·经济学研究·

共同富裕背景下数字普惠金融减贫有效性研究

张志元,李　胜

(山东财经大学 金融学院,山东 济南 250014)

[摘　要]当前,我国脱贫攻坚战取得了全面胜利,进入扎实推进共同富裕的新发展阶段。稳定脱贫、防止返贫成为我国贫困治理、实现共同富裕中亟须攻克的难题。基于2018年中国家庭追踪调查(CFPS)和北京大学数字普惠金融指数数据,分析中国数字普惠金融的发展对缓解家庭贫困状况的影响。研究发现数字普惠金融的发展能够缓解家庭的贫困状况,但减贫效应随着区域、受教育程度和城乡差异而存在显著差异。数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度这三个分指标均显著降低家庭的贫困发生率。数字普惠金融对东、中部地区的减贫作用显著大于对西部地区的作用,需要重点关注欠发达地区的数字普惠金融发展水平。数字普惠金融在高学历群体中的减贫作用显著大于对低学历群体的作用。数字普惠金融在微观层面,通过增强居民主观选择金融服务意愿缓解居民融资约束;在宏观层面,通过促进经济发展进而提升减贫效果。

[关键词]共同富裕;数字普惠金融;金融减贫;数字减贫

[中图分类号]F061.3　　[文献标识码]A　　[文章编号]1671-3842(2022)01-0117-16

一、引言

2021年10月16日,习近平总书记发表重要文章《扎实推动共同富裕》。文章强调,共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征①。共同富裕不仅是一种社会发展概念,更是一场以缩小地区差距、城乡差距和收入差距为标志的社会变革②。实现共同富裕是一个漫长且艰辛的过程,脱贫攻坚是实现共同富裕新征程的基础。到2020年底,我国现行标准下农村绝对贫困全面消除,对世界减贫贡献率超过70%③。时至今日,我国832个贫困县已全部脱贫摘帽,脱贫减贫速度和规模令世界瞩目。然而,由于脱贫基础的脆弱性和返贫诱因的多维性,脱贫户、边缘户仍存在

[基金项目]本文系国家社科基金重大项目"中国地方政府债务与金融稳定性研究"(项目编号:20&ZD082);国家自然科学基金项目"模糊惩罚与宏观审慎监管下的存款保险去周期定价研究"(项目编号:71871129);泰山产业领军人才项目"国有金融控股公司全产业链风险计量及其管控协同体系构建"(项目编号:TSCY20180401);山东省软科学计划重大项目"数字经济赋能山东实体经济高质量发展的实现路径研究"(项目编号:2020RZB01169);山东省社科规划项目数字山东专项"山东数字经济发展赋能新旧动能转换研究"(项目编号:20CSDJ25)之阶段性研究成果。

[作者简介]张志元,山东财经大学金融学院教授、博士生导师,管理学博士;李胜,山东财经大学金融学院博士研究生。

①习近平:《扎实推进共同富裕》,《求是》,2021年第20期。

②王灵桂:《实现共同富裕:新发展阶段的崭新目标》,《江淮论坛》,2021年第4期。

③袁红英:《中国共产党减贫实践的百年历程和经验》,《马克思主义研究》,2021年第10期。

返贫致贫风险[①]。在以共同富裕为目标的新发展阶段下,脱贫、扶贫工作已转化为防止返贫、走向共同富裕,常规化帮扶机制也必然向更具精准性、长效性的减贫手段转换。在此过程中,脱贫攻坚成果的巩固拓展以及更加合理的金融支持体系是共同富裕政策体系的基础[②]。而金融资本有效对接乡村产业振兴发展需求,是扎实推动共同富裕的重要支撑[③]。因此,丰富金融减贫致富理论,创新普惠金融减贫致富路径,是扎实推动共同富裕进程的现实需求。

金融在提升资源配置效率,通过杠杆效应扩大扶贫效果方面有着不可替代的优势,也是众多发展中国家扶贫的重要推动力量和先导力量。提升金融包容度,通过政策引导金融资源向贫困地区倾斜,以金融带动经济,再通过涓滴效应为中介机制将经济发展成果传导到贫困户,是我国脱贫工作实践中重要的扶贫途径。进入新发展阶段,贫困户的需求愈加零散多样,这需要普惠金融服务实现更为精准的金融扶贫,杜绝"返贫"。自2013年11月召开的党的十八届三中全会正式提出普惠金融这一概念和相关政策以来,2013年到2018年间,年均脱贫人数均突破千万大关,减贫效果显著提升。2021年,我国脱贫攻坚战取得了全面胜利,现行标准下9899万农村贫困人口全部脱贫,832个贫困县全部摘帽,12.8万个贫困村全部出列,区域性整体贫困得到解决,完成了消除绝对贫困的艰巨任务。由此可见,普惠金融的发展在一定程度上促进了我国脱贫工作的开展,为脱贫群众致富提供了金融支持。随着互联网、信息技术、云计算以及大数据等科学技术的快速发展,金融科技已成为推动普惠金融高质量发展的核心力量。数字技术与普惠金融进行有效融合,衍生出一系列新型的金融服务形态,如互联网保险、互联网众筹以及互联网信贷等,统称为数字普惠金融。数字普惠金融是普惠金融的持续深化发展,是数字技术在金融行业的有效应用,为推进普惠金融改革创新和脱贫致富提供了新的契机。2016年9月召开的G20杭州峰会通过了《G20数字普惠金融高级原则》《二十国集团数字经济发展与合作倡议》等文件,正式将数字普惠金融列入重要议题,成为世界各国贯彻落实普惠金融战略的重要指南。2019年3月召开的"2019中国数字普惠金融大会"指出,普惠金融与数字技术的深度融合已经成为金融领域的焦点,数字普惠金融的发展是解决普惠金融现实难题的重要措施;会议进一步强调,数字普惠金融为排斥在金融体系之外无法享受正规金融服务的弱势群体和贫困家庭消除空间和时间的限制,提供普惠金融的数字渠道(支付、保险、储蓄、信贷等),解决因"最后一公里"而造成的金融排斥,能够显著降低金融服务门槛和交易成本,扩大金融服务的覆盖广度,因而为传统普惠金融的发展以及利用数字普惠金融脱贫攻坚提供了新的思路,展现出巨大发展潜力。消除绝对贫困之后,共同富裕的实现路径是先富带动、帮扶后富、消除相对贫困[④]。因此,数字普惠金融的减贫增富作用值得深入探索和充分实践。

那么,数字普惠金融的发展是否切实减缓了家庭贫困情况?数字普惠金融的不同维度即数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度对家庭贫困状况的影响如何?数字普惠金融的减贫效应是否具有异质性?其传导机制又是怎样的?本文将针对这些问题进行解答。

二、文献综述与研究假设

研究数字普惠金融的减贫效应对丰富减贫致富理论、拓展减贫致富路径,助力政府部门制定

①蒋和胜,李小瑜,田永:《阻断返贫的长效机制研究》,《吉林大学社会科学学报》,2020年第6期。

②刘培林,钱滔,黄先海,董雪兵:《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》,《管理世界》,2021年第8期。

③赵爱武,关洪军,代宗利,龙海红:《推动乡村振兴发展的机制与政策研究》,北京:经济科学出版社,2020年版,第184-186页。

④樊增增,邹薇:《从脱贫攻坚走向共同富裕:中国相对贫困的动态识别与贫困变化的量化分解》,《中国工业经济》,2021年第10期。

和实施减贫致富战略、缓解收入不平衡等问题具有重要的现实意义，对我国追求经济包容性增长也具有重要的参考价值。但目前对数字普惠金融与减贫致富之间关系的研究结论尚未完全统一。

数字普惠金融是传统普惠金融与现代数字技术的结合与应用，其本质上仍然属于普惠金融的范畴。多数学者认为，普惠金融对家庭贫困程度具有明显的抑制作用①，发展普惠金融符合当前的时代意义和现实条件②。从缓解金融排斥方面来看，普惠金融通过针对性的业务创新、产品创新提升金融包容度，直接缓解贫困居民金融排斥③。作为普惠金融的继承与发展，数字普惠金融借助互联网等信息技术手段，突破了空间地理限制，提高了贫困人口的金融可得性，能够显著减轻家庭贫困状况④。数字普惠金融能够在一定程度上拓宽金融服务的深度与广度，从而减轻家庭贫困程度⑤。从提高经济增长水平方面来看，丁志国等通过2000—2008年省际面板数据验证了普惠金融通过改善当地经济状况，再与相关分配制度相配合，从而降低贫困率的机制存在⑥。钱海章等则认为，中国数字普惠金融的迅速发展提高了地区经济增长速度，为推进金融供给侧结构性改革、促进实体经济发展提供了新的视角⑦。谢绚丽等通过研究数字金融与企业创业的关系，发现数字普惠金融的发展显著促进了注册资本少、所在地区城镇化水平低的小微企业创业⑧。从微观层面来看，数字普惠金融的分指标对居民消费产生一定的促进作用，这为本文研究数字普惠金融分指标与家庭贫困状况的关系提供了借鉴。Allen等人认为，发展普惠金融可以提升居民收入、增强就业水平，进而减轻家庭贫困程度⑨。另外，数字普惠金融对减贫效应存在区域和人群差异性。周雨晴等认为，数字普惠金融的发展显著提高了农村家庭配置金融资产的比例和金融市场的参与程度，优化了农村家庭的投资决策⑩。易行健等发现，数字普惠金融指数与居民消费水平呈正相关关系，且这一关系在中西部地区、农村地区以及中低收入阶层更为明显⑪。此外，农村地区的金融需求在很大程度上受到数字普惠金融发展水平的影响，政府部门可据此制定相关的金融政策措施⑫。另一部分学者持有不同观点，认为普惠金融并不能有效减缓家庭贫困状况，或者不是简单的线性正向影响。金融业积极稳妥发展数字普惠金融，在充分响应政策号召的同时，也期望能够获取更多长尾

---

①Miled, K. B. H. , Rejeb, J. B. , Microfinance and Poverty Reduction: A Review and Synthesis of Empirical Evidence. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, Vol. 195 (2015), pp. 705-712.

②刘金全，毕振豫：《普惠金融发展及其收入分配效应——基于经济增长与贫困减缓双重视角的研究》，《经济与管理研究》，2019年第4期。

③何德旭，苗文龙：《金融排斥、金融包容与中国普惠金融制度的构建》，《财贸经济》，2015年第3期。

④Shiller, R. J. , Reflections on Finance and the Good Society. *American Economic Review*, Vol. 103(2013), pp. 402-405.

⑤Munyegera, G. K. , Matsumoto, T. , Mobile Money, Remittances, and Household Welfare: Panel Evidence from Rural Uganda. *World Development*, Vol. 79 (2016), pp. 127-137.

⑥丁志国，谭伶俐，赵晶：《农村金融对减少贫困的作用研究》，《农业经济问题》，2011年第11期。

⑦钱海章，陶云清，曹松威，曹雨阳：《中国数字金融发展与经济增长的理论与实证》，《数量经济技术经济研究》，2020年第6期。

⑧谢绚丽，沈艳，张皓星：《数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据》，《经济学(季刊)》，2018年第4期。

⑨Allen, F. , Demirguc-Kunt, A. , Klapper, L, Martinez Peria, M. S. , The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 27 (2016), pp. 1-30.

⑩周雨晴，何广文：《数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响》，《当代经济科学》，2020年第3期。

⑪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》，《金融研究》，2018年第11期。

⑫傅秋子，黄益平：《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》，《金融研究》，2018年第11期。

效应的收益,进而发生“使命漂移”现象[①]。温涛等指出,现阶段,我国县域农贷市场金融资源分配机制存在不足,社会资源、家庭财富具有优势的“精英”可以“俘获”原本能够帮助弱势群体脱困的金融援助[②]。王伟等研究发现,如果普惠金融只关注解决贫困地区的金融排斥问题,则会进一步加快资金向外流动的速度,反而提高了该类家庭的贫困发生率[③]。崔艳娟等则认为,普惠金融的减贫效果存在“J曲线”效应,即短期内出现恶化效应,经过一段时间之后呈现改善效应,且金融波动的存在会对普惠金融的减贫效果产生负面影响[④]。

综上所述,数字普惠金融作为一种高效、便捷的金融服务,通过其独有的便利性可以补足传统普惠金融所不能兼顾的短板,能够在一定程度上减缓中国居民家庭的贫困程度。数字普惠金融主要通过以下两种途径减贫:在微观层面上,一方面,数字普惠金融通过移动客户端拉近居民特别是贫困居民与金融之间的距离,提升居民主动参与金融服务的意愿。另一方面,由于传统金融机构设置的物理网点成本较高,成本约束使其金融服务难以惠及偏远的贫困地区,而数字普惠金融通过降低金融服务的使用成本和供给成本,能够极大地拓展金融服务的使用深度和覆盖广度,能够有效解决贫困地区存在的融资约束和金融排斥现象,最终提升金融的包容性,缓解居民信贷约束从而降低贫困率;在宏观层面上,数字普惠金融能够有效促进贫困地区的产业发展和经济增长。数字普惠金融能够为小微企业提供更多的金融服务,为贫困地区居民提供平等的就业、创业机会,在很大程度上拓宽其增收渠道,能够促进贫困地区经济发展、缩小贫富差距、增强减贫致富能力,最终为共同富裕赋能增效。

基于以上分析,本文提出以下研究假设:

假设1:数字普惠金融发展水平对家庭贫困情况具有显著负向作用。

假设2:数字普惠金融发展水平对家庭贫困情况除了具有直接影响外,还存在中介效应,即通过微观层面家庭居民主观获取金融服务意愿渠道、客观获取金融贷款渠道及宏观层面经济发展传导渠道间接影响家庭贫困情况。

三、数据与模型

(一)数据来源

本文数据主要来源于两个数据库:家庭层面的基本数据来源于2018年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS),数字普惠金融数据则来源于北京大学数字普惠金融指数(PKU-DFIIC)。其中,CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心所开展的一项全国性调查,共包括31个省、自治区、直辖市,调查内容涉及家庭收入、资产、消费等多方面信息。本文选取问卷中的“财务回答人”作为户主,在剔除关键变量的缺失以及年龄低于18岁的受访者样本后,最终的样本规模为11642户。数字普惠金融指数包含数字金融服务的覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个维度[⑤],各指标说明如表1所示。其中,对于覆盖广度,主要基于地区支付宝账户数量编制而成,能够有效统计数字金融的覆盖人群;对于使用深度,考察的是地区使用互联网金融服务的实际

①星焱:《普惠金融:一个基本理论框架》,《国际金融研究》,2016年第9期。

②温涛,朱炯,王小华:《中国农贷的“精英俘获”机制:贫困县与非贫困县的分层比较》,《经济研究》,2016年第2期。

③王伟,朱一鸣:《普惠金融与县域资金外流:减贫还是致贫——基于中国592个国家级贫困县的研究》,《经济理论与经济管理》,2018年第1期。

④崔艳娟,孙刚:《金融发展是贫困减缓的原因吗?——来自中国的证据》,《金融研究》,2012年第11期。

⑤郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》,2020年第4期。

频率;对于数字支持服务程度,则侧重于衡量一个地区数字金融的效率和便利性。由于CFPS数据仅提供了家庭所在的省级信息,基于数据的可得性,本文采用2018年数字普惠金融的省级数据进行匹配。

表1　数字普惠金融指标体系

一级维度	二级维度	三级维度
数字普惠金融指数	覆盖广度	账户覆盖率
	使用深度	支付业务
		货币基金
		信贷业务(对个人用户)
		信贷业务(对小微经营者)
		保险业务
		投资业务
		征信业务
	数字支持服务程度	便利性
		金融服务成本

(二)变量选择

1. 被解释变量

被解释变量为家庭贫困。多年来,我国家庭贫困情况主要发生在农村地区,城镇贫困标准在我国扶贫工作及学界都未有统一标准。一般来说,城镇人均收入高于农村人均收入,因此,个人年收入低于农村贫困标准的城镇家庭亦为贫困家庭。据此,本文将是否为贫困家庭的确定标准,参照中国国家扶贫中心确定及已有文献确定、使用的2300元不变价基准线[①],即将每年人均纯收入低于2300元的家庭定义为贫困家庭。本文将家庭贫困指标赋值为1,高于2300元视为家庭非贫困,赋值为0。

2. 核心解释变量

核心解释变量是数字普惠金融,本文用该指标衡量中国数字普惠金融的发展程度。此外,为进一步研究数字普惠金融对家庭贫困状况的影响,本文使用数字普惠金融发展指数的三个细分指标进行分析。为了平衡指数差异,本文对金融发展指数及细分指标均进行了对数化处理。

3. 控制变量

参考易行健等的研究[②],本文选取年龄、性别、婚姻状况、受教育年限(最高学历选项:文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士、博士,折算为受教育年限依次为0、6、9、12、15、16、19、22)、健康程度(取值为1—5,其中1表示不健康、5表示非常健康)等个人特征变量以及家庭规模、少儿抚养比(0—15岁人口数占家庭规模的比重)、老年抚养比(65岁及以上人口数占家庭规模的比重)、家庭总资产、家庭收支比(家庭总收入与总支出之比)等家庭特征变量作为控制变量。此外,本文还控制了省份变量。

---

①杨艳琳,付晨玉:《中国农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应分析》,《中国农村经济》,2019年第3期。

②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》,《金融研究》,2018年第11期。

变量定义及描述性统计结果见表2。可以看出,样本家庭的贫困发生率为4.45%,说明仍有部分家庭处于贫困状态,应积极引导数字普惠金融助推精准减贫。不同省份之间的数字普惠金融指数存在较大差异,尤其是数字普惠金融使用深度指数。此外,被调查的男性受访者占一半以上且平均年龄约为50岁,75.73%的被调查居民拥有工作,因此,可通过以完善分配制度进而提高家庭收入水平等策略来减缓贫困状况。

表2　变量定义及描述性统计

变量名	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
pov	家庭贫困	0.0445	0.2062	0	1
index	数字普惠金融发展指数	5.7002	0.0915	5.5726	5.9342
breadth	数字普惠金融的覆盖广度	5.6366	0.0843	5.5207	5.8689
depth	数字普惠金融的使用深度	5.6503	0.1447	5.4173	5.9925
digital	数字普惠金融的数字支持服务程度	5.952	0.0515	5.8572	6.0874
gender	性别(男=1)	0.534	0.4989	0	1
age	年龄	49.9012	14.909	19	93
marry	婚姻状况(在婚=1)	0.827	0.3783	0	1
eduy	受教育年限(单位:年)	7.8338	4.8894	0	23
health	健康状况	2.8739	1.2065	1	5
urban	是否城镇居民(是=1)	0.5075	0.5	0	1
employ	工作状态(就业=1)	0.7573	0.4288	0	1
medins	是否参保医疗保险(是=1)	0.9175	0.2751	0	1
childrat	少儿抚养比	0.1259	0.1723	0	.8
oldrat	老年抚养比	0.1462	0.2936	0	1
famsize	家庭规模(人/户)	3.5442	1.8694	1	21
asset	家庭总资产(单位:万元)	2.93	68.6095	0	5000
incoexp	家庭收入支出比	1.01780	1.0576	0	40
west	西部地区(是=1)	0.2817	0.4499	0	1
east	东部地区(是=1)	0.4292	0.495	0	1

(三)模型设定

本文采用Probit模型作为基准回归模型,被解释变量为家庭贫困,核心解释变量为数字普惠金融总指标以及二级指标。具体模型如下:

$$\Pr ob(pov_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 \ln index_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

其中,Prob(pov_i=1)是被解释变量,取值为1表示家庭陷入收入贫困,取值为0则表示非贫困。β_1衡量数字普惠金融指数每增长1%相应家庭贫困状况变化的概率。X_i表示其他控制变量。ε_i表示随机干扰项。

四、实证分析

（一）数字普惠金融对贫困发生率的基准回归

本部分实证检验数字普惠金融的发展水平对家庭贫困状况的影响。表3报告了基于模型（1）的回归结果。在表3的第（1）列中，本文只加入数字普惠金融指数的对数。在第（2）列中，本文增加性别、年龄、婚姻状况、受教育年限等户主特征变量。在第（3）列中，又增加影响家庭贫困状况的家庭特征变量。可以看出，在逐步增加控制变量之后，数字普惠金融的系数均在1%的水平上显著为负，这说明从整体而言，家庭所属省份的数字普惠金融指数越高，该家庭是贫困户的概率则越低。

表3　数字普惠金融与家庭贫困

变量名	（1）	（2）	（3）
lnindex	-0.2021***	-0.1607***	-0.1192***
	（0.0233）	（0.0240）	（0.0275）
gender		-0.0024	0.0019
		（0.0039）	（0.0035）
age		0.0015***	0.0017***
		（0.0002）	（0.0002）
marry		-0.0240***	-0.0218***
		（0.0068）	（0.0063）
eduy		-0.0044***	-0.0025***
		（0.005）	（0.0004）
health		-0.0025*	0.0007
		（0.0015）	（0.0014）
urban		-0.0361***	-0.0264***
		（0.0045）	（0.0039）
employ		-0.0106**	-0.0025
		（0.0048）	（0.0042）
medins		-0.0276***	-0.0195***
		（0.0059）	（0.0054）
childrat			0.0623***
			（0.0112）
oldrat			0.0107*
			（0.0067）
famsize			0.0006
			（0.0012）
asset			-0.000

续表

变量名	(1)	(2)	(3)
			(0.002)
incoexp			-0.1428***
			(0.0083)
west			-0.0023
			(0.0044)
east			0.0014
			(0.0046)
constant	10.7174***	12.1023***	12.2353***
	(1.3689)	(1.5546)	(2.4112)
N	11,642	11,642	11,642

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;表中控制了省份虚拟变量。

从控制变量来看,大多数户主特征变量与家庭特征变量对家庭贫困状况具有显著影响。首先,由第(3)列可知,年龄对家庭贫困状况具有显著的正向影响。可能是因为,随着年龄的增长,那些依靠提供简单劳动的家庭户主的收入能力逐年下降,因而增加了家庭陷入贫困的概率。已婚家庭的贫困发生率更低,可能与该类家庭拥有较多的社会资本相关。受教育年限与家庭贫困状况显著负相关,表明受过良好教育的个体更容易获得财富与资源。居住在城镇地区的居民的贫困发生率更低,可能与当地较高的经济发展水平和微观金融环境密切相关。其次,从家庭层面来看,较高的少儿抚养比和老年抚养比均显著增加了家庭陷入贫困的可能性,可能是因为较高的人口抚养比导致家庭中劳动力的生活压力较大,更易陷入收入贫困。值得注意的是,具有较高家庭收支比的家庭,贫困发生概率越低,该类家庭总收入高于总支出,能有效改善收入贫困状况。

(二)数字普惠金融不同维度对贫困发生率的影响

数字普惠金融是一个综合性概念,既可以体现金融服务效率的提升和成本的降低,也可以体现互联网金融服务的深化以及覆盖广度的增加①。因此,如果单独分析数字普惠金融总体发展情况的减贫效应并不全面,本文采用中国数字普惠金融的不同维度研究其对家庭贫困状况的影响。北京大学数字普惠金融指数不仅包括数字普惠金融总指数,而且涵盖包括覆盖广度指数、使用深度指数和数字支持服务程度在内的二级指标。本文进一步将数字普惠金融二级指标的对数作为解释变量,以探究数字普惠金融不同维度的减贫效应及其差异,表4报告了回归结果。

表4　数字普惠金融二级指标回归

变量名	(1)	(2)	(3)
lnbreadth	-0.1302***		
	(0.0282)		
lndepth		-0.0876***	
		(0.0162)	

①郭峰,孔涛,王靖一,张勋,程志云,阮方圆,孙涛,王芳:《中国数字普惠金融指标体系与指数编制》,北京大学数字金融研究中心工作论文,2016年。

续表

变量名	(1)	(2)	(3)
lndigital			-0.2245***
			(0.0434)
control	yes	yes	yes
constant	10.3293***	6.5717***	20.0886***
	(2.4988)	(1.4347)	(4.0814)
N	11,642	11,642	11,642

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;控制变量与省份虚拟变量均等同于表3,此处受篇幅所限未列出。

回归结果显示,数字普惠金融覆盖广度指数、使用深度指数和数字支持服务程度对家庭贫困状况均具有负向影响,且都在1%水平上显著。由此可见,伴随着数字普惠金融覆盖面和触达面的扩大,"普惠"的概念得到更有效的发挥。此外,覆盖广度指数的估计系数略微大于使用深度指数。可能是因为,在全新的互联网金融模式下,数字普惠金融的覆盖广度克服了地域限制,更多的交易账户数量对家庭贫困状况具有更加深远的影响。而数字普惠金融使用深度指数是通过互联网金融服务的实际使用频率加以衡量的,金融服务的门槛较前者稍高。

总的来看,即使将数字普惠金融总指标替换为不同维度的分指标之后,数字普惠金融的减贫效应依然显著存在。数字普惠金融能够使弱势群体拥有平等获得金融服务的机会,缓解其消费、教育、医疗等流动性约束问题,改善其收入状况。

(三)内生性问题与稳健性检验

1. 内生性问题

从实证方法的角度来看,模型(1)可能存在潜在的内生性问题。数字普惠金融发展水平与家庭的贫困状况可能同时受到人们的思想观念、对未来的预期以及金融环境等不可观测因素的影响,因而导致数字普惠金融的回归系数存在偏误。为较好地克服内生性问题,本文使用工具变量Probit模型(Instrumental Variable Probit,简称IV Probit)。IV Probit模型是检验Probit模型内生性的有效方法[①]。工具变量的选取需要满足与数字普惠金融发展水平高度相关且与随机扰动项不相关的条件。本文使用滞后一期的数字普惠金融指数(2017年数字普惠金融指数)的对数进行工具变量估计。一般而言,数字普惠金融发展水平具有"惯性",各地区相邻年份的数字普惠金融指数呈现较强的相关性。

表5报告了基于工具变量法的回归结果。首先,IV Probit模型通过Wald检验且在5%的水平上拒绝了外生性原假设,表明存在可能由遗漏变量导致的内生性问题。其次,弱工具变量检验也获得了通过,说明"滞后一期的数字普惠金融指数"是一个合适的工具变量,不存在弱工具变量问题。由表5可以看出,IV Probit模型在克服了内生性问题之后,数字普惠金融发展水平依然显著减轻了家庭的贫困程度,这说明前文的回归结果基本稳健和可靠。此外,相对于基准回归模型,数字普惠金融估计系数的绝对值明显增加。已有研究表明,工具变量法将实证结果的系数放大至原来

①Newey WK.,Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables. *Journal of Econometrics*,Vol. 36(1987),pp. 231-250.

的9倍左右(在数量级上可能存在差异)[①]。在本文的研究范围内,这种放大效应可以理解为:2017年数字普惠金融发展程度越高的省份,2018年数字普惠金融发展指数也会越大,家庭的贫困发生率也会越低,更易受到数字普惠金融的正向影响。

表5　数字普惠金融与家庭贫困:工具变量回归

第一阶段回归		第二阶段回归	
IV	1.130***	lnindex	-2.105***
	(0.001)		(0.498)
control	yes	control	yes
constant	-0.634***	constant	10.812***
	(0.007)		(2.827)
N	11742	N	11742

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;控制变量均等同于表3,此处受篇幅所限未列出。

2. 稳健性检验

在稳健性检验部分,首先,缩小样本量进行分析,考虑到因年老或残疾而没有工作能力的个体对家庭收入的影响较小,因此,数字普惠金融对家庭贫困状况的影响可能在该类群体中并不明显。其次,采用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心开展的2017年中国家庭金融调查数据进行回归验证,进一步考察实证模型的稳健性。

(1)去除特殊样本

一方面,数字普惠金融的推广在很大程度上依赖于信息技术的发展,往往以互联网作为中介媒体。老年个体受自身认知能力的限制,金融素养和智能化技术操作水平普遍较低,难以主动接触并运用互联网享受数字金融服务。另一方面,残疾个体对家庭收入的贡献度较低,却增加了家庭的总支出,对家庭收入的影响较为特殊。因此,在稳健性检验中,本文不再将这两类家庭考虑在内。在剔除年老、残疾的样本之后,剩余有效样本规模为9931户。表6报告了数字普惠金融与家庭贫困状况的关系。可以看出,无论是否引入控制变量,数字普惠金融减轻家庭贫困的影响依然显著存在,这与前文表3得到的结论是一致的。

表6　数字普惠金融与家庭贫困:剔除年老、残疾的样本

变量名	(1)	(2)
lnindex	-0.019***	-0.023***
	(0.0387)	(0.059)
control	no	yes
constant	9.106***	11.954***
	(2.194)	(3.329)
N	9931	9931

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;控制变量与省份虚拟变量均等同于表3,

①Jiang W., Have Instrumental Variables Brought Us Closer to the Truth. *The Review of Corporate Finance Studies*, Vol. 6 (2017), pp. 127-140.

此处受篇幅所限未列出。

(2)更换数据样本

为进一步验证本文结果的稳健性,本文选择同样具有良好代表性的2017年中国家庭金融调查数据样本进行稳健性检验。在更换统计样本之后,研究结果显示数字普惠金融依旧显著降低了贫困发生率,虽然在加入控制变量后显著性为10%,但与前文结论基本一致。通过2017年中国家庭居民金融调查数据检验,避免了仅考虑一年数据的偶然性,本文结论不会随着受访者的变化而变化。故数字普惠金融通过扩大金融服务的范围,从而直接或者间接发挥其减贫效应。

表7　数字普惠金融与家庭贫困:替换核心解释变量

变量名	(1)	(2)
Lbindex	-0.1567***	-0.0415*
	(0.1375)	(0.0220)
control	no	yes
constant	5.0284***	5.0284***
	(1.1519)	(1.1519)
N	11742	11742

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;控制变量均等同于表3,此处受篇幅所限未列出。

五、进一步分析

(一)中介效应

前文实证检验数字普惠金融是助力降低贫困率、提升减贫工作质量的重要路径。本文将继续分析数字普惠金融对贫困率的影响机制。数字普惠金融的"普惠"是金融体系响应全面脱贫重要战略部署的自带属性,故应视为直接效应。本文将通过使用数字普惠金融而形成的居民金融参与意愿提升、信贷约束宽松等间接作用于贫困率的因素视为中介效应,同时将通过正向促进经济发展水平进而降低贫困率应视为宏观渠道的中介效应。因此,本文主要从主观获取金融服务倾向、客观获取融资难度两个微观角度以及促进经济发展的宏观角度分析数字普惠金融对减贫致富的作用机制。

1. 中介效应模型假定

本文依据温忠麟等的中介效应流程[①],对居民主观获取金融服务意愿、客观获取金融贷款的中介作用渠道及宏观经济传导的中介作用渠道进行逐步回归检验。具体模型如下:

$$Firstchoose = \lambda_0 + \lambda_1 lnindex_i + \lambda_2 X_i + V_i \quad (2)$$

$$Prob(v_i = 1) = \gamma_0 + \gamma_1 lnindex_i + \gamma_2 firstchoose + \gamma_3 X_i + Z_i \quad (3)$$

$$Loan = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 lnindex_i + \varepsilon_2 X_i + W_i \quad (4)$$

$$Inincome = \eta_0 + \eta_1 lnindex_i + \eta_2 loan + \eta_3 X_i + T_i \quad (5)$$

$$Wgdp = \varphi_0 + \varphi_1 lnindex_i + \varphi_2 X_i + Y_i \quad (6)$$

$$Inincome = \delta_0 + \delta_1 lnindex_i + \delta_2 wgdp + \delta_3 X_i + M_i \quad (7)$$

第一步,先对数字普惠金融水平与家庭贫困之间的关系进行回归。第二步,对数字普惠金融

①温忠麟,叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》,2014年第5期。

水平同居民主观获取金融服务意愿渠道、商业贷款额度、人均GDP进行回归。最后,对模型(3)、(5)、(7)进行回归。若γ_1、η_1、δ_1不显著,r_2、η_2、δ_2显著,则有完全中介效应;若γ_1、η_1、δ_1显著,r_2、η_2、δ_2显著,则存在部分中介效应。

2. 微观渠道机制验证

(1)主观获取金融服务意愿渠道验证

本文将中介变量设为CFPS调查问卷金融负债部分中的"需要进行大额借款时,你的首选对象是谁"。本文将主观获取金融服务的受访者定义为firstchoose,将受访者选择以银行为代表的正规金融机构的firstchoose赋值为1,将受访者选择民间借贷或者无论如何都不去借款的firstchoose赋值为0。该调查问卷显示在11642名受访者中有29.24%会主动选择正规金融机构。在考虑了控制变量后,回归结果如表8所示。可以看出,主动获取金融服务意愿存在部分中介效应。数字普惠金融水平显著提升了家庭首选以银行为代表金融机构进行贷款的倾向,数字普惠金融水平提高,当地居民主观金融排斥现象将会削弱,而这种效应会作为中介渠道进一步传导至当地减贫效果上。从列(3)回归结果可知,家庭首选以银行为代表金融机构进行贷款的倾向与数字普惠金融水平发展均会显著降低当地的贫困发生率,与第一步回归相比,由于部分中介效应的存在,数字普惠金融指数系数绝对值有所减少。综上所述,数字普惠金融水平的高低通过影响家庭居民主观金融服务接受度,从而影响贫困发生概率。以往,当家庭面对经济冲击时,更多的是通过社会资本、人情关系获取融资渠道,而贫困家庭或是刚刚脱贫的家庭在这些方面往往处于劣势。而数字普惠金融的存在丰富了家庭融资渠道的选择,进一步提升了家庭抵抗风险的能力。因此,积极稳妥发展数字普惠金融是保障"不返贫"的重要路径。

表8　主观获取金融服务意愿渠道

变量名	(1)	(2)	(3)
	pov	firstchoose	pov
lndex	-0.1192***	0.2274***	-0.1186***
	(0.0275)	(0.0563)	(0.0276)
firstchoose			-0.0098***
			(0.0045)
control	yes	yes	yes
constant	16.7013***	-2.7614	17.2053***
	(3.4466)	(1.8098)	(3.4874)
Obs.	11641	11641	11641

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;控制变量均等同于表3,此处受篇幅所限未列出。

(2)客观获取金融贷款渠道验证

由于验证中介效应的逐步回归法需要三次回归的回归方式保持一致,故本文参照朱一鸣等的变量选取方法①,将过去12个月家庭纯收入的对数作为被解释变量进行OLS回归。因为,家庭支出特别是贫困家庭开支基本上是以日常花销的刚性支出为主,收入的相对提高可以极大地缓解家庭贫困程度。本文选取商业贷款额度loan作为中介变量,包含来源于银行以及正规金融机构的贷款,

①朱一鸣,王伟:《普惠金融如何实现精准扶贫?》,《财经研究》,2017年第10期。

可以体现家庭获取金融贷款服务的水平。

回归结果如表9所示，从第(2)列回归结果可以看出，数字普惠金融在10%的显著性水平下促进家庭获取商业贷款额度，可以验证当数字普惠金融水平相对提升时，当地家庭会受到更少的融资约束，可通过贷款方式平滑消费，进行生产性投资或教育性投资。从第(3)列回归结果可以看出，贷款额度以及数字金融普惠指数均显著提升了家庭收入，因此，可以认为客观获取金融贷款的部分中介效应渠道存在且显著。数字普惠金融在打破时间、空间桎梏，深度精准定位客户方面具有无法比拟的优势，数字普惠金融水平的提升不仅能够改变居民主观参与金融贷款的意愿，而且能够在客观上降低居民商业贷款难度从而减缓其贫困程度，并且可以为今后家庭在面临不确定性风险时提供金融支援，为脱贫对象“不返贫”提供更多更优质的金融保障。

表9　客观获取金融贷款渠道

变量名	(1)	(2)	(3)
	lnincome	loan	lnincome
lndex	3.6799***	3.7766*	3.6392***
	(0.1646)	(2.0037)	(0.1645)
loan			0.0108***
			(0.0021)
control	yes	yes	yes
constant	−11.7657***	−22.4412*	−11.5233***
	(0.9778)	(11.9168)	(0.9772)
Obs.	11641	11641	11641

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为稳健标准误；控制变量均等同于表3，此处受篇幅所限未列出。

3. 宏观经济传导渠道验证

数字普惠金融通过带动地方投资、增加区域就业岗位提升经济发展水平。随着区域经济发展水平的提升，贫困人口可以通过获得更多工作机会、享受更多社会福利支持以及更多基础设施带来的便利，进而改善自身收入水平。本文选取区域人均GDP作为中介变量，由表10第(2)列回归结果可知，数字普惠金融水平越高，当地的人均GDP也会显著提升，数字普惠金融对地方经济具有明显的促进作用。由第三步回归可知，宏观经济传导渠道的部分中介效应存在且显著，数字普惠金融通过涓滴效应显著提升了家庭收入，从而减少家庭贫困发生的概率。由此可见，发展数字普惠金融不仅可以有效缓解家庭融资压力，而且可以通过提升经济实力在根本上提升减贫致富工作质量。宏观经济传导渠道进一步验证了在我国通过发展数字普惠金融实现由“输血式”扶贫到“造血式”扶贫是可行的，也是保障脱贫对象“不返贫”的重要机制。

表10　宏观经济传导渠道

变量名	(1)	(2)	(3)
	lncome	wgdp	lncome
lndex	2.4255***	30.5542***	1.0558***
	(0.0921)	(0.1302)	(0.3101)
loan			0.0448***

续表

变量名	(1) lncome	(2) wgdp	(3) lncome
			(0.0094)
control	yes	yes	yes
constant	1.0562***	−11.9917***	1.0471***
	(0.2231)	(2.0446)	(0.2233)
Obs.	11641	11641	11641

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;控制变量均等同于表3,此处受篇幅所限未列出。

(二)异质性分析

经过前文的实证检验可知,数字普惠金融水平越高,家庭贫困的发生概率则会随之降低。由于地域、学历等背景特征的不同,可能存在数字普惠金融促进作用的差异性,故本文将地域、学历等背景因素作为分组依据,细分家庭样本进行异质性研究。

1. 数字普惠金融的区域异质性分析

考虑到区域经济发展不平衡,因此,有必要讨论数字普惠金融对家庭贫困状况的抑制作用是否存在显著的地区差异性。首先,本文将总样本分为东部、中部和西部地区进行分组回归分析①,见表11。回归结果表明,数字普惠金融的发展对东、中部地区家庭的贫困状况有明显的抑制作用,而对西部偏远地区的减贫效应并不明显。这可能是因为,我国金融服务的可得性存在显著的地区差异,与经济发展水平较高的地区相比,西部地区的金融抑制现象较为普遍,金融业发展较为缓慢,加之互联网普及率较低,从而导致数字普惠金融对西部地区的减贫效应较弱。

表11　数字普惠金融与家庭贫困:区域的异质性

变量名	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区
lnindex	−0.2873***	−0.1610	0.0016
	(0.0064)	(0.013)	(0.096)
control	yes	yes	yes
constant	15.184***	8.059	−1.293
	(3.660)	(7.532)	(5.398)
N	5032	3388	3322

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误;控制变量与省份虚拟变量均等同于表3,此处受篇幅所限未列出。

鉴于数字普惠金融对东部和中部地区的减贫效应显著大于对西部地区的作用,应重点关注欠发达地区的数字普惠金融发展水平,最大程度地发挥数字普惠金融助力精准脱贫作用。同时,也应大力推广互联网等信息技术,提高我国居民的智能化素养水平,克服金融服务的地理边界,使我

①东部地区包括北京、天津、上海、山东、福建、广东、江苏、辽宁、河北、广西、浙江、海南,中部地区包括黑龙江、江西、安徽、吉林、山西、湖南、湖北、河南、内蒙古,西部地区包括贵州、四川、陕西、云南、青海、宁夏、重庆、甘肃、新疆、西藏。

国居民都能享受到数字普惠金融发展的红利。

2. 受教育程度的异质性分析

伴随着数字时代的到来，受教育程度作为重要因素在很大程度上影响着居民的经济行为。那么，受教育程度的差异是否会影响数字普惠金融的减贫效应？本文根据受访者的受教育水平将总样本划分为文盲/半文盲组、低教育组和高教育组①，以观察三类群体受数字普惠金融影响的差异性，回归结果见表12。回归结果表明，数字普惠金融的发展水平在三组样本中均具有显著的负向影响，且其估计系数的绝对值随着受教育水平的提高而增加。可能的解释是，文化程度越高的居民知识储备越丰富，对数字普惠金融的接受度与认知度越高，最终呈现数字普惠金融对家庭贫困的抑制作用与受教育水平正相关的实证结果。

表12　数字普惠金融与家庭贫困：受教育程度的异质性

变量名	（1）	（2）	（3）
	文盲/半文盲	低教育	高教育
lnindex	-0.01533**	-0.02190***	-0.049***
	（0.072）	（0.06）	（0.016）
control	yes	yes	yes
constant	6.617	11.504***	26.762***
	（4.071）	（3.662）	（9.003）
N	2334	6157	3251

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为稳健标准误；控制变量与省份虚拟变量均等同于表3，此处受篇幅所限未列出。

鉴于数字普惠金融减轻家庭贫困的作用在高学历群体中的效果大于低学历群体，各级政府应充分认识到个体的人力资本水平在经济运行中的重要性，在着力提升地区数字普惠金融发展水平的同时，也要注重对居民的教育支持和技能培训。

六、主要结论及政策建议

近年来，作为一项重要的减贫致富机制，数字普惠金融的发展水平显著提升。本文使用2018年中国家庭追踪调查（CFPS）和北京大学数字普惠金融指数数据，就数字普惠金融发展对家庭贫困的作用进行了深入探讨。文章得出结论如下：总体而言，数字普惠金融指数的提升能显著降低家庭发生贫困的概率。将数字普惠金融总指标替换为不同维度的分指标之后，我们发现数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度的减贫效应依然显著存在。异质性分析部分表明，数字普惠金融对东、中部地区的减贫作用显著大于对西部地区的作用，需要重点关注欠发达地区的数字普惠金融发展水平；数字普惠金融在高学历群体中的减贫作用显著大于对低学历群体的作用。机制分析部分表明，数字普惠金融会通过改变居民获取金融服务意愿、缓解居民信贷约束以及促进地方经济发展水平等渠道，提升脱贫工作质量。根据上述研究结论，本文提出如下政策建议。

首先，各级政府应进一步通过促进经济高质量发展助力金融科技创新。数字科学技术的发

①低教育组：小学及以下文化程度，高教育组：初中及以上文化程度。

展、革新以及应用逐步成为金融业务模式创新的核心驱动力。数字普惠金融是新兴互联网金融的代表形态,也是我国保障持续脱贫、脱贫对象“不返贫”,从而走向全面小康,最终实现共同富裕的重要手段。各级政府应积极鼓励金融机构与金融科技企业的深度融合,推动金融信用体系建设。此外,通过数字普惠金融助力乡村振兴,完善数字普惠金融的各项功能,提高贫困家庭金融服务的可得性和针对性。

其次,我国居民可能受限于受教育程度,难以准确理解当前的普惠金融政策,因而在一定程度上限制了数字普惠金融的减贫效果。相关部门应重点关注不同家庭的差异性特征,在大力发展数字普惠金融的同时,也要不断开展居民的素质教育活动,可以利用网络新媒体等多种方式普及金融知识、提升金融素养,有助于减轻家庭居民的主观金融排斥意识和盲目投机行为,最大程度地发挥数字普惠金融的减贫作用以及提高收入、增加财富的作用。

第三,金融机构应当加快数字化转型,增强普惠性,有针对性地设计助贫、扶贫项目。刚刚脱贫的居民面对风险的抵抗能力十分不足,面对突发性开支时,有可能会因无力支付而再度返贫,金融机构可以有针对性地提供低息贷款。在数字普惠金融减贫的过程中,应结合政府与社会的力量,以多方合作的方式实现公共服务质量的提升[①]。各级政府应当积极与金融科技公司合作,收集电商、物流以及正规网络贷款公司等机构积累的相关数据,将之纳为现有征信体系的重要补充,可以更有效地打破信息壁垒,降低居民的参与门槛。通过各级政府与各级金融机构的引领,确保脱贫攻坚成果得到巩固,逐步实现共同富裕。

第四,数字普惠金融通过移动互联网的完善可以解决“最后一公里”的痛点,然而,由于近年来互联网基础设施发展呈现不平衡现象,我国数字鸿沟现象依然显著存在[②]。因此,各级政府应当基于“新基建”,继续推进金融基础设施建设,为大数据、云计算的应用搭建舞台,以实现数字普惠金融平衡协调发展,降低数字金融服务对偏远地区的服务成本。另外,可以利用优惠政策提高数字移动终端普及率,提高偏远地区网民规模和互联网使用率,并通过推广数字普惠金融相关业务,提升当地居民参与金融业务的积极性。

[责任编辑:景立清]

①郭道久,杨鹏飞:《国家与社会协同:“社会治理共同体”的一种理解》,《中国治理评论》,2020年第2期。

②张永亮:《金融科技视阈下金融基础设施域外适用的法治保障》,《法治研究》,2021年第5期。