

# 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

张金林<sup>1</sup>, 董小凡<sup>1</sup>, 李健<sup>2</sup>

(1. 中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073; 2. 山东财经大学 金融学院, 山东 济南 250014)

**摘要:**共同富裕是社会主义本质要求,也是全体人民的共同愿景,如何推进共同富裕是当前我国面临的重大问题。文章基于CHFS微观调查数据构建了共同富裕指数,探究了数字普惠金融对共同富裕的影响。研究发现:第一,数字普惠金融能够推进共同富裕,其中创业活跃度的提升是数字普惠金融推进共同富裕建设的重要路径;第二,在偿债能力低、金融市场参与度低以及农村地区的家庭中,数字普惠金融的“马太效应”更加明显;第三,完善数字基础设施、普及数字工具以及提高个体金融素养能够减轻“马太效应”,提升数字普惠金融服务质效,从而推进共同富裕。文章厘清了数字普惠金融在推进共同富裕过程中的作用与路径,为共同富裕建设提供了政策依据。

**关键词:** 数字普惠金融; 共同富裕; 创业活跃度; 马太效应

中图分类号: F061.3; F832.3 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2022)07-0004-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20220316.101

## 一、引言

党的十九大擘画了“到本世纪中叶,我国全体人民共同富裕基本实现”的宏伟蓝图,十九届六中全会也强调“促进共同富裕”。“民惟邦本,本固邦宁”,实现共同富裕不仅是社会主义的本质要求,更是实现中华民族伟大复兴的重要保障。习近平总书记指出“共同富裕是全体人民的富裕”,其目的在于缩小收入差距,提高全体居民的幸福感和公平感。现有研究表明,共同富裕不仅是新发展阶段的体现,也是绝对贫困治理的延伸(檀学文,2020),其概念与包容性增长、共享繁荣等内涵相似,都有提升社会公平和增进居民福祉的含义(万海远和陈基平,2021)。结合我国现实情况,共同富裕是新时代中国特色社会主义的重要探索与目标,强调提升人民福祉,以物质层面为保障,旨在提升居民在经济、社会、文化与环境等层面的既有利益和发展权益(刘培林等,2021)。当前,我国正迈入经济高质量发展阶段,经济体量已跃居世界前列。但改革开放以来,“赶超战略”引致了对粗放型发展的路径依赖,仍存在区域间、城乡间差距较大、中等收入群体占比不高等现实问题(李实和朱梦冰,2018),共同富裕目标的实现可能是长期且艰巨的。因此,如何稳中求进地推进共同富裕进程,是当前亟待解决的重要问题。

收稿日期: 2021-11-23

基金项目: 国家社会科学基金项目“金融科技背景下普惠金融机制与路径研究”(19BJY250); 中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金(202110591)

作者简介: 张金林(1964-),男,湖北蕲春人,中南财经政法大学金融学院教授;

董小凡(1996-)(通讯作者),女,山东潍坊人,中南财经政法大学金融学院博士研究生;

李健(1992-),男,山东文登人,山东财经大学金融学院讲师。

近年来,数字普惠金融迅猛发展,将金融服务范围拓展至弱势群体与落后地区,对消除贫困、缩小收入差距和增进社会公平发挥了关键作用(黄益平和黄卓,2018)。第一,数字普惠金融满足了居民的金融诉求,降低了创业成本,提高了收入水平(谢绚丽等,2018;周天芸和陈铭翔,2021);第二,数字普惠金融通过缓解家庭资源约束,推动了居民保险与教育公平,从而增进了社会公平(Pierrakis 和 Collins,2013;战明华等,2018);第三,数字普惠金融缓解了实体经济部门的信贷约束,推动了实体经济高质量发展,提升了经济增长水平,使居民得以共享经济发展成果(郭峰和王瑶佩,2020;胡联等,2021)。数字普惠金融通过以上三个层面直接或间接地增进了居民福祉,使最广大人民群众共享经济社会发展成果,生活品质得到提升,这为推进共同富裕提供了新的思路。

本文将重点关注数字普惠金融对共同富裕的影响,可能的贡献在于:第一,首次将共同富裕水平细化至个体层面,从微观视角构建了多维耦合的共同富裕水平指标,更加深刻地体现了共同富裕“以人为本”的出发点,对于共同富裕指标体系构建具有重要意义;第二,检验了数字普惠金融对共同富裕在物质、精神和共享层面的推动作用,并发现数字普惠金融能够有效提升创业活跃度,从而推进共同富裕,但对于财务状况较差、金融市场参与度较低以及农村地区的家庭却存在“马太效应”;第三,分析了缓解数字普惠金融“马太效应”的三种渠道,即完善数字基础设施、普及数字工具以及提升个体金融素养,使全体人民平等享有数字红利,最终实现共同富裕。

## 二、理论分析与研究假说

### (一)共同富裕的内涵与数字普惠金融的作用

共同富裕的提出深刻契合我国社会主义的本质要求。共同富裕不是局部富裕,而是代表着经济、文化、政治、环境与社会的全面发展,凸显了我国经济建设的追求。首先,共同富裕是共建的富裕,需要人民群众共同参与(刘培林等,2021),通过发挥广大人民群众的创新、创业积极性,激发我国民营经济活力,从而推动我国经济高质量发展与共同富裕进程;其次,共同富裕是全民的富裕,是“以人为本”为出发点,通过不断完善收入分配制度,缩小城乡间、区域间的收入差距,从而使全体人民共享经济发展成果;最后,共同富裕是多维的富裕,不仅体现为物质的富裕,更应体现为精神文化的丰裕。

数字普惠金融依托于大数据、区块链等技术,降低了服务门槛,提高了金融供给能力与服务质效,从而更好地满足了居民的金融需求(巴曙松等,2020)。从内涵来看,数字普惠金融与共同富裕相辅相成。首先,数字普惠金融的核心目标在于“普”与“惠”。“普”寓意着受众的广覆盖,数字普惠金融基于碎片化场景进行用户信用画像,能够有效降低信用风险,为弱势群体提供高效、便捷、可负担的金融支持(吴雨等,2021),这与“共同”相照应。其次,数字普惠金融的“惠”意味着惠泽于民。在利用数字化技术缓解信息不对称的同时,数字普惠金融还拓展了金融服务边界(邱晗等,2018),通过“涓滴效应”使低收入人群分享到增长红利(张晓晶,2021),真正实现了金融的“机会平等、惠及民生”,这与“富裕”相呼应。从实践内容来看,实现共同富裕需要进一步缩小收入差距、减少社会不平等、注重居民精神文化以及提升基本公共服务等(刘培林等,2021)。而数字普惠金融借助数字化手段加速推进普惠事业的发展,为家庭提供了融资便利,增加了居民的受教育机会,满足了其消费需求(Khaki 和 Sangmi,2017),并缩小了区域间、城乡间的收入差距(郭峰和王瑶佩,2020)。因此,数字普惠金融发展有利于最广大人民群众共享经济社会发展成果,提高生活品质,助力共同富裕目标的实现。由此,本文提出以下假说:

假说 1: 数字普惠金融发展有利于推动共同富裕。

## (二)数字普惠金融对共同富裕的作用机制

激发居民创业活力,发挥民营经济在经济发展中重要的作用,是实现共同富裕的重要路径。第一,民营企业能够解放和发展生产力,创造大批工作岗位,促进社会就业,推进初次分配的公平性;第二,民营企业的纳税以及履行社会责任能够实现二次分配以及第三次分配的作用。截至2020年2月,民营企业为新冠肺炎疫情防控的捐赠额占比达到63%。可见,作为经济发展的重要力量之一,民营经济并非一味地聚敛财富,以数字经济赋能的民营经济实现了“先富”带动“后富”,逐步缩小了城乡、区域以及个体之间的差距,从而有利于实现全民共同富裕。

制约居民创业的最大问题在于得不到有效的金融支持(Han和Hare,2013),而数字普惠金融的特点是为客户提供普惠式金融服务,扩大金融服务的覆盖范围,解决居民的创业信贷约束问题。一方面,由于居民创业的信贷需求往往具有“小而散”、抵押物不足的特点,传统金融机构在安全性与效益性的驱使下,会将有限的金融资源向大中型骨干企业倾斜,导致居民的创业信贷需求得不到满足。而数字普惠金融能够充分利用数字技术长尾化、低成本的优势,有效降低居民创业的融资成本,缓解其创业信贷约束问题,从而促成居民创业(谢绚丽等,2018)。另一方面,作为普通的创业者,居民往往只能从小微企业做起,面临“融资难、融资贵”的问题。而与传统金融服务相比,数字普惠金融不需要借款人提供抵押品,而是针对借款人以往的场景数据进行画像。这能有效解决金融机构与居民之间的信息不对称问题,降低逆向选择风险和道德风险,增强居民信贷可得性(Beck等,2018),从而提升其创业活跃度。同时,现有研究表明数字普惠金融扩大了农村居民的资金来源,缓解了其贫困问题(潘爽等,2020)。金融服务在我国仍然存在城乡二元性,农村居民缺乏金融服务是制约其发展的问题之一(徐忠和程恩江,2004)。而数字普惠金融打破了“地区藩篱”,增加了居民的创业机会,为激发民营经济活力、推进共同富裕提供了坚实的资金保障。由此,本文提出以下假说:

假说2:数字普惠金融能够通过提升居民创业活跃度,激发民营经济活力,从而推动共同富裕。

## (三)数字普惠金融的“马太效应”

数字金融发展过程中存在明显的“马太效应”,即弱势群体受限于金融素养、数字禀赋等,使其面临新型金融排斥,可能导致贫富差距进一步加大,不利于共同富裕目标的实现(王修华和赵亚雄,2020)。通常情况下,数字普惠金融内嵌的现代信息技术突破了地域、时空等方面的限制,提高了金融渗透率和可负担性(黄益平和黄卓,2018),但其数字化运作也对个体的数字资源禀赋提出了更高要求。目前,城乡居民仍存在数字资源禀赋与金融素养差异,使数字普惠金融的作用发挥可能有所不同。首先,数字普惠金融以信息技术手段为媒介,金融产品与服务的触达离不开数字工具。但城乡居民在数字工具普及率上存在一定的差异,可能会导致农村居民面临“数字排斥”,使其所享受的数字普惠金融服务质效大打折扣。其次,数字普惠金融发展以互联网技术为基础,数字基础设施是其发挥作用的重要依托,而城乡间的数字基础设施完善程度存在明显的差异(周天芸和陈铭翔,2021),落后地区个体难以享受数字红利(张勋等,2019),使得城乡居民从数字普惠金融中的获益出现分化。最后,数字普惠金融借助数字化技术破除了城乡居民的金融排斥(张号栋和尹志超,2016),但农村居民的金融素养偏低,城乡民间存在明显的“知识鸿沟”,这可能会导致数字普惠金融对农村居民的提升作用较小。由此,本文提出以下假说:

假说3:“马太效应”可能会削弱数字普惠金融对共同富裕的推动作用。

## 三、研究设计

### (一)变量选取与说明

1. 被解释变量:共同富裕水平(CP)。习近平总书记强调:“共同富裕是全体人民共同富裕,

是人民群众物质生活和精神生活都富裕。”作为社会主义本质要求，共同富裕不仅意味着先进的生产力水平，同时代表着人民的幸福美好生活，共同享有发展成果(刘培林等, 2021)。共同富裕可拆分为“共同”与“富裕”两个层面。“共同”强调公平性,即共同富裕的覆盖广度,并不仅仅是少数人特权,而是全体人民共同享有,尽可能缩小城乡、区域与个体间的差异。“富裕”突出效率性,不仅意味着物质生活的富裕,即“仓廩实、衣食足”,还包含精神文化富足,即“知礼节、知荣辱”。共同富裕并非同时同步的平均主义富裕,而是讲求先富带动后富。现阶段,在各项发展政策的带动下,我国已有部分地区、部分个体实现“先富”,而如何带动“后富”,如何逐步缩小城乡区域差距,则是接下来亟待解决的重大现实问题。

目前,共同富裕指标大多从宏观视角构建,难以体现共同富裕的个体性,且宏观数据主要从省份和国家层面体现共同富裕水平,在一定程度上会模糊个体差异,因而难以体现个体的真实发展状况,而共同富裕要求惠泽于每一个个体。因此,亟需构建一套科学合理的、反映微观个体共同富裕水平的指标体系。

基于此,本文尝试在厘清共同富裕内涵和特征的基础上,从微观层面构建多维耦合的共同富裕指标。对于共同富裕水平的测度,申云和李京蓉(2020)主要分为物质与精神两个维度。本文在此基础上加入了社会共享,更好地体现共同富裕所要求的城乡区域差距的缩小。本文依据马斯洛需求理论,将共同富裕分为基础层级(物质富裕)、提升层级(精神富裕)以及高层级(社会共享)这三个一级指标(见表1)。

表1 共同富裕指标体系

|      | 一级指标          | 二级指标 | 三级指标         | 指标设定  |
|------|---------------|------|--------------|---|
| 共同富裕 | 物质富裕          | 收入   | 人均收入         | 人均可支配收入不低于22408元时赋值为1,否则为0                      |
|      |               |      | 家庭相对收入       | 设定所在省份家庭年收入中位数的40%为相对贫困线,家庭年收入不低于该贫困线时赋值为1,否则为0 |
|      |               | 财富   | 家庭总资产        | 家庭总资产不低于360000元时赋值为1,否则为0                       |
|      |               | 消费   | 人均消费         | 人均总消费不低于18322元时赋值为1,否则为0                        |
|      |               |      | 生存性消费        | 生存性消费占总消费的比重不超过65%时赋值为1,否则为0                    |
|      | 精神富裕          | 健康   | 家庭成员健康       | 自评健康状况较好的家庭成员占比不低于50%时赋值为1,否则为0                 |
|      |               |      | 人均医疗资源       | 当地医疗卫生机构数不低于6个/万人时赋值为1,否则为0                     |
|      |               | 社会保障 | 家庭成员养老保险覆盖程度 | 16岁及以上家庭成员拥有养老保险的比重(%)                          |
|      |               |      | 家庭成员医疗保险覆盖程度 | 16岁及以上家庭成员拥有医疗保险的比重(%)                          |
|      |               | 教育   | 家庭成员受教育程度    | 16岁及以上家庭成员具有高中及以上学历的比重(%)                       |
|      | 社会共享          | 文化   | 文娱教育支出       | 文娱教育支出占比不低于11%时赋值为1,否则为0                        |
|      |               |      | 主观幸福感        | 自评幸福感为“非常幸福”或“幸福”时赋值为1,否则为0                     |
|      |               | 群体差异 | 收入差异性        | 当地城乡收入之比不超过2.6时赋值为1,否则为0                        |
|      |               |      | 消费差异性        | 当地城乡消费之比不超过2.5时赋值为1,否则为0                        |
|      |               | 区域差异 | 当地贫困程度       | 当地领取低保人数占比不高于5%时赋值为1,否则为0                       |
| 地理位置 | 东部地区赋值为1,其他为0 |      |              |   |

对于基础层级即物质财富丰裕,要求人民的衣食住行等基本生存层面的需求得到满足。刘培林等(2021)主要从收入与财富进行衡量,申云和李京蓉(2020)主要从收入与消费层面测度。本文将物质富裕划分为收入、财富与消费三个维度。其中,收入包括人均收入与家庭相对收入(刘魏等, 2021),人均收入临界值为2017年全国人均可支配收入中位数,不低于22408元时赋值为1,否则为0;家庭相对收入临界值设定为相对贫困线,即所在省份家庭年收入中位数的40%

(World Bank, 2017), 年收入不低于该贫困线时赋值为 1, 否则为 0。财富采用家庭总资产,<sup>①</sup>家庭总资产临界值为样本中位数 360 000 元, 不低于该值则赋值为 1, 否则为 0。消费分为人均消费与生存性消费<sup>②</sup>(尹志超和郭沛瑶, 2021), 人均消费临界值为 2017 年全国人均消费支出, 不低于 18 322 元则赋值为 1, 否则为 0; 生存性消费比重临界值为 65%, 根据国家统计局 2017 年人均数据计算得到。

对于提升层级即精神文化富裕, 要求实现人民的学习与职业发展、个人提升机会、权益的保障等美好生活层面的需求。申云和李京蓉(2020)的共同富裕测度主要包括养老保险、医疗保险、教育与医疗服务水平。陈丽君等(2021)纳入了医疗、健康、教育文娱支出以及群众幸福感。本文的精神富裕指标包括健康、社会保障、教育与文化四个维度。健康涵盖家庭成员健康状况以及所拥有医疗资源情况, 对于健康指标, 自评健康状况较好的家庭成员占比不低于 50% 时赋值为 1, 否则为 0; 当地医疗机构包括医院、基层医疗卫生机构、专业公共卫生机构以及其他机构, 选取样本中位数为临界值, 当地医疗卫生机构数不低于 6 个/万人时赋值为 1, 否则为 0。社会保障指标采用家庭成员养老保险和医疗保险的覆盖度, 以 16 岁及以上家庭成员拥有养老保险和医疗保险的比重进行衡量。教育采用家庭成员具有高中及以上学历占比来衡量。文化涵盖教育文娱支出与主观幸福感, 其中教育文娱支出占比的临界值参考 2017 年国家统计局数据, 占比不低于 11% 时赋值为 1, 否则为 0; 当自评幸福感<sup>③</sup>为“非常幸福”或“幸福”时, 主观幸福感指标赋值为 1, 否则为 0。

高层级即实现人民对发展的平等性、公平性等理想社会形态层面的需求。借鉴陈丽君等(2021)的做法, 本文将群体差异和区域差异纳入社会共享层面, 其中, 群体差异分为群体收入差异与群体消费差异, 分别选取样本中位数为临界值, 当地城乡收入之比不超过 2.6 时赋值为 1, 否则为 0; 当地城乡消费之比不超过 2.5 时赋值为 1, 否则为 0。区域差异将当地贫困程度与地理位置纳入考量, 当地领取低保人数占比不高于 5% 时赋值为 1, 否则为 0; 样本所在地属于东部地区时赋值为 1, 否则为 0。

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织管理的“中国家庭金融调查”(CHFS)项目, 涵盖除新疆、西藏以及港澳台地区以外的 29 个省、自治区、直辖市, 问卷内容涉及家庭及成员的人口与就业、资产负债、消费收入、教育社保等信息, 在个体层面具有一定的代表性与准确性(路晓蒙等, 2017)。考虑到数据的可代表性与可得性, 本文的指标体系数据来源于中国家庭金融调查(CHFS)与国家统计局, 选用 2013 年、2015 年和 2017 年的三轮连续追访家庭数据进行测度。

对于共同富裕水平, 现有研究使用的测算方法主要包括层次分析法、熵权法以及等权法(申云和李京蓉, 2020; 陈丽君等, 2021; 万海远和陈基平, 2021)。本文借鉴陈丽君等(2021)的做法, 采用层次分析法对指标体系赋权, CR 值为 0.0579, 通过了一致性检验(受篇幅限制, 文中未列示判断矩阵与层次分析结果)。

表 2 展示了 2013 年、2015 年和 2017 年共同富裕水平的描述性统计结果。在此期间, 共同富裕水平总体上呈现稳定的上升趋势, 而且其标准差逐步降低, 说明我国的个体差距在不断缩小。

① 总资产包括经营资产、消费性资产、金融资产等。

② 生存性消费包括服饰、食物、水、电、暖气、房屋修缮及物业管理费、日用品消费、医疗等。

③ CHFS 问题为:“总的来说, 您现在觉得幸福吗?” 1. 非常幸福; 2. 幸福; 3. 一般; 4. 不幸福; 5. 非常不幸福。

表 2 共同富裕指数

| 年度  | 2013   | 2015   | 2017   |
|-----|--------|--------|--------|
| 标准差 | 0.1643 | 0.1636 | 0.1631 |
| 均值  | 0.4317 | 0.4917 | 0.5569 |
| 最小值 | 0      | 0      | 0.1042 |
| 最大值 | 0.9375 | 0.9375 | 0.9375 |
| 城市  | 0.4846 | 0.5466 | 0.6137 |
| 乡村  | 0.3554 | 0.4129 | 0.4746 |

2. 核心解释变量: 数字普惠金融(*IF*)。数字普惠金融起源于移动支付(黄益平和黄卓, 2018)。本文采用北京大学数字普惠金融指数作为解释变量。该指数的编制基于支付宝的用户交易数据, 具有较高的可信性与准确性(郭峰等, 2020), 反映了我国数字普惠金融发展现状和变化趋势(黄益平和黄卓, 2018)。为了缓解内生性问题, 本文选用滞后一期(2012年、2014年和2016年)的省级数字普惠金融指数(吴雨等, 2021), 并将其除以100(Liang和Zhang, 2018)。

3. 中介变量: 创业活跃度(*Entrep*)与家庭创业(*Fament*)。在激发经济活力与创新动力的同时, 创业能够有效创造大量工作岗位(Samila和Sorenson, 2011)。现有研究主要采用以下指标来衡量创业: 每年新注册企业数与发明专利数、投入研发支出以及私营就业人数与当地总人口比值(谢绚丽等, 2018; 湛泳和李珊, 2022)。创业在创造就业岗位方面的作用能更直接地推进个体层面实现共同富裕。为此, 本文借鉴湛泳和李珊(2022)的做法, 选取当地私营企业和个体就业人员数与当地总人数的比值来衡量当地创业活跃度。本文进一步选取CHFS问卷中的家庭成员创业数据进行检验, 当家庭从事工商业生产经营项目时, *Fament*取1, 否则取0。

#### 4. 调节变量。

(1) 数字工具。作为重要的数字工具, 智能手机能够有效增加线上金融服务的可及性, 缓解“数字排斥”(胡联等, 2021)。本文选取CHFS问卷中“请问您目前使用的手机是哪一种”来衡量是否拥有智能手机, 使用智能手机取1, 其他取0。由于2013年缺少相关数据, 本文采用2017年问题“您大概何时购买第一部智能手机”进行回溯, 若2013年及之前便购买则取1, 否则取0。

(2) 数字基础设施。数字经济时代, 数字基础设施是提升数字普惠金融服务质效的重要保障, 本文使用当地每万人拥有移动电话基站数来衡量数字基础设施完善程度。

(3) 金融素养。个体的“知识鸿沟”也会导致数字普惠金融的获益差异。本文选用CHFS问卷中关于利率、通胀以及风险认知的三个问题, 全部回答正确取1, 否则取0。

5. 控制变量。微观层面的共同富裕还受到其他因素的影响, 借鉴相关经济理论, 本文将控制变量分为户主、家庭以及地区特征三大类(尹志超等, 2014)。户主特征包括: (1) 户主性别(*gender*), 男性=1, 女性=0; (2) 户主学历(*edu*), 没上过学=1, 小学=2, 初中=3, 高中=4, 中专或职高=5, 大专或高职=6, 大学本科=7, 硕士研究生=8, 博士研究生=9; (3) 户主婚姻状况(*marry*), 同居及已婚、再婚=1, 其他=0; (4) 户主年龄(*age*)。家庭特征包括: (1) 16岁及以下家庭成员占比(*p16*); (2) 65岁及以上家庭成员占比(*p65*); (3) 家庭成员数(*fam*)。地区特征包括: (1) 当地人均GDP的对数值(*pgdp*); (2) 城乡(*rural*), 城镇=0, 乡村=1; (3) 城镇化率(*urbnz*); (4) 传统金融发展程度(*trafin*), 借鉴洪铮等(2021)的研究, 使用本外币贷款余额除以GDP进行衡量。

#### (二) 模型设定

为了探究数字普惠金融对推进共同富裕的影响, 本文的基准模型构建如下:

$$CP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IF_{it-1} + \sum \alpha_j Control_j + \eta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $CP_{it}$  表示家户  $i$  在  $t$  期的共同富裕水平,  $IF_{it-1}$  表示滞后一期的数字普惠金融指数,  $Control_j$  表示控制变量,  $\mu_t$  和  $\eta_i$  分别为年份与家户固定效应,  $\epsilon_{it}$  为随机扰动项。

### (三) 描述性统计

本文选取 2013 年、2015 年和 2017 年 29 个省、自治区、直辖市的数据进行实证分析。数字普惠金融指数取自北京大学数字普惠金融指数, 其他数据来自中国家庭金融调查(CHFS)、WIND 数据库和国家统计局。变量描述性统计见表 3。

表 3 变量描述性统计

| 变量            | 样本数    | 均值      | 标准差     | 最小值     | 最大值     |
|---------------|--------|---------|---------|---------|---------|
| <i>CP</i>     | 41 823 | 0.4934  | 0.1719  | 0       | 0.9375  |
| <i>IF</i>     | 41 823 | 1.8368  | 0.5659  | 0.6147  | 2.8637  |
| <i>IF1</i>    | 41 823 | 1.6803  | 0.5863  | 0.4712  | 2.8565  |
| <i>IF2</i>    | 41 823 | 1.7615  | 0.5072  | 0.5185  | 2.8148  |
| <i>IF3</i>    | 41 823 | 2.4906  | 0.8051  | 1.0707  | 4.0400  |
| <i>Entrep</i> | 41 823 | 0.2112  | 0.1088  | 0.0775  | 0.5560  |
| <i>Fament</i> | 41 823 | 0.1302  | 0.3365  | 0       | 1       |
| <i>gender</i> | 41 823 | 0.7712  | 0.4201  | 0       | 1       |
| <i>edu</i>    | 41 823 | 3.4463  | 1.6925  | 1       | 9       |
| <i>marry</i>  | 41 823 | 0.8588  | 0.3483  | 0       | 1       |
| <i>age</i>    | 41 823 | 55.1083 | 15.4468 | 1       | 105     |
| <i>p16</i>    | 41 823 | 0.0771  | 0.1346  | 0.0000  | 0.8000  |
| <i>p65</i>    | 41 823 | 0.3063  | 0.3806  | 0.0000  | 1.0000  |
| <i>fam</i>    | 41 823 | 3.4018  | 1.6338  | 1       | 20      |
| <i>pgdp</i>   | 41 823 | 10.9114 | 0.4060  | 10.0498 | 11.7675 |
| <i>rural</i>  | 41 823 | 0.3144  | 0.4643  | 0       | 1       |
| <i>urbnz</i>  | 41 823 | 0.6029  | 0.1205  | 0.3783  | 0.8960  |
| <i>trafin</i> | 41 823 | 1.4434  | 0.4279  | 0.7433  | 2.5480  |

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

表 4 报告了数字普惠金融对共同富裕的基准回归结果。列(1)只控制了年份与家户固定效应, 数字普惠金融的系数为 0.0937, 在 1% 的水平上显著, 说明数字普惠金融与微观个体的共同富裕呈正相关关系。列(2)在列(1)基础上加入了控制变量, 由于部分影响共同富裕的因素被控制变量所吸收, 数字普惠金融的系数减小, 但显著性不变。上述结果表明, 数字普惠金融发展能够显著推进共同富裕, 由此证明了本文假说 1。本文进一步将共同富裕指标分解为物质富裕( $CP1$ )、精神富裕( $CP2$ )和社会共享( $CP3$ )三个维度。列(3)至列(5)结果表明, 数字普惠金融发展能够显著推进物质富裕( $CP1$ )和精神富裕( $CP2$ ), 对社会共享( $CP3$ )的影响则不显著。

本文认为, 经济高质量发展是精神文明繁荣兴盛的基础和物质保障, 所以共同富裕可能存在从“物质资料累积”到“精神文明丰实”, 再到“社会共建共享”的推进过程, 居民在实现物质富裕与精神富有的基础上, 才能对社会共享产生溢出效应。当前, 我国已消除绝对贫困, 实现全面小康, 但仍存在相对贫困与城乡区域差距问题。而社会共享指标则重点衡量个体间的差异性, 包

表 4 数字普惠金融与共同富裕

|                           | (1)CP            | (2)CP             | (3)CP1            | (4)CP2             | (5)CP3            |
|---------------------------|------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| <i>IF</i>                 | 0.0937***(10.84) | 0.0759***(5.79)   | 0.0915***(3.04)   | 0.1164***(5.81)    | -0.0144(-0.98)    |
| <i>gender</i>             |                  | 0.0082***(3.57)   | 0.0288***(5.46)   | -0.0018(-0.54)     | 0.0002(0.46)      |
| <i>edu</i>                |                  | 0.0050***(4.78)   | 0.0064***(2.69)   | 0.0069***(4.64)    | -0.0001(-0.44)    |
| <i>marry</i>              |                  | 0.0136***(4.98)   | 0.0008(0.13)      | 0.0305***(7.71)    | -0.0002(-0.27)    |
| <i>age</i>                |                  | -0.0003*(-2.44)   | -0.0006***(-2.59) | -0.0002(-1.10)     | 0.0001*(1.92)     |
| <i>p16</i>                |                  | 0.0324***(3.41)   | -0.1388***(-6.46) | 0.1746***(11.87)   | -0.0027(-0.96)    |
| <i>p65</i>                |                  | -0.0453***(-9.11) | -0.1043***(-9.17) | -0.0290***(-4.03)  | -0.0001(-0.06)    |
| <i>fam</i>                |                  | -0.0059***(-8.60) | 0.0093***(5.83)   | -0.0201***(-19.56) | -0.0001(-0.38)    |
| <i>pgdp</i>               |                  | 0.0416***(4.68)   | 0.0301(1.49)      | 0.0569***(4.31)    | 0.0291***(17.07)  |
| <i>rural</i>              |                  | -0.0050(-0.74)    | -0.0151(-0.98)    | -0.0009(-0.09)     | 0.0006*(1.87)     |
| <i>urbnz</i>              |                  | 0.1508***(3.47)   | -0.3829***(-3.93) | 0.6356***(9.66)    | -0.0306***(-9.62) |
| <i>trafin</i>             |                  | 0.0227***(4.14)   | 0.0236*(1.95)     | 0.0213**(2.55)     | 0.0239***(18.81)  |
| <i>_cons</i>              | 0.3310***(5.19)  | -0.1952**(-2.14)  | 0.1299(0.63)      | -0.5874***(-4.33)  | 0.0846***(4.66)   |
| 年份固定效应                    | 控制               | 控制                | 控制                | 控制                 | 控制                |
| 家户固定效应                    | 控制               | 控制                | 控制                | 控制                 | 控制                |
| <i>N</i>                  | 41 823           | 41 823            | 41 823            | 41 823             | 41 823            |
| <i>adj. R<sup>2</sup></i> | 0.2095           | 0.4241            | 0.3646            | 0.0421             | 0.0588            |

注: \*\*、\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平, 括号内为经过聚类稳健标准误调整的*t*值。下表同。

括群体差异与区域差异。因此, 数字普惠金融对个体共同富裕的影响已由物质富裕推进到精神富裕, 但到最高层级的社会共享尚有一定距离。未来随着城乡区域差距的不断缩小, 社会共享将得到提升, 使全体人民实现更高层面的共同富裕。

为了细致分析数字普惠金融对个体共同富裕的推进效果, 本文从共同富裕的不同程度分析了数字普惠金融的推动作用(见表 5)。列(1)为固定效应回归, 列(2)至列(5)分别为 25%、50%、75% 和 90% 分位数回归。结果显示, 随着分位点的提升, 数字普惠金融的系数增大。这表明个体的共同富裕水平越高, 数字普惠金融的助推效果越好。处于低分位数的个体从中受益较小, 表明数字普惠金融可能存在“马太效应”, 初步验证了本文假说 3。

表 5 共同富裕分位数回归

| <i>CP</i>                 | (1)固定效应          | (2)25%分位数         | (3)50%分位数         | (4)75%分位数         | (5)90%分位数         |
|---------------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| <i>IF</i>                 | 0.0759***(5.79)  | 0.0607***(6.28)   | 0.0628***(6.80)   | 0.0655***(6.24)   | 0.0677***(5.30)   |
| <i>_cons</i>              | -0.1952**(-2.14) | -1.3609***(-4.21) | -1.3776***(-4.90) | -1.2401***(-4.17) | -1.1450***(-2.98) |
| 控制变量                      | 控制               | 控制                | 控制                | 控制                | 控制                |
| 年份固定效应                    | 控制               | 控制                | 控制                | 控制                | 控制                |
| 家户固定效应                    | 控制               | 控制                | 控制                | 控制                | 控制                |
| <i>adj. R<sup>2</sup></i> | 0.4241           | 0.3043            | 0.3405            | 0.3568            | 0.3498            |

## (二)内生性与稳健性检验

考虑到微观层面的共同富裕可能反向推动数字普惠金融发展, 为了避免逆向因果问题, 本文借鉴谢绚丽等(2018)的研究, 根据中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的《中国互联网络发展状况统计报告》, 以互联网普及率作为数字普惠金融的工具变量进行了检验。

表 6 展示了内生性与稳健性检验结果。列(1)展示了基于工具变量法的内生性检验结果, *Wald* 检验 *F* 统计值为 646.445, 在 10% 的水平上通过了弱工具变量检验。核心解释变量的系数

在1%的水平上依然显著为正,表明数字普惠金融发展推进个体共同富裕的结论是可靠的。同时,为了确保实证结果的可靠性,本文对基准回归进行了稳健性检验。列(2)至列(5)分别剔除直辖市、上下1%缩尾处理、改变被解释变量测度方式以及改变回归方法进行了稳健性检验。为了避免赋权方式差异所导致的偏误,本文采用主成分分析法重新测度了共同富裕水平。检验结果均支持本文研究结论,即数字普惠金融有助于推进个体共同富裕。

表6 内生性与稳健性检验

|                            | (1)工具变量法            | (2)剔除直辖市           | (3)缩尾处理            | (4)替换被解释变量(主成分分析) | (5)OLS回归            |
|----------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|-------------------|---------------------|
| <i>IF</i>                  | 0.1213*** (3.82)    | 0.0721*** (3.26)   | 0.0748*** (4.55)   | 0.0860*** (3.76)  | 0.1638*** (29.58)   |
| <i>_cons</i>               | -0.6139*** (-12.01) | -0.0156*** (-0.16) | -0.1876*** (-2.15) | 0.0971 (0.68)     | -1.2102*** (-31.78) |
| 控制变量                       | 控制                  | 控制                 | 控制                 | 控制                | 控制                  |
| 年份固定效应                     | 控制                  | 控制                 | 控制                 | 控制                | 控制                  |
| 家户固定效应                     | 控制                  | 控制                 | 控制                 | 控制                | 未控制                 |
| <i>N</i>                   | 41 823              | 35 978             | 41 823             | 41 823            | 41 823              |
| <i>adj. R</i> <sup>2</sup> | 0.4540              | 0.3366             | 0.4250             | 0.3568            | 0.5511              |

(三)异质性分析

上文研究表明,数字普惠金融能够有效推进个体层面的共同富裕。为了进一步探究其内在关系,本文进行了异质性检验。本文首先对家庭财务杠杆与偿债能力进行了分样本回归(见表7)。其中,家庭财务杠杆使用家庭总负债与总收入之比来衡量,选取70%作为分组标准(Getter, 2003)。关于偿债能力,本文借鉴Lusardi和Tufano(2015)的做法,根据“目前,您家偿还欠款的经济能力如何?”的回答,“完全没有问题”认为偿债能力高,其他则归为偿债能力低。结果显示,当家庭财务杠杆低或偿债能力高时,数字普惠金融的系数显著为正,而财务杠杆高或偿债能力低的家庭从数字普惠金融中的获益则不明显。这表明在家庭财务状况方面,数字普惠金融存在“马太效应”。其原因可能在于,数字普惠金融通过多场景对用户进行信用画像,杠杆水平高、偿债能力低的家庭可能面临更低的信用评级,更难获得可负担的资金支持。因此,如何帮助财务状况较差的家庭获得可负担的金融支持,同时兼顾效率与公平,实现全体人民共同富裕,可能是未来亟待解决的重要问题。

表7 家庭财务杠杆与偿债能力

|                            | (1)              | (2)           | (3)               | (4)              |
|----------------------------|------------------|---------------|-------------------|------------------|
|                            | 财务杠杆低            | 财务杠杆高         | 偿债能力高             | 偿债能力低            |
| <i>IF</i>                  | 0.0754*** (4.55) | 0.0986 (0.81) | 0.0596*** (3.71)  | 0.1363 (1.22)    |
| <i>_cons</i>               | -0.2129* (-2.07) | 0.4310 (1.29) | -0.8160** (-2.06) | 0.5009*** (3.93) |
| 控制变量                       | 控制               | 控制            | 控制                | 控制               |
| 年份固定效应                     | 控制               | 控制            | 控制                | 控制               |
| 家户固定效应                     | 控制               | 控制            | 控制                | 控制               |
| <i>N</i>                   | 35 835           | 5 988         | 15 159            | 26 664           |
| <i>adj. R</i> <sup>2</sup> | 0.4135           | 0.4510        | 0.4703            | 0.1058           |

数字普惠金融作用的发挥可能会受金融市场参与的影响。本文借鉴路晓蒙等(2017)以及尹志超等(2019)的研究,对家户金融参与和风险金融理财进行了分样本回归(见表8)。其中,家户金融参与选用是否持有金融资产(包括现金、活期存款、定期存款、债券、基金、股票、金融理财产品、衍生品、非人民币资产、贵金属和借出款等),风险金融理财则进一步筛选是否持有风险金融

资产(包括股票、基金、金融理财产品、债券(国债与政府债券除外)、衍生品、非人民币资产、贵金属和借出款等)。结果表明,对于持有金融资产的家户,数字普惠金融的系数显著为正,而未持有金融资产家户的系数显著为负。此外,愿意承担一定投资风险的家庭具有更加显著的共同富裕提升,表明数字普惠金融带来个体财产性收入增加的前提是个体参与金融市场,甚至承担一定的风险,从而提升家庭共同富裕水平,这也验证了本文假说3。其原因可能在于,数字普惠金融拓宽了居民的投资渠道,为参与金融市场、承担一定风险的家庭提供了增加财产性收入的机会,而未参与金融市场的家庭仍依赖于劳动报酬。而当前我国面临老龄化问题,亟需拓宽投资渠道,扩大劳动报酬之外的收入来源。借助智能投顾等数字理财工具可能是帮助低收入家庭增加财产性收入,最终实现共同富裕的有效举措。

表8 金融参与和风险金融

|                            | (1)              | (2)              | (3)              | (4)                |
|----------------------------|------------------|------------------|------------------|--------------------|
|                            | 持有金融资产           | 未持有金融资产          | 持有风险金融资产         | 未持有风险金融资产          |
| <i>IF</i>                  | 0.0765*** (4.45) | -0.0557* (-1.87) | 0.0607*** (3.10) | 0.0761 (0.85)      |
| <i>_cons</i>               | -0.858 (-0.74)   | -0.2855 (-0.86)  | -0.3060 (-1.10)  | -0.2194*** (-2.13) |
| 控制变量                       | 控制               | 控制               | 控制               | 控制                 |
| 年份固定效应                     | 控制               | 控制               | 控制               | 控制                 |
| 家户固定效应                     | 控制               | 控制               | 控制               | 控制                 |
| <i>N</i>                   | 30 663           | 11 160           | 7 788            | 34 035             |
| <i>adj. R</i> <sup>2</sup> | 0.3285           | 0.3001           | 0.4144           | 0.3847             |

## 五、进一步讨论

### (一) 基于创业活跃度的路径检验

上文刻画了数字普惠金融对社会共同富裕的整体影响,这里将探究其影响机制。本文选取“创业活跃度”和“家庭创业”进行检验,参考中介效应模型方法(Judd和Kenny, 1981; Imai等, 2010),回归模型设定如下:

$$CP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IF_{i,t-1} + \sum \alpha_j Control_j + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Mediator_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IF_{i,t-1} + \sum \beta_j Control_j + \eta_i + \mu_t + \tau_{i,t} \quad (3)$$

$$CP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Mediator_{i,t} + \gamma_2 IF_{i,t-1} + \sum \gamma_j Control_j + \eta_i + \mu_t + \delta_{i,t} \quad (4)$$

其中, $Mediator_{i,t}$ 表示中介变量,本文所选中介变量为创业活跃度(*Entrep*)和家庭创业(*Fament*),分别刻画数字普惠金融对激发民营经济活力与家庭创业决策的影响。由于中介效应模型存在时滞性,本文将解释变量进行滞后一期处理。 $\eta_i$ 为家户固定效应, $\mu_t$ 为时间固定效应。 $\varepsilon_{it}$ 、 $\tau_{it}$ 和 $\delta_{it}$ 为随机扰动项。

表9列(2)和列(4)中的数字普惠金融系数均显著为正,表明数字普惠金融对创业活跃度和家庭创业具有促进作用。列(3)和列(5)中的数字普惠金融系数均略有下降但仍显著为正,同时创业活跃度和家庭创业决策与个体共同富裕均显著正相关。这表明数字普惠金融能够显著促进创业活跃度与家庭创业,通过激发民营经济活力推进共同富裕。传统金融中,缺乏物质资本的家庭可能因担保品不足而面临信贷约束,而数字普惠金融能够利用数字技术有效降低服务门槛,缓解其融资约束,从而有助于家庭创业。随着居民创业活跃度的提升,民营经济活力得到激发,

为其他个体创造了就业机会,带动了经济总量提升,通过“涓滴效应”提高了居民收入水平,从而有助于推进共同富裕,这也验证了本文假说 2。

表 9 数字普惠金融、创业与共同富裕

|                     | (1)CP            | (2)Entrep         | (3)CP           | (4)Fament      | (5)CP            |
|---------------------|------------------|-------------------|-----------------|----------------|------------------|
| IF                  | 0.0759***(5.79)  | 0.0770***(13.12)  | 0.0715***(4.47) | 0.0130**(1.96) | 0.0721***(4.98)  |
| Entrep              |                  |                   | 0.0577***(3.23) |                |                  |
| Fament              |                  |                   |                 |                | 0.0293***(2.96)  |
| _cons               | -0.1952**(-2.14) | -1.4232***(-9.59) | -0.1131(-1.19)  | 0.5401**(2.15) | -0.2110**(-2.33) |
| 控制变量                | 控制               | 控制                | 控制              | 控制             | 控制               |
| 年份固定效应              | 控制               | 控制                | 控制              | 控制             | 控制               |
| 家户固定效应              | 控制               | 控制                | 控制              | 控制             | 控制               |
| N                   | 41 823           | 41 823            | 41 823          | 41 823         | 41 823           |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.4241           | 0.1144            | 0.4297          | 0.0356         | 0.4331           |

表 10 为将样本划分为城乡后的检验结果。列(3)城镇子样本中数字普惠金融的系数为 0.0755,明显高于列(6)中农村的 0.0599,同时创业的系数也是城镇高于农村。结果表明,数字普惠金融通过提升民营经济活力来促进共同富裕的效果在城乡居民间存在明显差异,可能的解释是:农村居民缺少数字资源与金融知识,使得数字普惠金融产生“马太效应”,制约了农村地区的民营经济活力提升,从而削弱了对农村居民共同富裕的促进作用。这进一步验证了假说 3。

表 10 马太效应

|                     | (1)CP           | (2)Entrep         | (3)CP           | (4)CP            | (5)Entrep         | (6)CP           |
|---------------------|-----------------|-------------------|-----------------|------------------|-------------------|-----------------|
|                     | 城镇              |                   |                 | 农村               |                   |                 |
| IF                  | 0.0803***(4.26) | 0.0821***(10.65)  | 0.0755***(3.58) | 0.0630***(3.06)  | 0.0673***(6.94)   | 0.0599***(2.96) |
| Entrep              |                 |                   | 0.0583**(2.52)  |                  |                   | 0.0463*(1.72)   |
| _cons               | -0.0894(-0.75)  | -1.3876***(-6.19) | -0.0085(-0.07)  | -0.2933**(-2.04) | -1.3030***(-5.59) | -0.2330(-1.57)  |
| 控制变量                | 控制              | 控制                | 控制              | 控制               | 控制                | 控制              |
| 年份固定效应              | 控制              | 控制                | 控制              | 控制               | 控制                | 控制              |
| 家户固定效应              | 控制              | 控制                | 控制              | 控制               | 控制                | 控制              |
| N                   | 24 704          | 24 704            | 24 704          | 17 119           | 17 119            | 17 119          |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.4308          | 0.1467            | 0.4332          | 0.3311           | 0.0040            | 0.3311          |

(二)消弭数字普惠金融的“马太效应”分析

数字普惠金融有利于推动共同富裕,而目前我国城乡区域间经济发展仍存在较大差距,数字基础设施和居民金融素养并不均衡。金融数字化时代对个体的数字资源禀赋和金融素养提出了更高要求,数字技术发展的不平衡会形成“金融排斥”和“信息鸿沟”(张号栋和尹志超,2016),使得弱势群体难以享受数字红利,不利于实现共同富裕(王修华和赵亚雄,2020)。因此,本文借鉴胡联等(2021)的做法,选取数字工具普及情况、数字基础设施完善程度以及个体的金融素养,分析了这些因素对数字普惠金融推进共同富裕的调节效应。

表 11 中列(1)和列(2)选取是否拥有智能手机来衡量数字工具普及情况,将其作为调节变量纳入基准回归。结果表明,是否拥有智能手机与数字普惠金融的交互项系数均在 1% 的水平上显著为正,表明对于拥有数字工具的个体,数字普惠金融对共同富裕的推进作用更加显著。列(3)和列(4)使用每万人移动电话基站数来衡量数字基础设施完善程度。结果显示,交互项系

数均在 1% 的水平上显著为正,表明完善数字基础设施能够强化数字普惠金融的作用。列(5)和列(6)以金融素养作为调节变量,城镇居民的交互项系数在 10% 的水平上显著为正,农村居民的交互项系数在 5% 的水平上显著为正。这说明当个体金融素养较高时,数字普惠金融能够有效推进共同富裕进程。综上所述,数字基础设施的完善、数字工具的普及以及个体金融素养的提升有利于提升数字化金融服务的可及性与质效,消弭信息鸿沟,使全体人民公平享有“数字红利”,为加速推进共同富裕进程奠定基础。

表 11 数字普惠金融与共同富裕:数字工具、数字基础设施与金融素养的调节效应

|                            | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                  |
|----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                            | 数字工具                |                     | 数字基础设施              |                     | 金融素养                |                      |
|                            | 城镇                  | 农村                  | 城镇                  | 农村                  | 城镇                  | 农村                   |
| <i>IF</i>                  | 0.0753***<br>(3.14) | 0.0568***<br>(2.98) | 0.0604***<br>(3.90) | 0.0469***<br>(2.75) | 0.0809***<br>(4.25) | 0.0628***<br>(2.97)  |
| 交互项                        | 0.0066***<br>(2.95) | 0.0208***<br>(2.60) | 0.0014***<br>(4.03) | 0.0014***<br>(3.10) | 0.0109*<br>(1.94)   | 0.0057**<br>(2.04)   |
| <i>_cons</i>               | -0.0649(-0.54)      | -0.2375*(-1.66)     | 0.1916(1.58)        | -0.1287(-0.89)      | -0.0966(-0.81)      | 0.2210***<br>(20.47) |
| 调节变量                       | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   |
| 控制变量                       | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   |
| 年份固定效应                     | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   |
| 家户固定效应                     | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   |
| <i>N</i>                   | 24 704              | 17 119              | 24 704              | 17 119              | 24 704              | 17 119               |
| <i>adj. R</i> <sup>2</sup> | 0.4378              | 0.3338              | 0.4152              | 0.3181              | 0.4298              | 0.3313               |

## 六、研究结论与政策建议

本文基于 2013 年、2015 年和 2017 年数据,探究了数字普惠金融对共同富裕的推动效果与作用机制。结果表明:第一,数字普惠金融能够通过提升创业活跃度,推进居民实现共同富裕;第二,对于财务状况较差、金融市场参与度较低以及农村地区的家庭,数字普惠金融具有显著的“马太效应”;第三,提升居民金融素养、普及数字工具和完善数字基础设施能够弥合“数字鸿沟”,有效提升数字普惠金融服务质效,促进共同富裕目标的实现。

根据上述研究结果,本文提出以下政策建议:第一,完善落后地区的数字基础设施建设,推进农村居民经济型智能手机的普及,缩小居民的数字资源禀赋差异,鼓励金融机构向长尾人群提供数字产品与服务,提高数字普惠金融覆盖率,消弭“信息鸿沟”,以数字红利提升居民生活水平,实现普惠于民,从而促进实现共同富裕目标;第二,加强居民基础金融知识的公益辅导培训,提升居民的基本金融素养,破解金融排斥,增强居民使用数字普惠金融的意愿和能力,从而充分提升数字金融服务与产品的可及性,为低收入人群增加财产性收入提供可能;第三,进一步引导数字普惠金融重点服务于欠发达地区,与传统金融互促互补,更好地为家庭投资创业和生产生活等提供可负担的资金支持,缩小城乡区域收入差距,减弱“马太效应”,使数字普惠金融能够更好推进全体人民共同富裕。

### 主要参考文献:

- [1]巴曙松,白海峰,胡文韬. 金融科技创新、企业全要素生产率与经济增长——基于新结构经济学视角[J]. 财经问题研究, 2020, (1): 46-53.

- [2]陈丽君,郁建兴,徐铨娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,(4):5-16.
- [3]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,(4):1401-1418.
- [4]郭峰,王瑶佩.传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J].财经研究,2020,(1):19-33.
- [5]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,(10):79-89.
- [6]洪铮,章成,王林.普惠金融、包容性增长与居民消费能力提升[J].经济问题探索,2021,(5):177-190.
- [7]胡联,姚绍群,杨成渝,等.数字普惠金融有利于缓解相对贫困吗?[J].财经研究,2021,(12):93-107.
- [8]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.
- [9]李实,朱梦冰.中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J].管理世界,2018,(12):19-28.
- [10]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,(8):117-127.
- [11]刘魏,张应良,王燕.数字普惠金融发展缓解了相对贫困吗?[J].经济管理,2021,(7):44-60.
- [12]路晓蒙,李阳,甘犁,等.中国家庭金融投资组合的风险——过于保守还是过于冒险?[J].管理世界,2017,(12):92-108.
- [13]潘爽,魏建国,胡绍波.互联网金融与家庭正规信贷约束缓解——基于风险偏好异质性的检验[J].经济评论,2020,(3):149-162.
- [14]邱晗,黄益平,纪洋.金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J].金融研究,2018,(11):17-29.
- [15]申云,李京蓉.我国农村居民生活富裕评价指标体系研究——基于全面建成小康社会的视角[J].调研世界,2020,(1):42-50.
- [16]檀学文.走向共同富裕的解决相对贫困思路研究[J].中国农村经济,2020,(6):21-36.
- [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,(12):18-33.
- [18]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.
- [19]吴雨,李晓,李洁,等.数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J].管理世界,2021,(7):92-104.
- [20]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,(4):1557-1580.
- [21]徐忠,程恩江.利率政策、农村金融机构行为与农村信贷短缺[J].金融研究,2004,(12):34-44.
- [22]尹志超,郭沛瑶.精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J].管理世界,2021,(4):64-82.
- [23]尹志超,宋全云,吴雨.金融知识、投资经验与家庭资产选择[J].经济研究,2014,(4):62-75.
- [24]尹志超,岳鹏鹏,陈悉榕.金融市场参与、风险异质性与家庭幸福[J].金融研究,2019,(4):168-187.
- [25]战明华,张成瑞,沈娟.互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导[J].经济研究,2018,(4):63-76.
- [26]湛泳,李珊.智慧城市建设、创业活力与经济高质量发展——基于绿色全要素生产率视角的分析[J].财经研究,2022,(1):4-18.
- [27]张号栋,尹志超.金融知识和中国家庭的金融排斥——基于CHFS数据的实证研究[J].金融研究,2016,(7):80-95.
- [28]张晓晶.金融发展与共同富裕:一个研究框架[J].经济学动态,2021,(12):25-39.
- [29]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,(8):71-86.
- [30]周天芸,陈铭翔.数字渗透、金融普惠与家庭财富增长[J].财经研究,2021,(7):33-47.
- [31]Beck T, Pamuk H, Ramrattan R, et al. Payment instruments, finance and development[J]. Journal of Development Economics, 2018, 133: 162-186.
- [32]Getter D E. Contributing to the delinquency of borrowers[J]. The Journal of Consumer Affairs, 2003, 37(1): 86-100.
- [33]Han L H, Hare D. The link between credit markets and self-employment choice among households in rural China[J].

- [Journal of Asian Economics](#), 2013, 26: 52–64.
- [34] Imai K, Keele L, Tingley D. A general approach to causal mediation analysis[J]. [Psychological Methods](#), 2010, 15(4): 309–334.
- [35] Khaki A R, Sangmi M U D. Does access to finance alleviate poverty? A case study of SGSY beneficiaries in Kashmir Valley[J]. [International Journal of Social Economics](#), 2017, 44(8): 1032–1045.
- [36] Liang B, Zhang J H. Does China’s inclusive finance innovation ease the financing constraints of small and medium-sized enterprises?[J]. *Forum on Science and Technology in China*, 2018, (11): 94–105.
- [37] Lusardi A, Tufano P. Debt literacy, financial experiences, and overindebtedness[J]. [Journal of Pension Economics and Finance](#), 2015, 14(4): 332–368.
- [38] Pierrakis Y, Collins L. Crowdfunding: A new innovative model of providing funding to projects and businesses[R]. SSRN 2395226, 2013.
- [39] Samila S, Sorenson O. Venture capital, entrepreneurship, and economic growth[J]. [The Review of Economics and Statistics](#), 2011, 93(1): 338–349.
- [40] World Bank. Monitoring global poverty: Report of the commission on global poverty[M]. Washington: World Bank, 2017.

## Can Digital Inclusive Finance Promote Common Prosperity? An Empirical Study Based on Micro Household Data

Zhang Jinlin<sup>1</sup>, Dong Xiaofan<sup>1</sup>, Li Jian<sup>2</sup>

(1. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;  
2. School of Finance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

**Summary:** Common prosperity is an important exploration and goal of socialism with Chinese characteristics in the new era. At present, there is still a large gap between urban and rural areas, and the low proportion of middle-income groups in China, which leads to the realization of the goal of common prosperity, may be long-term and arduous. Therefore, how to make progress in stability and promote the process of common prosperity is an important problem to be solved urgently.

Based on the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2013, 2015 and 2017, this paper constructs the micro common prosperity index from the three dimensions of material wealth, spiritual wealth and social sharing, and matches it with the digital inclusive financial index compiled by the Peking University Digital Finance Center to explore the impact of digital Inclusive Finance on common prosperity. Using the two-way fixed effect model, we find that digital inclusive finance can significantly promote common prosperity, and the improvement of entrepreneurial activity is an important path for digital finance to promote common prosperity. However, digital inclusive finance has a more significant “Matthew effect” for families with poor financial status, low participation in financial market and in rural areas. Therefore, improving digital infrastructure, popularizing digital tools and improving individual financial literacy can effectively bridge the “digital divide” and reduce the “Matthew effect”, so as to effectively improve the quality and efficiency of digital inclusive financial services and promote the realization of the goal of common prosperity.

(下转第 123 页)