

数字普惠金融有利于缓解相对贫困吗?

胡 联^{1,2}, 姚绍群¹, 杨成喻¹, 吉路涵¹

(1. 安徽财经大学 经济学院, 安徽 蚌埠 233030; 2. 安徽财经大学 城乡发展研究中心, 安徽 蚌埠 233030)

摘要: 相对贫困是我国未来贫困治理的重点。数字普惠金融目标是更有利于低收入群体获得金融服务, 数字普惠金融的发展是否实现了其普惠性, 缓解了相对贫困呢? 文章基于 CFPS 和北京大学数字普惠金融数据, 分析了数字普惠金融对相对贫困的影响。从是否能获取数字普惠金融服务和在数字普惠金融服务中受益程度两个角度分析当前我国数字普惠金融不利于减缓相对贫困的原因, 并提出解决方案。研究发现: 第一, 现阶段数字普惠金融发展加剧了城镇和农村的相对贫困; 第二, 低收入家庭缺乏数字工具, 难以通过数字普惠金融带来的购买理财产品便捷性获得更多的收入增长, 是现阶段数字普惠金融发展加剧相对贫困的主要原因; 第三, 数字工具的普及、数字基础设施的完善和教育水平的提高能够促进数字普惠金融缓解相对贫困。据此, 文章提出应进一步推进数字金融改革, 加强数字基础设施建设, 提高低收入者教育水平。文章的研究结论对我国数字普惠金融发展和建立应对相对贫困的长效机制有重要启示。

关键词: 数字普惠金融; 相对贫困; 教育水平

中图分类号: F061.3; F830.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)12-0093-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210924.301

一、引言

2021 年 2 月 25 日, 习近平总书记在全国脱贫攻坚总结表彰大会上庄严宣告, 脱贫攻坚战取得了全面胜利, 中国完成了消除绝对贫困的艰巨任务。到 2035 年, 我国将基本实现社会主义现代化, 相对贫困进一步缓解, 共同富裕迈出坚实步伐。^①十九届四中全会提出了“坚决打赢脱贫攻坚战, 巩固脱贫攻坚成果, 建立解决相对贫困的长效机制”的目标。可见, 相对贫困是我国未来贫困治理的重点。

个人(家庭)的收入、消费和福利需求会受到其他人(家庭)的影响, 衡量个人(家庭)的富裕程度取决于社会上其他人(家庭)的福祉, 需要用相对标准来界定贫困线(汪三贵和刘明月, 2020)。关于相对贫困的衡量, 目前国内学术界主要有三种衡量方式。第一种是将固定百分比作为相对贫困标准。通常采用人均居民可支配收入或人均家庭可支配收入的均值或中位数的百分比作为相对贫困线, 一般采用 0.4、0.5、0.6 三个百分比。比如, 欧盟委员会于 2010 年将收入中位数的

收稿日期: 2021-06-10

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(20&ZD140)

作者简介: 胡 联(1978—), 男, 湖南怀化人, 安徽财经大学城乡发展研究中心主任, 经济学院副教授;

姚绍群(1998—), 男, 江西吉安人, 安徽财经大学经济学院硕士研究生;

杨成喻(1998—), 男, 安徽合肥人, 安徽财经大学经济学院硕士研究生;

吉路涵(1997—), 女, 河北石家庄人, 安徽财经大学经济学院硕士研究生。

① 《人类减贫的中国实践》白皮书。http://www.xinhuanet.com/politics/2021-04/06/c_1127295868.htm。

60% 作为欧洲国家的相对贫困标准,并建议将中位数的 40% 和 50% 作为参考指标使用(Van Vliet 和 Wang, 2015)。陈宗胜等(2013)建议将上一年度农村人均收入的 0.4—0.5 均值作为相对贫困标准。叶兴庆和殷浩栋(2020)认为,2020 年后应以城乡居民中位数收入的一定比例作为相对贫困标准。第二种是世界银行 2018 年提出的“社会贫困线”(World Bank, 2017)。社会贫困线结合了反映极端贫困的绝对贫困线以及反映福利相对维度的收入(或消费)水平。第三种是弱相对贫困。Martin 和 Chen(2011, 2019)指出了经济合作与发展组织(OECD)相对贫困衡量的弊端,提出一种新的相对贫困测量方法,即弱相对贫困的衡量方法。该方法能够避免经济合作与发展组织(OECD)相对贫困的测量缺陷(胡联等, 2021)。考虑到我国城乡、不同省份之间存在经济发展水平和收入水平的差异,因此城乡应当采用不同的相对贫困线。世界银行对印度、中国和印度尼西亚的城市和农村设定了不同的贫困线(Allen, 2017)。不同省份应当采用不同的相对贫困线(左停和贺莉, 2019; 孙久文等, 2021),根据贫困治理经验对不同地区采用不同的相对贫困线来衡量相对贫困程度。

金融扶贫是我国扶贫开发的重要组成部分。联合国在 2005 年提出普惠金融的概念,普惠金融是指以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当、有效的金融服务,小微企业、农民、城镇低收入人群等弱势群体是其重点服务对象。随着数字化的不断发展,2016 年 9 月, G20 杭州峰会公布了《G20 数字普惠金融高级原则》,数字普惠金融概念诞生。数字普惠金融是通过互联网技术,借助计算机的信息处理、数据通讯、大数据分析和云计算等一系列相关技术在金融领域的应用,其能促进信息的共享,有效降低交易成本和金融服务门槛,扩大金融服务的范围和覆盖面,通过数字金融共享、便捷、安全、低成本、低门槛的优势,运用大数据、云计算、人工智能的技术,构建起基于数据的风险控制体系,从而全面提升了金融的风险控制能力,数字普惠金融很好地诠释了金融科技的初衷和目标,是一种能使长期被现代金融服务业排斥的人群享受正规金融服务的数字化途径。^①传统金融实现普惠作用要依靠银行网点和 ATM 机等实体单位进行实现;数字金融的发展使得居民可以通过智能手机进行消费、转账、借贷以及购买理财产品等金融服务,减少了获取金融服务的成本(时间)。数字金融比传统金融更容易实现普惠金融这一目标,提高了金融扶贫效率,增强了金融扶贫的成果。当前学术界关于数字金融对绝对贫困的研究普遍认为数字金融的发展有利于减缓绝对贫困,提高低收入人群收入。如今绝对贫困已成过去式,建立解决相对贫困的长效机制是未来贫困治理的重心。那么,现阶段我国数字普惠金融发展能够缓解相对贫困吗?如果不能,怎样才能促使数字普惠金融发展缓解相对贫困呢?

数字普惠金融能否真正惠及低收入者需要满足以下条件:第一,是否具备数字工具,如智能手机和电脑等;第二,是否能利用数字普惠金融的基础设施;第三,是否具备一定的认知能力(如金融素养)去获得且愿意使用数字普惠金融服务。2012 年我国城市智能手机普及率为 33%,2014 年第四季度我国农村地区智能手机普及率只有 32%。^②2017 年的 CHFS 家庭抽样调查数据显示仅有 55.18% 的农村家庭具有智能机,75.45% 的城镇家庭具有智能机。根据 2020 年国民经济和社会发展统计公报数据显示,我国互联网普及率为 70.4%,其中农村地区互联网普及率为 55.9%。我国城乡之间在数字工具和数字普惠金融的基础设施建设方面存在巨大差距。

当前学术界关于数字普惠金融与相对贫困的研究仍有不足。在中国知网按主题搜索“数字普惠金融相对贫困”,仅有六篇文献,其中只有四篇包括“金融”和“相对贫困”两个字段。在这四

^① 来自 MBA 智库百科, <https://wiki.mbalib.com/wiki/数字普惠金融>。

^② 数据来源于中国互联网络信息中心(CNNIC)。

篇文献中,谢升峰等(2021)研究的是农业部门之间的相对贫困,即部门收入差距。郭小卉和冯艳博(2021)研究的相对贫困指的是城乡收入差距。金发奇等(2021)研究的相对贫困也是城乡收入差距。上述所涉及的相对贫困都不是严格意义上的相对贫困。仅有孙继国等(2020)是对严格意义的相对贫困进行分析。把人均收入低于某一不变的相对贫困线赋值为1,那么数字普惠金融减缓相对贫困在很大程度上等价于数字普惠金融能否提高居民的收入(消费)水平,并且不变的相对贫困线不能反映相对贫困的相对性。当前研究数字普惠金融的减贫作用大多研究的是农村绝对贫困(黄英君和王丹,2019;刘锦怡和刘纯阳,2020;周利等,2021),而农村绝对贫困标准是不变的。^①研究数字普惠金融对绝对贫困的减缓作用并不适用于相对贫困。

本文运用多年的CFPS家庭微观数据计算了相对贫困指标,把北大数字普惠金融指数作为核心解释变量构建了短面板模型。同时,在微观论证上把居民划分为相对贫困户和非相对贫困户,研究数字普惠金融对二者收入的增长效应是否存在较大差距。本文可能的边际贡献在于:第一,从相对贫困的视角研究了数字普惠金融对贫困的影响,并从省级面板数据和中国微观家庭层面数据进行了多角度论证;第二,文章发现低收入家庭数字工具的缺乏以及数字普惠金融带来的购买理财产品的便捷性都会间接加剧相对贫困,这是内容上的创新;第三,深入分析了缓解数字普惠金融加剧相对贫困的途径,即普及数字工具、完善数字基础设施和提高居民教育水平有利于低收入家庭通过数字普惠金融获得更多的收入,从而达到数字普惠金融缓解相对贫困的目标。

二、理论分析

数字普惠金融是否会加剧相对贫困程度,取决于不同收入群体在数字普惠金融中的获益差距程度,即数字普惠金融发展中谁获益更多的问题(张勋等,2019;王修华和赵亚雄,2020)。从以往学者对于数字金融与绝对贫困的研究来看,如果用居民人均消费水平提高代表贫困程度减轻,那么低收入人群或贫困群体能从数字普惠金融中受益更多(黄倩等,2019;姚凤阁和李丽佳,2020);如果用收入水平的提高代表贫困程度的减轻,那么非贫困户会比贫困户在数字普惠金融中获得更高的收益,即数字普惠金融发展存在马太效应,贫富差距会拉大(王修华和赵亚雄,2020;李连梦和吴青,2021)。

普惠金融的理念就是让每个人都有平等获得金融服务的权利,数字普惠金融旨在利用数字技术推动普惠金融发展,让更多的人享受金融发展的成果,有利于低收入人群和小微企业享受金融服务和更为优质的金融服务。数字普惠金融发展的理念与共同富裕同向而行,应当有利于缩小贫富差距、缓解相对贫困。然而我国数字普惠金融的发展仍存在普惠性不够强的问题。从“普”来看,2020年国民经济和社会发展统计公报数据显示,我国互联网普及率为70.4%,其中农村地区互联网普及率为55.9%,相对于2011年38.3%的互联网普及率有了较大的提高,但仍存在着覆盖率不足的现状。同时,数字普惠金融发展存在着“数字鸿沟”和“知识鸿沟”等现象。仍有部分群体因数字素养和金融素养低而不能享受数字普惠金融发展的普惠福利。从“惠”来看,数字普惠金融发展存在着金融欺诈、信息不对称和监管漏洞等现象。收费方面,金融科技公司的收费一般高于持牌金融机构,如花呗分期年利率约为8.8%,高于一般的银行机构,且花呗分3期的年利率约为10%,期数越短,收费越高。

^① 绝对贫困有三个标准:1978年标准、2008年标准和2010年标准,每个标准都是以不变价来衡量。如果剔除价格因素,那么这三个标准并不随时间而变化。

从宏观角度来看,金融本就是逐利的,金融科技公司在市场上也是追求最大化利润的。银保监会发文点名花呗:与普惠金融理念不符,实际上是“普而不惠”。数字普惠金融的发展降低了交易成本和金融服务门槛,便捷了人民生活。但消费者权益保护局局长郭武平指出金融科技公司往往会刺激超前消费,使得一些低收入人群和年轻人深陷债务危机。^①从微观个体来看,个人在数字普惠金融发展中是否能获得金融服务以及优质的金融服务主要取决于三个方面:一是是否具备数字工具,例如智能手机和电脑等;二是数字普惠金融的基础设施建设;三是居民是否具备一定的认知能力去获得数字普惠金融服务。从数字工具的普及情况来看,2012 年我国城市智能手机普及率为 33%,2014 年第四季度我国农村地区智能手机普及率只有 32%。^②2017 年的 CHFS 家庭抽样调查数据显示,仅有 55.18% 的农村家庭具有智能机,75.45% 的城镇家庭具有智能机。据此可知,富裕家庭和低收入家庭在数字工具上存在较大的差距,部分低收入家庭因缺乏数字工具而被排斥在数字普惠金融的服务范围之外,无法享受数字普惠金融带来的福利。从数字普惠金融的基础设施建设来看,根据 2020 年国民经济和社会发展统计公报数据显示,我国互联网普及率为 70.4%,其中农村地区互联网普及率为 55.9%。我国互联网基础设施存在着较大的差异。一些偏远地区的基础设施较差,不能进行移动支付,享受不了数字支付带来的便捷。从认知能力来看,数字普惠金融本质上是金融,因此人们需要具备一定的金融素养才能从数字普惠金融提供的金融服务中获益。数字普惠金融是传统金融结合数字化,从而达到普惠性,因此要求居民具备一定的数字素养以进行操作。2021 年 3 月 11 日,中国社会科学院信息化研究中心发布的《乡村振兴战略背景下中国乡村数字素养调查分析报告》显示,数字素养与学历存在着高度正相关,教育水平的提高会显著提高数字素养。Lusardi 和 Mitchell(2011)指出,教育对金融素养有一定的影响。由于低收入家庭平均受教育程度低于富裕家庭,金融素养和数字素养有着较大差距,会产生明显的“数字鸿沟”和“知识鸿沟”,从而在数字普惠金融中获得金融服务可能性的差距较大,进而加剧相对贫困。除此之外,高收入家庭与低收入家庭存在着资源禀赋的差距,在利用数字普惠金融进行投资理财中也会存在较大的差异。数字普惠金融的发展使得人们更容易接触到基金和债券等投资理财产品,并且通过手机就可以购买基金、债券和股票等金融理财产品,提高了居民的财产性收入。然而低收入家庭与高收入家庭的家庭资金存着较大差异,低收入家庭可能因没有多余的收入购买互联网理财产品或者只能有少部分资金进行购买理财产品;而高收入家庭可以将富足的资金进行投资理财,从而拉大低收入家庭与高收入家庭在投资理财上的收入差距。因此,本文提出假说 1:现阶段数字普惠金融发展加剧了相对贫困。

在提出假说 1 时,本文指出部分低收入家庭因缺乏数字工具而无法享受数字普惠金融带来的福利;数字金融的基础设施建设不完善导致部分偏远地区无法享受数字普惠金融带来的福利;由于低收入人群的平均受教育水平不如富裕家庭,存在因教育差距而产生的“数字鸿沟”和“知识鸿沟”现象,导致在数字普惠金融发展中存在着获益差距。数字工具,尤其是智能手机的普及,使得低收入人群有了获取数字金融服务的可能,减少了“数字排斥”现象,从而缓解了因缺乏数字工具而导致的数字普惠金融加剧相对贫困的作用。数字基础设施的完善有利于提高数字普惠金融服务的使用性,形成更为完善的数字金融市场体系,提高数字普惠金融的质量和满意度;能够进一步降低金融服务门槛,增强风险控制能力,使更多低收入群体能享受到正规金融服务,从而缓解数字基础设施不足而导致的数字普惠金融加剧相对贫困的作用。同时,一个地区教育水平的提高意味着低收入人群的教育水平在提高,并且我国教育基尼系数总体上呈略微缩小

① 新浪财经,2020-11-03。<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1682311604436722474&wfr=spider>。

② 数据来源于中国互联网信息中心(CNNIC)。

的趋势。^①要在数字金融发展中受益需要具备一定的数字素养和金融素养，并不要求太高的教育水平，因此随着教育水平的整体提高，意味着“数字鸿沟”和“知识鸿沟”在缩小。并且教育存在正外部性（知识外溢性）。^②综上所述，本文提出假说2：数字工具的普及、数字基础设施的完善以及教育水平的提高能够显著降低数字普惠金融加剧相对贫困的作用。

三、研究设计

（一）模型设计。

1. 宏观面板数据模型设计。为了考察数字普惠金融对相对贫困的影响，本文建立以下模型：

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 DFI_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中，式(1)中 P_{it} 指的是 i 省 t 时期的相对贫困发生率， DFI_{it} 指的是 i 省 t 时期的数字金融发展指数， X_{it} 指的是控制变量， μ_i 指的是不随时间变化的个体效应， ϵ_{it} 为扰动项。

2. 微观数据模型设计。王修华和赵亚雄(2020)研究数字普惠金融是否会产生马太效应，通过对贫困户和非贫困户(绝对贫困)联立两组方程，进而采用似不相关(SUR)检验组间系数的差异，比较了两组家庭在数字普惠金融中的获益差距。本文借鉴其做法，也采用似不相关(SUR)检验组间系数的差异来比较相对贫困户与非相对贫困户在数字普惠金融发展中的差异。构建如下方程：

$$\text{相对贫困户： } y_i = \alpha + \beta_1 DFI + \beta_2 DFI \times SP + \gamma \text{Control} + \epsilon_i \quad (2)$$

$$\text{非相对贫困户： } y_i = \alpha + \beta_1 DFI + \beta_2 DFI \times SP + \gamma \text{Control} + \epsilon_i \quad (3)$$

其中， y_i 指的是第 i 个家庭的人均家庭收入； DFI 指的是该家庭所在县的数字普惠金融指数， $DFI \times SP$ 指的是数字普惠金融指数与是否有智能手机的交互项； Control 是一组控制变量，包括户主特征(受教育年限，^③婚姻状况，是否党员，年龄)和家庭特征(是否具备金融知识，户籍状况，家庭人口规模，是否有智能手机，^④是否使用互联网，是否有金融理财产品，是否有互联网理财产品，是否有汽车)。

（二）变量选取与数据说明。

1. 相对贫困。微观数据计算的相对贫困发生率：本文选用CFPS2011年、2012年、2014年、2016年和2018年的家庭微观数据，把家庭人均可支配收入的均值的0.4、0.5、0.6作为相对贫困线计算分省份、分城乡的相对贫困发生率，0.4标准作为基准回归，0.5、0.6标准作为稳健性回归。CFPS微观数据虽然主要涉及25个省(市、自治区)，但部分省份的样本容量过小，因此本文计算的相对贫困只涉及如下23个省份：河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃。

本文同时利用宏观收入分组数据计算分城乡的相对贫困发生率，也分为0.4、0.5、0.6三个标准作为稳健性分析。本文根据收入分组数据计算的相对贫困参照胡联等(2021)的方法计算。^⑤

① 教育基尼系数：数据测算全国各省份教育公平程度。https://baijiahao.baidu.com/s?id=1614372670739670273&wfr=spider&for=pc。

② 教育的正外部性(知识外溢性)是指一个人虽然教育水平不高，但是周围人教育水平高，会对此人具有正外部性，提高此人的知识水平，这种情况在家庭里最常见。

③ 受教育年限：没上过学1年；小学6年；初中9年；高中12年；中专职高11年；大专或高职15年；大学本科16年；硕士研究生19年；博士研究生23年。

④ 根据问卷[G1009a]：您目前使用手机是哪一种？智能手机赋值为1，没有手机或者非智能机赋值为0。

⑤ 本文根据宏观收入分组计算的城镇相对贫困涉及24个省份：上海、内蒙古、北京、四川、宁夏、安徽、山西、广东、广西、新疆、江苏、江西、河北、河南、浙江、海南、湖北、甘肃、福建、西藏、贵州、辽宁、重庆、陕西；农村相对贫困涉及19个省份：上海、内蒙古、北京、四川、山西、广东、广西、新疆、江苏、江西、河北、河南、浙江、湖北、甘肃、福建、贵州、重庆、陕西。

宏观收入分组数据计算分城乡相对贫困的年份为2011—2017年。宏观收入分组数据来源于历年各省份统计年鉴。

2. 数字普惠金融。数字普惠金融数据选取北京大学数字金融研究中心发布的北京大学数字普惠金融指数。该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团组成的联合课题组负责编制,具有一定的可靠性和代表性。这套指数包括数字普惠金融指数,以及数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度;此外使用的深度指数中还包含支付、信贷、保险、信用、投资和货币基金等业务的分类指数。本文选取2011—2018年北京大学省级数字普惠金融指数。

3. 控制变量。生活水平状况。使用城镇人均可支配收入来衡量各省份的城镇居民生活水平情况,用农村居民人均可支配收入来衡量各省份的农村居民生活水平情况。胡联等(2021)基于2002—2018年农村收入分组数据考察了我国农村相对贫困的变动,研究表明农村相对贫困发生率的部分变动可以归因于增长效应。数据来源于国家统计局。

政府干预。政府在再分配过程中主要依据财政支出和税收来调节初始分配所导致的不公平的收入结构。李永友和沈坤荣(2007)认为,收入再分配会影响相对贫困的发生,政府的教育支出和卫生支出会改善收入分配,从而降低相对贫困的发生。本文将政府一般预算支出中教育支出占比和医疗卫生支出占比纳入控制变量。数据来源于国家统计局。

总抚养比。总抚养比反映的是人口结构问题,总抚养比越高,每位劳动人口所需要负担的非劳动人口越多,人均收入水平越低。叶小青和徐娟(2021)研究发现,抚养比(人口结构)的上升会提高贫困率。预期总抚养比的提高会加剧相对贫困。数据来源于国家统计局。

4. 调节变量。数字工具的普及程度。由于无法获得智能手机普及率的数据,《中国统计年鉴》有移动电话普及率的数据,但是2015年统计口径发生改变,所以本文选择电话普及率来衡量数字工具的普及。

数字普惠金融基础设施。数字普惠金融要利用互联网、人工智能、云计算和大数据等数字技术来降低交易成本和金融服务门槛。由于数据可获得性,本文用互联网普及率和人工智能水平^①作为数字普惠金融基础设施的代理变量。

教育水平。城镇的教育水平用历年《中国人口和就业统计年鉴》中的各地区城市受教育程度人口计算而得。农村的教育水平用历年《中国人口和就业统计年鉴》中的各地区乡村受教育程度人口计算而得。计算公式为:教育水平=(未上学人数×1+小学人数×6+初中人数×9+高中人数×12+大专及以上学历人数×16)/抽样人数。城镇和农村的教育水平计算公式一样。

(三)微观论证与数据说明。本文使用CHFS2017年数据,将个人数据与家庭数据进行匹配,然后与2016年北大数字普惠金融指数的县级数据进行匹配,得到1479个县,共计32817个家庭样本数据。^②由于家庭人均收入^③存在负值和极端值,对双边进行5%缩尾(断尾)处理。

(四)描述性统计。面板模型的变量描述性统计如表1所示。利用CFPS家庭微观数据计算的0.4标准城镇相对贫困发生率在2011—2018年最小值为10.34%,最大值为45.67%;0.4标准农村相对贫困发生率在2011—2018年最小值为7.21%,最大值为46.67%。利用宏观收入分组数据计算的0.4标准城镇相对贫困发生率在2011—2017年最小值为0.9%,最大值为18.1%;0.4标准农

① 国家社会科学基金一般项目“我国人工智能产业发展评价及推进策略研究”(18BJY014)成果。

② 由于CHFS2017年家庭数据并没有所在地信息,而个人数据有所在地信息。因此将家庭数据与个人数据进行关联,然后以户主所在地为准与2016年北大数字普惠金融指数县级数据进行匹配。个人特征来源于个人数据库,家庭特征来源于家庭数据库。

③ 家庭人均收入=家庭总收入/家庭人口数。

村相对贫困发生率最小值为 0, 而最大值为 38.3%。城镇与农村的相对贫困发生率有着较大差异; 宏观数据与微观数据计算的相对贫困发生率也有较大差异。

表 1 描述性统计 1

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
CFPS 数据: 0.4 标准城镇相对贫困发生率(%)	115	23.46	6.35	10.34	45.67
CFPS 数据: 0.4 标准农村相对贫困发生率(%)	115	25.56	6.97	7.21	46.67
收入分组数据: 0.4 标准城镇相对贫困发生率(%)	168	8.58	2.99	0.9	18.1
收入分组数据: 0.4 标准农村相对贫困发生率(%)	133	12.58	6	0	38.3
数字普惠金融指数	115	171.38	95.37	18.47	377.73
城镇居民生活水平(万元)	115	2.81	0.91	1.5	6.8
农村居民生活水平(万元)	115	1.1	0.47	0.39	3.04
教育支出占比(%)	115	17.25	2.44	10.99	22.22
医疗支出占比(%)	115	7.82	1.35	4.39	10.54
总抚养比(%)	115	36.73	6.76	19.27	50.56
城镇教育水平(年)	115	10.74	0.41	9.7	11.77
农村教育水平(年)	115	7.79	0.45	6.56	8.81

注: 用收入分组数据计算相对贫困的年份和省份与 CFPS 数据不一样, 上表其他变量的样本量以 CFPS 数据为建模基准。

微观论证的变量描述性统计如表 2 所示。家庭人均收入的均值为 22 156 元, 标准差为 20 883, 表明家庭人均收入波动较大。从是否有智能手机来看, 均值为 0.619 5, 表明部分家庭缺乏智能手机。

表 2 描述性统计 2

变量名	描述	样本量	均值	标准差
家庭人均收入(元)	双边断尾 5%	29 580	22 156.8	20 883.02
数字普惠金融指数	2016 年县域数据	32 817	93.1357	8.3285
受教育年限(年)		32 777	9.134	3.9579
是否具备金融知识	具备: 1; 不具备: 0	32 817	0.0294	0.1689
婚姻状况	已婚: 1; 其他: 0	32 817	0.8504	0.3567
是否党员	共产党员: 1; 其他: 0	32 817	0.4877	0.4999
户籍	非农村户口: 1, 农村户口: 0	32 817	0.3341	0.4717
家庭人口规模	家庭人口数量(人)	32 817	3.1984	1.555
年龄		32 812	53.7044	14.164
是否有智能手机	有: 1; 没有: 0	32 806	0.6195	0.4855
是否使用互联网	使用: 1; 不使用: 0	32 817	0.4521	0.4977
是否有金融理财产品	有: 1; 没有: 0	32 817	0.0323	0.1767
是否有互联网理财产品	有: 1; 没有: 0	32 817	0.0685	0.2526
是否有汽车	有: 1; 没有: 0	32 817	0.2543	0.4355
总资产(万元)		32 817	87.9404	188.4689

四、实证结果

(一) 基准回归。数字普惠金融对相对贫困的基准回归结果如表 3 和表 4 所示, 基准回归的被解释变量为 0.4 标准的相对贫困发生率。经过 *Hausman* 检验, 在 5% 的显著性水平下, 城镇选

择随机效应模型,农村选择固定效应模型。本文用逐步回归法逐渐加入控制变量。从城镇基准回归来看,如表 3 所示,模型(1)–(3)逐渐加入控制变量后,数字普惠金融指数的系数依旧在 1% 的显著性水平下正向影响城镇相对贫困发生率,表明数字普惠金融的发展会显著提高城镇相对贫困发生率,加剧相对贫困。从农村基准回归来看,如表 3 所示,模型(4)–(6)逐渐加入控制变量后,数字普惠金融指数的系数依旧在 1% 的显著性水平下正向影响农村相对贫困发生率,表明现阶段数字普惠金融的发展显著加剧了相对贫困。

表 3 基准回归

	城镇			农村		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融指数	0.0174*** (0.00548)	0.0385*** (0.0102)	0.0579*** (0.0140)	0.0148** (0.00633)	0.0806*** (0.0199)	0.121*** (0.0215)
生活水平		-2.444* (1.269)	-3.903*** (1.488)		-18.96*** (6.479)	-26.04*** (6.773)
教育支出占比		0.840*** (0.271)	1.074*** (0.288)		1.573*** (0.455)	1.270*** (0.443)
医疗支出占比			-2.016*** (0.746)			-3.848*** (1.118)
总抚养比			0.209 (0.131)			0.225 (0.333)
_cons	20.48*** (1.210)	9.243* (5.562)	14.10* (7.223)	23.02*** (1.233)	5.413 (10.18)	33.31* (18.84)
N	115	115	115	115	115	115
R2_o	0.0525	0.165	0.209	0.057	0.300	0.403

注:括号内是标准误,*表示对应的伴随概率 $P < 10\%$,**表示对应的伴随概率 $P < 5\%$,***表示对应的伴随概率 $P < 1\%$ 。以下各表同上。 $R2_o$ 指的是 $R2_{overall}$ 。

表 4 稳健性检验 1——不同标准的相对贫困

相对贫困标准	(1)	(2)	(3)	(4)
	城镇		农村	
	0.5	0.6	0.5	0.6
数字普惠金融指数	0.0516*** (0.0146)	0.0454*** (0.0152)	0.0966*** (0.0208)	0.0851*** (0.0217)
控制变量	控制	控制	控制	控制
_cons	20.47*** (7.673)	25.08*** (8.297)	44.50** (18.20)	32.46* (19.00)
N	115	115	115	115
R2_o 或 R2_w	0.222	0.224	0.366	0.339

注:模型(1)和模型(2)的 $R2$ 是 $R2_{overall}$,模型(3)和模型(4)的 $R2$ 是 $R2_{within}$ 。

(二)稳健性与内生性讨论。

1. 稳健性检验。^①替换不同标准的相对贫困发生率。本文将被解释变量换成同数据库(CFPS)的 0.5 和 0.6 标准的相对贫困发生率,其结果如表 4 所示。模型(1)–(4)的数字普惠金融指数的系数在 1% 的水平上显著,增强了现阶段数字普惠金融加剧相对贫困结果的可靠性。替换不同数据来源计算的相对贫困发生率。本文利用各省的宏观收入分组数据计算的 0.4、0.5、0.6 标准的相对贫困发生率替换被解释变量,经过 Hausman 检验,在 5% 的显著性水平下,城镇和农村均选择随机效应模型,其结果如表 5 所示。模型(1)–(6)的数字普惠金融指数均在 1% 的水平上显著,表明结果具有稳健性。

^①不分城乡的相对贫困、相对贫困深度(FGT1 指数)和相对贫困强度(FGT2 指数)替换了相对贫困发生率做稳健性分析。受篇幅所限,回归结果备案。

表 5 稳健性检验 2——宏观收入分组数据计算的相对贫困

相对贫困标准	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城镇			农村		
	0.4	0.5	0.6	0.4	0.5	0.6
数字普惠金融指数	0.0160*** (0.00496)	0.0160*** (0.00549)	0.0168*** (0.00624)	0.0273*** (0.00801)	0.0279*** (0.00899)	0.0328*** (0.0106)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	13.33*** (3.253)	21.36*** (3.694)	31.02*** (4.170)	27.97*** (6.417)	37.68*** (7.294)	50.50*** (8.561)
N	168	168	168	133	133	133
R2_o	0.21	0.118	0.0519	0.196	0.216	0.249

2. 内生性讨论。为更好地避免计量识别中的内生性问题,本文借鉴 Bartik(2009)的做法,构建一个 Bartik 工具变量(滞后一阶的普惠金融指数 $DFI_{i,t-1}$,并将其与普惠金融指数在时间上的一阶差分 $\Delta DFI_{i,t-1}$ 交乘),Bartik 工具变量与所在省份的数字普惠金融发展水平直接相关,但不会通过其他渠道直接影响相对贫困发生率,同时满足工具变量的相关性和外生性两个条件。工具变量估计结果如表 6 所示。城镇和农村的不可识别检验在 1% 的显著性水平下拒绝了不可识别的原假设,弱识别检验在 1% 的显著性水平下拒绝了弱识别检验的原假设。使用工具变量法后数字普惠金融指数的系数在 1% 的水平上显著,结果表明数字普惠金融会显著提高相对贫困发生率,其结果具有稳健性。

表 6 内生性检验

	城镇	农村
数字普惠金融指数	0.196***(0.0551)	0.207***(0.0728)
控制变量	控制	控制
_cons	16.77*(9.033)	79.17***(29.11)
N	92	92
R2_o	0.0805	0.191
不可识别检验	23.887***	24.395***
弱识别检验	30.161***	23.094***

五、机制分析

(一)数字普惠金融加剧相对贫困的微观论证:数字工具、数字基础设施与数字普惠金融对相对贫困的作用。为了进一步验证假说 1,本文从不同收入家庭在数字普惠金融中的不同收益角度来分析数字普惠金融会加剧相对贫困。表 7 中列(1)是普通最小二乘法回归,列(2)–列(5)分别是 0.25、0.5、0.75、0.9 分位数回归。从分位数回归结果来看,数字普惠金融指数的系数随着收入分位点的提高而提高。0.25 分位点数字普惠金融指数的系数大小为 196;0.75 分位点为 328;0.9 分位点为 426,约为 0.25 分位点的 2 倍。说明收入越高,其在数字普惠金融发展过程中获得的收益也越多,存在马太效应。

表 7 收入分位数回归

家庭人均收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ols	q25	q50	q75	q90
数字普惠金融指数	354.9***(12.72)	196.3***(10.50)	279.8***(13.80)	328.0***(18.01)	426.2***(28.86)
智能手机#数字普惠金融指数	27.84***(2.804)	19.57***(2.315)	28.06***(3.041)	31.72***(3.969)	35.16***(6.358)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	-2647.7***(1238.3)	-1889.0***(1022.3)	-2346.3***(1343.0)	-1957.5***(1752.8)	-1320.1***(2808.2)

续表 7 收入分位数回归

家庭人均收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>ols</i>	<i>q25</i>	<i>q50</i>	<i>q75</i>	<i>q90</i>
<i>N</i>	29 532	29 532	29 532	29 532	29 532
<i>R2_a</i> 或 <i>R2_p</i>	0.4309	0.196	0.260	0.303	0.347

注: 括号内的是稳健标准误, *R2_a* 指的是 *adjust R2*, *R2_p* 指的是 *Pseudo R2*。

表 8 中的被解释变量为家庭人均收入, 分城乡和分相对贫困户和非相对贫困户^①进行比较。似不相关(*SUR*)检验均拒绝了原假设, 即表明非相对贫困户和相对贫困户在数字普惠金融发展中存在着显著收益差距。为了进一步验证假说 2, 本文加入了智能手机与数字普惠金融指数的交互项, 查看拥有数字工具(智能手机)能否增强数字普惠金融的获益。从表 8 的列(1)和列(2)来看, 农村相对贫困户的数字普惠金融指数系数大小为 21.57, 而农村非相对贫困户的数值大小为 141.7, 两者之间存在较大差距。上述结果表明数字工具能够影响相对贫困户和非相对贫困户在数字普惠金融中的获益大小。从表 8 的列(3)和列(4)来看, 城镇相对贫困户的数字普惠金融指数系数大小为 36.77, 城镇非相对贫困户的数值大小为 85.30; 城镇相对贫困户的交互项在 1% 的水平上显著, 而非相对贫困户的交互项不显著, 原因在于非相对贫困户中未有智能手机的样本量少, 所以交互项估计不显著。

表 8 马太效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村		城镇	
	相对贫困户	非相对贫困户	相对贫困户	非相对贫困户
数字普惠金融指数	21.57** (8.462)	141.7*** (34.25)	36.77*** (11.69)	85.30** (33.44)
智能手机#数字普惠金融指数	1.520* (0.884)	21.19*** (3.391)	5.715** (2.784)	-0.121 (5.349)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	245.1 (720.2)	-2239.0 (3 156.4)	3 166.6*** (1 010.7)	6 411.8* (3 385.7)
<i>N</i>	6 065	13 590	1 462	8 415
<i>R2_a</i>	0.307	0.374	0.425	0.399
<i>SUR</i> 检验	<i>P</i> =0.0007		<i>P</i> =0.0000	

注: 括号内的是聚类稳健标准误, 聚类到市, 下表同。^②

(二)数字普惠金融通过购买理财产品的便捷性加剧相对贫困。为了进一步验证假说 1, 根据 *CHFS* 家庭数据将具有互联网理财产品赋值为 1, 未有互联网理财产品赋值为 0, 考察非相对贫困户和相对贫困户在数字普惠金融发展过程中的差异。

表 9 中模型列(1)、列(3)、列(4)和列(6)是 *OLS* 估计, 列(2)和列(5)是 *Probit* 估计。从列(2)和列(5)的结果来看, 数字普惠金融指数的系数和智能手机与数字普惠金融指数交互项的系数在 1% 的水平下显著为正, 表明数字普惠金融的发展有利于居民购买互联网理财产品, 并且拥有智能手机比没有智能手机的家庭购买互联网理财产品的概率更高。从列(3)的结果来看, 相对贫困户是否具有互联网理财产品的系数在 10% 的水平下显著, 且数值小; 从列(6)结果来看, 非相对贫困户是否具有互联网理财产品的系数在 1% 的水平下显著, 且数值较大。这意味着相对贫困户通过互联网理财产品增加的财产性收入远不如非相对贫困户, 数字普惠金融可以通过购买理财产品的便捷性间接加剧相对贫困。

① 家庭人均收入低于家庭人均收入的均值的 0.4 则判定为相对贫困户(带权重)。

② 本文对此将杭州到各市的距离作为数字普惠金融指数的工具变量进行了估计, 结论依旧稳健。限于篇幅, 结果备索。

表 9 中介效应——互联网理财产品

	相对贫困户			非相对贫困户		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	家庭人均收入	是否具有互联网理财产品	家庭人均收入	家庭人均收入	是否具有互联网理财产品	家庭人均收入
数字普惠金融指数	114.6*** (15.88)	0.0305*** (0.00723)	113.7*** (15.78)	362.2*** (55.38)	0.0154*** (0.00325)	346.1*** (52.26)
是否具有互联网理财产品			731.2* (422.3)			7830.8*** (878.4)
智能手机#数字普惠金融指数	3.373*** (1.183)	0.00774*** (0.00171)	3.317*** (1.179)	12.35*** (3.463)	0.00294*** (0.000684)	13.29*** (3.387)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	7 527	7 527	7 527	22 005	25 234	22 005
<i>R</i> ² / <i>PR</i> ²	0.465	0.283	0.466	0.404	0.238	0.413

六、进一步讨论: 数字普惠金融如何才能缓解相对贫困

目前我国数字金融发展水平不高,数字工具的缺乏产生了“金融排斥”,部分群体被排斥在数字金融的服务范围之外;数字基础设施的不完善导致部分群体在金融服务上受到抑制;部分低收入群体的受教育程度不高,金融素养和数字素养不高,产生了“数字鸿沟”。正是因为数字普惠金融发展不足,未能惠及一部分群体,因而加剧了相对贫困。加快数字工具的普及和完善数字基础设施能够增强数字金融的普及程度和优质服务的可得性;教育水平的提高能够提高低收入人群的数字素养和金融素养,增强他们在数字金融上的收益程度。

(一)数字工具的普及、数字基础设施的完善能否促进数字普惠金融缓解相对贫困。为了验证假说 2,本文用电话普及率来衡量数字工具的普及,将其作为调节变量纳入基准模型中,结果见表 10。列(1)和列(2)的交互项为电话普及率与数字普惠金融指数的交互项。对于交互项的问题,Althausen 和 Rubin(1971)证明主要项与交互项会有相关可能会导致共线性的问题;但 Balli 和 Sørensen(2013)并不认为共线性在一般交互模型中是一个太严重的问题。如果仅关心数字普惠金融指数的边际效应,那么调节变量是否显著就不重要了,主要是观察交互项的显著性和符号。从结果来看,不管是城镇还是农村,数字普惠金融与电话普及率的交互项均在 10% 的水平上显著为负,表明电话普及率的提高能够有效缓解数字普惠金融对相对贫困的加剧作用。

表 10 减缓机制 1——数字工具和数字基础设施

宏观收入分组数据: 0.4 相对贫困发生率	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	电话普及率		互联网普及率		人工智能水平	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
数字普惠金融指数	0.0279*** (0.00736)	0.0392*** (0.0121)	0.0246*** (0.00912)	0.0400** (0.0201)	0.0139*** (0.00505)	0.0273*** (0.00908)
交互项	-1.78** (0.766)	-1.89* (1.06)	-3.88** (1.98)	-5.01* (2.85)	-0.0371** (0.0158)	-0.0543* (0.0306)
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
<i>_cons</i>	6.619 (4.956)	17.48** (8.365)	6.082 (4.897)	8.061 (9.744)	9.386*** (3.473)	11.28 (8.269)

续表 10 减缓机制 1——数字工具和数字基础设施

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>N</i>	168	133	144	114	161	133
<i>r2_o</i>	0.217	0.21	0.195	0.0283	0.102	0.0148

注:列(1)和列(2)的交互项为电话普及率与数字普惠金融指数的交互项;列(3)和列(4)的交互项为互联网普及率与数字普惠金融指数的交互项;列(5)和列(6)的交互项为人工智能水平与数字普惠金融指数的交互项。

为了验证假说 2,用互联网普及率和人工智能水平作为数字普惠金融基础设施的代理变量,分别作为调节变量纳入基准模型当中,结果如表 10 所示。列(3)和列(4)的交互项为互联网普及率与数字普惠金融指数的交互项;列(5)和列(6)的交互项为人工智能水平与数字普惠金融指数的交互项。从城镇来看,互联网普及率和人工智能水平与数字普惠金融的交互项均在 5% 的显著性水平上显著为负;从农村来看,互联网普及率和人工智能水平与数字普惠金融的交互项均在 10% 的显著性水平上显著为负。结果表明数字普惠金融基础设施的完善能够有效降低数字普惠金融对相对贫困的加剧作用。

(二)缩小居民收入差距和提高教育水平^①能够促进数字普惠金融缓解相对贫困。表 9 显示,数字普惠金融发展使得居民更加容易购买互联网理财产品,而贫富家庭的资金存在较大差距,造成财产性收入差距拉大,加剧了相对贫困,存在着马太效应。如何减缓这一机制,笔者认为可能存在两个途径,一是缩小居民收入差距,二是提高居民教育水平。缩小居民收入差距能够避免表 9 呈现的“低收入家庭与富裕家庭存在着资金(收入)差距的情况下,数字普惠金融通过购买理财产品的便捷性间接加剧相对贫困”这一现象。^②缩小居民收入差距可以通过政府和市场手段来实现。“十四五”规划中明确提出要在 2035 年基本实现共同富裕,政府会调节再收入分配制度,利用第三次收入分配来提高低收入家庭收入水平和调节过高收入,因此这种马太效应将会呈现被抑制的趋势。

为了进一步验证假说 2,^③本文用教育水平作为认知能力的代理变量,认为一个地区教育水平的整体提高会缩小人们之间的认知能力差距(包括金融素养),缩小“数字鸿沟”和“知识鸿沟”以及能力差距,进而缩小在数字普惠金融中的收益差距,即降低数字普惠金融加剧相对贫困的作用。由于教育水平存在着较大的内生性问题,因此控制变量仅保留了总抚养比和医疗占比。调节效应的回归结果如表 11 所示,城镇的交互项在 5% 的显著性水平下显著为负,农村的交互项在 10% 的显著性水平下显著为负。说明教育水平的提高能够促进数字普惠金融缓解相对贫困。综上所述,数字工具的普及和数字基础设施的完善能促进数字普惠金融缓解相对贫困;缩小居民收入差距和提高教育水平能够促进数字普惠金融缓解相对贫困。

表 11 减缓机制 2——教育水平

CFPS 数据: 0.4 标准 相对贫困发生率	城镇	农村
数字普惠金融指数	0.297 ^{**} (0.14)	0.199 [*] (0.111)
交互项	-0.0257 ^{**} (0.013)	-0.0241 [*] (0.0141)
教育水平	2.235(2.881)	1.749(2.891)
控制变量	控制	控制
<i>_cons</i>	-5.984 (31.26)	0.228 (23.48)
<i>N</i>	115	115
<i>r2_o</i>	0.16	0.188

① 本文同时对教育水平进行分组回归论证,限于篇幅,具体见工作论文。

② 缩小居民收入差距能够缓解“数字普惠金融通过购买理财产品的便捷性间接加剧相对贫困”这一现象,其内在逻辑已体现在本文相关表格及其相应分析中,不再进一步展开。这一部分本文更着重于验证研究假说 2。

③ 本文还进行了中等教育分组,表明对于相对贫困户而言,教育水平的提高更能增强其在数字金融中的收益。结果详见工作论文。

七、结论与政策建议

本文主要结论如下: 第一, 通过宏观面板数据和微观数据发现, 现阶段数字普惠金融发展加剧了相对贫困。第二, 低收入家庭缺乏数字工具, 且难以通过数字普惠金融带来的购买理财产品便捷性获得更多的收入, 这是现阶段数字普惠金融发展加剧相对贫困的主要原因。第三, 数字工具的普及、数字基础设施的完善和教育水平的提高能促进数字普惠金融缓解相对贫困。

本文重要发现在于, 现阶段数字普惠金融的发展加剧了相对贫困。低收入者是否能真正在数字普惠金融发展中受益需满足以下条件: 首先需要能使用数字工具(如智能手机或者电脑), 其次需要有数字基础设施的保障(如互联网的普及), 最后低收入者需要一定的金融素养愿意使用数字普惠金融。简单说, 就是只有低收入者能“用得上、知道用和愿意用”数字普惠金融,^①数字普惠金融才能真正惠及低收入者, 这也是当前数字普惠金融发展应当注意的问题。本文研究结论对我国数字普惠金融发展和建立应对相对贫困的长效机制有重要启示。

本文政策建议如下: 对于政府部门而言, 要进一步促进数字工具的普及和完善数字金融基础设施, 尤其是农村地区的经济型智能手机、电脑和互联网的普及, 促进低收入人群更方便地使用数字普惠金融; 进一步宣传数字普惠金融带来的便捷和益处, 促进更多低收入人群有意愿成为数字普惠金融使用者; 进一步缩小居民收入差距和提高低收入群体的教育水平, 使得数字普惠金融能更好地惠及低收入者。对金融机构而言, 要优化数字技术和算法, 为低收入人群提供更好的金融服务; 加快建设友好型的手机 APP 和金融产品, 使得低文化水平和老人等群体“能看懂, 能辨别, 能使用”数字金融服务, 降低“数字鸿沟”; 金融机构基层单位可以指导消费者使用手机获取数字金融服务。对于居民, 尤其是低收入者要主动提高自身金融素养, 主动了解数字普惠金融, 使得自身能对数字普惠金融的使用和便捷性有一定的认识, 能利用手机获取数字普惠金融服务, 降低时间和鞋底成本; 科学理性地投资理财, 充分利用数字普惠金融, 增加财产性收入。

主要参考文献:

- [1]陈宗胜, 沈扬扬, 周云波. 中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定[J]. 管理世界, 2013, (1): 67-77.
- [2]李永友, 沈坤荣. 财政支出结构、相对贫困与经济增长[J]. 管理世界, 2007, (11): 14-26.
- [3]郭小卉, 冯艳博. 数字普惠金融发展的相对贫困减缓效应——基于京津冀县域空间面板数据[J]. 武汉金融, 2021, (2): 70-80.
- [4]胡联, 缪宁, 姚绍群, 等. 中国农村相对贫困变动和分解: 2002~2018[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, (2): 132-146.
- [5]胡联, 姚绍群, 宋啸天. 中国弱相对贫困的评估及对 2020 年后减贫战略的启示[J]. 中国农村经济, 2021, (1): 72-90.
- [6]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.
- [7]黄英君, 王丹. 数字普惠金融、收入分配与农村贫困[J]. 商学研究, 2019, (5): 17-26.
- [8]金发奇, 黄晶, 吴庆田. 数字普惠金融调节城乡居民福利差异效率及影响因素研究——基于 DEA-Malmquist-Tobit 模型[J]. 金融理论与实践, 2021, (3): 14-22.
- [9]金发奇, 言珍, 吴庆田. 数字普惠金融减缓相对贫困的效率研究[J]. 金融发展研究, 2021, (1): 14-21.
- [10]李连梦, 吴青. 数字普惠金融对城镇弱势群体收入的影响[J]. 经济与管理, 2021, (2): 47-53.

^①除了这三点, 本文研究也表明缩小居民收入差距有利于低收入者(有更多的初始资金)通过购买理财产品便捷性获得更多的收入。

- [11]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,(1):43-53.
- [12]彭倩,李建勇,宋明莎.金融教育、金融素养与投资组合的分散化行为——基于一项投资者金融教育调查的实证分析[J].财经科学,2019,(6):14-27.
- [13]孙继国,韩开颜,胡金焱.数字金融是否减缓了相对贫困?——基于CHFS数据的实证研究[J].财经论丛,2020,(12):50-60.
- [14]孙久文,张倩.2020年后我国相对贫困标准:经验、实践与理论构建[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2021,(4):79-91.
- [15]汪三贵,刘明月.从绝对贫困到相对贫困:理论关系、战略转变与政策重点[J].华南师范大学学报(社会科学版),2020,(6):18-29.
- [16]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.
- [17]谢升峰,尤瑞,汪乐乐.数字普惠金融缓解农村相对贫困的长尾效应测度[J].统计与决策,2021,(5):5-9.
- [18]姚凤阁,李丽佳.数字普惠金融减贫效应及区域差异研究[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2020,(6):3-18.
- [19]叶小青,徐娟.人口结构、教育与少数民族地区贫困率[J].统计与决策,2021,(4):86-90.
- [20]叶兴庆,殷浩栋.2020年后的减贫战略[J].经济研究参考,2020,(4):117-122.
- [21]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.
- [22]周利,廖婧琳,张浩.数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据[J].经济科学,2021,(1):145-157.
- [23]左停,贺莉.基于FGT指数的县级贫困程度多维表达与分类扶贫策略研究——以陕西省为例[J].经济问题探索,2019,(7):173-180.
- [24]Althausen R P, Rubin D. Measurement error and regression to the mean in matched samples[J]. *Social Forces*, 1971, 50(2): 206-214.
- [25]Balli H O, Sørensen B E. Interaction effects in econometrics[J]. *Empirical Economics*, 2013, 45(1): 583-603.
- [26]Bartik T. How do the effects of local growth on employment rates vary with initial labor market conditions?[R]. Policy Paper No.2009-005, 2009.
- [27]Lusardi A, Mitchell O S. Financial literacy around the world: An overview[J]. *Journal of Pension Economics and Finance*, 2011, 10(4): 497-508.
- [28]Van Vliet O, Wang C. Social investment and poverty reduction: A comparative analysis across fifteen European countries[J]. *Journal of Social Policy*, 2015, 44(3): 611-638.
- [29]World Bank. Monitoring global poverty: Report of the commission on global poverty[M]. Washington: World Bank, 2017.
- [30]Zhang C C. Clans, entrepreneurship, and development of the private sector in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2020, 48(1): 100-123.

Is Digital Inclusive Finance Conducive to Alleviating Relative Poverty?

Hu Lian^{1,2}, Yao Shaoqun¹, Yang Chengyu¹, Ji Luhan¹

(1. School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China; 2. Urban and Rural Development Research Center, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China)

Summary: China has eliminated absolute poverty, and relative poverty is the focus of poverty control in the future. The goal of digital inclusive finance is to facilitate low-income groups to obtain financial services, but the development of digital inclusive finance still has the problem of weak inclusiveness. Enhancing the inclusive nature of digital inclusive finance is conducive to building a long-term mechanism for alleviating relative poverty.

This paper uses CFPS household micro data to calculate the FGT index to measure relative poverty, and uses the data of Peking University Digital Inclusive Finance to build a short panel model to analyze the impact of digital inclusive finance on relative poverty. At the same time, this paper uses the household micro data of CHFS in 2017 to match the county-level data of Peking University Digital Inclusive Finance Index to investigate the benefit difference of digital inclusive finance between relatively-poor households and non-relatively-poor households. The benchmark regression shows that the development of digital inclusive finance has exacerbated the relative poverty in urban and rural areas. In this paper, FGT0, FGT1, FGT2 indexes of different standards and FGT indexes regardless of urban and rural areas are used to replace the explanatory variables for robustness analysis, and the results are still robust. This paper constructs Bartik instrumental variables to estimate instrumental variables. The results still show that the current development of digital inclusive finance is not conducive to reducing relative poverty.

This paper analyzes the reasons why China's digital inclusive finance is not conducive to alleviating relative poverty from the perspectives of whether it can obtain digital inclusive financial services and the degree of benefit from digital inclusive financial services, and puts forward solutions. The research finds that: (1) The lack of digital tools for low-income families and the difficulty of obtaining more income growth through the convenience of purchasing financial products brought by digital inclusive finance are the main reasons for the development of digital inclusive finance to aggravate relative poverty at this stage. (2) The popularization of digital tools, the improvement of digital infrastructure and the improvement of education level can promote digital inclusive finance to alleviate relative poverty.

This paper suggests that the government should further promote the popularization of digital tools and improve the digital financial infrastructure (especially the popularization of economical smart phones, computers and the Internet in rural areas), and promote the more convenient use of digital inclusive finance by low-income people; financial institutions should optimize digital technology and algorithms to provide better financial services for low-income people; residents should consciously take the initiative to improve their financial literacy, obtain digital inclusive financial services, reduce time and transaction costs, conduct financial management scientifically, and increase property income.

Key words: digital inclusive finance; relative poverty; educational level

(责任编辑 石 头)