

数字普惠金融聚势赋能共同富裕的效应

郭文伟 罗冰莹

摘要 “国之称富者，在乎丰民”，数字经济时代共同富裕的实现方式更加多元化。本文分析数字普惠金融对共同富裕的影响效应和机制，结果表明：第一，空间视角下，数字普惠金融可以显著促进共同富裕水平的提高，数字普惠金融的覆盖广度和使用深度均对共同富裕产生正向影响，数字化程度则相反；第二，数字普惠金融整体上对共同富裕的促进效应存在正向的空间溢出效应和经济规模异质性，其中经济规模较小的地区作用更强烈；第三，数字普惠金融可以通过增加创业活跃度促进地区共同富裕，金融资源配置效率的优化则表现为遮掩效应。在此基础上，本文提出积极推动数字普惠金融的发展、促进地域间横向社会性交流、支持创业及关注金融资源配置效率与社会公平等政策建议。

关键词 数字普惠金融 共同富裕 空间溢出效应 金融资源配置效率 创业活跃度

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求。党的二十大报告指出：“我们坚持把人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点，着力维护和促进社会公平正义，着力促进全体人民共同富裕，坚决防止两极分化。”当下，如何扎实推进共同富裕已成为一个重要议题。2021年6月10日，全国首个共同富裕示范区落地浙江，标志着共同富裕已从理论开始走向实践，而探索实现共同富裕的路径是现阶段迫切需要解决的关键现实问题。

探索共同富裕的实现路径需要结合中国实际，放眼中国发展，当下正是数字经济蓬勃兴盛的时期，其中，数字普惠金融正渗透进中国居民生活的方方面面，2023年10月30日召开的中央金融工作会议提到“要加强建设金融强国”，要“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数

字金融五篇大文章”，当下，我国已逐步形成数字支付、数字信贷、数字货币、数字证券、数字保险和数字理财等多元的数字金融业态，数字普惠金融正为经济社会带来前所未有的活力。那么，发展数字普惠金融是否能作为扎实推进共同富裕建设的着力点？

从经济社会影响来看，数字普惠金融以其便捷性和普惠性优化金融资源配置，通过降低融资成本、增加创业、创新等渠道盘活实体经济，进而提高低收入群体的收入，减小收入差距，缓解收入不平等问题，对共同富裕的实现进程有强劲的推动作用。然而，数字普惠金融依托于数字技术，发展应用中存在不可忽视的“数字鸿沟”问题，因而数字普惠金融对共同富裕实现的促进作用仍有待验证。

从共同富裕和数字普惠金融的空间特性来看，各地区共同富裕和数字普惠金融的具体推进进程不一，存在空间上的发展

郭文伟，广东财经大学金融学院教授；罗冰莹，广东财经大学金融学院。



不均衡。空间视角下,地区之间存在紧密的经济、文化、政治和社会联系,但同时也存在激烈的要素竞争关系,探究地方数字普惠金融对共同富裕的影响需要观察这种影响是否存在着空间联系或空间特性?如若存在,又应当如何利用这种空间联系或特性为共同富裕做出贡献?基于实现共同富裕的必要性、数字普惠金融重要的经济社会影响以及二者的空间特性,在空间层面厘清二者的关系显得尤为重要。

二、文献述评与边际贡献

共同富裕是中国古代“大同”理念的现代阐释。结合过去各个不同历史阶段共同富裕的理论实践研究及当下中国具体国情,中央财经委员会第十次会议提出了共同富裕的核心内涵,指出共同富裕是全体人民的富裕,是人民群众物质生活和精神生活都富裕,不是少数人的富裕,也不是整齐划一的平均主义,要分阶段促进共同富裕。

基于中国实际,已有不少学者从数字普惠金融出发探究推进共同富裕的路径,对于数字普惠金融与共同富裕的关系,当前学界关注点主要集中在三个方面。

第一个方面是数字普惠金融对表征社会公平的城乡、区域收入分配与差距影响研究。这类研究基本达成数字普惠金融可以缓解收入不平等现象的共识。在互联网快速发展的信息时代,数字普惠金融依据数字优势迅速扩大了金融服务的覆盖广度,企业和居民的生产活动可以打破壁垒低门槛获得金融资源支持,发挥减贫效应。从城镇与农村收入差距的角度出发,宋晓玲(2017)基于互联网金融服务的视角,实证检验得到数字普惠金融的发展可以显

著缩小城乡收入差距。刘锦怡和刘纯阳(2020)提出数字普惠金融不仅能促进金融可得性,直接缓解农村贫困,还可以通过增加经济机会,间接缓解农村贫困。从家庭收入差距角度出发,张勋等(2019)认为中国的数字普惠金融不但在落后地区的发展速度更快,而且显著地提升了家庭收入,能够促进低物质资本和低社会资本家庭的创业行为,进而促进中国的包容性增长。在数字普惠金融可以缓解收入不平等现象的共识上,仍有不少学者提出其数字化发展阻碍了城乡收入差距的缩小。由于数字普惠金融的数字特性依赖于地区数字化基础设施建设程度,同时,当前中国各地区数字化建设存在差距,从而导致各地区数字普惠金融发展速度差异较大。王修华和赵亚雄(2020)提出数字金融发展存在“马太效应”,收入不平等现象会因此加深。数字经济时代,电子和信息产品接受能力差的老年人口等弱势群体在飞速发展的互联网面前失重感强烈,陈平和王书华(2022)指出数字鸿沟的存在加剧了老年人口的多维相对贫困,并削弱了数字普惠金融对老年人口多维相对贫困的减缓作用。

第二个方面是数字普惠金融对表征物质富裕的经济增长影响研究。此类研究主要得出两种观点。一种观点认为数字普惠金融可以推动经济增长。数字普惠金融发展促进了技术创新和地区创业(钱海章等,2020),同时,以数字普惠金融为代表的金融科技发挥资源配置效应通过提升传统金融服务实体经济的能力,推动经济高质量发展(薛莹和胡坚,2020)。此外,基于数字普惠金融和经济增长的空间相关性,在空间视角下,数字普惠金融对经济增长的促进作用依旧成立(褚翠翠等,2021)。

第二种观点认为数字普惠金融对经济增长的影响存在阶段性变化。詹韵秋（2018）肯定数字普惠金融增加家庭消费、政府投资、信贷支持和经济稳定性的同时提出数字普惠金融与经济增长的数量和质量之间存在“U型”和“倒U型”关系，过度发展数字普惠金融可能会导致过高的存贷款利差、商业银行“惜贷”行为以及制度盲区的出现，危害经济发展。在政府参与视角下，张珍花和杨朝晖（2022）认为数字普惠金融、财政支出对经济高质量增长都存在最优促进作用，呈现出“倒U型”的非线性关系。

第三个方面是数字普惠金融对共同富裕的综合影响研究。总体上，学者们认同数字普惠金融秉承了普惠金融的“普惠”目的，并巧用数字科技工具放大了这种金融服务百姓的特性，由此产生的增加创业效应、提振消费效应、技术创新效应、资源配置效应等使得经济体内总体共享发展程度提高、经济发展更上新台阶，有益于我国共同富裕的建设（刘心怡等，2022）。在数字普惠金融促进共同富裕的共同认知下，学者们就影响的异质性展开讨论。张金林等（2022）运用微观家庭数据验证了创业活跃度的提升是数字普惠金融提高共同富裕水平的重要路径，并发现在偿债能力低、金融市场参与度低及处于农村地区的家庭中，数字普惠金融的“马太效应”更明显，削弱了其对共同富裕的作用。杨玉文和张云霞（2022）发现，就地理位置而言，数字普惠金融对西部地区共同富裕的促进作用更显著于东部和中部地区，就人文特征而言，其对民族地区共同富裕的边际效用高于非民族地区。

梳理以上文献可得，数字普惠金融

对共同富裕的影响已有了较为丰富的研究成果，但在空间视角下，对数字普惠金融和共同富裕的探讨仍然存在可补充延展之处，本文的边际贡献在于，第一，研究视角和方法的补充。从空间视角出发，利用空间计量模型探索数字普惠金融对共同富裕的影响、作用机制和空间溢出效应，着重分析空间影响。第二，作用路径的补充。提出了数字普惠金融赋能共同富裕存在的遮掩效应，即金融资源配置效率优化路径。本文从以上两个方面为此类研究补充空间角度下的经验证据。

三、理论分析和假设提出

（一）空间视角下数字普惠金融对共同富裕的综合影响

从数字普惠金融发展视角来看，当前，其发展仍然依赖于实体经济和传统金融的发展水平，而实体经济个体往往会因为地区要素禀赋和营商环境的差异趋向某一片相同区域，宽松环境和高资金需求的地区也会形成金融机构的自发聚拢，故而数字普惠金融呈现出很强的空间集聚性（郭峰等，2020）。从区域经济联动来看，地区之间存在资本、技术、劳动力和数据等要素流动，距离相近的地区具有相似的投资和产业结构，经济联系较强；从改善收入差距和提高社会公平的政府治理来看，距离相近的地区具有类似的人文风俗，相互借鉴治理经验和方法的可能性较大。故而共同富裕在空间上会呈现出一定的聚合性。从空间视角出发探索数字普惠金融对共同富裕的影响，一方面考虑相同地区二者的关系，另一方面考虑数字普惠金融对共同富裕的空间溢出效应。

关于数字普惠金融，采用黄益平等



(2018)提出的有关数字金融的定义,数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式。关于共同富裕,采用郭文伟等(2023)的解释,共同富裕是共同度子系统和富裕度子系统二者协调发展、相互促进的结果。其中,共同度衡量的是贫富差距及公共服务质量和公共环境的优劣,富裕度衡量的是居民的生活物质富裕程度和精神丰盈程度。

从共同度来看,数字普惠金融有利于缩小社会公平和共享发展。数字普惠金融的发展使得小微企业、农村居民和无工作青年等生产活动主体获得信贷支持的可能性增大,经营过程中资金链断裂风险降低,创业启动资金来源更广,居民收入增加,贫困现象减少。数字普惠金融对低收入人群的高边际效用加快了低收入居民的收入增长速度,缩小居民收入差距。此外,数字普惠金融的增收作用以及因此带动的消费会提高政府税收(梁晓琴,2020),政府将有更多资金投入地方基础设施建设和改善公共服务等民生项目。尽管存在“数字鸿沟”,但周利等(2020)认为数字普惠金融发展表现为“数字红利”,有益于城乡收入差距的缩小,而持续提高个体受教育水平可以助其跨越“数字鸿沟”。

从富裕度来看,数字普惠金融有利于提高社会物质富裕和精神富裕。数字普惠金融在大数据和互联网的支持下能更好地解决普惠金融中的道德风险和逆向选择难题,其资源配置效应提高了资本的利用率,中小企业和新兴产业的创新活动、居民创业活动可以更快速地得到资金支持和补充,社会整体生产和消费氛围活跃,产业结构转型获得内在催化动力(唐文进等,

2019)。此外,数字普惠金融会加速金融市场对外开放与合作,推动国际贸易和对外投资,夯实经济高质量发展的对外条件(姜松和周鑫悦,2021)。经济收入增加,居民将拥有更多的资金为子女提供更好的教育,更多的闲暇时间实现自我提升,社会精神富裕水平提高。

共同富裕是共同度和富裕度相互作用、协调一致的结果,结合共同度和富裕度的作用,本文提出第一个研究假设:

H1:数字普惠金融可以促进共同富裕水平的提升。

数字普惠金融的发展过程中存在资本流动效率提升(张海军和黄峰,2023)和劳动力的趋利流动(马述忠和胡增玺,2022)。其中,研发资本和研发人员的流动会带动知识经验和创新成果在地区之间的学习和模仿,地方的技术创新效应会由于研发要素的流动惠及其相邻地区,相邻地区企业和社会的全要素生产率会因技术引进和变革得到提高。同样地,地方的数字普惠金融发展经验通过人员交流、互联网传播等形式为相邻地区提供可靠的实践数据和应用模式,相邻地区可以结合当地实际情况快速借鉴与应用,提升地区的社会公平和共享发展程度。此时,数字普惠金融对共同富裕的影响呈现正向的空间溢出效应。

然而,不同地区要素禀赋不一,数字普惠金融的发展程度也存在差异。资本、劳动力、数据等生产要素会自发地流向数字化基础设施较好、经济发展机会较多的地区,相邻地区之间存在较强的要素竞争关系,当两地数字普惠金融发展程度相去甚远时,要素净流出方的经济和社会发展会受到较为严重的侵害。此时,数字普惠

金融对共同富裕的影响呈现负向的空间溢出效应。

总的来说，地方数字普惠金融对共同富裕的作用对相邻地区的经济发展和社会公平会有一定程度的影响，但影响方向取决于两股相悖力量的对抗结果。基于以上分析，本文提出第二个研究假设：

H2：数字普惠金融对共同富裕的影响存在空间溢出效应。

（二）数字普惠金融对共同富裕的影响机制探索

1. 基于金融资源配置视角

数字普惠金融可以优化金融资源配置效率。鄢萍（2012）指出资本市场的各种不完美性会导致资本在企业间不能够以资本边际产出相等的原则进行配置，从而导致资本错配。例如信贷市场存在固有的金融体制缺陷，国有大型银行往往更青睐于国有企业，财务信息披露不全或不具备抵押物的民营企业面临较高的融资壁垒，资金成本高于国有企业，这会导致金融资源配置的非效率状态（周煜皓等，2014）。再者，金融机构与企业之间的信息不对称使得金融机构放贷时“左顾右盼”，部分金融资源利用率高的企业得不到资金，市场金融资源配置效率受损。

数字普惠金融的出现和发展为提高金融资源配置效率提供了一种新思路。数字普惠金融依托互联网、大数据和云计算发挥其数字特性和普惠属性，降低金融机构交易费用的同时能有效缓解信息不对称，为放宽企业融资约束和提高企业金融服务可获得性创造空间（梁琦等，2020），进而缓解信贷市场的“所有制歧视”和“规模歧视”（马芬芬等，2021），金融资源错配现象减少，金融资源配置效率实现优化。

更进一步地，探讨金融资源配置效率的提高对实现共同富裕的影响。从共同度来看，效率与公平的不可兼得性凸显。数字普惠金融提高金融资源配置效率将有利于高金融资源利用率的企业和行业低门槛获得发展资金，资金会更多地集中在金融、房地产等资本边际产出高的企业和行业中。尽管金融资源和金融服务可及性随着数字普惠金融发展增强，但金融资源配置结构问题依旧横亘在前，金融结构、要素禀赋结构与企业融资特征的错配会加剧人与人、地区与地区之间的居民收入差距（周传豹，2017），故而金融资源配置效率的提高有碍于社会公平与共享发展。从富裕度来看，金融资源配置效率的提高会对全要素生产率产生重要正向影响，进而促进经济增长（安强身和姜占英，2015）。在经济发展的稳定性上，冯锐等（2022）指出，优化金融资源配置效率有助于显著改善地方系统性金融风险。考虑经济增长和稳定，金融资源配置效率的提高有利于社会财富的积累。结合两方面作用，数字普惠金融通过优化金融资源配置效率对实现共同富裕的影响取决于，数字普惠金融快速发展的环境下金融资源配置效率对共同富裕两个子系统作用力量的对抗，于此提出由假设 H3a 与备择假设 H3b 相反假设组成的第三个研究假设：

H3a：数字普惠金融通过优化金融资源配置效率促进共同富裕水平的提升。

H3b：数字普惠金融通过优化金融资源配置效率阻碍共同富裕水平的提升。

2. 基于创业活跃度视角

数字普惠金融能有效激发地区的创业活力。地区创业势头强劲离不开政府政策的支持、宽松的营商环境和良好的金融发



展等多种创业激励, 其中良好的金融发展是为创业活动提供充裕资金的前提, 而传统金融中设立的高融资门槛令许多潜在创业者望而却步, 数字普惠金融的出现改变了这一局面。相较传统金融, 依托于互联网和大数据的数字普惠金融不仅扩大了金融服务的受众群体, 且降低了小微企业风险评价的成本, 不受实体金融机构青睐的欠发达地区能利用互联网享受快捷的金融服务, 金融机构凭借大数据信息更愿意解决小微企业的“融资难”问题, 创业行为发生和延续的可能性都得到了提高, 此外, 数字金融的技术创新效应为创业勾勒了美好蓝图, 当下, 多样的数字技术应用场景催生了各类新兴行业, 创业机会大增(谢绚丽等, 2018)。

进一步观察, 数字普惠金融增加的地区创业活跃度有助于共同富裕水平的提高。从共同度来看, 首先, 创业活动催生大量劳动需求吸纳剩余劳动力, 多样化劳动者收入来源以提高居民收入; 同时, 创业者创业具有示范效应, 能鼓动周围的创业热情形成创业集聚; 最后, 创业能促进医疗、教育和社会保障体系惠及常常被排除在城市、企业等福利体系的农业劳动者(李政和杨思莹, 2017)。从富裕度来看, 创业活动通过适应和创造市场需求以挖掘新的经济增长点、促进企业树立“逆水行舟, 不进则退”的竞争意识, 形成良好竞争氛围、打破原有组织的惯性, 描绘一种知识溢出和商业化的新机制来促进经济的整体增长(方世建和桂玲, 2007)。综合来看, 数字普惠金融产生的创业效应可以改善收入不平等和刺激社会加速财富创造, 有利于实现共同富裕。基于以上分析, 本文提出第四个研究假设:

H4: 数字普惠金融通过创业效应促进共同富裕水平的提升。

四、研究设计

(一) 数据说明与变量选取

1. 数据说明

基于数据可获得原则, 本文选取除中国香港特区、澳门特区和台湾以外的中国31个省(自治区、直辖市)作为研究对象, 研究时期为2011—2020年。本文使用的数字普惠金融指数指标来源于郭峰等(2020)的《北京大学数字普惠金融指数》, 其他变量主要来源于国家统计局网站、各省(市)统计年鉴、EPS(Easy Professional Superior)数据平台及中国知网的中国经济社会大数据研究平台。为减少量纲影响, 增加实证结果可观性, 本文对非比值类数据进行对数化处理, 并将部分变量等比放大与缩小; 针对数据查找过程中存在的数据缺失现象, 本文采用线性插值补齐方式处理。

2. 变量选取

文章在实证分析过程中使用的变量如表1所示。

(二) 共同富裕评价指标体系

共同富裕内涵丰富, 具体表现在居民收入和消费差距的缩小、社会公共服务的日益完善、人民的物质生活及精神生活得到极大改善和充盈, 参考郭文伟等(2023)提出的共同富裕指标体系, 本文选取中国31省(自治区、直辖市)指标, 利用熵值法计算共同度子系统和富裕度子系统的得分, 赋予共同度和富裕度子系统相同的一半权重后, 进一步利用协调耦合模型测度省际共同富裕程度。具体的共同富裕指标体系如表2所示。

表 1 变量和指标选取

	变量选取	指标选取
被解释变量	共同富裕 DCP	共同度和富裕度熵值-协调耦合得分值
	共同度 CS	共同子系统熵权法得分值
	富裕度 PS	富裕子系统熵权法得分值
	共同和富裕子系统耦合度 CCP	共同和富裕子系统耦合得分值
	共同和富裕子系统协调度 TCP	共同和富裕子系统协调得分值
	共同富裕 CPS	共同度和富裕度几何加权平均得分值
解释变量	数字普惠金融 DIF	北京大学数字普惠金融指数对数
	覆盖广度 COVER	覆盖广度对数
	使用深度 DEPTH	使用深度对数
	数字化程度 DIGITAL	数字化程度对数
控制变量	城镇化程度 URBAN	城镇化率 /10
	产业结构 INS	第三产业比重 /10
	教育水平 EDU	普通高中师生比 /10
	人口规模 POPUL	区域总人口对数
	基础设施建设水平 INFRAST	地区铁路和公路总里程数 / 地区面积
	经济规模 GDP	地方生产总值对数
中介变量	创业活跃度 ENT	私营企业和个体工商户户数对数
	金融资源配置效率 FA	由基于 DEA 的 Fare-primont 方法构造，取放大 100 倍后数值的对数

表 2 省际共同富裕综合指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	三级指标说明	指标属性
共同度子系统	同一度	收入基尼系数	参考陈昌兵 (2007) 做法计算	-
		城乡人均消费支出比	城镇人均消费支出 / 农村人均消费支出	-
	共享度	医疗水平	每千人执业 (助理) 医师数对数	+
		城市设施水平	用城市用水普及率、城市燃气普及率、城市人均公园绿地面积对数、城市每万人拥有的公共汽车数对数和城市人均道路面积对数五个指标，使用熵值法计算综合指标	+
		水质量	污水处理率	+
		空气质量	空气质量好于及达到二级的天数对数 (以省会城市数据代替全省数据)	+
		政务服务	每百万人民政机构人数对数	+
富裕度子系统	物质富裕	人均 GDP	以 2001 年为基期，用 GDP 平减指数消除通胀的人均实际国内生产总值对数	+
		恩格尔系数	人均食品支出 / 人均消费总支出	-
	精神富裕	文化事业费占财政支出比重 (%)	人均文化事业费 / 人均财政支出	+
		人均文教娱乐消费占人均消费比重 (%)	人均文教娱乐消费 / 人均消费支出	+



（三）金融资源配置效率和创业活跃度的测度方法

在讨论数字普惠金融对共同富裕的影响时，前文提出进一步挖掘地区金融资源配置效率和创业活跃度两条作用路径，此处将简述中介变量的指标测度方法。

第一，参考王晓莉等（2008）构建的金融资源配置指标体系，以存贷比作为投入指标，以实际GDP、金融机构各项存款余额、金融机构各项贷款余额和金融机构各项贷款余额/GDP作为产出指标，利用Fare-primont方法计算金融资源配置程度，数值越高则表明金融资源配置效率越高。

第二，选取私营企业和个体工商户户数对数来衡量地区创业活跃度。私营企业和个体就业的人数越多，该地区的创业活跃度越高。

五、实证分析^①

（一）变量的描述统计分析

文中主要变量的描述性统计如表3所示。整体而言，我国共同富裕程度在时间线上呈现稳定上升的趋势，表3中共同富裕指标均值为0.735，最大值和最小值相去甚远，这说明我国省际共同富裕程度参差不齐，省份与省份之间共同富裕程度存在一定差别。就富裕度子系统和共同度子系统来看，表3中表征富裕度的CS变量最大值和最小值跨度高达0.83，说明省份之间富裕程度差距较大，相比之下，省份之间共享发展均衡程度稍胜一筹（变量PS最大值与最小值相差0.673）。就子系统之间相互作用和协调一致而言，表征子系统

耦合度的变量CCP均值高达0.988，表明共同和富裕的相互作用力度较为强烈，而表征子系统协调度的变量TCP均值0.553也不低，这表示共同富裕子系统之间的良性互动多，说明我国注重经济建设的同时，也致力于提高社会公平和平等，二者相辅相成。

数字普惠金融发展程度逐年增高，但不同地区之间的数字普惠金融依旧沟壑纵深，东部地区和西部地区的区别最大。从数字普惠金融的覆盖广度、数字化程度和使用深度中覆盖广度均值最小方差最大的数据事实来看，可以推测出由于地区差异和人口结构差异，不同区间数字普惠金融推广存在不一样的难度。

（二）空间视角下数字普惠金融对共同富裕的影响

在空间视角下厘清数字普惠金融对共同富裕的作用，首先要判断变量是否存在空间依赖性。基于地理距离空间权重，利用全局Moran指数对数字普惠金融以及共同富裕指数进行空间自相关检验。

表4结果表明，2011—2020年中国数字普惠金融指数和共同富裕指数的全局Moran's I均显著为正数，这说明数字普惠金融和共同富裕指数都存在一定的空间依赖性，具体表现为空间上的高-高、低-低聚集。数字普惠金融的全局Moran's I在2014年前相对稳定，自2015年开始逐步上升，这说明位于高数字普惠金融发展程度地区附近的省份加快了其数字普惠金融发展，二者差距在缩小。此外，从共同富裕的全局Moran's I走势来看，2011年至2020年期间，我国省际共同富裕的空间集

^① 实证模型的构建说明、全局Moran指数计算方法、表3至表11，见增强出版，中国知网—《金融市场研究》。

聚性出现下降趋势，这表明我国省际共同富裕原有的高高-低低聚集空间格局正在发生改变，可能的解释为：在大力推进乡村振兴战略、西部大开发战略、吹响脱贫攻坚胜利号角的十年间，尽管我国省际共同富裕整体呈现上升趋势，但由于存在经济结构和政策制度差异，省与省之间共同富裕的相关度在下降。

参考 Elhorst (2014) 做法，SDM 模型涵盖了 SAR 模型和 SEM 模型，在实证分析中需要分辨 SDM 模型能否被简化为 SAR 模型和 SEM 模型。本文先利用 SDM 模型进行基准回归，表 5 结果显示，Hausman 检验判定模型适用固定效应，比较时间固定效应模型、空间固定效应模型和时空固定效应模型的 LR 检验结果，选定时空固定效应模型。其次，利用似然比检验 (LR) 和 Wald 检验的检验结果作为评判依据，如果 LR-SAR 检验结果显著，那么 SDM 模型不能被简化为 SAR 模型，LR-SEM 检验结果显著则表示 SDM 模型不能被简化为 SEM 模型、Wald-SAR 和 Wald-SEM 结果同理。表 5 指出，在 LR 检验和 Wald 检验中，SDM 模型不能被简化为 SAR 模型和 SEM 模型，结合检验结果以及 SDM 模型的更高形式性，本文认为选用 SDM 模型是合适的。

观察表 5 回归结果，由第 (1) (3) (5) 列可知，在地理距离权重下的空间杜宾模型中，数字普惠金融对共同富裕的主效应 [表 5 第 (1) 列数字普惠金融的 Main 系数 0.095]、涵盖主效应和反馈效应 (直接效应与主效应系数之差，指地方数字普惠金融对其他地区共同富裕的影响又反过来作用在当地共同富裕上，此处反馈效应系数为 -0.010) 的直接效应 [表 5 第 (3) 列

数字普惠金融的 Direct 系数 0.085] 以及涵盖直接效应和间接效应 (邻近地区的数字普惠金融对本地共同富裕的影响) 的总效应 [表 5 第 (5) 列数字普惠金融的 Total 系数 0.244，指某地区数字普惠金融对所有地区共同富裕的平均影响] 均显著为正，这说明在空间视角下，数字普惠金融的稳步发展可以为共同富裕程度的持续提高做出有力贡献，假设 H1 成立。

表 5 第 (2) 列结果表示，数字普惠金融的空间滞后项对共同富裕存在显著的促进作用 (系数为 0.404)，这揭示了某地数字普惠金融对共同富裕的作用会受到其相邻地区的数字普惠金融程度的影响。进一步观察，表 5 第 (4) 列间接效应结果 (数字普惠金融的 Indirect 系数 0.158) 表示数字普惠金融对共同富裕的影响存在显著的正向空间溢出效应。假设 H2 成立。从理论上来看，一方面，某地区数字普惠金融发展程度越高，在金融资源合理配置，融资环境相对宽松的情况下，该地区社会生产活动活跃，创新产能快速上涨，对周围地区生产要素需求提高，人才、资本等关键要素流动增加，带动周围地区经济发展，提高周围地区居民收入；另一方面，某地区数字普惠金融的发展有利于缩小当地居民收入差距，为周围地区缓解收入不平等起到示范作用，通过模仿学习，周围地区政府因地制宜，为其居民提供更好的数字金融发展政策，为减少收入差距谋途径。而整体上，数字普惠金融发展程度不一的相邻地区竞争有限资源产生的负向影响与数字普惠金融对相邻地区产生的知识溢出和经验借鉴等正向影响相比，积极的空间溢出效应更强烈，这样，某地数字普惠金融的发展就实现了对相邻地区共同富裕程



度的提升。

为进一步分析数字普惠金融对共同富裕的具体影响,首先,本文将共同富裕系统中的共同度子系统得分、富裕度子系统得分、子系统协调度得分与耦合度得分分别作为被解释变量,利用地理距离权重矩阵下的空间杜宾模型进行实证分析,结果如表6所示。表6第(1)列和第(2)列显示,数字普惠金融的发展程度越高,越有利于社会共享发展水平和物质及精神财富的积累,其他地区的数字普惠金融的应用发展也会对本地的社会公平和经济增长发生正向促进作用。相比之下,数字普惠金融对表征社会公平和收入平等的共同度子系统作用更强烈,贯彻体现其缩小人群收入差距的普惠特征。系统耦合度不分利弊地指代系统双方的相互作用强弱,系统协调度代表系统相互作用中良性耦合的大小。表6第(3)列和第(4)列显示,数字普惠金融会加强共同度和富裕度子系统固有的相互联系以及协调状况,其他地区的数字普惠金融发展也积极地影响了当地的共同富裕子系统之间的互相联系与协调一致,比较之后发现,数字普惠金融更有力地促进了子系统之间的协调度。

其次,本文将数字普惠金融的覆盖广度、数字化程度和使用深度分别作为解释变量替换空间杜宾模型中的数字金融变量,探讨数字普惠金融子维度分别对共同富裕产生什么样的影响,结果如表7所示。表7第(1)(2)列和第(3)(4)列显示,随着本地和相邻地区数字普惠金融推广发展的范围逐渐扩大,本地的共同富裕程度随之加深;同时,本地和相邻地区的数字普惠金融应用场景越深入百姓生活服务,本地的共同富裕程度也越高,且其间作用

强度略高于覆盖广度。数字普惠金融产品提高了居民的理财收益,提供便捷的保险服务为居民的财产和人身安全兜底,同时还可较为快捷地贷出资金,支持创业创新活动,提高了地区整体共同富裕程度。表7第(5)(6)列显示,本地和相邻地区经济中的数字化程度越高,本地共同富裕受到的抑制作用却越强烈,进一步在表7第(7)(8)列探析数字化程度的提高对共同富裕的共同度子系统和富裕度子系统的作用,发现数字化程度对本地共同富裕的削弱作用主要集中其对本地的抑制上。

可能的解释在于:数字化程度指的是支付的移动化和便利化、贷款利率的实惠化和消费贷款信用化,而其作用的发挥很大程度上与居民数字金融服务的使用频率与可及性相关。李牧辰等(2020)认为相比城镇居民,农村居民利用数字金融进行支付和贷款的频率更低,现金交易和直接借贷在农村占比依旧不低,城镇居民从数字化程度的提高中得到的福祉更多,数字化程度的发展扩大了城乡收入差距;此外,何宗樾等(2020)指出,女性或老年人等特定群体若接触不到互联网,会因数字金融的发展被挤占就业机会,也难获得其发展带来的收入溢入效应,从而提高贫困发生率。另一方面,观察到数字化程度的提高不利于地区财富的积累,可能的解释在于:尽管数字化程度的发展倡导的是低成本,但就现实来看,数字金融产品贷款利率普遍较高,这可能会导致居民收入下降(杨伟明等,2020)。为进一步验证数字化程度加深对共同富裕的负向影响,更换不同空间权重后重新对模型进行估计,结果如表8所示。表8显示,不同空间权重下,

地区数字化程度加深始终对共同富裕的实现产生抑制作用。综上，本文认为数字化程度的加深最终表现为不利于共同富裕水平提高。

（三）内生性检验与稳健性检验

为有效控制内生性，本文利用广义空间最小二乘法即 GS2SLS 对模型进行估计，在地理距离空间权重矩阵下，得到估计结果如表 9 第 (1) 列所示。新的估计结果中，空间视角下数字普惠金融依旧对共同富裕呈现显著的正向促进作用，这表示在考虑内生性后，地区数字普惠金融的发展能有效提升当地共同富裕水平的结论依旧是成立的。

为验证地理距离空间矩阵下数字普惠金融对共同富裕影响的稳健性，本文于此进行稳健性检验。第一，更改被解释变量。参考人类发展指数的构建方式，本文将共同度和富裕度子系统得分进行加权几何平均得到新的共同富裕得分，替代熵值-耦合协调模型的共同富裕指数作为被解释变量放入空间杜宾模型中，得到的结果如表 9 第 (2) 列所示。新模型中，本地数字普惠金融对共同富裕的促进作用依旧显著，同时，其他地区的数字普惠金融发展可以有效提升本地共同富裕水平，正向空间溢出效应显著。第二，剔除直辖市样本。剔除北京、天津、上海、重庆的样本，重新估计原模型中的变量系数，得到的结果如表 9 第 (3) 列所示。地方数字普惠金融发展有利于当地共同富裕的实现，但正向的空间溢出效应不成立。第三，更改空间权重矩阵。将 31 省（自治区、直辖市）的地理距离矩阵替换成相应的经济距离矩阵、经济地理距离矩阵和邻接矩阵，比较各权重矩阵下空间计量模型适用性后，一致选用

SDM 模型，最后回归结果如表 9 第 (4) (5) (6) 列所示。三种空间权重矩阵下，数字普惠金融对共同富裕的正向影响依旧存在，其空间滞后项系数也均正向显著，但邻接矩阵空间权重下，空间溢出效应并不成立。

结合以上的稳健性检验，本文综合认为，地方数字普惠金融对其共同富裕进程存在促进作用以及空间溢出效应的结论是稳健可信的。

（四）作用机制与异质性分析

为探讨数字普惠金融影响共同富裕的作用机制，本文依据模型 (6) 在地理距离空间权重下利用逐步检验法实证检验金融资源配置效率和创业活跃度的中介效应，结果如表 10 所示。表 10 第 (1) 列为数字普惠金融对共同富裕的影响，前文已经展开了详细的分析，此处不再赘述。

表 10 的第 (2) 列显示，数字普惠金融发展可以在 1% 的置信水平上显著提高当地金融资源配置效率，金融资源更快地配置到高资金利用率部门。表 10 的第 (3) 列显示，金融资源配置效率的优化显著阻碍了共同富裕水平的提高（变量 FA 系数为 -0.052），其对社会公平和共享发展的抑制作用强于对经济增长的促进作用，并最终表现为抑制共同富裕的实现。同时，金融资源配置效率的优化在数字普惠金融对共同富裕之间表现为遮掩效应（金融资源配置效率 FA 系数显著为负，数字普惠金融 DIF 系数显著为正且相比基准回归系数增大，间接效应与直接效应的比值绝对值为 6.29%），即数字普惠金融提高了金融资源配置效率，进而抑制了共同富裕水平的提高，但整体而言，数字普惠金融对共同富裕的促进作用没有变。



综上所述, 数字普惠金融通过优化金融资源配置效率阻碍了共同富裕的实现, 研究假设 H3b 成立。

表 10 的第 (4) 列表示, 数字普惠金融发展能在 1% 的置信水平上显著提高当地的创业活跃度。从表 10 的第 (5) 列得出, 创业效应在数字普惠金融与共同富裕之间充当部分中介效应 (创业活跃度 ENT 和数字普惠金融 DIF 系数均显著为正且 DIF 系数变小, 间接效应与总效应比值为 16.56%), 从共同度来说, 数字金融依托其创业效应提高了劳动者的增收能力, 缩小了居民的收入差距, 发挥“普惠”功能; 从富裕度来看, 创业者的创业活动创造大量就业岗位, 大众创业加重了企业的发展危机感, 使其保持创新发展的动力, 进一步实现经济的向上增长。因此, 数字普惠金融通过增加创业活跃度提高共同富裕水平。

综上, 数字普惠金融通过提高创业活跃度促进共同富裕的实现, 假设 H4 成立。

数字普惠金融对共同富裕的影响会因经济基础有所不同, 故而本文以 2011—2020 年 10 年间各省份国民生产总值年度均值的中位数作为参照, 大于该中位数视为经济规模较大的省份, 小于该中位数视为经济规模较小的省份, 再次以数字普惠金融作为主要解释变量, 共同富裕作为被解释变量进行回归, 探索该影响中的异质性, 回归结果如表 11 所示。

对比表 11 第 (1) (2) 列主回归数字普惠金融项系数, 发现无论经济规模的大小如何, 数字普惠金融对共同富裕始终呈现显著的促进作用, 但这种促进作用在经济规模较小的地区中略强于经济规模较大的地区。数字普惠金融的 Wx 空间项和

Indirect 空间间接效应项均表示, 在经济规模较小的地区, 数字普惠金融呈现显著且更强的正向空间溢出作用, 而经济规模较大的地区空间溢出作用则不明显。经济规模较小的地区产业发展空间大, 数字普惠金融为当地带来的创业增收效应更大, 相邻地区数字普惠金融发展带来的知识溢出和经验借鉴为经济规模较小的地区取得的社会公平和经济效应更明显。

六、研究结论与政策建议

本文基于中国 31 个省 (自治区、直辖市) 的空间面板数据, 运用空间杜宾模型和中介效应, 从空间视角出发探讨了数字普惠金融对共同富裕的影响效应及其空间溢出效应, 考察了金融资源配置效率优化和创业效应作用机制以及经济规模异质性。最终研究结论表明。①空间视角下, 数字普惠金融对共同富裕的发展进程存在明显的助推作用, 具体表现为其对社会共享发展程度、物质和精神富裕、共同度和富裕度子系统的相互作用和协调一致的促进作用; 随着地区数字普惠金融覆盖广度、使用深度程度的提高, 当地共同富裕水平逐步攀升, 而其数字化程度的提高则相反; 这种正向作用在经济规模较小的地区表现更强烈。②地方数字普惠金融在加快当地共同富裕实现进程的同时存在正向的空间溢出效应。地区共同富裕水平的提升与其经济和地理上联系紧密地区的数字普惠金融发展息息相关。③数字普惠金融能通过创业效应促进共同富裕水平的提升, 而金融资源配置效率的优化则在数字普惠金融与共同富裕之间存在遮掩效应。

结合以上结论, 就如何充分发挥数字普惠金融扎实推动共同富裕建设提出以下

几点政策建议。第一，数字普惠金融可以作为扎实推动共同富裕的一个着力点。随着数字金融的繁荣，其对共同富裕的促进作用增强，因此地方政府应加大数字普惠金融发展力度，给予更多政策倾斜和支持，但要持续关注数字化程度对共同富裕的负向影响，通过提高地方教育文化水平和向特定群体普及电子产品使用知识等多种手段，探索缩小“数字鸿沟”的对策，让数字普惠金融能够充分凸显其“普惠性”的特点。第二，促进区域之间在经济、政治、

文化等方面的学习交流与合作，努力扩大周围地区数字普惠金融对自身共同富裕的正向空间溢出。借鉴数字金融发展程度好、效益高地区的成功经验，结合自身优势，因地制宜发展数字普惠金融。第三，充分利用数字普惠金融的创业效应，出台更多支持创业的优惠政策，给予地区创新创业活动宽松的生长环境；关注金融资源配置效率的提高与社会公平的不可兼得性，提高金融资源配置结构的社会公平性。■

学术编辑：卢超群

参考文献

- [1] 安强身,姜占英.金融资源配置效率、TFP变动与经济增长——来自中国的证据(2003—2013)[J].金融经济研究,2015,30(03):14-23.
- [2] 陈昌兵.各地区居民收入基尼系数计算及其非参数计量模型分析[J].数量经济技术经济研究,2007(01):133-142.
- [3] 陈平,王书华.数字普惠金融、数字鸿沟与多维相对贫困——基于老龄化的视角[J].经济问题探索,2022(10):173-190.
- [4] 褚翠翠,佟孟华,李洋,等.中国数字普惠金融与省域经济增长——基于空间计量模型的实证研究[J].经济问题探索,2021(06):179-190.
- [5] 方世建,桂玲.创业、创业政策和经济增长——影响途径和政策启示[J].科学与科学技术管理,2009,30(08):121-125.
- [6] 冯锐,郑伟钢,张少华.金融资源配置效率对地方系统性金融风险的影响研究[J].学术研究,2022(05):98-105.
- [7] 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(04):1401-1418.
- [8] 郭文伟,罗冰莹,林晓波,等.房价泡沫是实现共同富裕道路上的“绊脚石”吗?——基于中国90个大中城市的实证检验[J].南方金融,2023(04):3-18.
- [9] 何宗樾,张勋,万广华.数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J].统计研究,2020,37(10):79-89.
- [10] 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),2018,17(04):1489-1502.
- [11] 姜松,周鑫悦.数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究[J].金融论坛,2021,26(08):39-49.
- [12] 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),2020,20(03):132-145.
- [13] 李政,杨思莹.创业能否缩小收入分配差距?——基于省级面板数据的分析[J].经济社会体制比较,2017(03):21-32.
- [14] 梁琦,林爱杰.数字金融对小微企业融资约束与杠杆率的影响研究[J].中山大学学报(社会科学版),2020,60(06):191-202.
- [15] 梁晓琴.数字普惠金融对地方税收影响的实证研究[J].审计与经济研究,2020,35(05):96-104.
- [16] 刘锦怡,刘纯阳.数字普惠金融的农村减贫效应:效果与机制[J].财经论丛,2020(01):43-53.
- [17] 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].金融经济研究,2022,37(01):135-149.
- [18] 马芬芬,王满仓.数字金融与金融资源配置[J].金融理论与实践,2021(08):9-19.
- [19] 马述忠,胡增奎.数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角[J].经济学(季刊),2022,22(01):303-322.
- [20] 钱海章,陶云清,曹松威,等.中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J].数量经济技术经济研究,2020,37(06):26-46.
- [21] 宋晓玲.数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J].财经科学,2017(06):14-25.



- [22] 唐文进,李爽,陶云清.数字普惠金融发展与产业结构升级——来自283个城市的经验证据[J].广东财经大学学报,2019,34(06):35-49.
- [23] 王晓莉,韩立岩.基于DEA的中国各地区金融资源分布有效性评价[J].北京航空航天大学学报(社会科学版),2008(04):4-7.
- [24] 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(07):114-133.
- [25] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(05):731-745.
- [26] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557-1580.
- [27] 薛莹,胡坚.金融科技助推经济高质量发展:理论逻辑、实践基础与路径选择[J].改革,2020(03):53-62.
- [28] 鄢萍.资本误配置的影响因素初探[J].经济学(季刊),2012,11(02):489-520.
- [29] 杨伟明,粟麟,王明伟.数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J].上海财经大学学报,2020,22(04):83-94.
- [30] 杨玉文,张云霞.数字普惠金融赋能共同富裕的机制与路径研究[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2023,40(01):123-133.
- [31] 詹韵秋.数字普惠金融对经济增长数量与质量的效应研究——基于省级面板数据的系统GMM估计[J].征信,2018,36(08):51-58.
- [32] 张海军,黄峰.数字普惠金融、要素流动效率与经济协调发展[J].统计与决策,2023,39(04):132-137.
- [33] 张金林,董小凡,李健.数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究[J].财经研究,2022,48(07):4-17.
- [34] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71-86.
- [35] 张珍花,杨朝晖.数字普惠金融对经济高质量增长影响研究——基于政府参与视角[J].华东经济管理,2022,36(04):71-78.
- [36] 周传豹.金融结构错配与收入不平等研究[J].云南财经大学学报,2017,33(02):83-93.
- [37] 周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J].经济学家,2020(05):99-108.
- [38] 周煜皓,张盛勇.金融错配、资产专用性与资本结构[J].会计研究,2014(08):75-80.
- [39] Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J].International Regional Science Review,2014,37(3):389-405.

Enabling Common Prosperity Via Digital Financial Inclusion

GUO Wenwei LUO Bingying

(School of Finance, Guangdong University of Finance and Economics)

Abstract It is often said that a country is considered wealthy when it enriches its people. This paper assesses the impact of digital finance on economic development and the achievement of common prosperity. The study concludes that from a spatial perspective, both the coverage and depth of inclusive digital finance can significantly promote common prosperity. However, the degree of digitalization can also have a negative effect when a "digital divide" is created, leaving a wide gap between those who have achieved prosperity and those who have not. Besides, there is a positive spatial spillover effect and economic scale heterogeneity in the overall promotional effect of digital finance inclusion on common prosperity, especially for regions with smaller economic scales. Digital financial inclusiveness can promote common prosperity largely by increasing entrepreneurial activities, however it can also slightly inhibit common prosperity due to the improvements in the efficiency of financial resource allocation. This article makes several recommendations, such as actively promoting the development of inclusive digital finance, encouraging horizontal social exchanges between regions, supporting entrepreneurship, and paying greater attention to the efficiency of financial resource allocation and social equity.

Keywords Digital Financial Inclusion, Spatial Spillover Effects, Common Prosperity, Efficiency of Financial Resource Allocation; Entrepreneurial Activity

JEL Classification G21 H24 I31