体固定效应, ν_t 表示时间固定效应,*a*表示待估计的参数。基于缩小数量级和减缓异方差干扰的考虑,在实际估计过程中,本文对所有解释变量进行了对数化处理。

$$MPI_{it} = b_1 + b_2 DFI_{it} + b_3 DFI2_{it} + b_4 \sum_{j=1}^4 \gamma_j Control_{jit} + \varepsilon_{it} + \lambda_i + \nu_t \quad (6)$$

式(6)中,Control表示信息集,包含除核心解释变量以外的其他所有控制变量,其余参数的含义与式(5)保持一致。

(三) 数据来源

遵循数据可得性原则,在总样本中剔除了西藏和港澳台的样本。多维贫困指数评价指标体系各项指标的原始数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国卫生和计划生育统计年鉴》、各省(市)统计局、EPS数据库和农业部规划设计研究院设施农业研究所搭建的温室数据共享平台。实证检验部分涉及的数据主要

了尽可能地缓解重要遗漏变量而产生的内生性问题,以更加真实地反映数字普惠金融对于多维贫困减缓的影响效应,同时也是为了获取无偏检验结果。本文选取了五个控制变量,具体而言:市场化(Mar),选用樊纲市场化指数来衡量;城镇化(Urbr),使用城镇人口占总人口的比重来衡量;财政支农(Gov),使用财政用于农林水事务支出占财政一般预算支出的比重来衡量;交通基础设施(Road),使用公路总里程来衡量;外商直接投资(FDI),使用实际利用外商直接投资额并按照历年人民币对美元的平均汇率折算后的投资额来衡量。

(二) 计量模型

基于以上对各个变量的选取与设定,选取2011-2018年中国30个省份(西藏、港澳台除外)的平衡面板数据,本文构建如下基准计量模型:

此外,为了考察数字普惠金融与多维贫困之间是否存在非线性关系,本文将数字普惠金融的平方项(DFI2)纳入模型内进行考察。在取平方项时因,为了缓解共线性影响,先对DFI去中心化处理,再进行平方相乘。建立如下计量模型:

来自国家统计局、《中国分省份市场化指数报告(2020)》《北京大学数字普惠金融指数(第二期)》。

五、实证分析

(一) 基准回归分析

常用的面板拟合模型有混合最小二乘法(POLS)、随机效应模型(RE)和固定效应模型。具体何种模型最适合本文的样本数据,还需要进行相关检验。文章使用F检验、LM检验和豪斯曼检验进行辨别。检验结果表明,固定

效应模型为最优模型，因而本文选取固定效应模型作为基准回归模型进行拟合分析。同时为了消解异方差、序列相关和截面相关对回归结

果的干扰，本文使用的是聚类稳健标准误，同时还采用了可行广义最小二乘法(FGLS)进行辅助验证。式(5)的计算结果见表2。

表2 基准回归结果

变量	POLS	RE	FE	FGLS	FE	FGLS
DFI	-1.245*** (-11.94)	-1.095*** (-10.27)	-0.328** (-2.33)	-0.638*** (-3.18)	-0.745*** (-5.31)	-0.734*** (-3.48)
DFI2					-0.179*** (-6.94)	-0.064*** (-3.12)
Road	0.158 (1.35)	0.267 (1.36)	-3.327*** (-2.64)	-2.738* (-1.72)	-3.039*** (-2.67)	-2.033 (-0.97)
FDI	-0.345*** (-3.16)	-0.678*** (-4.37)	-0.797*** (-3.98)	-0.456*** (-3.19)	-0.263* (-1.84)	-1.026*** (-4.37)
GOV	0.765** (2.24)	0.292 (0.63)	1.162** (2.14)	1.491** (2.06)	1.036** (2.12)	0.472 (0.55)
Urbr	-3.361*** (-5.65)	-4.198*** (-4.57)	-9.237*** (-5.45)	-15.843*** (-5.01)	-8.612*** (-5.63)	-7.731*** (-2.70)
Mar	-0.291 (-0.63)	0.318 (0.50)	-0.691 (-0.90)	-1.262** (-2.29)	-1.152* (-1.66)	0.604 (0.60)
常数项	2.783*** (2.63)	3.743** (2.37)	-3.871 (-1.49)	-12.055 (-1.29)	-2.164 (-0.92)	1.601 (0.47)
R ²	0.8128	0.7515	0.8012		0.8393	

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平上显著，括号内报告的是t统计量

从表2的估计结果来看，未加入平方项的结果显示，DFI的估计系数为-0.328且通过了5%水平显著性检验，表明DFI能够显著缓解多维贫困，验证了上文数字普惠金融能减缓多维贫困的研究假设1。从加入数字普惠金融平方项的结果来看，DFI和DFI2的回归系数分别为-0.745和-0.179且均通过了1%水平显著性检验，表明数字普惠金融的快速发展整体上是有利于多维贫困减缓的，只是随着数字普惠金融水平的不断提高，其减贫边际效应有所减弱。再考虑了异方差、自相关以及截面相关等问题后，FGLS估计结果仍支持这一结果。这一结论与陈慧卿的研究结果有相似之处，即随着经济发展水平、城镇化等经济因素的影响加深，数字普惠金融对于贫困减缓的作用是不不断衰减的^[27]。另一方面其实也与贫困固化本身有关联。从实际经济现实来看，随着贫困问题不断消除，大量的贫困群体生活境遇得到显著改善，而极少数还未脱贫的贫困个体受限于经济自然历史等因素交

织，多为深度贫困群体，很难实现快速脱贫。特别是面对贫困固化程度加深，传统贫困治理成效渐进式微，剩余贫困群体致贫成分复杂等干扰，数字普惠金融的多维减贫效应也出现减贫颓势现象。因而若要发挥数字金融减贫效应最大化，还需要摒弃以往贫困治理的常规思路以及按部就班地完成相关任务，必须以一种更加坚定的决心和信心，更明确的思路 and 更精准的举措来缓解贫困。因而还需要深入推进乡村数字化建设，加快农村信息化发展，持续普及现代数字金融技术，充分释放数字红利。

(二) 数字普惠金融对贫困各维度的减贫效应

基准回归结果揭示了数字普惠金融对于多维贫困整体上是具有减缓作用的，但对于哪些方面具有减缓作用抑或是对于哪个方面的减缓作用最大还需进一步检验。由于篇幅受限，文章无法兼顾农村居民生活的每一方面，为此，参照张睿的做法，选取农村居民生活最为

关心的教育 (Edu)、医疗卫生 (Medic)、住房 (House)、农业经营性收入 (Money) 和农业生产稳定性 (Ensure) 五个方面来进行验证和分析^[28]。在指标选取上, 选取农村居民家庭平均每人文教娱乐消费支出和医疗卫生支出作为教育和医疗的代理变量; 选取农户用于房屋建

设的固定资产投资完成额作为代理变量; 农业经营性收入选取农村居民家庭人均家庭经营纯收入进行表征; 农业生产稳定性的选取采用农业保险赔付总额与农业受灾面积的比值进行表征。运用固定效应模型进行回归拟合, 结果见表3。

表3 数字普惠金融影响贫困各维度的拟合结果

变量	Edu	Medic	House	Money	Ensure
DFI	0.314*** (7.96)	0.249*** (7.05)	0.132** (2.15)	0.124*** (5.41)	0.482*** (3.61)
控制变量	Control	Control	Control	Control	Control
个体效应	Control	Control	Control	Control	Control
时间效应	Control	Control	Control	Control	Control
R ²	0.8891	0.8953	0.1423	0.8785	0.7099

注: ***、**分别表示在1%、5%显著性水平上显著, 括号内报告的是t统计量

从表3的结果来看, 数字普惠金融对于农村居民生活中所涉及的教育、医疗卫生、住房、家庭经营和农业生产具有促进作用, 这也验证了数字普惠金融多维减贫的直接效应假说。从具体数字来看, 数字普惠金融对于农业生产稳定性的促进作用最大, 即普惠金融发展过程中所衍生的农业保险对于农业生产大户发挥着重要“稳定器”作用。但仍需要看到的是, 由于农业保险是具有门槛的, 在实际农业生产过程中, 小农户由于自身种植规模小, 农作物附加值低, 基于经济收益的权衡, 农业保险对其发挥的作用或许还有待进一步分析。

(三) 稳健性检验

尽管本文在解析数字普惠金融与多维贫困之间的关系时, 为了获取无偏估计而选取较多的控制变量来缓解因遗漏重要变量而产生的内生性问题, 但模型设置仍然需要面对两者互为因果的联立内生性问题。为消除双向因果关系而产生的内生性问题, 本文选择两种方法进行消除: 一是选用工具变量进行工具变量回归, 二是将被解释变量的滞后项纳入模型内, 建立动态面板模型进行拟合。

首先采用工具变量法进行纠偏。鉴于数字普惠金融数据是根据蚂蚁金服的交易大数据计算而成, 而蚂蚁金服的总部在浙江省杭州市, 因此效仿傅秋子和黄益平、沈洋等人的做法, 选用各个省份的省会城市到杭州市的球面距离 (对数化处理) 这一地理特征作为工具变量^[29-30]。从理论层面来看, 各个地方与杭州市的距离远近与其多维贫困程度不存在直接关联, 因而满足严格排他性。此外, 为了防止弱工具变量问题, 文章还选取了2001年各地区农村住宅固定电话使用户数这个历史变量作为第二个工具变量。基于此, 采用IV-GMM和2SLS模型进行拟合计算。

再是采用动态面板数据拟合模型。Blundell和Bond在差分广义矩估计基础上改进得到的系统广义矩估计 (SYS-GMM), 该方法很好地弥补了差分GMM的不足。其基本思想是在构建工具变量时, 将差分方程和原有方程进行联立^[31]。由于两步SYS-GMM在小样本中容易产生参数值被严重低估, 进而出现变量过于显著, 对此采用WC-robust估计法进行修正。DFE-GMM和SYS-GMM的拟合结果见表4。

表4 内生性检验的结果

变量	IV-GMM	2SLS	SYS-GMM	DFP-GMM
滞后项			0.625*** (12.24)	1.074*** (2.88)
DFI	-0.986*** (-5.90)	-0.608*** (-4.09)	-0.671*** (-3.68)	-0.735*** (-2.78)
控制变量	Control	Control	Control	Control
过度识别检验	0.785	0.343	0.241	0.165
识别不足检验		186.95***		
弱工具变量检验		823.36		
AR(1)			0.065	0.030
AR(2)			0.290	0.365
R ²	0.8266	0.7936		

注：***表示在1%显著性水平上显著，括号内报告的是z统计量

由表4可知，各项模型均表明在考虑内生性问题之后，数字普惠金融的多维减贫效应仍是存在的，甚至估计系数还有所变大。此外，SYS-GMM和DFP-GMM模型估计结果还显示出被解释变量的滞后项显著为正，表明当前贫困状态会受到上一期贫困状态的影响，农村地区的多维贫困是不断深化的，存在着典型的惯性效应和贫困陷阱。

六、数字普惠金融多维减贫的进一步分析

(一) 结构效应分析

数字普惠金融的发展不是单调独立的，而

是朝着覆盖广度、数字化程度以及使用深度等方向发展，既包含了覆盖群体更广、交易数量更多，还包含了金融服务更便捷、放贷成本更低等维度，因而有必要分析数字普惠金融多维减贫的结构效应。此部分将数字普惠金融的子维度纳入模型进行考察，分别是覆盖广度(COV)、使用深度(USE)、数字化程度(DIG)、信贷业务(CRE)以及互联网保险(INS)，以揭示数字普惠金融多维减贫的结构效应。

从表5的估计结果来看。所有变量至少在5%显著性水平下为负，表明各个维度的推进能够显著缓解多维贫困问题。从估计系数来看，使用深度的回归系数最大，减贫效应最强，覆盖广度和信贷业务次之，表明数字普惠金融

表5 结构效应估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
COV	-0.389** (-2.36)				
UES		-0.618*** (-3.18)			
DIG			-0.289** (-1.96)		
INS				-0.182** (-2.36)	
CRE					-0.387*** (-2.04)
控制变量	Control	Control	Control	Control	Control
个体效应	Control	Control	Control	Control	Control
时间效应	Control	Control	Control	Control	Control

注：**、***分别表示在5%、1%水平上显著，括号内报告的是t统计量

在实际推广过程中,可以很好地覆盖“长尾客户”,强化农村居民金融使用强度和消除金融信贷过程中的信息不对称问题,这对于更大范围的农村居民缓解融资约束,破解涉农企业生产经营过程中的资金链断裂问题以及促进居民储蓄、互联网理财等财富效应积累。而互联网保险的系数最小,减贫效应最低,其可能的原因在于参与保险存在一定经济门槛,部分贫困群体因无法达到参保门槛而被排斥在外,因而对于深度贫困群体互联网保险难以发挥作用,

这一结论与上述农业保险对于小农户的减贫作用较低相呼应。从现实角度来看,农村居民由于抗风险意识普遍较弱,且接受的金融知识也较少,因而部分农村居民仅参与了国家医疗保险,还比较排斥互联网保险在内的其他商业保险,这削弱了其减贫作用。

(二) 机制分析

为验证研究假设3至6,参考温忠麟所构建的中介因子法来检验各中介变量在数字普惠金融多维减贫过程中所发挥的作用^[32]。

表6 数字普惠金融多维减贫的中介效应检验

变量	产业优化	经济效应	收入效应	分配效应
DIF	-1.087*** (-10.62)	-1.005*** (-5.68)	-0.378*** (-3.04)	-1.171*** (-10.15)
产业优化	-1.206*** (-5.69)			
经济效应		-1.959*** (-5.68)		
收入效应			-3.782*** (-10.00)	
分配效应				-3.646* (-1.77)
控制变量	Control	Control	Control	Control
Sobel	-3.64	-4.41	-8.39	-1.72
Sobel (Bootstrap)	-3.86	-4.37	-8.35	-1.73
中介效应	-0.173*** (-3.64)	-0.254*** (-4.41)	-0.882*** (-8.39)	-0.089* (-1.72)
直接效应	-1.087*** (-10.62)	-1.006*** (-9.35)	-0.377*** (-3.04)	-1.171*** (-10.15)
中介效应占比	0.1369	0.2019	0.7002	0.0709

由表6可知,各模型中Sobel检验的Z统计量全部位于[-0.97~0.97]区间外,且Bootstrap在95%置信区间上显著不包含0,表明中介效应是成立的,即数字普惠金融能够通过产业结构优化、区域经济增长、农民收入增加以及缩小城乡收入差距的中介渠道对减缓多维贫困发挥正向作用,验证了研究假说3至6。从中介效应占比来看,农民人均可支配收入增长所占的中介效应比重为70.02%,显著大于其余三个渠道(产业优化为13.69%,经济增长为20.19%,收入分配为7.09%),表明数字普惠金融减缓多维贫困的最主要途径仍是提高贫困群体可支配收入来

减缓贫困。从实际经济现状来看,2020年以前我国脱贫攻坚的主要目标是消除以2011年为不变价的2300元绝对贫困,因而在脱贫攻坚考核上,贫困个体的可支配收入仍是最为重要的考核标准,也是减贫脱贫的主要发力点。此外,基于可持续生计的多维贫困减缓的核心目的在于缓解权利剥夺和机会缺失,但缝合这一缺陷仍需要经济基础支撑,只有当居民可支配收入提高,完全解决温饱问题以及基本生活条件时,其才有可能向前追寻更高层次的生活质量。而通过产业结构优化、区域经济增长和收入分配改善等中介,因存在不确定性干扰,例如贫困个

体脱贫内生动能缺失、精英俘获现象和市民化配套设施不完善等都会干扰其发挥中介作用，因而在未来减缓多维贫困的措施中，深化涓滴效应、正向扩散效应、溢出效应等方面是应对数字普惠金融减贫效应疲软的有力支撑。

七、结论和政策启示

（一）研究结论

随着2020年绝对贫困人口历史性消除，中国贫困治理将会进入到一个以转型性次生贫困为主要特征的相对贫困治理新阶段，届时将会更加注重个体权利剥夺、机会缺失以及发展性需求等多个维度的贫困减缓。文章在梳理数字普惠金融多维减贫的相关理论支撑和中介传导机制的基础上，结合2011—2018年中国30个省份的面板数据，综合运用生计五边形、固定效应模型、工具变量法以及Sobel中介因子法对两者的关系进行了实证验证。研究表明，数字普惠金融整体上是有助于减缓多维贫困的，在经过内生性处理以及一系列的稳健性检验之后，这一结论依然成立。但数字普惠金融的多维减贫效应呈现出非线性关系，随着数字普惠金融综合水平不断提高，其减贫作用有所衰减，存在减贫边际效应递减现象。从数字普惠金融对贫困的各个维度来看，数字普惠金融能够对农村居民生计福利中所涉及的教育、医疗卫生、住房、经营性收入和农业生产稳定性产生促进作用，此外，数字普惠金融中所涉及的农业保险对于农业生产大户有较高的促进作用，但对于农房条件的改善作用较弱。从中介传导机理来看，各中介渠道结果均显示至少在10%水平下中介效应是成立的，表明数字普惠金融可以通过促进产业结构优化、经济包容性增长、提高农民可支配收入以及改善收入分配结构的中介渠道来减缓多维贫困。具体来看，在数字普惠金融减缓多维贫困的传导过程中，收入效应占主要作用，而经济包容性增长、产业结构优化携带的“涓滴效应”“正向扩散效应”以及“溢出

效应”还有待进一步深化。

（二）政策启示

基于以上研究结论，为提高我国数字普惠金融可持续地改善民生和减缓多维贫困的能力，扭转城乡非均衡式发展局面，进而实现乡村全面振兴的美好愿景，提出以下政策建议。

一是要高度重视数字普惠金融发展，持续深化现代数字金融体系建设。一方面，应继续拓展数字普惠金融的覆盖广度，强化使用深度，夯实数字支持程度。在践行金融普惠性和商业可持续性的基本指导理念基础上，努力营造一个更加具备包容性和普惠性的现代数字金融体系，通过不断完善个人支付、小额信贷、互联网保险以及基金理财等数字化功能，例如携手蚂蚁金服、京东金融、拍拍贷等市场主体下沉农村市场发展并适时推出惠农、益贫等金融业务，以进一步提高金融服务的可获得性以及金融产品运营的服务质量和效率，重点保障深度贫困个体、农民、涉农小微企业等社会弱势群体，均使其有公平机会获取金融服务，这有助于弥补传统金融难以惠及穷人、小微企业和欠发达地区的不足，缓解区域多维贫困发生率和提高居民生活质量。另一方面是加大数字基础设施服务供给，筑牢数字普惠金融发展所需的硬件基础设施。在推行数字普惠金融多维减贫过程中，应加强互联网基础设施建设，提高移动手机、固定电话以及计算机等数字终端在农村地区的普及率，加速实施“网络覆盖”和“宽带中国”战略实施，逐步将5G网络下沉农村市场，优化网络宽带运行质量，切实落实“提速降费”等政策；因地制宜地强化数字技术“基础研究”，力促数字技术完善与普惠金融发展间的同频共振，最终实现数字普惠金融向三、四线城市、县域、基层、社区以及乡村等基础单元全覆盖。此外，针对贫困地区低收入者因网络支付门槛或是其他主客观原因不愿办理互联网套餐的，可以仿照家电下乡政策，依据税费减免、贷款贴息、专项补贴等方式为低收入者提供可负担的网络服务。

二是注重提高弱势群体金融素养,发挥金融的增收效应。一方面,基于地区资源禀赋差异和个体生活水平异质,可以采取因地制宜、因人而异(人)施策,针对农户个体特征以及产业发展现实,量体裁衣地开发针对性更高的金融产品,拓展农户增收渠道和非农业性收入,切实提升金融扶贫的质量和效率。另一方面,对于多维贫困程度较深的地区,在推进数字普惠金融发展的过程中除了加大政府政策性资金倾斜以及多元市场主体下沉农村市场,进一步优化支付清算体系和完善现代通信技术等基础设施外,考虑到贫困群体普遍金融素养不高的事实,还可以通过金融机构携手村委会联合开展金融知识讲座和培训,强化金融知识的普及和教育。在提升农村居民生活福利的同时,不只是需要考虑收入提升这一角度,还更应结合可持续生计,多方面统筹生活福利提升,因此还应注重提升农村采用数字金融服务教育、医疗、社保、养老等多个维度生活品质的知识,并结合地方特色产业创新金融信贷、居民储蓄和互联网理财等产品和服务,进而为全面推进乡村振兴提供金融动力。

参考文献:

- [1]孙淑文,王勇.共同富裕中的企业参与:基于制度理论的视角[J].西安财经大学学报,2022(5):17-28.
- [2]谭壮.中国式现代化道路的基本特征、独特优势及价值超越[J].重庆第二师范学院学报,2022(5):5-10,127.
- [3]关佳.金融精准扶贫的数字普惠面向:核心动力与实现路径[J].现代经济探讨,2020(10):56-64.
- [4]Sarma M, Pais J. Financial inclusion and development: A cross country analysis[J]. Journal of International Development, 2011(5): 613-628.
- [5]Omar M A, Inaba K. Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing countries? A panel data analysis[J]. Journal of Economic Structures, 2020(2): 614-642.
- [6]Schmied J, Marr A. Financial inclusion and poverty: The case of Peru[J]. Regional and Sectoral Economic Studies, 2016(2): 29-40.
- [7]杨俊,王燕,张宗益.中国金融发展与贫困减少的经验分析[J].世界经济,2008(8):62-76.
- [8]Philip A, Asena C. Financial liberalization and the geography of poverty[J]. Cambridge Journal of Regions Economy and Society, 2009(2): 229-244.
- [9]Jin D. The inclusive finance have effects on alleviating poverty[J]. Open Journal of Social Sciences, 2017(3): 233-242.
- [10]郑志强.数字普惠金融、空间溢出与农村减贫[J].西南交通大学学报(社会科学版),2020(2):108-118.
- [11]Peterson K O. Impact of digital finance on financial inclusion and stability[J]. Borsa Istanbul Review, 2018(4): 329-340.
- [12]姚凤阁,李丽佳.数字普惠金融减贫效应及区域差异研究[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2020(6):3-18.
- [13]申云,李京蓉.数字普惠金融与农户相对贫困脆弱性[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022(1):105-117.
- [14]孙继国,王倩.金融能力、数字化金融行为与相对贫困缓解——基于CHFS数据的实证研究[J].重庆社会科学,2022(1):40-54.
- [15]李昭楠,李钰婷,刘树梁,等.数字普惠金融对农村家庭相对贫困影响效应——基于宁夏的农户调研数据[J].农业现代化研究,2021(6):1104-1113.
- [16]吴庆田,王欣宇.财政支持、数字普惠金融与多维贫困缓解[J].南方金融,2021(8):53-66.
- [17]曾福生,郑洲舟.多维视角下农村数字普惠金融的减贫效应分析[J].农村经济,2021(4):70-77.
- [18]李涛,彭东蔓.数字金融减贫:研究热点综述及展望[J].财会月刊,2022(8):154-160.
- [19]Mehrotra A N, Yetman J. Financial inclusion and optimal monetary policy[J]. James Yetman, 2014(719): 227-232.
- [20]黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018(4):1489-1502.
- [21]李牧辰,封思贤,谢星.数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020(3):132-145.
- [22]蔡进,廖和平,邱道持,等.重庆市农村耕地资源贫困测度及空间格局研究[J].农业工程学报,2017(18):251-259.
- [23]刘愿理,廖和平,巫芯宇,等.西南喀斯特地区耕地破碎与贫困的空间耦合关系研究[J].西南大学学报(自然科学版),2019(1):10-20.
- [24]陈淇瑶,廖和平,刘愿理,等.重庆市县域交通可达性与多维贫困耦合关系研究[J].西南大学学报(自然科学版),2020(4):12-24.

- [25]刘艳华, 徐勇. 中国农村多维贫困地理识别及类型划分[J]. 地理学报, 2015(6): 993-1007.
- [26]金贵, 邓祥征, 董寅, 等. 发展地理学视角下中国多维贫困测度及时空交互特征[J]. 地理学报, 2020(8): 1633-1646.
- [27]陈慧卿, 陈国生, 魏晓博, 等. 数字普惠金融的增收减贫效应——基于省际面板数据的实证分析[J]. 经济地理, 2021(3): 184-191.
- [28]张睿. 数字普惠金融对农村贫困人口的减贫效应研究[D]. 沈阳: 沈阳农业大学, 2020.
- [29]傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018(11): 68-84.
- [30]沈洋, 郭孝阳, 张秀武. 数字普惠金融、要素错配与工业智能制造[J]. 工业技术经济, 2022(7): 13-20.
- [31]Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998(1): 115-143.
- [32]温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.

【责任编辑 许鲁光】

Road to Common Prosperity: Multidimensional Poverty Reduction Effect of Digital Inclusive Finance

SHEN Yang, YOU Yuhan & ZHOU Pengfei

Abstract: Financial inclusion and shared prosperity are highly consistent in their ultimate goals and objects of concern. Digital financial inclusion can effectively solve the bottlenecks of financial inclusion and provide the endogenous impetus for the solid promotion of shared prosperity. This paper systematically sorted out the theoretical logic of digital financial inclusion for multidimensional poverty reduction and explained how digital financial inclusion could alleviate multidimensional poverty from the theoretical level. Then, based on the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2018, the paper tested the multidimensional poverty reduction effect of digital financial inclusion by comprehensively using mathematical and statistical models such as the fixed effect model, instrumental variable method, and mediation effect, and verified whether digital financial inclusion could alleviate multidimensional poverty from the perspective of causal inference. The research shows that the impact of digital financial inclusion on multidimensional poverty is significantly negative. That is, digital financial inclusion, on the whole, can help alleviate multidimensional poverty, and this conclusion still holds after endogeneity treatment and a series of robustness tests. However, digital financial inclusion's multidimensional poverty reduction effect shows a nonlinear relationship. With the continuous improvement of the comprehensive level of digital financial inclusion, its poverty reduction effect has decreased, and there is a phenomenon of decreasing the marginal effect of poverty reduction. Further research shows that digital financial inclusion can alleviate multidimensional poverty by promoting industrial structure optimization, inclusive economic growth, increasing disposable income of farmers, and improving the mechanism and channel of income distribution structure

Keywords: common prosperity; digital inclusive finance; multidimensional poverty; poverty reduction effect