

数字普惠金融的共同富裕效应研究 ——基于农民创业、就业增收视角

纪明^{a,b}, 曾曦昊^a, 陈王豪^b

(南宁师范大学 a. 经济与管理学院; b. 马克思主义学院, 广西南宁 530001)

摘要:发挥数字普惠金融的作用,解决农村金融难题,促进农民增收,对实现全体人民共同富裕具有重要意义。理论机制表明,数字普惠金融可以通过激发农村居民的创业与就业增收效应促进共同富裕。利用2011—2020年31个省份农村面板数据,构建中介效应模型进行验证,实证结果是:数字普惠金融能够显著推进共同富裕且通过农村创业与就业的路径机制显著存在;在分维度分析中,数字普惠金融覆盖广度与使用深度的影响效应与路径皆显著,其中数字普惠金融使用深度的效果更佳。因此,要重视数字普惠金融政策的区域城乡差异化布局,加强农村数字化建设,优化创业就业环境,改善农民生活,助力共同富裕。

关键词:数字普惠金融;创业与就业;异质性;共同富裕;长效机制

中图分类号:F832.1 **文献标志码:**A **文章编号:**2095-0098(2022)05-0003-11

一、引言

实现共同富裕是中国特色社会主义的远大战略目标。习近平总书记在《扎实推进共同富裕》中提到,我国已全面建成小康社会,为实现共同富裕创造了良好条件,目前进入扎实推动共同富裕的历史阶段。促进低收入群体增收、扩大中等收入群体规模,进而缩小收入差距,防止规模性返贫是实现向共同富裕历史阶段转型的重要前提。目前,我国中等收入群体有待进一步扩大,农村仍是低收入群体的集中区域,随着金融深化与数字化发展,数字普惠金融对农民增收及农村发展的作用日益增强。2021年中央一号文件首次将数字普惠金融作为固定提法,重点要求发展农村数字普惠金融。《数字乡村发展行动计划(2022—2025年)》进一步要求深化农村普惠金融服务,助力乡村振兴,促进共同富裕建设。大量政策支持使各地区数字普惠金融发展水平发生了质的飞跃,到2020年,各省份的数字普惠金融指数均值达到341.2,是2011年的近八倍。在新的历史阶段下,数字普惠金融能否促进农民收入平稳增长,缩小城乡差距,助力共同富裕,有待深入研究。

梳理相关文献发现,关于数字普惠金融的研究多集中于经济增长、消费、收入与收入差距以及减贫效应上。数字普惠金融对经济增长的影响早期可以追溯到Goldsmith(1969)^[1]对金融发展与经济增长的研究,随后Levine(1991)等人进一步发现金融发展能通过金融市场实现资源的优化,进而带动经济增长^[2]。数字化赋能产生了数字普惠金融,并能通过降低融资门槛、降低流动性约束、促进产业结构优化升级等途径带动经济增长^[3-4]。也有研究认为数字普惠金融对经济的影响存在U型关系,对经济增长的量有负向效果,对经

收稿日期:2022-03-28

基金项目:国家社会科学基金项目“中国南部陆地边境地区相对贫困治理的实地实验研究”(20BJL087);教育部人文社科基金资助项目“乡村振兴背景下壮族集中聚居区新型城镇化产业支撑的机制及路径研究”(18XJA790007);2021年广西研究生教育创新计划项目“广西边境地区相对贫困治理问题研究”(YCSW2021263)

作者简介:纪明(1975—),男,安徽泗县人,博士,教授,研究方向为共同富裕与经济增长;曾曦昊(通信作者)。

经济增长的质有带动效应^[5-6]。此外,数字普惠金融在居民消费与收入方面的影响效果存在异质性,数字普惠金融能够显著促进居民消费,但对高债务收入比的家庭作用并不明显,对村镇居民消费有带动作用,对城乡结合部的效果不显著^[7-8]。张勋(2019)认为数字普惠金融能显著提升家庭收入水平^[9]。刘自强和张天(2021)进一步研究发现数字普惠金融能提升工资性收入,但无法提升资本性收入^[10]。数字普惠金融在发挥增收效应的同时还能通过增加金融可得性发挥缩小收入差距的作用,数字化程度、数字普惠金融覆盖广度与使用深度的差异会带来异质性影响^[11-12]。在减贫效应方面,数字普惠金融能显著发挥增收减贫效果,能通过收入增长与分配机制强化减贫效应,但存在经济增长、城镇化等门槛^[13-14]。关于数字普惠金融与共同富裕方面,部分研究者从省域地区数据、微观调查数据分别进行实证,发现数字普惠金融助力共同富裕的多重路径机制存在^[15],如刘心怡等(2022)验证了数字普惠金融通过经济增长与降低融资约束的共同富裕机制^[16];李庆海等(2022)证明了数字普惠金融促进共同富裕的程度存在边际递增效应,并验证了省域创业活跃度的调节效应和中介机制^[17]。总体而言现有对于数字普惠金融的共同富裕效应研究还尚未形成体系,理论机制阐述相对不足,同时较少有针对农民增收进行共同富裕的机制研究。本文借鉴已有研究,从农民创业就业视角,利用省级农村面板数据,多维度分析数字普惠金融对农村居民增收的影响,探究其共同富裕效应的异质性与路径机制,为助力共同富裕提供方案参考。

本文的创新之处在于,首先,以农村居民这一特殊群体作为研究对象,将数字普惠金融与共同富裕联系起来。其次,在实证分析中通过数字普惠金融对农村与城镇两个部门以及东部与中西部地区的边际效应对比,综合考虑数字普惠金融的共同富裕效应。另外,通过农村居民的创业与就业增收路径,验证数字普惠金融推进共同富裕的机制效果。

二、理论机制

扎实推进共同富裕的总思路是要以人民为中心,在高质量发展中促进共同富裕,扩大中等收入群体比重,促进低收入群体增收,提高发展的平衡性与包容性。寻找提升低收入群体的增收能力和福利水平的路径是实现共同富裕道路上的重要任务^[18]。其中,发展数字普惠金融则是重要路径之一,数字普惠金融对共同富裕不仅有直接作用还有间接作用,其间接作用包含产业机制、人力资本机制、融资便利机制、消费提升机制等。大多数研究主要针对数字普惠金融降低城乡收入差距的路径机制进行研究,以检验共同富裕效应,未能充分考虑城乡两部门收入增长的可持续性,缺乏对农村居民这一重点群体的讨论。那么数字普惠金融发展是如何作用到农村创业与就业,进而推动共同富裕的呢?具体见图1。

(一)数字普惠金融对共同富裕的直接影响

实现共同富裕不是低水平的平等,而是需要保证发展成果不断扩大的高质量平等。数字普惠金融代表了金融发展的成果不断扩大以及共享,其对共同富裕的直接效应主要体现在两方面。一方面,数字普惠金融依托数字化能突破时空局限,精准识别农村居民的金融服务需求并提供金融服务,降低服务成本,强化服务安全性,拓宽农村居民与企业融资渠道,并通过适当缓解流动性约束增加消费与投资,拉动经济增长,发挥“富裕”效应。另一方面,实现共同富裕要重视公平正义,促进基本公共服务均等化,而数字普惠金融的普惠性主要体现在服务群体覆盖范围广,比传统金融服务的门槛低,放开了农村个体私营企业、小微企业、农村个体就业人员等低收入群体的融资限制,能够挖掘低收入群体创造收入的潜能,发挥“共同”效应,促进全社会的共建共享。

综上,提出假设 H1:

H1:数字普惠金融发展存在明显的共同富裕效应。

(二)数字普惠金融影响共同富裕的路径

目前,我国部分农村的发展仍严重滞后,城乡二元发展体系明显,内部差距较大。同时,农村拥有的低收入群体庞大,是实现共同富裕需要重点关注的区域。其中,中小企业投资者与个体经营户是创业增收的重要群体,进城务工的农村居民是就业增收的主要人群。数字普惠金融能通过创业效应和就业效应促进农村居民增收,扩大中等收入群体规模,推动共同富裕。

1. 数字普惠金融的农村创业效应。创业行为需要金融支持,数字普惠金融对农村居民创业的影响主要包括拓宽信贷渠道、增强农村信息流通、强化融资安全性以及提升农村居民的社会信任感等方面^[19-20]。首先,农村居民是数字普惠金融的重要目标服务群体,数字普惠金融的推广和深化能提升农村居民的金融素养以及对金融服务的信心 and 安全感,调动农村居民参与数字普惠金融服务的积极性;同时,在传统的金融市场中,农村创业群体较难达到金融机构的服务门槛,而数字普惠金融适当降低了金融服务的基本准入限制,且所提供的金融服务具有多元性、可负担性特征,依托数字交易、数字借贷、数字理财产品等满足农村创业人员不同创业阶段的金融服务需求。其次,数字普惠金融发展要求金融机构数字转型。一方面采用数字化结算便利了业务办理流程,提高了服务效率,降低了交易成本,给农村创业者提供了更多的金融服务与资金支持;另一方面能通过大数据更精准地对服务群体进行分层,给予不同的金融服务,促进金融服务与创业者需求的高度匹配,从而提高创业成功率。此外,数字普惠金融大大促进了数字交易的发展,推进了制造业、服务业的革新,创造了新的商机,为农村创业提供了良好的环境,有利于农民创业增收,推进共同富裕。

2. 数字普惠金融的农村就业效应。就业是最大的民生,数字普惠金融主要能促进非农就业和私企就业规模的扩大^[21]。从农村劳动力个体视角看,在数字经济背景下,数字自动化生产方式的边际收益较高,对传统的劳动力生产方式产生挤占效应,使得农村大部分低级、非专业的劳动者面临结构性失业问题,而数字普惠金融服务的普惠性则增加了个体资金的流动性,能够有效缓解农村个体素质教育、职业技能培训的融资困难问题,促进农村居民教育投入的扩大以及农村劳动力素质和农村人力资本水平提升,进而带动农村冗余劳动力就业和部分劳动力的再就业,增加农村居民收入,缩小农村与城镇的劳动力收入差距,助力共同富裕;从企业视角看,传统金融市场的市场化程度偏低,缺乏数字化管理,信息不对称风险较高,大部分金融资源流向国有企业、大型企业,从而造成金融信贷资源错配。而数字普惠金融的发展使信用评估更加公开透明,能有效缓解农村小微企业和私营企业融资难与融资成本高的问题。大量扶持政策与资金投入这些企业有利于进一步激发市场创新与活力,增加企业的劳动力需求,促进农村剩余劳动力的就业,进而实现共同富裕。另外,数字普惠金融的作用机制可能存在维度上的差异,即覆盖广度和使用深度维度下,推进共同富裕的长效机制效果可能不同。

综上,提出假设 H2 和 H3:

H2: 数字普惠金融能通过刺激农民创业和就业,推进共同富裕。

H3: 数字普惠金融对共同富裕的影响及机制路径存在维度差异。

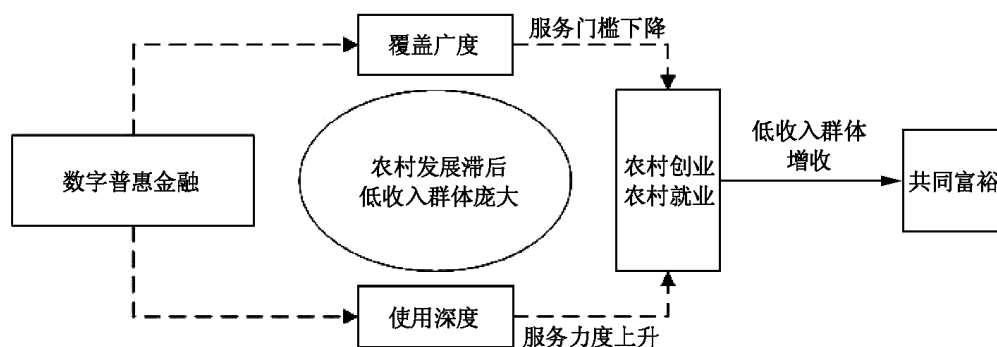


图1 基于农民创业、就业路径的数字普惠金融共同富裕效应

三、研究设计

(一) 数据来源

基于2011—2020年中国31个省份的农村面板数据,利用双向固定效应模型检验数字普惠金融的共同富裕效应,并通过调节效应、中介效应模型验证其作用路径。

相关指标的数据来源于北京大学数字金融研究中心、《中国统计年鉴》以及各省统计年鉴、部分地区政府统计公报。

(二) 变量选择

依据理论推演,从农村居民通过创业和就业途径增收来考察数字普惠金融发展的共同富裕效应,具体变量选择情况见表1。为减少模型估计偏误,对部分变量进行对数化处理或归一化处理。

从表1中的结果可看出,数字普惠金融综合指数、覆盖广度和使用深度的极差较大,存在明显的区域差距,有必要进行区域异质性分析。其他变量不存在明显的异常值,经济意义合理,符合进行实证分析的前提要求。

1. 被解释变量。共同富裕要求着重解决中低收入群体增收问题,农村居民收入大多处于中低水平,因此被解释变量选用农村居民收入指标具有一定合理性。对农民收入进行衡量的代理指标有纯收入指标、人均可支配收入、城乡收入差距或仅选取工资性收入表示,其中,可支配收入中剔除了农民的社保支出。考虑到部分政策照顾引致社保支出上存在的差异,同时农民具有就业和创业能力,能够获得经营性收入,因此,本文用农民家庭纯收入指标衡量农村居民收入水平。

2. 核心解释变量:数字普惠金融发展程度。目前由北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数是衡量数字普惠金融的权威指标,用其对数字普惠金融发展程度进行拟合,同时还用数字普惠金融覆盖广度指数和使用深度指数作为替代指标进行分析,进一步研究覆盖广度和使用深度分别对共同富裕的边际影响效应。

3. 控制变量。政府干预能弥补市场化机制下农村可持续发展的薄弱环节,促进农产品市场供需平衡,影响农村居民收入,用政府财政支出对数表示。经济增长能反映地区整体经济运行情况,不仅会对数字普惠金融的推广和深化产生作用,还是农村居民收入水平的重要影响因素,用人均GDP作为代理指标。产业结构合理化能协调各产业占比达到最优,对农业生产经营与收入具有重要作用,具体的指标计算参考于春晖(2011)^[22]的方法,考虑不同产业的产出和就业结构,在结构偏离度的基础上利用泰尔熵^①进行衡量,其合理化熵值越趋于0,越合理,本文为便于观测采取合理化熵值的倒数作为产业合理化指标。对外开放程度选用出口总额对数表示,对外开放程度的提升有助于市场开拓,能增加农村地区产品的销售量,但可能加剧市场竞争,影响农村居民收入水平。受教育水平反映的是农村劳动力素质,体现农民创造收入的可能性,采用平均受教育年限表示。最后,农业机械总动力能反映农业机械化的进程和农业生产能力,是农民增收的重要影响因素。

表1 描述性统计

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
aggregate	数字普惠金融综合指数	216.235	97.03	16.22	431.928
breadth	数字普惠金融覆盖广度	196.67	96.556	1.96	397.002
depth	数字普惠金融使用深度	211.121	98.187	6.76	488.683
income	农村居民平均家庭纯收入	9.343	0.41	8.271	10.43
startup	农村居民创业活跃程度	5.84	3.653	0.25	22.215
employ	农村居民非农就业	4.158	6.931	0.501	49.889
gov	政府干预	8.339	0.614	6.559	9.766
indus	产业合理化指数	1.225	0.637	0.517	4.93
pgdp	经济增长水平	10.827	0.439	9.706	12.013
open	对外开放程度	14.613	1.684	9.798	17.984
edu	受教育水平	9.097	1.109	4.222	12.782
mach	农业机械动力	7.637	1.125	4.543	9.499

① 产业合理化指数的泰尔熵计算公式为 $TL = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right)$, 其中Y为产出,L表示劳动就业,i表示产业,n表示产业部门数。

(三) 模型设计

为验证数字普惠金融发展水平与共同富裕的影响关系,构建多元线性回归模型如方程(1)。同时为精准识别数字普惠金融发展的作用,从数字普惠金融覆盖广度和数字普惠金融使用深度两个维度再次进行验证,模型如方程(2)与方程(3)。

$$income_{it} = \alpha_0 + \beta_0 aggregate_{it} + \lambda_0 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$income_{it} = \alpha_1 + \beta_1 breadth_{it} + \lambda_1 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$income_{it} = \alpha_2 + \beta_2 depth_{it} + \lambda_2 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(1)~式(3)中, $income_{it}$ 为被解释变量,表示农村居民收入水平; $aggregate_{it}$ 为核心解释变量,表示各省域的数字普惠金融发展水平, $breadth_{it}$ 为各地区数字普惠金融覆盖广度, $depth_{it}$ 为各地区数字普惠金融使用深度; i 表示地区, t 表示时间; X_{it} 为其他控制变量的集合,包括政府干预、产业结构合理化、经济增长水平、对外开放程度、受教育水平以及农业机械动力; ε_{it} 表示随机误差项; μ_i 与 μ_t 分别代表样本固定效应和时间固定效应。

在数字普惠金融助力共同富裕的路径机制方面,依据理论机制分析及本文的假说H3,将从农村居民创业和就业视角进行作用机制检验,探寻数字普惠金融助力共同富裕的路径。选取了农村居民创业活跃程度与农村居民非农就业作为机制检验的中介变量,其中农村居民创业活跃程度用农村私营企业投资人数和个体就业人数之和与总就业人数之比来表示;农村居民的就业带来的就业结构的调整,农村剩余劳动力的流转能促进就业结构的优化,据此采用第二、三产业就业人数与第一产业就业人数之比表示。用于机制检验的中介效应模型如下:

$$M_{it} = \alpha_3 + \beta_3 aggregate_{it} + \lambda_3 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \xi_{it} \quad (4)$$

$$income_{it} = \alpha_4 + \beta_4 aggregate_{it} + \gamma_0 M_{it} + \lambda_4 X_{it} + \mu_i + \mu_t + u_{it} \quad (5)$$

方程(4)是检验核心解释变量对中介机制变量作用的模型,即数字普惠金融发展是否对机制变量产生作用。如作用显著,则进一步构建方程(5),检验中介机制变量能否对被解释变量产生显著作用。式(4)~式(5)中, M_{it} 表示中介变量,包含农村居民创业活跃度和农村居民非农就业, ξ_{it} 、 u_{it} 分别表示三个模型的随机误差项,对中介效应的检验方法,主要关注 β_3 、 γ_0 的估计情况。

四、实证分析

(一) 基准回归

首先对方程(1)进行估计,通过逐步回归法验证数字普惠金融的共同富裕效应大小。从表2的基础回归结果看,数字普惠金融指数的影响系数通过了1%置信水平下的显著性检验,系数为0.246且逐步回归的四个基础模型拟合优度均达到0.9以上,说明数字普惠金融水平的提高显著拉动了农村居民这一低收入群体收入的增长。同时将城镇居民可支配收入作为被解释变量再次进行回归,得到数字普惠金融对城镇居民收入的作用系数为0.128,显然低于对农村居民收入的促进作用,即数字普惠金融不仅能促进农民增收还能缩小城乡差距,助力共同富裕,因此数字普惠金融的共同富裕效应显著,验证了本文的假说H1。在控制变量方面,产业结构合理化、区域经济增长水平与对外开放程度对农村居民收入具有显著的带动作用,均通过了1%显著水平检验。产业结构合理化有利于生产要素的优化配置,减少资源浪费,能够提高农产品生产效率,提高农村居民经营性收入;另外,产业结构合理化能促进农村劳动力转移,被转移的劳动力的边际报酬率增加,促进农村居民工资性收入增加。区域经济增长能通过辐射效应带动县域、城镇及农村的发展,带动农村基础设施建设以及生产能力提升,促进农村收入的提高。对外开放程度的提升开拓了消费市场,能促进农村居民的异地就业,提升农村居民收入水平。政府干预与农业机械动力变量的作用尚不显著,一方面,随着市场化进程的推进,政府干预程度降低;另一方面,农业机械动力会替代部分农业劳动力,短期内降低农村居民收入,但长期来看会提升生产效率,促进收入提高。

值得注意的是,受教育水平变量产生了负向作用,系数为-0.011,可能的原因是农村地区的就业结构主要侧重农林牧渔等方面,劳动力需求以初级技能者为主,中低等教育即可满足,过高的平均受教育年限反而

会增加农村居民的教育投入成本与机会成本,出现对家庭收入的负面作用。此外,需要说明的是,出于数据可获得性,采用区域平均受教育年限作为代理变量,其均值要高于农村地区平均受教育年限,导致教育水平变量系数为负。

表 2 基础模型回归结果

变量	(1) 基础回归 1	(2) 基础回归 2	(3) 基础回归 3	(4) 基础回归 4	(5) 城镇收入	(6) 内生性
aggregate	0.16*** (0.0273)	0.152*** (0.0287)	0.133*** (0.0289)	0.246*** (0.0510)	0.128*** (0.0373)	0.399*** (0.0176)
gov		0.000735 (0.0017)	-0.000136 (0.0017)	-0.00009 (0.0108)	-0.0024 (0.00206)	-0.0005 (0.00938)
indus		-0.0275 (0.0164)	-0.0292** (0.0109)	0.17*** (0.0209)	0.0719*** (0.0112)	0.155*** (0.018)
pgdp			0.147*** (0.0280)	0.347*** (0.0233)	0.163*** (0.0439)	0.351*** (0.0228)
open			0.0102 (0.01)	0.0262*** (0.00418)	-0.00326 (0.0111)	0.0209*** (0.00416)
edu				-0.011** (0.00499)	-0.00288 (0.00266)	-0.0124** (0.00527)
mach				0.00138 (0.0058)	-0.000743 (0.0019)	0.00647 (0.00561)
Constant	8.278*** (0.0964)	8.331*** (0.107)	6.720*** (0.264)	3.870*** (0.249)	7.763*** (0.35)	3.002*** (0.22)
Obs	310	310	310	310	310	279
R-squared	0.989	0.99	0.992	0.950	0.984	0.94
id	31	31	31	31	31	31

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为标准误。

(二) 稳健性与内生性

利用普通最小二乘回归可能会出现遗漏重要解释变量带来的内生性问题,采用广义矩估计法进行内生性处理。考虑到地区初期的经济状况与经济增长的惯性对于数字普惠金融发展的影响,选择经济增长变量的滞后一期作为工具变量进行回归,同时检验基础回归模型结果的稳健性。内生性处理后的 GMM 回归结果见表 3。结果显示,数字普惠金融的影响系数仍然在 1% 的置信水平下显著为正,系数为 0.399,与基本回归结果仅存在系数大小上的差异,同时模型的拟合优度仍高于 0.9,其他控制变量作用方向与原模型基本一致,可以证明原模型估计结果稳健。

(三) 路径机制验证

1. 创业效应。依据表 3 的回归结果,数字普惠金融对创业机制的作用系数通过了 1% 置信水平下的显著性检验,即数字普惠金融的普及降低了金融服务门槛,拓宽了农村居民获取金融产品与服务的渠道,能刺激农村居民创业活跃度的提升,进而为实现共同富裕打下了“共享”基础。农村创业活跃度对农民收入的影响系数通过了 1% 置信显著水平检验,系数为 0.011。农村地区创业门槛相对发达的城镇地区较低,竞争相对较小,创业活跃度的提升能促进农村地区产业规模扩张和结构调整,对农民收入的提升作用较强。中介效应检验发现,数字普惠金融通过刺激农村居民创业活跃度促进农村居民收入的提升,进而推动共同富裕的长效机制存在。

2. 就业效应。数字普惠金融的就业机制检验结果见表 3 的后两列。数字普惠金融对就业的影响系数为 0.176,在 5% 的置信水平下显著为正,说明数字普惠金融能促进农村劳动力在教育和技能学习方面的投入,增强劳动力自身与就业岗位的配适度,获取更多的就业机会与劳动报酬;另外,在企业层面,数字普惠金融让更多的农村企业获取资金,促进企业规模扩张,创造了劳动力需求,有助于农村冗余劳动力就业。农村居民

就业对农民收入具有显著的正向影响,作用系数为 0.143,通过中介效应检验,即数字普惠金融通过促进农村冗余劳动力就业、提升农村居民收入水平、助力共同富裕的路径机制显著存在,其中介效应占比达到 10.73%,验证了假说 H2。

表3 机制路径检验结果

变量	创业效应		就业效应	
	Startup	Income	Employ	Income
startup		0.0105*** (0.00263)		
employ				0.143*** (0.0235)
aggregate	1.401*** (0.531)	0.205*** (0.0177)	0.176** (0.0796)	0.238*** (0.0188)
gov	-0.253 (0.220)	-0.0121*** (0.00452)	0.00993 (0.0111)	-0.0224*** (0.00537)
indus	0.865 (0.941)	0.102** (0.0399)	0.232*** (0.0775)	0.0617* (0.0317)
pgdp	0.666 (1.627)	0.538*** (0.0528)	0.746*** (0.111)	0.399*** (0.0629)
open	0.0320 (0.449)	-0.00247 (0.0102)	0.0648** (0.0282)	-0.00944 (0.00917)
edu	-0.0964 (0.171)	0.00245 (0.00377)	-0.0100* (0.00565)	0.00199 (0.00437)
mach	0.0663 (0.104)	-0.00103 (0.00397)	-0.00488 (0.00786)	0.000202 (0.00432)
Constant	-7.718 (16.19)	2.383*** (0.497)	-4.337*** (1.184)	3.229*** (0.554)
Obs	310	310	310	310
R-squared	0.263	0.94	0.86	0.942
id	31	31	31	31

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为标准误。

五、进一步分析

前文的研究验证了数字普惠金融发挥创业就业效应助力共同富裕的内在机制。接下来将从数字普惠金融的覆盖广度和使用深度两个维度,进一步深入分析数字普惠金融助力共同富裕的机制是否存在显著的异质性效果。

(一)分维度分析

表4反映的是双向固定效应下数字普惠金融覆盖广度与使用深度对农村居民收入的影响效果。从全样本回归结果来看,覆盖广度与使用深度的影响效应皆通过1%置信水平下的显著性检验,数字普惠金融使用深度对农村居民收入的拉动效果要强于覆盖广度,说明在数字普惠金融发展过程中,着重加强农村居民对数字普惠金融的认识,促进使用深度的提升能带来更强的增收效应。另外,前文已验证了数字普惠金融对农村的增收效应强于对城镇的增收效应,利于打破二元结构壁垒,实现共同富裕。

考虑到区域差异同样是共同富裕的重要阻碍之一,且中西部地区的数字普惠金融发展水平远低于东部地区,因此,在分维度的前提下,将样本划分为东部地区与非东部地区做异质性分析,检验数字普惠金融的共同富裕效应。无论是覆盖广度还是使用深度,在东部地区样本下的影响系数都不显著,而在中西部地区显著,这说明中西部地区的数字普惠金融的提升空间较大,因此,跨越“数字鸿沟”、扩大数字普惠金融的普及率、增强数字普惠金融的利用程度能显著带动中西部地区农民收入的提升,缩小与东部地区农村居民的收入

差距,从而促进区域协调发展,有利于共同富裕的实现。

表 4 覆盖广度与使用深度异质性回归

变量	覆盖广度			使用深度		
	全样本	东部地区	中西部地区	全样本	东部地区	中西部地区
	Income	Income	Income	Income	Income	Income
breath/depth	0.0499 *** (0.0112)	0.0510 (0.0301)	0.0116 * (0.00594)	0.0715 *** (0.0194)	-0.0103 (0.0377)	0.0219 * (0.0122)
gov	-0.00153 (0.00164)	-0.00620 (0.00359)	0.00156 (0.00137)	-0.00141 (0.00171)	-0.00735 (0.00413)	0.00168 (0.00119)
indus	-0.0332 *** (0.0115)	-0.000287 (0.00711)	-0.00284 (0.0307)	-0.0378 *** (0.00965)	-0.00504 (0.00678)	0.00123 (0.0286)
pgdp	0.144 *** (0.0295)	0.0786 ** (0.0330)	0.0904 *** (0.0198)	0.175 *** (0.0283)	0.0674 * (0.0364)	0.105 *** (0.0222)
open	0.00914 (0.0107)	0.0614 *** (0.0182)	-0.0105 ** (0.00476)	0.00941 (0.0103)	0.0549 ** (0.0227)	-0.0101 ** (0.00437)
edu	0.00214 (0.00187)	0.00114 (0.00260)	0.00101 (0.00138)	0.00263 (0.00208)	0.00122 (0.00300)	0.000871 (0.00129)
mach	-0.00140 (0.00145)	-0.000805 (0.00177)	-0.00153 (0.000977)	-0.000487 (0.00154)	-0.00125 (0.00130)	-0.00108 (0.00106)
Constant	7.096 *** (0.297)	7.217 *** (0.410)	7.801 *** (0.185)	6.649 *** (0.292)	7.696 *** (0.434)	7.596 *** (0.240)
Obs	310	130	180	310	130	180
R-squared	0.992	0.994	0.997	0.991	0.993	0.997
id	31	13	18	31	13	18

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为标准误。

(二) 机制异质性分析

从覆盖广度维度看,依据表 5 的结果,数字普惠金融覆盖广度对农村居民创业活跃度具有显著促进效应,系数为 0.958,数字普惠金融的覆盖范围扩大,能挖掘农村潜在的金融服务需求,同时能让农村居民加深对金融服务与风险的理解,更加便利地获取创业资金,对创业行为产生激励效应。在同时加入创业活跃度和数字普惠金融覆盖广度的模型中,创业活跃度对农民收入的增长影响显著,农村居民的创业对收入的增长具有正向拉动效果。通过上述两个模型的结果,可以验证在覆盖广度层面上,数字普惠金融通过促进农村创业实现共同富裕的机制存在,中介效应占比为 24%。同理,数字普惠金融覆盖广度对农村就业的影响显著,且农村就业具有显著的增收效应,中介效应占比为 10.1%,即数字普惠金融覆盖广度也能促进农村就业助力共同富裕。

表 5 覆盖广度机制检验

变量	创业效应		就业效应	
	Startup	Income	Employ	Income
startup		0.0125 *** (0.00303)		
employ				0.101 *** (0.0296)
breadth	0.958 ** (0.437)	0.148 *** (0.0224)	0.0405 * (0.0248)	0.172 *** (0.0260)
gov	-0.237 (0.220)	-0.00974 * (0.00540)	0.00822 (0.0113)	-0.0181 *** (0.00695)
indus	0.969	0.119 ***	0.228 ***	0.0926 **

变量	创业效应		就业效应	
	Startup	Income	Employ	Income
	(0.973)	(0.0456)	(0.0803)	(0.0398)
pgdp	1.162 (1.646)	0.574*** (0.0653)	0.768*** (0.113)	0.482*** (0.0878)
open	0.00449 (0.444)	-0.00457 (0.0111)	0.0657** (0.0289)	-0.00924 (0.0103)
edu	-0.109 (0.172)	0.000800 (0.00451)	-0.00940* (0.00536)	-0.000471 (0.00533)
mach	0.0569 (0.108)	-0.00229 (0.00475)	-0.00562 (0.00785)	-0.00137 (0.00545)
Constant	-10.31 (16.98)	2.316*** (0.616)	-4.053*** (1.199)	2.895*** (0.765)
Obs	310	310	310	310
R-squared	0.250	0.927	0.859	0.922
id	31	31	31	31

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为标准误。

从使用深度维度看,表6中数字普惠金融使用深度对农村居民创业与就业具有显著的带动效应,且作用系数强于覆盖广度,数字普惠金融使用程度加深是数字金融服务纵向的推广,是给农村居民提供多样化、差异化服务的基础,对农村居民创业就业的效果更强。分别对数字普惠金融使用深度与创业和就业中介变量进行方程(5)的估计,发现农村创业活跃度与就业都能显著带动农村收入的增长,且经检验存在显著的中介效应,中介效应占比分别为20.97%与18.13%,可以说明在数字普惠金融使用深度维度下,通过激发农村居民创业与就业助力共同富裕的长效机制仍存在。总体上在两种不同维度下,影响效应与机制存在异质性,验证了假说H3。从机制强度看,数字普惠金融使用深度维度助力共同富裕的机制路径效果更强,中介总占比高于覆盖广度;在农村创业机制方面,数字普惠金融覆盖广度的机制效果更强,而在农村就业机制方面,数字普惠金融使用深度的机制效果表现更佳。

表6 使用深度机制检验

变量	创业效应		就业效应	
	Startup	Income	Employ	Income
startup		0.0105*** (0.00263)		
employ				0.0926*** (0.0228)
depth	1.428** (0.579)	0.211*** (0.0202)	0.140** (0.0686)	0.240*** (0.0215)
gov	-0.209 (0.211)	-0.00581 (0.00389)	0.00970 (0.0114)	-0.0126*** (0.00460)
indus	0.801 (0.938)	0.0980** (0.0389)	0.226*** (0.0812)	0.0651** (0.0332)
pgdp	0.925 (1.600)	0.562*** (0.0493)	0.779*** (0.108)	0.475*** (0.0614)
open	0.0433 (0.451)	-0.000558 (0.00933)	0.0652** (0.0282)	-0.00458 (0.00892)
edu	-0.107 (0.171)	0.000740 (0.00404)	-0.00963* (0.00544)	-0.000387 (0.00499)
mach	0.0800 (0.0995)	0.00120 (0.00387)	-0.00385 (0.00824)	0.00234 (0.00401)
Constant	-11.11	2.024***	-4.572***	2.524***

变量	创业效应		就业效应	
	Startup	Income	Employ	Income
	(15.50)	(0.444)	(1.256)	(0.519)
Obs	310	310	310	310
R-squared	0.262	0.933	0.856	0.93
id	31	31	31	31

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为标准误。

六、结论及启示

利用 2011—2020 年中国 31 个省份的农村面板数据检验数字普惠金融的共同富裕效应,并通过中介效应与调节效应回归模型寻找其路径依赖。主要结论如下:首先,数字普惠金融对农村居民收入产生了显著的正向影响,且影响效果显著大于对城镇居民的影响,具有明显的共同富裕效应。在路径机制方面,数字普惠金融可以刺激农村创业与农村就业并构建助推共同富裕的长效机制;在拓展分析中,数字普惠金融覆盖广度与使用深度均能显著带动农村居民收入增长,且对中西部地区的效果比东部地区更好,能显著促进共同富裕;数字普惠金融使用深度促进共同富裕的机制效果强于覆盖广度;另外,在农村创业机制方面,数字普惠金融覆盖广度的机制效果更强,而在农村就业机制方面,数字普惠金融使用深度的机制效果表现更佳。

依据数字普惠金融的共同富裕效应检验,提出如下建议:第一,加强数字普惠金融的发展,增加普惠金融服务机构和互联网基础设施建设投入,为数字普惠金融的广泛覆盖和深度使用打下坚实基础。第二,依据城乡差异与地区发展差异,因地制宜制定相应的数字普惠金融发展策略。着重对中西部地区和农村部门给予金融政策扶助,缩小地区差异,促进共同富裕。第三,加强对数字普惠金融的引导与推广,培养农村居民的数字金融意识,缓解“数字鸿沟”问题,在提升覆盖广度的同时,更要充分发挥数字普惠金融使用深度对共同富裕的边际提升效应。第四,鼓励农村创业与就业。应加快传统金融机构的改革,促进金融产品与服务创新,满足不同群体的需求,为创业与就业提供良好的外部环境。要充分利用数字普惠金融刺激创业活跃度与就业规模的作用,助力共同富裕。

参考文献:

- [1] Goldsmith R. W. Financial Structure and Development[J]. Studies in Comparative Economics, 1969(1):114-123.
- [2] Levine R. Stock Markets, Growth and Tax Policy[J]. The Journal of Finance, 1991(4):1445-1465.
- [3] 张贺. 全面推进乡村振兴背景下数字普惠金融对我国西部经济增长的影响[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2021(5):55-62.
- [4] 吴本健, 王饶饶, 张玉. 数字普惠金融、产业结构升级与新型城镇化[J]. 金融教育研究, 2022(4):17-27.
- [5] 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(8):51-58.
- [6] 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(8):39-49.
- [7] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11):47-67.
- [8] 孙玉环, 张汀昱, 王雪妮, 等. 中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景[J]. 数量经济技术经济研究, 2021(2):43-59.
- [9] 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.
- [10] 刘自强, 张天. 数字普惠金融对农民收入的影响及其空间溢出效应[J]. 当代经济研究, 2021(12):93-102.
- [11] 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(5):99-108.

- [12] 陈治国,白凤娇.数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响效应研究[J].金融教育研究,2021(5):26-35+80.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 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(7):4-17+123.
- [16] 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(1):135-149.
- [17] 李庆海,何艺璇,顾贤.数字金融对农户创业行为的影响——基于CFPS2018的经验事实[J].金融教育研究,2022(4):3-16.
- [18] 杨立雄.低收入群体共同富裕问题研究[J].社会保障评论,2021(4):70-86.
- [19] 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.
- [20] 湛泳,徐乐.“互联网+”下的包容性金融与家庭创业决策[J].财经研究,2017(9):62-75+145.
- [21] 方观富,许嘉怡.数字普惠金融促进居民就业吗?——来自中国家庭跟踪调查的数据[J].金融经济研究,2020(2):75-86.
- [22] 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011(5):4-16+31.

Research on the Common Prosperity Effect of Digital Inclusive Finance

——Based on the Perspective of Farmers' Entrepreneurship and
Employment to Increase Their Income

Ji Ming^{a,b}, ZENG Xihao^a, CHEN Wanghao^b

(a. College of Economics and Management; b. College of Marxism, Nanning Normal University,
Nanning, Guangxi 530001, China)

Abstract: Giving full play to the role of digital inclusive finance to solve rural financial problems and promote farmers' income is important to achieve common prosperity for all people. The theoretical mechanism suggests that digital inclusive finance can promote common prosperity by stimulating the effect of entrepreneurship and employment to increase the income of rural residents. The panel data of rural areas in 31 provinces from 2011 to 2020 were used to construct a mediating effect model for verification. The empirical results show that digital inclusive finance can significantly promote the common prosperity and the path mechanism of rural entrepreneurship and employment exists significantly; in the sub-dimensional analysis, the effects and paths of the breadth of digital inclusive finance coverage and the depth of use are both significant, and the depth of use of digital inclusive finance is more effective. Therefore, we should pay attention to the regional urban-rural differentiated layout of digital inclusive financial policies, strengthen the digital construction of rural areas, optimize the entrepreneurial and employment environment, improve farmers' lives, and help common prosperity.

Key words: Digital inclusive finance; Entrepreneurship and employment; Heterogeneity; Common prosperity; Long-term mechanism

(责任编辑:罗序斌)