华南农业大学学报(社会科学版)
2025年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第24卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

数字普惠金融促进农民共同富裕的微观效应

叶谊锋[1],罗荷花[2]

(1.湖南师范大学 商学院,湖南 长沙 410006;2.湖南农业大学 经济学院,湖南 长沙 410128)

摘 要: 基于2017年、2019年中国家庭金融调查数据,采用因子分析法构建了家庭层面的数字普惠金融指数,利用RIF回归模型实证检验数字普惠金融对农民收入以及收入差距的影响。结果表明:数字普惠金融有利于促进农民收入增长和缩小农民收入差距,兼具"富裕效应"和"共同效应",且这一双重效应在中西部地区的样本中表现更明显。从静态和动态维度检验发现,数字普惠金融能增强低收入农民增收能力,提高其向中等收入群体流动的可能性。机制检验表明,数字普惠金融通过增加经济机会、促进创业担当、提升金融素养和优化金融资产配置四重作用机制促进农民共同富裕。研究结论为全面认识数字普惠金融发展的影响效应提供重要的经验证据,对推动农业农村现代化和实现农民共同富裕具有政策启示意义。

关键词: 数字普惠金融;富裕效应;共同效应;收入流动性

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2025)02-0035-16

一、共同富裕视角下数字普惠金融的微观效应

实现共同富裕,不仅是社会主义的本质要求,更是满足人民日益增长的美好生活需要的坚实保障。在推进共同富裕的道路上,农村地区仍承担着最为艰巨和繁重的任务,农民实现共同富裕对于推动整体共同富裕进程具有重要意义。自改革开放以来,脱贫攻坚、乡村振兴等一系列强农惠农政策促使我国农村经济取得世界瞩目的发展成果,农村增收环境不断优化,农民收入总体稳步提升,城乡相对收入差距持续缩小[1]。按照国家统计局公布数据,2022年农民人均可支配收入达到20133元,较2012年增长154.3%;城乡居民人均可支配收入比为2.45,较2012年下降0.955。农民收入稳步增长为提升农民生活质量、促进农村消费内需动力释放和推动农村经济高质量发展奠定了坚实的经济基础,有力支撑共同富裕目标的实现。但需清醒认识到,因农村"发展"动力相对薄弱且内部"共享"机制不完善,农民实现共同富裕客观上仍面临着结构性矛盾和挑战[2]。一方面,城乡人均收入的绝对差距仍然较大。从2010年到2022年,城乡人均收入绝对差额从12506.7上升到29150元。另一方面,由于经济恢复动力不足、劳动力市场复苏缓慢等多重因素的作用,农民收入的增长速度有所放缓,这可能预示着当前强化农业和支持农民的政策措施正逐渐接近其边际效益的饱和点[3]。更重要的是,农村弱势群体在收入分配中处于相对劣势地位,农村老年人群体面临着"古稀陷阱"[4]的困境。农民不仅是"三农问题"的核心关注点,也是实现共同富裕的重点和难点所在。在未来一段时期,如何帮助农民提高收入和缩小收入差距是农民实现共同富裕的关键所在。

收稿日期: 2024-11-25 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2025.02.004

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(21&ZD115);湖南省社会科学基金项目(21JD020)

作者简介: 叶谊锋(2000—),男,福建仙游人,湖南师范大学商学院博士研究生,主要研究方向为数字金融。E-mail:15160254521@163.com

金融是现代经济的核心，对于实现农民共同富裕起着不可或缺的支持作用。从我国农村金融发展历程来看，发展农村数字普惠金融不仅是当下农村金融供给侧结构改革的关键任务，更是推动农村金融市场由排斥转向包容的必然趋势[5]。随着数字要素在金融领域的快速渗透，数字普惠金融已经广泛延伸到农民生产生活的各个领域，对农村经济社会发展产生了重要影响[6]。一方面，随着数字技术在金融领域不断深入，融合传统金融和数字金融服务的现代数字普惠金融体系能够内嵌于农村整体发展格局中，弥合金融供给和农民金融需求之间的缺口，最大限度发挥金融合理配置资源、发现资产价值、转移分散风险等功能，使得广大农民成为金融包容性发展最受益的群体。另一方面，数字普惠金融能够降低农民进入金融市场的准入条件，提高金融服务的可得性，增加农民投资、创业的机会，有助于农民实现由落后部门向先进部门流动、由传统产业向新兴产业跨越。系统研究数字普惠金融提高农民收入，促进“全体人民共同富裕”的传导机制不仅有助于为制定农村数字普惠金融发展政策提供科学依据，也为农民通过数字普惠金融发展实现增收致富提供决策参考，具有重要的现实意义。

关于数字普惠金融对共同富裕影响的成果主要聚焦于区域数字普惠金融发展对贫困减缓、收入增长、收入差距缩小等方面的影响。一是数字普惠金融的减贫效应。黄倩等[7]认为数字普惠金融通过提供风险共担工具，帮助农民合理管控风险，培育农民内在脱贫能力，对减缓农村贫困产生重要作用。数字普惠金融的减贫效应还依赖于市场驱动和政府引导的协同配合、农村多元主体的利益联结机制、金融机构体系的完善程度等条件[8-9]。二是数字普惠金融的增收效应。学者们就数字普惠金融促进农民增收方面持有基本一致的观点，认为数字普惠金融可有效改善农民的金融服务可得性和增加就业机会，提升农民收入多样性[10-11]。数字普惠金融也被视为家庭增收的重要途径，如金融科技发展能为数字普惠金融发展提供底层技术支撑，从而为社会提供更加高效的金融服务，有利于家庭增收[12]。三是数字普惠金融对收入差距的影响。部分学者认为普惠金融能拓宽金融服务边界和优化金融资源配置，弥合地域间收入分配不平衡[13-14]。还有部分学者却认为数字普惠金融和城乡收入差距之间呈现倒“U”型关系，表现为从“马太效应”到“长尾效应”的转变，这与数字普惠金融的门槛效应、城乡之间的人力资本差异等因素有关[15-16]。

综上，已有研究就数字普惠金融促进共同富裕形成了具有重要价值的学术洞见，证实了数字普惠金融具有减缓贫困、提升农民收入等积极作用，但仍然存在以下问题：一是部分文献在研究农民收入问题时考虑了数字普惠金融的影响，但这些文献主要集中关注省域或县域数字普惠金融发展的经济效应。数字普惠金融强调金融资源的配置更倾向于支持中小微企业、农民等群体，但已有文献往往忽略了不同农民金融行为存在异质性，较少从微观角度考察金融资源在农民之间分配状况，导致难以准确评估数字普惠金融在影响农民收入时所发挥的实际作用。二是少数文献虽从提升金融可得性、增加就业机会等方面对数字普惠金融影响农民收入进行了验证，但对数字普惠金融影响农民共同富裕的内在机理和可能存在的其他影响路径仍然探讨不足。为此，本文基于2017年、2019年中国金融调查数据，研究数字普惠金融对农民共同富裕的微观效应，可能的边际贡献如下：一是从研究主体看，立足农民这一实现共同富裕过程中的重要群体，采用多指标结合的方式刻画农民数字普惠金融水平，探讨数字普惠金融的“富裕效应”和“共同效应”，不仅为当前数字普惠金融领域研究提供有益补充，也为推进农民共同富裕提供实践依据。二是在作用机制方面，发现数字普惠金融通过提升金融素养、增加经济机会、促进创业担当和优化金融资产配置来促进农民共同富裕的实现，为剖析数字普惠金融促进农民共同富裕的内生动力提供新的观察视角。三是从研究方法来看，采用静态和动态维度相结合的方式探讨数字普惠金融对低收入农民增收能力的影响。

二、理论分析与研究假说

（一）数字普惠金融的“富裕效应”的理论分析

本文借鉴弗里德曼的收入持久理论并参考崔景华和谢远涛[17]对收入流动性研究的思路，构建数字普惠金融“富裕效应”的理论模型。首先，假定农民 i 在时间 t 的收入 W_{it} 由两部分构成：持久性收入成分 F_{it}、暂时性收入成分 U_{it}，得到式（1）：

$$W_{it} = F_{it} + U_{it} \tag{1}$$

公式（1）中，F_{it} 受到人力资本、社会资本等因素影响，不随时间而变动；U_{it} 则反映了一定时期内影响收入的因素。在这个收入持久模型中，收入流动性依赖于 U_{it}，因此期初和期末的收入不具有特殊的联系。因此，进一步引入盖尔顿趋于均值的自回归模型：

$$W_{it} = bW_{it-1} + U_{it} \tag{2}$$

同时，放宽自回归模型中“不同时期的随机项之间不相关”的假设，参考切尔希、克里迪等学者的思路，将暂时性收入设定为一阶自回归过程中的随机项：

$$V_{it} = aV_{it-1} + U_{it} \tag{3}$$

利用 V_{it} 代表式（2）中的随机项，重新定义 t 期和 $t-1$ 期的收入模型：

$$W_{it} = F_{it} + V_{it}; W_{it-1} = F_{it-1} + V_{it-1} \tag{4}$$

为获取 t 期和 $t-1$ 期的收入流动程度，令式（2）两侧同时减去 W_{it} 的一阶滞后项 W_{it-1}，将此差分记为收入流动性，并将式（3）代入，可得：

$$M_{it} = bW_{it-1} - W_{it-1} + V_{it} - aV_{it-1} \tag{5}$$

利用式（4）进一步替换 V_{it} 和 V_{it-1}，可以得到收入流动性决定方程式：

$$M_{it} = aF_{it-1} - [1 - (b-a)]W_{it-1} + V_{it} \tag{6}$$

根据前文分析可知，人力资本 H_{it}、社会资本 Q_{it} 以及就业 I_{it} 等因素对于持久性收入 F_{it} 具有显著的促进作用。此外，社会层面的信息和知识总量 KS 也是影响持久性收入 F_{it} 的重要因素。进而得到式（7）：

$$F_{it} = F_{it}(KS, H_{it}, Q_{it}, I_{it}) \tag{7}$$

其中，KS 对于个人收入的影响在于 γKS，γ 表示个人对于社会信息、知识的学习和利用程度；现期的人力资本 H_{it} 的积累投资很大程度是由于上期积累和投资而致，故 $H_{it} = \varphi H_{it-1}$；社会资本 $Q_{it} = n_i\int_0^1 Q_{it-1}$，$\int_0^1 Q_{it-1}$ 表示社会平均资本，n_i 表示个体对 $\int_0^1 Q_{it-1}$ 的吸收程度。因此，式（7）可以整理为：

$$F_{it} = F_{it}(\gamma KS, \varphi H_{it-1}, n_i\int_0^1 Q_{it-1}, I_{it}) \tag{8}$$

对于式（8），首先，借助互联网技术发展的数字普惠金融有利于缓解信息不对称[18]，促进农民间的信息交流与交换，从而对社会层面的信息和知识总量产生了重要影响。若 $KS = KS(e)$，则农民对社会层面的信息和知识总量的影响则表示为 $\gamma(e)KS(e)$。显然，这一影响为正向。其次，数字普惠金融的线上共享平台有利于农民接触到更多教育资源，有助于家庭改善健康、接受技能培训，进而加速家庭人力资本积累。因此，$H_{it} = \varphi H_{it-1}(e)$。再次，已有研究指出数字普惠金融是维持现有社会关系或建立新的社会关系的有效手段[19]，有助于农民拓展社会网络，提高家庭对社会资本的吸纳能力，因此，$Q_{it} = \eta_i(e)\int_0^1 Q_{it-1}di$。最后，得益于数字普惠金融的发展，农民能够获取互联网金融平台提供的实时就业信息，这不仅提高了劳动力市场信息传递的效率，还有效缓解了农民与企业间的信息不对称，进而在一定程度上提高了他们的就业概率，因此，$I_{it} = I_{it}(e, v)$。

同时,对式(6)进一步整理,可得:

$$M_{it} = (b-1+1/b)F_{it} - 1/b * V_{it-1} + 1/b(b-1)U_{it} \tag{9}$$

将数字普惠金融的影响,$\gamma(e)KS(e)$、$\varphi H_{it-1}(e)$、$\eta_i(e)\int_0^1 Q_{it-1}di$、$I_{it}(e,v)$代入$F_{it}$,可得:

$$F_{it} = F_{it}[\gamma(e)KS(e),\varphi H_{it-1}(e)\ \eta_i(e)\int_0^1 Q_{it-1}di, I_{it}(e,v)] \tag{10}$$

再将式(10)代入式(9),可以得到农民收入流动的决定方程:

$$M_{it} = (b-1+\frac{1}{b}) * F_{it}[\gamma(e)KS(e),\varphi H_{it-1}(e)\ \eta_i(e)\int_0^1 Q_{it-1}di, I_{it}(e,v)] - 1/b * V_{it-1} + 1/b(b-1)U_{it} \tag{11}$$

在式(9)中,数字普惠金融对农民收入流动的影响取决于$\partial M/\partial e$,而

$$\begin{aligned}\partial M/\partial e = {} & (b-1+1/b) * \{\partial M/dF * \partial F/\partial[\gamma(e)KS(e)] * \\ & [d\gamma(e)/de + dKS(e)/de] + \partial M/\partial F^* \partial F/\partial\varphi H_{it-1}(e) * \\ & \partial\varphi H_{it-1}(e)/\partial e + \partial M/\partial F^* \partial F/\partial\eta(e)\int_0^1 Q_{it-1}di * \\ & d\eta(e)/de + \partial M/\partial e^* \partial F/\partial I^* \partial I(e,v)/\partial e\}\end{aligned} \tag{12}$$

在式(12)中,b为当期收入对上一期收入的依赖程度,显然大于0,$(b-1+\frac{1}{b})$也恒大于0。依据前文对式(8)的分析可知,$d\gamma(e)/de + dKS(e)/de$,$\partial\varphi H_{it-1}(e)/\partial e$,$\partial F/\partial\eta(e)\int_0^1 Q_{it-1}di * d\eta(e)/de$,$\partial I(e,v)/\partial e$均大于0,因此,$\partial M/\partial e$显然为正数。上述分析说明,数字普惠金融对于农民收入流动有着正向影响,有助于改善农民收入。

因此,提出假说H1:数字普惠金融能够促进农民收入增长,具有"富裕效应"。

(二)数字普惠金融的"共同效应"的理论分析

如何提高农村低收入群体增收能力,使其成为中等收入群体或富裕群体,缩小与高收入农民的收入差距是实现农民共同富裕的难点之一。已有研究表明,农村低收入群体之所以难以摆脱弱势地位,表面上看是由于相对生计资本的不足,深层次的原因是内在发展条件不充分,积累生计资本的能力和信心相对匮乏[20]。阿马蒂亚·森的"能力贫困理论"也佐证了这一观点,认为个体"可行能力"被剥夺是使其难以摆脱贫困陷阱的根本原因。传统金融囿于"三性平衡"的原则和"嫌贫爱富"的特性,导致其业务对象主要集中于更有优势资源禀赋的中高收入群体,从而在一定程度上剥夺低收入农民的"可行能力",致使低收入农民难以获得所需的金融支持,进而加剧了农村内部收入差距。而数字普惠金融契合机会平等原则和商业可持续理念,通过金融服务广度的扩展和金融服务模式的创新来降低金融服务门槛、缓解金融排斥和优化金融资源配置,强化农村金融包容性水平,促使低收入农民差异化的金融需求得以满足,有效弥补低收入农民与高收入农民之间的金融鸿沟,从而对缩小收入差距起到改善作用。

第一,在当前金融科技蓬勃发展背景下,数字技术赋予金融更强的地理穿透性和客户触达能力,推动金融服务下沉。当农村数字普惠金融发展水平较高时,低收入农民通过手机、电脑等智能终端便可参与金融市场和获取金融服务,有效降低金融服务门槛,打破低对农业生产、非农经营等活动的资金投入限制。数字普惠金融为低收入农民提供学习技能、扩大生产规模所需的资金,提升其增收能力。第二,数字普惠金融发展依靠人工智能和大数据来挖掘、整合和分析低收入农民在互联网上的数字足迹和交易信息,解决低收入农民的征信评估难题,为低收入农民设计符合家庭需求的金融产品,利于缓解结构性金融排斥现象。从公平的逻辑视角来看,数字普惠金融发展

呈现的正外部效应能够将低收入农民纳入金融服务体系中，弱化低收入农民的自我排斥，降低主观相对剥夺感，增强低收入农民参与金融服务的积极性，缓解主体金融排斥。一旦低收入农民的金融排斥问题得以缓解，这将进一步提升其金融素养，增加家庭投资和积累人力资本的机会，为获取好的就业创业机会提供更多可能。第三，数字普惠金融坚持“机会平等”原则，注重金融服务的精准性。农村金融资源配置效率低下是制约低收入农民增收的重要原因。农村金融机构在金融资源配置中存在资产、信用和关系歧视等问题，低收入农民因信用信息不健全、缺乏有效抵押物等，往往需要承受较高的金融服务成本，导致农村金融机构服务低收入农民的效率低下。提升农村数字普惠金融水平，可有效解决金融资源在不同群体间服务错配问题，优化金融资源配置效率。低收入农民可利用信贷、保险、信息咨询等金融工具扩大农业生产、非农创业等，促使其农业和非农收入增长，提升低收入农民向中等群体流动的概率。总之，数字普惠金融的“共同效应”能降低金融服务门槛，减轻低收入农民金融排斥，改善金融资源配置失衡状况，促使低收入农民借助金融服务的经济效应拓宽收入渠道，提升增收能力，以获得更高的收入增长。因此，提出如下假说：

H2：数字普惠金融有利于缩小农民间收入差距，具有“共同效应”。

H3：数字普惠金融能够提升低收入农民增收能力，促进其向中等收入群体流动，从而推动农民群体的共同富裕。

（三）数字普惠金融促进农民共同富裕的作用机制

数字普惠金融能促进农村地区金融服务的宽度和深度提升，形成适应农民内在发展需求的联动、伴生式金融服务，使农民公平享受便捷化和多样化的金融产品和服务。构建包容的金融环境提升农民的金融素养、增加经济机会、促进创业担当和优化金融资产配置，增加农民收入来源的多样性和稳定性，帮助农民培育内生发展条件和强化自我发展能力，为促进农民增收、缩小收入差距提供新的机遇。基于此，本文从强化农民自我发展能力视角，将金融素养、经济机会、创业担当及金融资产配置效率作为机制变量，讨论它们在数字普惠金融促进农民共同富裕过程中的作用机制。

1. 提升金融素养

金融素养能综合反映农民对金融知识、技能的掌握和运用程度，它直接关系到农民能否抓住市场机会并将其转化为现实收益，与农民收入息息相关。在提高金融财产性收入方面，金融素养能够帮助农民有效获取、分析和处理金融市场信息，优化金融经济决策，通过多样化投资来分散风险和实现家庭金融资产的保值增值。在提高非金融财产性收入方面，金融素养较高的农民更有可能识别宅基地、住房、农村土地等非金融资产参与经济投资的机会，在不依赖传统农业生产经营情况下，通过流通、租赁等方式赚取转出所得的财产性收入，盘活农民非金融资产。《2023 年全面推进乡村振兴重点工作部署的实施意见》强调“深入实施高素质农民培育计划和学历提升行动计划”。随着农业农村大数据平台的搭建和数字普惠金融发展水平的提升，金融机构能够借助互联网终端设备向农民精准推送金融信息，进行“点对点”的金融知识宣传，让农民在日常接触中逐渐培育金融意识，提升金融素养，增强农民通过金融和非金融投资渠道的获益能力，从而提高农民收入。

2. 增加经济机会

从内生增长理论来看，物质和人力资本的缺乏致使弱势群体获得经济机会的能力受到严重限制[21]。尤其受疫情等外部冲击事件的影响，不具备有效抵押物和还本付息实力的农民难以形成有效金融承载力，金融可得性不足，导致难以创造经济机会，而数字普惠金融为增加农民经济机会发挥了积极作用。农民利用数字普惠金融深度提升获取互联网金融平台提供的实时就业信息，使得劳动力市场的信息传达更高效，有助于打破农民信息接受的局限性，缓解农村“信息茧房”效应，其与企业之间的信息不对称得到一定程度的缓解，有助于农民向具有更高收入报酬的非农部门流

动，以获得更多收入。同时，数字普惠金融水平提升也间接促进了农村金融包容性发展，推动农村产业升级，为低收入农民提供更多优质的就业岗位和经济机会，解决低收入农民稳定就业问题，实现其稳步增收。

3. 促进创业担当

提升农民创业担当是“聚焦富民”基本思想的体现，是带动当地农民增收、激发农村经济发展活力和实现农村共同富裕的重要手段。依据动机－机会－能力理论，农民创业行为的发生与其创业机会、能力和动机密切相关[22]。创业需要大量投入资金、信息、社会资本等资源，具有较高的风险性和不确定性，考验着创业者的管理、风险承担、资金保障等能力。一是数字普惠金融的“低成本、可负担”等优质特性使得金融机构对家庭初始财富门槛下降，提升消费信贷的易得性，在扩大家庭预算约束的同时激发了家庭消费需求，为农民开拓创业市场带来新的机会。二是数字普惠金融发展有利于打破农村金融排斥壁垒，改善投融资环境，有助于有创业意愿的农民获取资金、信息等创业资源，增强创业能力。三是金融发展和数字技术的有机融合促使金融交易去中介化，不仅优化创业企业与客户的支付结算模式，还提高企业运营效率，通过线上平台便可进行商品追踪和有效信息捕捉、交流，降低农民在创业过程中产生的交易、运营、信息搜寻等成本，强化农民创业动机。因此，数字普惠金融能增加创业机会、提升创业能力和强化创业动机，促进农民创业担当，为自身创造增收致富机会。同时，农民在当地创业活动中能形成大量涉农企业，带动农村剩余劳动力就业，助力低收入农民增收。

4. 优化金融资产配置

金融资产配置的结构及效率变化与家庭收入增长是密不可分的。传统金融发展中的二元属性导致金融部门主要服务于经济发达地区，致使农村地区投资理财服务的覆盖面和渗透性不足，农民投资理财渠道不畅，金融资产配置效率低下[23]。数字普惠金融可以帮助农民便利获取成本合理的投资理财服务，有效激发农民潜在的金融需求，还可以改善农民风险偏好，提升农民参与金融投资活动的积极性。随着农村数字普惠金融水平提升，更多具有层次性、多元化、符合农民投资理财需求的金融产品在农村逐渐普及，促使农民进行投资理财方式不断丰富，能帮助农民优化金融资产组合，提升金融资产配置效率，实现存量资产向流量收入的转化，增加农民财产性收入。

基于以上论述，提出研究假说 H4：数字普惠金融能通过帮助农民提升金融素养、增加经济机会、促进创业担当和优化金融资产配置四重作用机制促进农民实现共同富裕。

三、研究设计

（一）数据来源

本文数据来源于中国家庭金融调查（CHFS）数据。该数据库全面涵盖了家庭资产负债、收支、金融行为等微观信息，能够综合全面反映我国家庭金融与经济活动实况。CHFS 在样本的性别、年龄、地区分布结构等多方面与国家统计局的数据高度一致，具有较强的代表性。考虑到该数据库中变量衡量的一致性及连续性，最终选取 2017 年和 2019 年 CHFS 样本，构建平衡面板。在数据处理过程中，本文对收入上下 2.5% 的极端值进行截尾处理，并删除户主年龄小于 16 岁或大于 80 岁的样本，及其他变量存在缺失值的样本，最终得到 7793 户农民家庭数据，对 15586 个观测值进行分析。

（二）变量说明

1. 被解释变量

借鉴王轶和刘蕾[24]的测度思路，采用农村家庭人均可支配收入作为农村家庭收入水平的衡量指标，并进行对数化处理，以消除可能存在的异方差问题。参考徐莹和王娟[25]的测度方法，采用农村家庭人均可支配收入的基尼系数作为农村家庭间收入差距的衡量指标。

2. 解释变量

解释变量为家庭数字普惠金融指数。已有研究倾向于利用宏观数据构建数字普惠金融指数，以北京大学发布的数字普惠金融指数作为代理指标[26]。此类做法在一定程度上忽视了农民金融行为的特征异质性，也难以准确反映农村金融资源在农民之间实际分配状况，导致数字普惠金融的微观福利评估出现偏差。为此，借鉴何婧等[27]、尹志超和张栋浩[5]的测度方法，基于农民银行账户拥有情况、正规信贷获得情况、商业保险覆盖情况、数字金融服务使用情况（包括数字支付、数字信贷、数字理财）及信用卡使用情况，运用熵值法从微观视角来构建家庭层面的数字普惠金融指数。最后，采用阈值法对家庭数字普惠金融指数进行标准化处理，使其取值介于[0，100]之间。具体指标体系如表 1 所示。

表 1　家庭数字普惠金融指数的评价指标体系

具体指标	权重
银行账户拥有情况	0.033
正规信贷获得情况	0.225
商业保险覆盖情况	0.282
数字金融服务使用情况	0.137
信用卡使用情况	0.323

3. 机制变量

一是金融素养。基于迭代主因子法，从金融知识关注程度、利率知识及通货膨胀知识三个维度来测度农民金融素养水平。二是经济机会。基于郑秀峰和朱一鸣[21]对经济机会的理解，本文将从事第二、第三产业即从事非农工作的农民定义为获得经济机会的家庭，依据问卷中“家庭成员的工作性质属于以下哪一类?”的回答进行赋值。如果从事非农工作，赋值为 1，否则赋值为 0。三是创业担当。借鉴王永仓等[28]的做法，将从事工商业生产经营项目的农民定义为具有创业担当的家庭，依据为问卷中“目前，您家是否从事工商业生产经营项目，包括个体户、运输、网店、经营公司企业等?”的选项，回答“是”，赋值为 1，否则赋值为 0。四是金融资产配置效率。参考 Pelizzon 和 Weber[29]的做法，运用夏普比率度量农民金融资产配置效率，计算公式如下：

$$Sharpe_Ratio_{it} = [E(R_{pi}) - R_F]/\sigma_{pi} \tag{13}$$

其中，$Sharpe_Ratio_{it}$为夏普比率，$E(R_{pi})$为收益率，σ_{pi}为标准差。需要注意的是，本文将金融资产依据金融资产的收益、风险等级划分为债券类、股票类、存款类。其中，债券类资产包括债券、银行理财产品；股票类资产包括股票、基金、衍生品等；存款类资产则包括家庭定期存款。由于 CHFS 数据库并未记录各类资产的收益率及风险，借鉴吴雨等[30]的思路，利用指数替代法进行计算。依据中证综合全债指数的年收益率和标准差来计算债券类资产的收益和风险；依据深证成指、上证指数按年成交额加权计算得到的收益率和标准差来衡量股票类资产的收益和风险；依据一年期定期存款（整存整取）基准利率代替定期存款收益率，将标准差设定为 0。三是综合考虑金融市场运行的周期和 CHFS 调查时间，分别以 2003 年 1 月至 2017 年 12 月、2003 年 1 月至 2019 年 12 月期间的各类资产平均收益率作为 2017 年、2019 年农民各类金融资产收益率。以上指数收益率和标准差均来源于 RESSET 数据库。

4. 控制变量

参考程名望等[31]的做法，本文将控制变量划分为以下几类：家庭特征（户主性别、户主年龄、户主婚姻状况、少儿抚养比、老年抚养比）；人力资本（健康水平、受教育程度）；社会资本（社会资本支出）；物质资本（农业资产、土地资产、是否有住房）；制度与政策（是否参与社会养老保险、是否参与社会医疗保险）；区域特征（数字金融发展水平、省人均 *GDP*）。表 2 详细汇报了各变量描述性统计结果。

表2 各变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	收入水平	3.930	2.000	0	12.58
	基尼系数 RIF 值	0.267	0.195	0.110	1.346
核心解释变量	家庭数字普惠金融指数	16.89	21.10	0	100
中介变量	金融素养	0.342	0.346	0	1
	经济机会	0.483	0.500	0	1
	创业担当	0.107	0.309	0	1
	金融资产配置效率	0.053	0.102	0	0.471
人力资本	健康水平	0.753	0.431	0	1
	受教育程度	7.745	3.567	0	18
社会资本	社会资本支出	3.069	3.510	0	11.16
物质资本	农业资产	3.376	4.094	0	13.60
	土地资产	6.283	4.631	0	17.84
	是否有住房	0.936	0.245	0	1
家庭特征	性别	0.833	0.373	0	1
	年龄	55.67	12.08	18	80
	年龄平方	3245	1317	324	6400
	婚姻状况	0.952	0.214	0	1
	少儿抚养比	0.105	0.163	0	0.833
	老年抚养比	0.364	0.411	0	1
制度与政策	社会养老保险	0.579	0.494	0	1
	社会医疗保险	0.757	0.429	0	1
区域特征	数字金融发展水平	299.5	37.56	240.2	410.3
	省人均 GDP	28160	10419	16011	69442

(三)模型设计

1. 基准回归模型

本文采用 Firpo 等[32]提出的重聚影响函数回归法(RIF 回归)分析数字普惠金融对农民收入及收入差距的影响。RIF 回归的优点在于:(1)RIF 回归可直接建立数字普惠金融和农民收入水平、收入差距之间的回归方程,还能反映数字普惠金融的微小变动对农民收入 Y 的无条件分布统计量的影响;(2)RIF 回归相较于 OLS 回归能有效克服因遗漏变量而产生的内生性问题,其结果更为稳健。回归策略具体如下:依据农村家庭人均可支配收入进行 RIF 回归验证数字普惠金融的"富裕效应";依据基尼系数进行 RIF 回归验证数字普惠金融的"共同效应"。回归方程如下所示:

$$RIF\{lny;V^G(F_Y)\}=\beta_0+\beta_1 Fin_{it}+\beta_2 \mathrm{Contro\,l}_{it}+\varphi+\xi \tag{14}$$

lny 代表农民可支配收入的对数,$V^G(F_Y)$ 为 lny 的基尼系数,Fin_{it} 为家庭数字普惠金融指数,$Contro\,l_{it}$ 为控制变量,φ 为时间和个体固定效应,ξ 为随机干扰项。

2. 机制检验模型

大多学者使用逐步回归法来进行机制检验,但该方法无法解决中介变量的内生性问题。江艇[33]在以往研究基础上提出了中介效应检验的改进方法,即在选取中介变量 M 后,回归过程中只检验核心解释变量 X 对被解释变量 Y 及 X 对中介变量 M 的影响,舍去逐步回归法当中的第三步,然后结合现实发展情况和已有研究成果,通过理论分析来厘清中介变量 M 如何影响被解释变量 Y。因此,基于这一检验方法,构建如下模型对作用机制进行检验:

$$Mediator_{it}=\gamma_0+\gamma_1 Fin_{it}+\gamma_2 \mathrm{Contro\,l}_{it}+\eta_i+\varepsilon_{it} \tag{15}$$

式(15)中,$Mediator_{it}$ 为中介变量,分别代表 i 农民在 t 年的金融素养、经济机会、创业担当和金

融资产配置效率。同时，为增强中介效应检验的可靠性，参考张洪鸣和孙铁山[34]的做法，采用工具变量法再次对中介作用机制进行检验。

四、实证分析

（一）基准回归结果分析

1. RIF 回归结果

表 3 为运用 RIF 模型实证检验数字普惠金融对农民收入水平、收入差距的影响的回归结果。表中列（1）、（3）为仅纳入核心解释变量的回归结果；列（2）、（4）为纳入核心解释变量和控制变量后的回归结果。由列（1）、（2）结果可知，未加入控制变量时，家庭数字普惠金融指数回归系数为 0.0098，在 1% 水平上显著；而在纳入控制变量后，数字普惠金融依然保持 1% 的显著性水平，对农民收入产生显著的正向影响。进一步观察列（3）、（4），结果表明无论是否将控制变量纳入，家庭数字普惠金融指数的回归系数都在 1% 水平上显著为负，说明数字普惠金融有助于缩小农民收入差距。假说 H1、假说 H2 得以验证。可见，数字普惠金融能有效提升农民收入水平和缩小农民收入差距，兼具“富裕效应”和“共同效应”，能够发挥助推农民共同富裕的积极作用。提升数字普惠金融发展水平，能够将低收入农民等弱势群体纳入金融体系的服务范畴，通过优化资源配置，为具有金融需求的农民提供可负担且适宜的金融产品和服务，缓解金融排斥难题，同时，引导金融供给资源与农民金融需求实现精准对接，让农民能够充分合理利用金融功能来平滑消费、管理风险和促进生产经营等活动，为农民拓宽收入来源提供条件，不断缩小农民收入差距。

表 3　基准回归结果

变量	（1） 收入水平	（2） 收入水平	（3） 收入差距	（4） 收入差距
家庭数字普惠金融指数	0.0098***（0.0009）	0.0078***（0.0009）	−0.0002***（0.0001）	−0.0002***（0.0001）
健康水平		0.0908**（0.0426）		−0.0034（0.0031）
受教育程度		0.0156*（0.0083）		−0.0009（0.0006）
人力资本支出		0.0232***（0.0040）		−0.0008***（0.0003）
农业资产		0.0301***（0.0049）		−0.0019***（0.0003）
土地资产		0.0161***（0.0039）		−0.0010***（0.0003）
是否有住房		−0.0331（0.0828）		0.0069（0.0062）
性别		0.0800（0.0569）		−0.0020（0.0041）
年龄		0.0144（0.0170）		0.0005（0.0012）
年龄平方		−0.0002（0.0002）		−0.0000（0.0000）
婚姻状况		0.0878（0.1172）		−0.0039（0.0094）
少儿抚养比		0.3662*（0.1958）		−0.0086（0.0142）
老年抚养比		−0.6377***（0.1036）		0.0118（0.0075）
社会养老保险		0.1118***（0.0343）		−0.0081***（0.0023）
社会医疗保险		0.0658（0.0465）		−0.0036（0.0034）
数字金融发展水平		−0.0019（0.0030）		0.0003*（0.0002）
省人均 GDP		0.0000（0.0000）		−0.0000（0.0000）
固定效应	是	是	是	是
R^2	0.6999	0.7097	0.5622	0.5685
样本量	15586	15586	15586	15586

注：$^{***}p<0.01$，$^{**}p<0.05$，$^{*}p<0.1$，括号内为聚类稳健标准误，下表除表 4 为稳健标准误外，其余皆为聚类稳健标准误。

2. 内生性处理

尽管 RIF 回归可以克服因遗漏变量而产生的内生性问题,但数字普惠金融对农民收入及收入差距的影响仍可能受到联立性和反向因果等因素的影响。得益于数字普惠金融的发展,农民的收入水平得到有效提升。出于管理收入及促进财富保值增值的需要,农民可能会更积极参与金融市场,利用储蓄、理财、保险等金融产品促使其金融资产实现跨期优化,并降低其收入风险,从而推动家庭数字普惠金融水平提升。为此,本文使用工具变量法来进一步解决内生性问题。借鉴已有文献中设计工具变量的常用思路,具体选取"同一社区内除自身外其他农民的平均数字普惠金融指数"作为工具变量。在同一社区内其他农民数字普惠金融水平可通过联保贷款或共同抵押等方式对该农民金融参与程度产生影响,进而影响数字普惠金融水平。同时,其他农民数字普惠金融水平并不会直接对该农民收入水平和收入差距产生影响,满足了工具变量外生性的要求。该工具变量在不同社区之间的组间差异可保证估计具有技术可行性。工具变量法的回归结果如表 4 所示。由列(1)、(2)可知,F 统计量显著大于 10,表明工具变量选择恰当,不存在弱工具变量问题。具体观测家庭数字普惠金融指数的系数值及显著性,回归系数在 1% 水平上对农民收入水平、收入差距有显著的负向和正向影响,说明工具变量法的回归结果是较为稳健的。整体而言,经过内生性处理后,数字普惠金融仍能显著提升农民家庭收入和缩小收入差距,兼具"富裕效应"和"共同效应",进一步验证了假说 H1 和假说 H2 的结论。

表 4 内生性处理结果

变量	(1) 收入水平	(2) 收入差距
家庭数字普惠金融指数	0.0208***(0.0074)	-0.0022***(0.0008)
控制变量	控制	控制
F 统计量	487.96	502.33
控制变量	控制	控制
固定效应	是	是
R^2	0.3868	0.0758
样本量	15586	15586

(二)稳健性检验

为进一步验证基准回归结果的稳健性,采取了以下策略进行稳健性检验:一是替换模型,采用 OLS 进行回归。二是替换被解释变量,采用阿特金斯指数(不平等厌恶系数设定为 0.5)、广义熵指数(参数设定为 0)的重聚影响函数来测度农民间收入差距。三是替换核心解释变量的测度方法,利用熵值法来重新构建家庭数字普惠金融指数。回归结果如表 5 所示,家庭普惠金融指数的回归系数均保持显著性,对农民收入水平及收入差距依然分别具有正向和负向的作用,与基准回归结果基本保持一致,说明基准回归结果是较为稳健的。

表 5 稳健性检验结果

变量	OLS 回归	阿特金斯指数(0.5)	广义熵(0)	因子分析法	
	收入水平	收入差距	收入差距	收入差距	收入水平
家庭数字普惠金融指数	0.0078***(0.0009)	-0.0001**(0.0000)	-0.0001***(0.0000)		
家庭数字普惠金融指数(熵值法)				-0.0140**(0.0058)	0.7250***(0.0834)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是
R^2	0.0491	0.5168	0.5351	0.5684	0.7095
样本量	15586	15586	15586	15586	15586

（三）不同情境下的异质性分析

前文一系列验证结果均表明，数字普惠金融对促进农民共同富裕具有显著推动作用，而下文将探讨数字普惠金融的“富裕效应”和“共同效应”是否会因农民所处的环境条件不同而产生异质性影响。数字普惠金融并非在农村经济系统中孤立地发挥作用，而是受农民所处环境条件的影响。罗千峰等[35]认为受制于经济发展状况等环境条件约束，农民信息渠道有限，面临着信息容量不足、信息准确度较低和信息滞后等困境，难以拓宽其收入渠道。东部地区经济发展水平更高，农村固定资产投资数额较大，产业结构更优化，使得金融机构倾向于在东部农村地区增加金融服务供给，而倡导机会平等的数字普惠金融则可能在西部农村地区发展缓慢。因此，数字普惠金融的“富裕效应”和“共同效应”可能会受到经济发展水平等环境条件影响。

表 6 为区域异质性检验结果。其中，列（1）、（2）为依据条件均值进行 RIF 回归验证数字普惠金融的“富裕效应”，列（3）-（6）为依据基尼系数、阿特金森指数进行 RIF 回归验证数字普惠金融的“共同效应”。从列（1）、（2）结果来看，数字普惠金融对东部和中西部地区农民收入具有显著性的影响，但从回归系数来看，数字普惠金融对中西部地区农民收入的系数值显著大于东部地区，说明数字普惠金融更能带动中西部地区农民增收。列（3）、（5）的结果显示，数字普惠金融对东部地区农民收入差距的回归系数虽然为负，但不具有显著性。而列（4）、（6）的结果显示，数字普惠金融皆在 1% 水平上显著负向影响中西部地区农民收入差距，说明数字普惠金融对中西部地区农民内部收入差距的缩小作用强于东部地区。综上，数字普惠金融的“富裕效应”和“共同效应”在中西部地区更为显著。

表 6　区域异质性

变量	（1） 东部 条件均值	（2） 中西部 条件均值	（3） 东部 基尼系数	（4） 中西部 基尼系数	（5） 东部 阿特金森指数（0.5）	（6） 中西部 阿特金森指数（0.5）
家庭数字普惠金融指数	0.0058***（0.0013）	0.0096***（0.0011）	-0.0002（0.0001）	-0.0002**（0.0001）	-0.0001（0.0001）	-0.0001**（0.0001）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.7242	0.6948	0.6016	0.5477	0.5338	0.5046
样本量	5982	9604	5982	9604	5982	9604

（四）数字普惠金融对低收入农民的增收效应

根据前文理论分析认为，数字普惠金融能够发挥其“共同效应”，激发低收入农民增收能力，推动低收入农民向中等收入群体流动，进而助推农民共同富裕。为验证该推论，将从静态和动态双重维度来考察数字普惠金融对低收入农民的增收效应。

1. 静态分析

通过无条件分位数回归考察不同分位数上数字普惠金融对农民收入的影响，结果如表 7 所示。随着分位数上升，数字普惠金融的回归系数逐渐减小，这意味着数字普惠金融对低收入农民的收入提升作用更为显著。

表 7　无条件分位数回归结果

变量	5 分位点	25 分位点	35 分位点	50 分位点	65 分位点	80 分位点	95 分位点
家庭数字普惠金融指数	0.0109***（0.0023）	0.0067***（0.0013）	0.0067***（0.0012）	0.0067***（0.0010）	0.0084***（0.0009）	0.0074***（0.0009）	0.0057***（0.0013）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.5387	0.6710	0.7003	0.7230	0.7268	0.7044	0.6133
样本量	15586	15586	15586	15586	15586	15586	15586

2. 动态分析

要实现农民共同富裕,不仅要将精准识别低收入农民作为重点,也需突破提高农民收入流动性这一难点[2]。如果单纯考察低收入农民在固定时点的收入增量,忽视其收入阶层的改变情况,则无法准确评估数字普惠金融对低收入农民实现共同富裕的实际助推效果。借鉴龚锋等[36]的思路,本文运用收入转移矩阵来动态评估数字普惠金融对农村收入流动性的影响,探讨其能否成为促进低收入农民实现收入阶层跃升的有效途径。具体做法如下:(1)将低收入农民数字普惠金融水平按照其分布位置分为高家庭数字普惠金融水平组、低家庭数字普惠金融水平组,其中以低家庭数字普惠金融水平作为对照组;(2)以反事实构建方法为基础,采用 Logit 模型的倾向得分匹配方法(PSM),构建所有低收入农民 2017 年均为"高数字普惠金融水平组"的"反事实"收入分布,测算并比较 2017 年实际收入分布、"反事实"收入分布分别与 2019 年实际收入分布对比的收入转移矩阵及其指标。将收入转移矩阵表示为下列形式:

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & P_{13} & P_{14} & P_{15} \\ P_{21} & P_{22} & P_{23} & P_{24} & P_{25} \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} & P_{34} & P_{35} \\ P_{41} & P_{42} & P_{43} & P_{44} & P_{45} \\ P_{51} & P_{52} & P_{53} & P_{54} & P_{55} \end{bmatrix} \tag{16}$$

P_{ij}代表初期收入阶层为 i 到末期收入阶层为 j 的概率。

收入转移矩阵由两个部分构成(见表 8)。上半部分为 2017 年和 2019 年低收入农民实际可支配收入组成,下半部分则由假设 2017 年所有低收入农民均为高家庭数字普惠金融水平组的"反事实"收入和 2019 年农民实际可支配收入组成。惯性率和亚惯性率是收入转移矩阵中衡量收入流动性的重要指标,数值越低,说明农民收入流动性越好。经过计算,实际收入转移矩阵和"反事实"收入转移矩阵的惯性率为 34.36% 和 18.02%,亚惯性率为 72.02% 和 45.28%。从组间流动性展开分析,以农民实际收入转移矩阵作为对照组,可以发现"反事实"收入转移矩阵中初期处于低收入分组的农民有 74.76% 的概率在末期会跃升到较高收入组,要高于实际收入转移矩阵的 64.43%。上述结果表明,在基于"反事实收入"的前提下,数字普惠金融有助于改善农民收入流动性,促进农村收入分配格局动态流转,提升低收入农民实现收入阶层跃升的可能性。

表 8 收入转移矩阵

2017 年收入分布	分类	2019 年实际收入分布				
		低收入	中低收入	中等收入	中高收入	高收入
2017 年实际收入分布	低收入	35.57	23.83	18.32	12.22	10.06
	中低收入	28.98	29.58	19.40	13.41	8.620
	中等收入	19.64	26.11	25.27	17.37	11.62
	中高收入	10.66	13.89	27.31	29.94	18.20
	高收入	5.160	6.590	9.710	27.10	51.44
2017 年"反事实"收入分布	低收入	25.24	21.41	17.94	17.82	17.58
	中低收入	19.54	21.59	20.99	19.90	17.97
	中等收入	17.43	19.95	22.48	20.67	19.47
	中高收入	19.98	18.54	19.98	19.50	22.01
	高收入	17.87	18.36	18.60	22.22	22.95

可见，从静态维度看，数字普惠金融有助于低收入农民获得更显著增收效果，为低收入农民实现收入提升和收入差距缩小创造更多的可能性。从动态维度看，数字普惠金融促进低收入农民向中等收入群体的流动，从而改善农村收入分配格局，为实现农民共同富裕提供了有力支持。因此，假说 H3 得以验证。

五、机制检验

前述理论分析中，数字普惠金融可能通过提升金融素养、增加经济机会、促进创业担当和优化金融资产配置四重作用机制促进农民共同富裕，下文通过作用机制检验进行分析。

表 9 为作用机制检验结果。列（1）显示，家庭数字普惠金融指数与金融素养的回归结果为 0.0009，在 1% 水平上显著，说明数字普惠金融可以有效提高农民金融素养。农民通过提升金融素养，可凭借人力资本优势捕捉市场机会，通过金融投资渠道和非金融渠道获得更多的财产性、经营性等收入，帮助家庭增收致富。从列（2）可以看出，家庭数字普惠金融指数与经济机会的回归结果为 0.002，在 1% 水平上显著，说明数字普惠金融有助于增加农民经济机会。数字普惠金融的“蒲公英效应”可以克服金融市场失灵对农民等低收入群体的损害，拓宽其信息获取渠道，为农民创造更好的发展条件，为农民融入现代就业市场带来更多机遇，从而获取稳定的收入来源。列（3）显示，数字普惠金融在 1% 水平上对农民创业担当有显著的积极作用，表明数字普惠金融能促进农民创业担当。数字普惠金融水平快速提升，可满足农民对资金、信息、社会资本等创业资源的需求，使其具备开展创业活动的基本能力，有助于提高创业农民收入。创业活动所衍生出的就业岗位需求也利于带动低收入农民实现增收。从列（4）可以看出，家庭数字普惠金融指数对农民金融资产配置效率有显著的正向影响。数字普惠金融可以促使农民以合理成本获取所需的金融理财产品，也可以促使农民增加对投资理财等金融信息的关注度，提高农民金融需求层次，一定程度激发农民投资理财意愿与行为，并利用金融市场来改善农民金融资产结构，提升金融资产配置效率，增加资产性收入。综上可知，假说 H4 得以验证。

表 10 为进一步采取工具变量法的回归结果，家庭数字普惠金融指数对金融素养、经济机会、创业和金融资产配置的影响系数仍然显著为正，进一步证明了中介效应检验的稳健性。

表 9　作用机制检验 1

变量	（1） 金融素养	（2） 经济机会	（3） 创业担当	（4） 金融资产配置
家庭数字普惠金融指数	0.0009***（0.0002）	0.0020***（0.0003）	0.0006***（0.0002）	0.0014***（0.0001）
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
R^2	0.0159	0.0657	0.0125	0.3587
样本量	15586	15586	15586	15586

表 10　作用机制检验 2（工具变量法）

变量	（1） 金融素养	（2） 经济机会	（3） 创业担当	（4） 金融资产配置
家庭数字普惠金融指数	0.0012**（0.0006）	0.0017***（0.0005）	0.0047***（0.0008）	0.0014***（0.0002）
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
R^2	0.0157	0.0656	0.0632	0.3587
样本量	15586	15586	15586	15586

六、结论及建议

本文基于2017、2019年中国家庭金融调查数据（CHFS），实证分析数字普惠金融对农民共同富裕的影响及传导机制。在运用熵值法对家庭数字普惠金融水平进行科学测算的基础上，利用RIF回归模型就数字普惠金融的“富裕效应”和“共同效应”进行实证检验，并从增强农民自我发展能力视角来进行机制识别，验证其作用机制和路径。研究发现：（1）数字普惠金融显著提高农民收入，并有助于缩小农民收入差距，兼具“富裕效应”和“共同效应”，且这一双重效应在中西部地区更为显著。（2）进一步分析发现，静态维度上，数字普惠金融能够激发低收入农民增收潜力，使低收入农民获得更强的增收效应；动态维度上，数字普惠金融有利于改善农村收入分配格局，提升低收入农民实现收入阶层跃升的可能性。（3）金融素养、经济机会、创业担当和金融资产配置效率是数字普惠金融促进农民共同富裕实现的重要机制。

据此，本文针对数字普惠金融如何更有效促进农民共同富裕提出以下对策建议：一是深化农村金融供给侧结构性改革，增强农村金融供给有效性，激励农村金融机构找准定位，敢于担当，为“三农”提供金融服务。同时，发挥金融科技驱动作用，加快农村金融服务数字化转型升级，针对农民需求创新各类数字金融产品和服务，提升农村金融服务质量和效率，提高金融渗透度和覆盖面，让金融真正普惠于民，有效提升农村数字普惠金融水平，为数字普惠金融助力农民共同富裕谋求新合力。二是加强农民尤其是低收入农民的内在发展能力建设，改善农民要素禀赋，整合协调政府、金融机构等多方力量共同开展金融知识普及、职业教育培训等活动，提升农民人力资本水平。此外，推动农民人力资本培养的制度化和常态化，重点提升低收入农民的职业素养和金融素养，挖掘有效金融需求，合理运用金融工具开展生产经营活动。三是完善数字普惠金融政策体系，为农民创新创业提供有效制度供给，利用数字普惠金融的多重优势不断纾解农民在创业过程中的“痛点”“堵点”，积极为农民探寻经济机会营造更好的金融环境，帮助农民通过非农就业和创业来增加收入，缩小收入差距。四是推动区域数字金融资源共享，因地制宜制定数字金融发展战略，加快数字金融基础设施建设，尤其在落后地区搭建数字金融平台，充分发挥数字红利作用，弥补数字金融短板，利用政策、制度等激励措施引导金融机构下沉数字金融服务，提升农村数字普惠金融水平，更好发挥“富裕效应”和“共同效应”，进而助推农民共同富裕。

参考文献：

[1]涂圣伟. 面向共同富裕的农民增收长效机制构建[J]. 改革，2023(4)：14－25.
[2]李实，史新杰，陶彦君，等. 以农村低收入人口增收为抓手促进共同富裕：重点、难点与政策建议[J]. 农业经济问题，2023(2)：4－19.
[3]沈扬扬，卢云鹤，滕阳川. 农村益贫增长与共同富裕：成就、挑战和启示[J]. 农业经济问题，2023(2)：20－32.
[4]胡祎，魏后凯. 中国农村老年人的收入结构与收入不平等——兼论中国农村居民的养老现状[J]. 南京农业大学学报（社会科学版），2022(4)：45－57.
[5]尹志超，张栋浩. 金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J]. 经济学（季刊），2020(5)：153－172.
[6]张林，曹星梅. 数字金融使用何以影响农户家庭财富——基于中西部5省份944户农户调查数据的实证[J]. 中国农村经济，2024(1)：104－124.
[7]黄倩，李政，熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革，2019(11)：90－101.
[8]张龙耀，邢朝辉. 中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究，2021(3)：23－42.
[9]申云，李京蓉. 数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应及空间分异[J]. 华南农业大学学报（社会科学

版），2023（4）：82 – 95.
[10]刘丹，方锐，汤颖梅. 数字普惠金融发展对农民非农收入的空间溢出效应[J]. 金融经济学研究，2019（3）：57 – 66.
[11]鹿光耀，袁云云，吴春雅. 数字普惠金融有益于丰富农户收入多样性吗？——基于江西“百村千户”的调研数据[J]. 江西社会科学，2022（6）：65 – 74.
[12]崔婕，李瑞田，韩启春. 金融科技助力实现共同富裕——基于数字普惠金融赋能视角[J]. 经济问题，2023（5）：1 – 8 + 118.
[13]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.
[14]杨怡，陶文清，王亚飞. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响[J]. 改革，2022（5）：64 – 78.
[15]郑展鹏，刘笑言，曹玉平. 数字普惠金融与城乡收入差距：马太效应抑或长尾效应？[J]. 经济体制改革，2023（6）：5 – 13.
[16]刘成奎，任飞容，白积洋. 中国数字普惠金融的收入效应：来自家庭调查微观数据的证据[J]. 财贸研究，2024（5）：59 – 76.
[17]崔景华，谢远涛. 农村居民多维收入流动、税费负担及政策效应——基于面板数据 PSM-DID 方法的研究[J]. 南方经济，2017（10）：59 – 74.
[18]李建军，彭俞超，马思超. 普惠金融与中国经济发展：多维度内涵与实证分析[J]. 经济研究，2020（4）：37 – 52.
[19]刘魏. 数字普惠金融对居民相对贫困的影响效应[J]. 华南农业大学学报（社会科学版），2021（6）：65 – 77.
[20]温涛，何茜. 全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新：逻辑转换、难点突破与路径选择[J]. 中国农村经济，2023（1）：93 – 114.
[21]郑秀峰，朱一鸣. 普惠金融、经济机会与减贫增收[J]. 世界经济文汇，2019（1）：101 – 120.
[22]MACINNIS D J，CHRISTINE M，BERNARD J J. Enhancing and measuring consumers’ motivation，opportunity，and ability to process brand information from ads[J]. The journal of marketing，1991（4）：32 – 53.
[23]段军山，邵骄阳. 数字普惠金融发展影响家庭资产配置结构了吗[J]. 南方经济，2022（4）：32 – 49.
[24]王轶，刘蕾. 从“效率”到“公平”：乡村产业振兴与农民共同富裕[J]. 中国农村观察，2023（2）：144 – 164.
[25]徐莹，王娟. 数字普惠金融与农户收入差距：加剧还是缓解[J]. 农业技术经济，2024（3）：52 – 62.
[26]张乐柱，高士然. 金融普惠逻辑、数字化转型与城乡收入差距[J]. 华南农业大学学报（社会科学版），2023（1）：107 – 117.
[27]何婧，李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济，2019（1）：112 – 126.
[28]王永仓，温涛，王小华. 数字金融与农户家庭增收：影响效应与传导机制——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J]. 财经论丛，2021（9）：37 – 48.
[29]PELIZZON L，WEBER G. Efficient Portfolios when Housing Needs Change over the Life Cycle[J]. Journal of banking and finance，2009（11）：2110 – 2121.
[30]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 + 7.
[31]程名望，Jin Yanhong，盖庆恩，等. 农村减贫：应该更关注教育还是健康？——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J]. 经济研究，2014（11）：130 – 144.
[32]FIRPO S，FORTIN N M，LEMIEUX T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions[J]. Econometrics，2018（2）：1 – 40.
[33]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
[34]张洪鸣，孙铁山. 高铁如何影响沿线及周边城市的产业分布与结构转型？——基于空间计量模型的机制分析[J]. 产业经济研究，2022（6）：1 – 13.
[35]罗千峰，赵奇锋，邱海兰. 数字技能与农户财产性收入——基于中国乡村振兴综合调查（CRRS）数据[J]. 当代经济管理，2023（3）：1 – 12.
[36]龚锋，李智，雷欣. 努力对机会不平等的影响：测度与比较[J]. 经济研究，2017（3）：76 – 90.

Micro Effects of Digital Inclusive Finance on Promoting Common Prosperity among Farmers

YE Yi-feng[1], LUO He-hua[2]

(1. *School of Business*, *Hunan Normal University*, *Changsha* 410006, *China*;
2. *School of Economics*, *Hunan Agricultural University*, *Changsha* 410128, *China*)

Abstract: Based on the 2017 and 2019 China Household Finance Survey data, this study constructs a household-level digital inclusive finance index using factor analysis. The RIF regression model is employed to empirically examine the impact of digital inclusive finance on farmers' income and income inequality. The results reveal that digital inclusive finance contributes to both increasing farmers' income and narrowing the income gap among them, exhibiting both "affluence effect" and "common effect". This dual effect is more pronounced in samples from the central and western regions. From both static and dynamic perspectives, the analysis demonstrates that digital inclusive finance enhances the income-generating capacity of low-income farmers and increases their likelihood of transitioning to the middle-income group. Mechanism testing indicates that digital inclusive finance promotes common prosperity among farmers through four channels: increasing economic opportunities, fostering entrepreneurial spirit, enhancing financial literacy, and optimizing financial asset allocation. The findings provide important empirical evidence for a comprehensive understanding of the impact of digital inclusive finance development and offer policy implications for promoting agricultural and rural modernization and achieving common prosperity among farmers.

Key Words: digital inclusive finance; affluence effect; common effect; income mobilityfinancial inclusion

【责任编辑:杜晓艺】