

数字普惠金融对我国家庭多维相对贫困的影响 ——基于 CFPS 数据的分析

陈 怡, 陈 芳

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

摘要:基于中国家庭微观数据(2018CFPS)和北京大学数字普惠金融指数数据,实证检验数字普惠金融对中国家庭多维相对贫困的影响,并从人力资本投资视角探究数字普惠金融缓解多维相对贫困的内在机制。实证结果表明:数字普惠金融有利于中国家庭多维相对贫困的减缓,且数字普惠金融的三个分指标对家庭多维相对贫困减缓存在不同效果;人力资本投资是数字普惠金融缓解家庭多维相对贫困的重要机制;数字普惠金融对家庭多维相对贫困的减缓效果在城乡、地区、家庭教育水平和家庭收入水平上存在显著异质性。因此,持续推进数字普惠金融发展,提高居民教育水平,推动地区对外开放有助于实现数字普惠金融的减贫效应。

关键词:数字普惠金融;多维相对贫困;人力资本投资;共同富裕

中图分类号:F126.2 **文献标志码:**A **文章编号:**2095-0098(2023)02-0013-15

一、引言

截至2021年2月,我国已完成消除中国现行标准下^①绝对贫困的艰巨任务。中共二十大报告指出:中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,要着力促进全体人民共同富裕,坚决防止两极分化^②。中国的扶贫工作要达到共同富裕的目标,不仅要做到消除绝对贫困,更要从根本上应对和缓解多维相对贫困(张前程等,2022)^[1]。2020年后的多维相对贫困标准既要考虑经济维度,又要考虑社会发展维度(王小林和冯贺霞,2020)^[2]。因此,加强多维度的扶贫治理,对于巩固脱贫成果、预防新增贫困、实现乡村振兴战略以及构建稳定脱贫的长效机制,都具有十分重要的意义。

扩大融资渠道通常被认为是重要的扶贫政策之一(秦升泽和李谷成,2022)^[3]。然而,经济社会中有限的金融资源出现“精英俘获现象”,贫困群体由于金融抑制现象的存在无法有效利用金融资源改善其贫困状况(王小华等,2021)^[4]。为了缓解贫富群体获得金融资源不均的现状,国务院在2015年正式提出要大力发展普惠金融,让所有市场主体,尤其是经济水平较为落后的低收入群体都能享受金融服务的雨露甘霖^③。随着我国网络技术与数字化经济的不断发展,“数字普惠金融”一词给农村金融业务带来了更多的可能性。相较于传统的金融机构,数字化的金融模式具有减少信息不对称、降低居民获得金融服务门槛等优势。同时,互联网支付、小微信贷、线上保险等业务也可以规避传统金融机构交易成本高、缺乏抵押品等问题。因此,在

① 现行农村贫困标准是“按2010年价格水平每人每年生活水平2300元”;国家统计局-全国两会服务(stats.gov.cn)

② 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告(2022年10月16日)

③ 国务院关于印发推进普惠金融发展规划(2016-2020年)的通知,国发[2015]74号。

收稿日期:2022-09-26

基金项目:国家社会科学基金项目“中外财富差距与收入差距的比较研究”(15BJL018);江苏省研究生实践创新计划项目(SJCX22_0907)

作者简介:陈 怡(1976—),女,江苏东台人,博士,教授,研究方向为国际经济学。

我国构建相对贫困长效治理机制以及大力推动普惠金融发展的双重背景下,研究数字普惠金融对家庭多维相对贫困的影响以及针对不同群体的影响效果是否存在异质性、探索数字普惠金融影响家庭多维相对贫困的机制效应,将有助于我国减贫工作的进一步开展。

相较于以往研究,全文的边际贡献在于:一是利用 A-F 法构建了家庭多维相对贫困指数,并探讨数字普惠金融影响家庭多维相对贫困的机制,这是全文的理论意义所在。二是不仅探讨了数字普惠金融对家庭多维相对贫困的影响方向及影响程度,而且对其影响的城乡、区域、不同教育水平群体、不同收入水平群体进行异质性分析,从而为减贫探索有效政策建议,这是全文的现实意义所在。

本文的结构安排如下:第一部分为引言;第二部分为文献综述;第三部分为理论分析与假说的提出;第四部分为实证模型的构建、变量选取与数据说明;第五部分实证检验数字普惠金融对家庭多维相对贫困的影响及其影响的异质性;第六部分为结论及政策建议。

二、文献综述

(一) 贫困测度的相关研究

贫困问题一直是国内外学者研究的重点问题,众多研究中对于贫困的理解和测度都有所不同。我国消除中国现行标准下绝对贫困之后的研究重心是相对贫困问题。在识别相对贫困时,邢成举和李小云(2019)指出 2020 年后应将地区相对贫困划分指标设置为居民收入水平中位数的 40%^[5]。而孙久文和夏添(2019)考虑到城乡发展不均的情况,认为相对贫困线需以城乡居民收入中位数的一定比例分别进行划分^[6]。王小林和冯贺霞(2020)根据“贫困”一词的中文定义以及全面建成小康社会的发展要求指出 2020 年后的贫困定义和标准必然是多维的^[2]。基于 Sen(1976)^[7]提出的可行能力理论,Alkire & Foster(2007)^[8]提出了多维贫困测度方法(A-F 法),近年来,国内已有不少学者利用 A-F 模型根据不同的微观数据库选取不同的维度、指标及权重测算所需群体的多维贫困指数(吕文慧等,2018;黄森慰等,2019;姚兴安等,2021)^[9-11]。而王小林(2020)^[2]在其研究中也指出只需对贫困维度的单个指标以该指标中位数的一定比例设定相对贫困阈值,就可用 A-F 法测算多维相对贫困指数。

(二) 数字普惠金融影响贫困的相关研究

国外对普惠金融影响贫困的相关研究较为丰富。以发达国家为研究背景,Demir et al.(2020)^[12]使用英国的微观面板数据进行研究,指出普惠金融扩大了金融服务的可获得性,弱势群体可以通过享受金融产品而受益,由此产生贫困减缓效应。以发展中国家为研究背景,Imai et al.(2010)^[13]使用孟加拉和印度的微观面板数据进行分析,也发现普惠金融可以显著降低家庭的贫困程度,并且农村地区的贷款减贫效应显著高于城镇地区。Akhter(2009)^[14]通过分析发展中国家的现实数据,得出金融发展可从促进经济增长与改善收入分配两个途径缩小收入差距。与上述研究结论相反,Allen(2016)^[15]和 Lopez(2018)^[16]均认为数字普惠金融并不能给农村及低收入群体带来应有收益。

近年来,国内学者开始关注数字普惠金融对贫困的影响。尽管以往的文献对贫困赋予了不同的衡量标准,但仍有大量研究验证数字普惠金融对减贫起到了积极作用。陈慧卿等(2021)^[17]将我国 31 个省份 2011—2018 年农村人均可支配收入作为衡量贫困的指标,从绝对贫困的视角验证了数字普惠金融具有减贫效应,张林和周舒影(2022)^[18]也得出了相似的结论。黄倩等(2019)^[19]以居民人均消费水平度量贫困,同样发现数字普惠金融具有正向减贫作用。除此之外,数字普惠金融还通过互联网技术、大数据分析等手段显著提高居民获得保险、信贷等金融服务的可得性,从而直接增加了贫困群体的金融借贷机会,缓解金融市场上长期存在的“财富门槛”效应来达到减贫效果(刘长庚和罗午阳,2019;张勋等,2019)^[20-21]。从相对贫困的视角出发,刘魏(2021)^[22]将家庭人均纯收入中位数的 40% 作为贫困线划线标准界定相对贫困。刘鹏举等(2022)^[23]基于 MPI 选取 4 个维度共 16 个指标并采用熵权法对各指标赋权计算多维相对贫困指数。吴本健等(2022)^[24]将收入不平等、机会不平等、返贫风险和主观相对剥夺感运用熵值法合成家庭多维相对贫困指

数。上述研究均通过实证分析验证了数字普惠金融能有效缓解居民的相对贫困状况。

另有部分学者则持相反观点,认为数字普惠金融不仅无法有效缓解家庭贫困状况,甚至会加大贫富差距,对目前的相对贫困状况产生进一步恶化。王伟和朱一鸣(2018)^[25]指出如果普惠金融只是关注贫困地区的金融排斥问题,就会加快资金向外流动的速度,反而会产生致贫效应。谭燕芝和彭千芮(2018)、郑秀峰和朱一鸣(2019)在其研究中指出,金融机构在积极响应数字普惠金融发展政策的同时希望达到更大的营利性目标,因此通过行政手段对财政资源的配置进行干预,很容易导致“资源错配”和“使命漂移”,从而降低资金的利用效率^[26-27]。即使农村信贷供应充足,但由于贫困农户自身能力不足、经济发展机会少、金融知识不足、农村通信设备普及率低等原因,缺乏有效的金融资源需求以及对金融资源的利用效率低下,从而限制了普惠金融在扶贫中的作用(林万龙和杨丛丛,2012;吕瑛春等,2019)^[28-29]。此外,卫晓峰(2019)指出,由于数字普惠金融的发展尚处于起步状态,关于此方面的法律法规尚未完善,导致包括互联网信贷、保险等在内的一些新型数字普惠金融方式存在一定的诈骗风险和客户隐私信息披露,进一步加剧了金融资源使用效率低下和贫困群体的自我排斥^[30]。崔艳娟和孙刚(2012)则认为数字普惠金融与贫困并非简单的线性关系,普惠金融在短期内会对减贫效果产生负面影响,经过一段时间之后才会对减贫产生正向影响^[31]。

在前人研究数字普惠金融发展与居民贫困状况关系时,数字普惠金融的减贫机制是研究中必不可少的一环。其中,主要的减贫机制包括经济增长(黄倩等,2019)^[19]、收入分配(张林和周舒影,2022;黄倩等,2019)^[18-19]、信贷约束和人力资本投资(吴本健等,2022)^[24]。

(三)文献述评

综上所述,结合贫困测度和数字普惠金融发展影响贫困的相关文献发现,由于所使用的贫困水平测度、研究数据、研究方法不同,得出的研究结果也有不同,对中国居民的贫困状况产生重要影响。然而以往文献主要从数字普惠金融对绝对贫困和相对贫困进行研究,忽略了从多维相对贫困的视角研究数字普惠金融对贫困的影响。在研究数据方面,多数学者也是基于我国省级层面的宏观面板数据进行研究,鲜有学者选用家庭微观数据。家户微观数据能够更全面地反映家庭微观信息,避免宏观数据因对家户信息进行加总平均后掩盖了家户微观数据,且微观数据更能反映个体行为决策的因果逻辑,从微观层面考察数字普惠金融对家庭多维相对贫困的影响将会是对现有研究的有益补充。与此同时,多数研究集中在数字普惠金融对贫困的直接效应上,较少对其传导机制进行深入分析。因此,笔者拟从家庭多维相对贫困视角出发,利用CFPS微观数据研究数字普惠金融发展对家庭多维相对贫困的影响及作用机制,并考虑异质性,最后提出有针对性的对策建议。

三、理论分析与假说提出

根据不平衡增长理论^①可知,随着区域经济发展水平的提高,将会对周围区域造成“极化效应”,使周边地区的资源向这个区域聚集,从而造成发展水平的显著差异,这种“极化效应”在经济发展初期较为显著,但经济发展的中期阶段,“极化效应”对我国经济发展的消极作用将会被“涓滴效应”所取代。偏远地区由于自身发展不充分,经济资源优先流向发达地区,造成供求失衡,使贫富差距进一步扩大。在经济发展的进程中,贫困人口、弱势群体和贫困地区在经济发展进程中并未享受到特别的待遇,但在区域经济发展不断提高的情况下,只要达到一定程度,就可以实现自身发展,即“造血”,为区域经济发展打下坚实的基础。数字普惠金融通过改善乡村交通基础设施和完善金融服务、为农户提供更多的生产资料投入等渠道,拓宽了偏远地区贫困群体获得风险更低的金融参与渠道,为落后地区贫困人口、弱势群体提供所需的金融服务,扩大了落后地区家庭的金融服务可得性,从而使弱势群体有资本进行生产经营活动,缓解贫富群体的两极分化,从而减少家庭相对贫困的产生。

① 不平衡增长理论是非均衡增长论的理论之一,是德国经济学家阿尔伯特·赫希曼1958年在《经济发展战略》一书提出的。

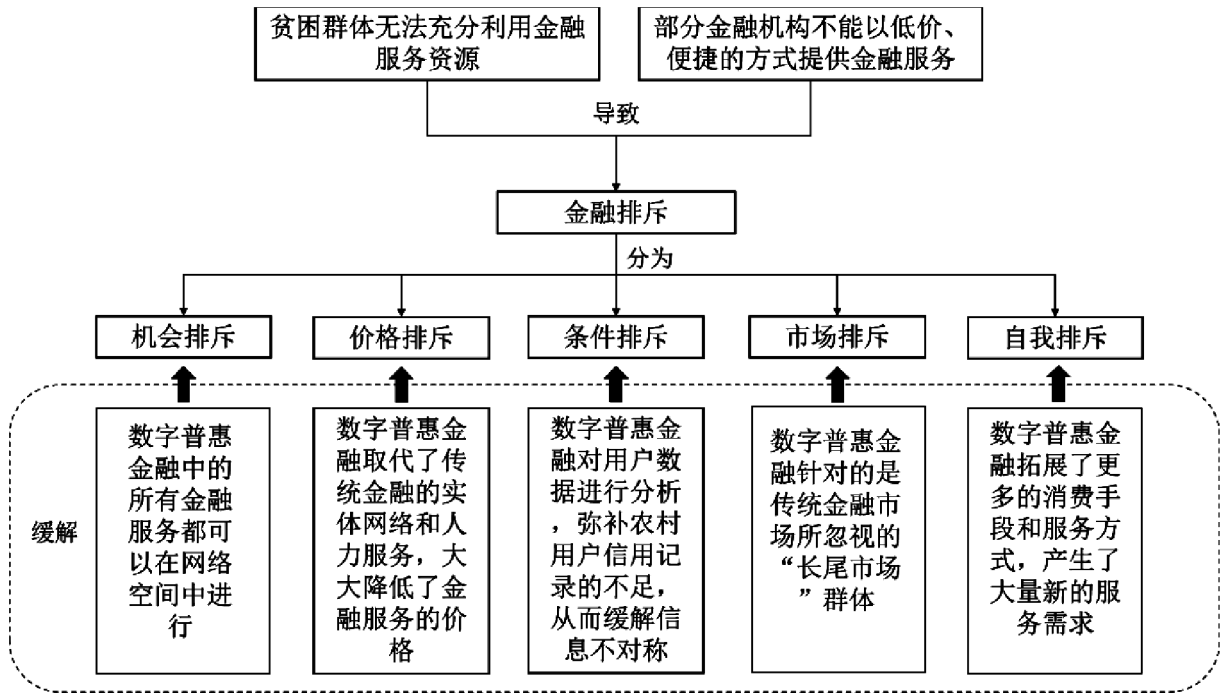


图1 数字普惠金融对金融排斥的缓解效应

如图1所示,金融排斥可以分为机会排斥、价格排斥、条件排斥、市场排斥和自我排斥五个维度,数字普惠金融可以缓解这五个维度的排斥,从而达到缓解金融排斥的效果。

根据金融排斥理论,学者们将金融排斥分为机会排斥、价格排斥、条件排斥、市场排斥和自我排斥(Kempson & Whyley, 1999^[32];田霖, 2010^[33])。由于高收入群体自身具有经济条件相对稳定,信用程度较高的特点,为了金融机构所谓的“安全市场”,金融机构以高收入群体作为主要服务对象,可以保证其风险在相对较低的范围内。而贫困群体由于自身能力以及外部环境因素的制约导致金融机构提供的金融服务资源无法得到充分利用,或者部分金融机构以利润为导向而不能以低价、便捷的方式提供金融服务,都会致使金融排斥现象的产生。

数字技术与金融的结合,为普惠金融带来了新的发展模式。数字普惠金融在互联网平台上搭建了数千万甚至上亿的移动终端,如淘宝、微信等,这些移动终端被粘在了现场,可以有效缓解金融排斥(方先明等, 2022)^[34]。首先,数字普惠金融中的所有金融服务都可以在网络空间中进行,这极大地缓解了地理因素造成的金融资源供给不足的问题,使偏远地区的农村家庭能够享受到金融服务,缓解了机会排斥。其次,数字普惠金融取代了传统金融的实体网络和人力服务,交易成本远低于实体网络和人力服务,大大降低了金融服务的价格。这使得更多人能够负担得起金融服务,并减少了价格排斥。同时,数字普惠金融依托大数据、人工智能等技术,结合淘宝、微信等场景,对用户的社交媒体和网购平台数据进行深度挖掘和分析,获得大量有价值的软信息评估风险,弥补农村用户信用记录的不足,从而缓解信息不对称,降低金融服务准入门槛,缓解条件排斥。此外,数字普惠金融针对的是传统金融市场所忽视的“长尾市场”群体(胡中立和王书华, 2021)^[35],以缓解市场排斥。最后,随着电子商务的发展,数字普惠金融刺激了农村新需求的推动,拓展了更多的消费手段和服务方式,产生了大量新的服务需求,缓解了自我排斥。大量证据表明,缓解农村地区的金融排斥可以有效减少家庭发生贫困的概率。因此,国内外众多学者在其研究中认可了数字普惠金融给减贫带来的积极影响。据此,提出假说1:数字普惠金融能够有效缓解我国家庭多维相对贫困。

基于金融功能理论可知,数字普惠金融与传统金融一样也具有基础、主导及衍生功能,并通过这三种功能降低居民获得金融服务的门槛,改善居民贫困状况。在中国二元经济转型过程中,人力资本投资中的教育投资和迁移投资发挥的作用最大,教育作为人力资本的核心,长久以来被视为提升内生发展动力和减少贫困

不可或缺的重要因素(孙亚南,2020)^[36]。人力资本是决定一个发达地区长期经济增长的主要力量之一。今天的国民经济发展进入了一个新时代,接触和获取资本的机会更多,经济增长方式迅速转向以人力资本和技术进步为主的发展阶段。如果二元经济结构长期存在,作为人力资本要素的教育和医疗将成为主导收入分配的主要市场力量。但是,与发达地区相比,贫困农村的教育、医疗资源明显不足,投资比重不平衡,这也在一定程度上决定了收入不平衡,差距拉大。数字技术的推陈出新使得教育方式变得更加多元化,网络在线课程、媒体科普账号等新型教育渠道的出现降低了偏远山区及贫困群体受到高质量教育的门槛。同时,数字普惠金融的出现可以使原本无力支撑教育投资的贫困家庭通过申请金融贷款、助学贷款等方式帮助因贫困而失学的儿童完成基础教育,并鼓励青壮年在有限的时间内接受更多高质量的教育。随着越来越多的家庭更加关注对教育的投资支出,居民受教育水平的提高可以促进家庭的决策优化、扩展家庭成员的就业空间和质量、提高家庭成员的创业能力,从而增加家庭的资本积累,改善家庭多维相对贫困的状况(肖攀等,2020)^[37]。据此,提出假说2:数字普惠金融通过人力资本投资渠道实现减贫效应。

四、模型、数据与变量说明

(一)模型构建

1. 数字普惠金融影响贫困模型的构建。为检验假说1,式(1)为微观数据模型设计,为更加准确地分析数字普惠金融对家庭相对贫困的影响。

$$MPI_i = \beta_0 + \beta_1 DIF_i + Control + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, MPI_i 指的是第*i*个家庭的多维相对贫困指数; DIF_i 指的是该家庭所在省份的数字普惠金融指数, $Control$ 是一组包括产业结构(IS)、政府干预(GOV)、对外开放($OPEN$)、经济发展水平(GDP)、城镇化水平($URBAN$)在内的控制变量, ε_{it} 为扰动项。

2. 中介效应模型。为检验假说2是否成立,进一步探究人力资本投资是数字普惠金融减贫效应的来源,这里利用中介效应(Mediation Effect)对此展开进一步分析。

第一步,在不考虑人力资本投资的影响下验证数字普惠金融对居民减贫的综合影响,将基准实证模型(1)转化为如下模型(2):

$$MPI_i = C + \alpha DIF_i + Control + \varepsilon_i \quad (2)$$

式(2)中,控制变量 $Controls$ 不包含人力资本投资,其余变量定义同式(1)。

第二步,先将人力资本投资设为被解释变量,再将数字普惠金融设为核心解释变量,检验数字普惠金融发展对人力资本投资的影响,建立如下模型(3):

$$EDUC_i = C + \eta DIF_i + Controls + \varepsilon_i \quad (3)$$

最后,检验人力资本投资的中介效应是否完全,即数字普惠金融是否存在直接减贫效应,构建如下模型(4):

$$MPI_i = C + \theta DIF_i + \lambda EDUC_i + Controls + \varepsilon_i \quad (4)$$

在以上模型中,人力资本投资为中介变量。模型(3)中的系数 η 为数字普惠金融对中介变量的效应;模型(4)中的系数 λ 是控制了数字普惠金融影响后,中介变量对被解释变量贫困减缓的影响效应, θ 为数字普惠金融对贫困减缓的直接作用。

(二)数据来源与变量说明

1. 被解释变量。被解释变量为家庭多维相对贫困指数(MPI),数据来源于2018CFPS。以下是多维相对贫困的测度。

(1)数据选取。全文数据来源于北京大学中国社会调查中心(CFPS)。目前,CFPS数据库中更新的最新数据为2020年成人数据库及代答数据库,数据还未统计完毕,即不包含家庭和村居数据。因此,研究将仍然采用2018的家庭微观数据进行测算,剔除了样本数据中空白、缺失、“不知道”及“其他”的样本,最终得到

25943 个样本数据。

(2) 多维相对贫困的识别。采用 A-F 双临界值法对居民是否处于多维相对贫困状态进行测度。假定一个地区的居民总抽样数为 N , 用 D 个维度指标对每个居民抽样进行测度, 那么总样本矩阵为 $Y_{N \times D}$ 。其中, $y_{ij} \in Y_{N \times D}$, y_{ij} 表示 i 居民在 j 指标上的取值。若 $y_{ij} < z_j$, 则表示 i 居民是 j 指标上的相对贫困; 若 $y_{ij} \geq z_j$, 则表示 i 居民不是 j 指标上的相对贫困。将 $y_{ij} < z_j$ 记为 $g_{ij}^0 = 1$, $y_{ij} \geq z_j$ 记为 $g_{ij}^0 = 0$, 可以建立剥夺矩阵 $G^0 = [g_{ij}^0]$, 由剥夺矩阵可以建立相对贫困差距矩阵, 即 $G^1 = [g_{ij}^1]$, 其中 $g_{ij}^1 = g_{ij}^0 \frac{z_j - y_{ij}}{z_j}$, 由此刻画居民的相对贫困差距。

由于不同维度指标对于居民相对贫困的影响有较大差别, 因此需要建立各个不同维度指标的权重 W_j , 来更加准确地计算居民的总剥夺得分, 即 $C_i = \sum_{j=1}^D W_j g_{ij}^1$ 。基于以上步骤计算居民的相对贫困指数。

(3) 多维相对贫困的测度。Sen(1976) 在“能力贫困”中指出收入难以维持消费条件只是贫穷的表象问题, 而健康、教育、社会保障等基础设施获得困难使得居民丧失摆脱贫困的能力, 这才是贫穷的本质问题。因此多维相对贫困是从“贫”和“困”两个层面来分析居民的贫困状态的, “贫”是指收入情况, 而“困”是指从健康、教育、社会保障等社会维度和环境维度综合评判居民摆脱贫困的能力。在中国完成消除绝对贫困的瞩目成就之际, 中国此后的多维贫困标准既要考虑“贫”的经济问题, 又要考虑“困”的社会发展问题。

基于以上多维相对贫困的概念, 以及对数据可得性的考虑, 选取以下 8 个维度共 11 个指标, 并对每个指标设立相应的被剥夺临界值。其中, “收入”“固定资产”“金融”为经济层面的维度, “生活”“健康”“社会保障”“教育”为社会发展层面的维度, “环境问题”环境维度。使用等权重法对这 8 个维度进行赋权。表 1 为多维相对贫困的维度选取及权重。

表 1 多维相对贫困的维度选取及权重

维度	指标	被剥夺临界值	权重
收入	家庭人均收入	若家庭人均收入低于中位数的 40% ^① , 则赋值为 1, 否则为 0	1/8
固定资产	住房	若家庭没有住房, 则赋值为 1, 否则为 0	1/16
	耐用消费品	若家庭耐用消费品总值低于中位数的 40%, 则赋值为 1, 否则为 0	1/16
金融	金融产品	若家庭未持有任何一种金融资产, 则赋值为 1, 否则为 0	1/16
	现金及存款总额	若家中现金及存款总额低于当年的农村低保标准, 则赋值为 1, 否则为 0	1/16
生活	做饭用水	若家中使用的做饭用水为池塘江河水、窖井水、雨水等, 则赋值为 1, 否则为 0	1/16
	做饭燃料	若家庭做饭燃料使用柴、煤等, 则赋值为 1, 否则为 0	1/16
健康	健康水平	若家中成员自评健康水平为不健康, 则赋值为 1, 否则为 0	1/8
社会保障	医疗保险	若不具有任何一种保险, 则赋值为 1, 否则为 0	1/8
教育	学历	若家中最高受教育年限小于 9 年, 则赋值为 1, 否则为 0	1/8
环境	环境问题	若居民认为的环境问题严重程度大于等于 5, 则赋值为 1, 否则为 0	1/8

2. 解释变量。核心解释变量 2018 年北京大学数字普惠金融指数(DIF), 并进一步选取了数字普惠金融指数的三个二级指标覆盖广度(Length)、使用深度(Depth)和数字化程度(Digital)。

3. 中介变量。中介变量为人力资本投资(EDUC)。采用了 2018 年 CFPS 问卷调查中“过去 12 个月, 您家的教育支出是多少?”的回答结果衡量人力资本投资, 去除空白、缺失、“不知道”“不回答”的样本, 共获得 25943 个样本数据。

4. 控制变量。在控制变量的选择上, 以前人的研究为基础, 尽可能多地从各个方面加入能对家户多维相

① 农户收入临界值不再以绝对贫困线为标准, 而是设定为农村居民可支配收入中位数的一定比例(孙久文和夏添, 2019)。

对贫困造成影响的控制变量。

结合刘魏、吴本健等多位国内学者们的文献研究,最终选取的控制变量如下:

(1)产业结构(IS)。产业结构为第三产业增加值/GDP。2018 年我国第三产业增加值占 GDP 比重为 52.2%,已经远超第一、二产业,成为我国经济增长的主要支柱产业。第三产业的发展象征着地区金融设施与移动网络设施的发达程度,良好金融设施和移动互联网硬件设施不仅能够助力数字普惠金融的发展,使其居民更便捷地获得数字金融服务,同时拉动弱势群体就业,从而有助于低收入群体增收^[37]。说明第三产业结构合理化对我国减贫起到正向作用。

(2)政府干预(GOV)。政府干预为财政支出/GDP。积极的政府转移性支出会通过刺激短期需求、促进就业达到治理相对贫困的功效,但同时也会挤占私人投资(缪言,2021)^[38]。各省份的财政投入比例从某种意义上反映了区域财政对经济的干预,而区域财政支出比例较高,则间接说明了政府对贫困人口的支持力度较大,有可能提高居民的收入。数据来源于 2019 年各省统计年鉴,下同。

(3)对外开放(OPEN)。对外开放为进出口总额/GDP。地区的对外开放既是机遇也是挑战。对外开放程度的提高会为当地企业带来新的发展机会,但同时随着外来企业的进入也会带来巨大的竞争,因此对外开放将会对该地区的经济发展以及居民的收入水平产生影响。

(4)经济发展水平(PGDP)。经济发展水平为人均地区生产总值。根据“涓滴效应”理论,区域内经济的发展能够给该地区的贫困人群带来收入上的提升。一般而言,经济发展水平越高的地区,贫困发生率越低。

(5)城镇化水平(URBAN)。城镇化水平为城镇人口数/总人口数。城镇化水平提高通过增加农村居民的就业空间缩小城乡收入差距,在很大程度上会减少贫困的发生率。

表 2 报告了各变量的描述性统计结果。其中,家庭多维相对贫困指数(MPI)的最大值为 1,最小值为 0,说明各家户的多维相对贫困状况相差较大;人力资本投资指数(EDUC)的最大值为 250000,最小值为 0,说明家户在教育上的投资具有很大差距;数字普惠金融指数和控制变量在各省份家户中均存在较大差距,这表明中国各个省份数字普惠金融、产业结构、对外开放、经济发展水平和城镇化水平发展不均衡。

表 2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
MPI	25943	0.3383	0.1495	0.0000	1.0000
DIF	25943	299.5227	28.7762	263.1200	377.7300
Length	25943	280.9647	24.7404	249.8200	353.8700
Depth	25943	284.7860	43.6717	225.2700	400.4000
Digital	25943	384.6290	20.3336	349.7600	440.2600
EDUC	25943	5699.7520	10430.8600	0.0000	250000.0000
IS	25943	0.5189	0.0649	0.4280	0.8100
GOV	25943	0.2493	0.0953	0.1259	0.5750
OPEN	25943	0.2597	0.2780	0.0168	1.0408
PGDP	25943	6.0486	2.7581	3.1271	14.0761
URBAN	25943	0.5946	0.1091	0.3114	0.8813

五、实证分析

(一)数字普惠金融影响贫困的效应的基准回归

根据式(1)对样本进行回归分析,回归结果如表 3 所示。其中,表 3 的第(1)列只对数字普惠金融指数与家庭多维相对贫困指数进行了回归分析;表 3 的第(2)列为覆盖广度、使用深度以及数字化程度分别对家庭多维相对贫困的影响的回归结果;第(3)列增加了微观中介变量,即家庭一年的教育培训支出;在第(4)列中,又增加了可能影响家庭多维相对贫困的宏观控制变量。

表3 数字普惠金融与多维相对贫困

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
DIF	-0.2883*** (-38.4007)		-0.2954*** (-39.8801)	-0.3073*** (-11.1990)
Length		-0.0448** (-2.4122)		
Depth		-0.0802*** (-4.5285)		
Digital		-0.2389*** (-4.9870)		
EDUC			-0.0042*** (-27.3125)	-0.0043*** (-27.7296)
IS				-0.0536 (-1.3156)
GOV				-0.0041 (-0.1792)
OPEN				0.1251*** (10.6384)
PGDP				-0.0382*** (-4.0057)
URBAN				-0.1381*** (-3.4566)
_cons	1.9368*** (45.2372)	2.4203*** (12.6906)	1.9982*** (47.2681)	2.1996*** (14.6245)
样本量	25943	25943	25943	25943
R ²	0.0538	0.0575	0.0802	0.0865

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

表3的回归结果显示,逐步加入微观中介变量和宏观控制变量之后,数字普惠金融指数(DIF)与家庭多维相对贫困指数(MPI)的相关系数始终为负,且均在1%的水平上显著,说明全国整体水平下,数字普惠金融指数越高,家庭多维相对贫困指数就越低,验证了数字普惠金融有利于缓解我国多维相对贫困,假说1成立。近年来,随着互联网技术的发展与金融服务模式的创新,数字普惠金融逐渐有了新的突破。与传统金融模式中建造物理网点的高成本、低效率相比,数字普惠金融利用其金融服务可得性、益贫性等特点,通过降低信贷获取门槛、放松金融服务约束等方式为农村居民、贫困群体提供融资资金,推动当地经济水平的发展。同时,数字普惠金融的操作方式简单,只需要在移动端进行操作就可以完成借贷、保险、存款等业务的办理,显著降低了用户来回办理业务的经济成本和时间成本,从而增加了居民获得金融服务的意愿,一定程度上抑制了我国相对贫困家庭的产生,从而达到了减贫的效果。在第(2)中,三个分指标与家庭多维相对贫困的相关系数均显著为负,且数字化程度的减贫效应最优,其次是使用深度,最后是覆盖广度。覆盖广度反映了数字普惠金融服务的涵盖尺度,该指标的提升表明了本受金融排斥的农村居民因为数字普惠金融的普及也可获得所需金融服务;发展深度的提升说明数字普惠金融服务趋向多元化,在传统金融不发达的农村地区,多元化的数字普惠金融服务是解决传统金融服务匮乏的重要途径。数字普惠金融的推广扩大了金融服务的覆盖面和触达面,随着互联网技术的不断加深以及通信设备的普及,数字化的金融服务更易突破地域限制,使偏远地区居民也能相较于以往更易获得金融服务,从而对家庭的多维相对贫困状况产生深远影响。

从表3的第(3)列中可以看到,笔者所选取的部分控制变量也对家庭多维相对贫困产生了显著影响。其中,对外开放对家庭多维相对贫困的影响显著为正,而经济发展水平和城镇化水平对家庭多维相对贫困的影响显著为负。这说明对外开放在带来新的机遇的同时也会给我国相关产业带来巨大冲击,国外产品大量进入我国以及三资企业的发达导致部分乡镇企业增幅回落。相反,地区经济水平的提高会加大大地基础设施的完善,从而拉动居民个人收入的提升;随着城镇落户门槛的降低以及住房、医疗保障的完善,农村居民摆脱农村的资源局限性去城镇寻求更多的增收机会。

(二)稳健性检验

为检验数字普惠金融对我国减贫事业确实起正向作用,选择了更换数字普惠金融的度量方式进行稳健性检验。一般而言,数字普惠金融的发展与软件密切相关,但同样具有一定的空间性。杭州、北京、深圳的发

展遥遥领先,因此借鉴张勋(2020)^[21]的做法,用各家庭所在省份的省会城市到杭州、北京、深圳三座城市的球面平均距离(DIST)来衡量数字普惠金融的发展。表4为稳健性检验结果。

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
DIST	0.0722*** (22.1097)	0.0722*** (22.3916)	0.0339*** (7.0887)
EDUC		-0.0040*** (-25.4223)	-0.0043*** (-27.7364)
IS			-0.0257 (-0.6260)
GOV			-0.0708*** (-2.9539)
OPEN			0.0082 (0.7176)
PGDP			-0.1023*** (-14.2888)
URBAN			0.1077** (2.8081)
_cons	-0.2511*** (-10.2010)	-0.2314*** (-9.5128)	0.2269 (5.1688)
样本量	25943	25943	25943
R ²	0.0185	0.0424	0.0780

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

按照上述基准回归的表格,第(1)列只回归了球面平均距离和多维相对贫困指数,第(2)列加入了微观中介变量,第(3)列又增加了宏观控制变量。在上述回归结果中发现,将2018年数字普惠金融指数替换为各家庭所在省份的省会到杭州、北京、深圳三所城市的球面平均距离以后,与多维相对贫困指数的系数均为正,且在1%的水平上显著,说明距离越近,家庭的多维相对贫困指数越低,即数字普惠金融对我国家庭多维相对贫困减缓具有显著作用。上述基准回归结果具有较好的稳健性。

(三)数字普惠金融的中介效应检验

根据理论分析推测数字普惠金融可以通过提高人力资本投资达到减贫效果,为验证推测的可靠性,将人力资本投资作为中介变量进行检验,回归结果见表5。

表5 人力资本投资的中介效应检验

变量	(1) MPI	(2) EDUC	(3) MPI
DIF	-0.3361*** (-12.0781)	6.6513*** (6.0903)	-0.3073*** (-11.1990)
EUDC			-0.0043*** (-27.7296)
IS	-0.0334 (-0.8089)	-4.6595** (-2.8748)	-0.0536 (-1.3156)
GOV	-0.0034 (-0.1468)	-0.1590 (-0.1758)	-0.0041 (-0.1792)
OPEN	0.1217*** (10.2040)	0.7749* (1.6552)	0.1251*** (10.6384)
PGDP	-0.0366*** (-3.7839)	-0.3668 (-0.9661)	-0.0382*** (-4.0057)
URBAN	-0.0851** (-2.1015)	-12.2623*** (-7.7142)	-0.1381*** (-3.4566)
_cons	2.3067*** (15.1196)	-24.7757*** (-4.1376)	2.1996*** (14.6245)
样本量	25943	25943	25943
R ²	0.0594	0.0163	0.0865

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

在第(2)列中可以看到,数字普惠金融与人力资本投资的相关系数为 6.6513,且在 1%的水平上显著,表明了数字普惠金融以 1:6.6513 的比例显著提高了人力资本投资。第(3)列中数字普惠金融与家庭多维相对贫困的相关系数为负,且在 1%的水平下显著,其绝对值小于第(1)列中的相关系数,说明存在中介效应,数字普惠金融能够通过增加人力资本投资缓解家庭的多维相对贫困。数字普惠金融为贫困群体带来了更低成本的信贷资金与助学贷款,使得家庭有能力在满足基本生存需求后考虑投入更多的资金在提高家庭成员教育水平上。家庭当年对于教育支出的提高有助于家庭成员接受更高水平的教育、储备更多的知识以及接受更专业的技能培训,从而使原本贫困家庭中的成员在面临较为严峻的就业形势时能够以自身较强的竞争力来获得工资水平相对较高的工作,缓解家庭的经济压力。同时,居民收入水平得到改善后会更加注重教育方面的支出,从而形成增加人力资本投入提高收入的良性循环。

(四)数字普惠金融对家庭多维相对贫困影响的异质性分析

1. 区域异质性。由于中国各地经济发展不均衡,在研究数字普惠金融对我国家庭多维相对贫困的影响时,应考虑区域异质性。将全样本数据分为城镇、乡村和东、中、西部地区^①分别进行回归分析,结果如表 6。

表 6 区域异质性回归结果

变量	城镇	乡村	东部	中部	西部
DIF	-0.1247*** (-3.7755)	-0.4904*** (-11.0575)	-0.1164** (-2.0708)	-0.2330 (-0.7757)	-0.3291* (-1.9353)
IS	0.0757 (1.5481)	0.0199 (0.3124)	0.0297 (0.3558)	-1.1332** (-2.6866)	0.5649*** (6.7678)
GOV	-0.0463 (-1.6217)	-0.0796** (-2.2341)	-0.4400*** (-5.5544)	1.0565** (2.0327)	-0.6631*** (-4.0948)
OPEN	0.0580*** (4.1346)	0.1550*** (8.1828)	0.0562** (2.6715)	-0.4127* (-1.6857)	-0.2704** (-2.6468)
PGDP	-0.0347** (-2.9644)	-0.0404** (-2.7753)	-0.1444*** (-6.8945)	0.0235 (0.3362)	-0.1589** (-2.2524)
URBAN	-0.1089** (-2.1767)	0.0654 (1.0910)	0.3398*** (3.6464)	0.2264 (0.2683)	0.4072 (1.3470)
_cons	1.0518*** (5.8395)	3.1446*** (12.6869)	1.1248*** (3.6854)	1.7502 (1.0355)	2.2561** (2.2926)
样本量	12957	12986	10587	7471	7884
R ²	0.0294	0.0376	0.0730	0.0249	0.0220

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

将全国划分为不同区域后,核心解释变量的回归结果也呈现了显著的地区差异。就城乡而言,城镇的数字普惠金融指数与家庭多维相对贫困指数的相关系数为 -0.1247,而乡村为 -0.4904,比较二者相关系数的绝对值可知,数字普惠金融对于乡村居民的减贫效应显著高于城镇居民。随着数字普惠金融的应用和普及,偏远的乡村居民可以摆脱距离、交通基础设施等因素的制约,有利于居民在受到经济冲击时获得风险更低的金融贷款渠道,并为农户提供更多的生产资料投入,加大了乡村居民的金融可得性。同时,数字普惠金融的发展为乡村居民提供了更多的工作岗位,缓解了乡村劳动力过剩的问题,提高农村居民的人均收入,从而缓解了乡村家庭的多维相对贫困状况。

就东、中、西部地区而言,具体表现为数字普惠金融在东部和西部地区均有显著影响,但在中部地区的减贫效果不显著,有此回归结果的原因可能来自东部地区自身的数字普惠金融发展良好、西部地区正处于积极开发的黄金时段,而中部地区的省、市作为东、西部地区的分界线则情况较为复杂。穆新杰(2021)也得出相似得结论,并认为数字普惠金融对中部地区居民收入水平提升难以产生显著影响的主要原因为中部地区农

^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。

村周围的金融氛围和金融设施建设跟不上居民收入水平^[38]。张志元(2022)、吴本健等(2022)在其研究中发现数字普惠金融对新型城镇化及贫困影响效果在中、西部地区均不显著,并提出应重点关注我国欠发达地区的数字普惠金融发展^[40-41]。在上述回归结果中,东部地区的回归系数为-0.1164,西部地区的回归系数为-0.3291,西部地区的绝对值高于东部地区的绝对值,表明相较于发达的东部地区,数字普惠金融发展对经济发展较为落后的西部地区贫困缓解的边际贡献要高。相较于东部地区,西部地区长期处于发展落后的状态,数字普惠金融的发展起步较晚,贫困地区更广,贫困人口更多,数字普惠金融的短期发展将会在西部地区带来更大的脱贫效益。因此牢抓数字普惠金融的发展有助于给中部地区注入新的发展动力,促进居民就业、创业,帮助贫困人口实现脱贫。

综上所述,数字普惠金融在不同地区的发展不同,起到的减贫效果也不同。

2. 教育水平异质性。教育在经济发展中起着至关重要的作用,因此居民的受教育程度会作为重要的因素影响其经济行为。为研究居民受教育程度的差异如何影响数字普惠金融以及对家庭多维相对贫困的影响程度,本文将全样本数据按照 CFPS 问卷中的回答选项分为文盲/半文盲、低教育和高教育三组分别进行回归,其中,低教育组包括“小学、初中”;高教育组包括“高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士、博士”。回归结果见表7。

表7 受教育程度异质性回归结果

变量	文盲组	低教育组	高教育组
DIF	-0.4801*** (-9.1295)	-0.3788*** (-10.1259)	-0.1715*** (-4.7923)
IS	0.0625 (0.7881)	-0.1017* (-1.8058)	0.0072 (0.1405)
GOV	-0.2256*** (-5.4336)	-0.0319 (-1.0122)	-0.0034 (-0.1140)
OPEN	0.0778*** (3.2670)	0.1209*** (7.5654)	0.0528*** (3.5435)
PGDP	-0.0694*** (-3.8227)	-0.0484*** (-3.7808)	-0.0356** (-2.7886)
URBAN	0.2590*** (3.3648)	0.1477** (2.7586)	0.0228 (0.4250)
_cons	3.1426*** (10.7987)	2.4947*** (12.1452)	1.2476*** (6.3921)
样本量	5841	12691	7411
R ²	0.0683	0.0463	0.0507

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

根据回归结果可知,数字普惠金融对文盲组、低教育组、高教育组的家庭多维相对贫困都具有显著的负面影响,其中,文盲组的相关系数为-0.4801,低教育组的相关系数为-0.3788,高教育组的相关系数为-0.1715,且都在1%的水平上显著。比较三组相关系数的绝对值可知,数字普惠金融的减贫效应与居民的受教育水平呈反向相关。由于人力资本的缺乏,农村群体或欠发达地区居民很难接受较高水平的教育,因此相较于受到较高教育的人群而言,低学历群体更易受到传统金融机构的排斥。与传统金融不同,数字普惠金融以“长尾客户”为服务对象(如低教育水平群体、低收入水平群体等),为弱势群体满足所需金融服务。吴本健(2022)^[17]在其研究中也认为高中及以上学历群体受数字普惠金融减贫影响的程度高于低于初中及以下学历群体。同时,数字普惠金融通过互联网的普及让低教育群体也能了解到金融服务的可得性和便利性。因此,低教育水平的群体相较于高教育水平的群体更易利用数字普惠金融获得较高的边际收益,从而缓解自身多维相对贫困。

3. 收入水平异质性。为验证数字普惠金融对不同收入群体的减贫效果是否存在异质性,根据 CFPS 数据库的“家庭人均纯收入”按照三等分将全样本数据分为低收入家庭、中等收入家庭和高收入家庭三组进行

回归分析。回归结果见表 8。

表 8 收入水平异质性回归结果

变量	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭
DIF	-0.1792 ** (-2.7364)	-0.0931 ** (-2.3666)	-0.0403 (-1.2279)
IS	0.1771 ** (2.3932)	-0.0450 (-0.7727)	-0.0082 (-0.1590)
GOV	0.0501 (1.1412)	0.1594 *** (4.9163)	-0.0115 (-0.3772)
OPEN	0.0129 (0.5062)	0.0179 (1.0687)	0.0488 *** (3.3920)
PGDP	-0.0132 (-0.7394)	-0.0014 (-0.1031)	-0.038088 (-3.1494)
URBAN	0.2593 *** (3.5588)	0.1874 *** (3.3688)	-0.0339 (-0.6461)
_cons	1.2012 *** (3.2070)	0.6923 ** (3.1733)	0.5451 ** (3.0600)
样本量	8660	8903	8380
R ²	0.0185	0.0155	0.0180

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

根据上述回归结果,对于低、中、高三个不同收入水平的家庭而言,数字普惠金融与家庭多维相对贫困的相关系数均为负,且低收入水平和中等收入水平家庭在 1% 的水平上显著,而数字普惠金融对高收入组家庭的相对贫困影响并不显著。进一步对比三组结果的相关系数绝对值,发现随着家庭收入水平的提高,相关系数的绝对值反而降低,说明数字普惠金融对低收入群体的减贫效果明显优于高收入水平群体,刘魏(2021)也在其研究中得出相同的结论^[15]。造成这种结果的可能原因为高收入群体由于自身不存在经济压力,对于数字普惠金融的发展并不敏感,对数字普惠金融的较少关注使得其不易从中获得红利。而低收入群体大多位于农村地区或西部地区,随着数字普惠金融的发展和推广,农村居民和经济落后地区的居民逐渐意识到数字化金融机构带来的便捷和低耗,居民通过学习数字化金融的相关知识来提高自身的发展能力,原先受到经济冲击的贫困居民也可以通过新的金融借贷渠道重新开展生产经营活动。

六、结论及对策建议

(一) 结论

选取了 2018 年北京大学数字普惠金融指数,并运用同年 CFPS 数据构建我国家庭的多维相对贫困指数,通过实证检验了数字普惠金融对我国家庭多维相对贫困的影响效应,得出了以下结果:

1. 数字普惠金融总体上能够显著减缓我国家庭的多维相对贫困,且数字普惠金融三个维度分指标对我国家庭多维相对贫困的减贫效果都具有显著性。从减贫效果看,数字化程度的减贫效应最优,其次是使用深度,最后是覆盖广度。

2. 人力资本投资是数字普惠金融发展促进家庭减贫的有效机制,数字普惠金融能够通过增加人力资本投资缓解家庭的多维相对贫困。

3. 数字普惠金融对我国家庭多维相对贫困的减缓效果在城乡、地区上存在显著异质性,贫困群体更容易从数字普惠金融的发展中获益。对城乡而言,数字普惠金融对乡村的减贫效果远大于城镇;对东、中、西部地区而言,数字普惠金融在东部和西部地区均有显著影响,但在中部地区的减贫效果不显著,且数字普惠金融发展对经济发展较为落后的西部地区贫困缓解的边际贡献高于东部地区。

4. 对于不同教育水平和收入水平群体,数字普惠金融对我国家庭多维相对贫困的减缓效果呈现不同结果。在不同教育水平中,数字普惠金融对接受过高等教育群体的减贫效果最优,其次是接受国低等教育的群体,最后是从未接受过教育的群体。随着收入水平的提高,数字普惠金融的减贫效果反而呈现下降趋势。

(二) 对策建议

1. 持续推进数字普惠金融发展。从覆盖广度这一维度出发,要以扩大数字普惠金融覆盖面为重点,着力解决金融服务覆盖面不足的短板,鼓励传统金融和互联网金融机构与农民、农户、现代农业经营组织等农业经营主体进行深入的对接,准确把握农民对金融服务的实际和潜在需要,为农户、农民合作社、家庭农场、种养大户等农业经营主体提供便捷、低成本的融资服务,带动农业生产效率提升和农民增收致富。从使用深度这一维度出发,政府需要提供创新空间,制定积极的产业创新政策,促进传统金融与数字技术的充分融合,在相应的监管政策协同推动下完成金融业的开放,从而促进数字普惠金融的深度发展。从数字化程度这一维度出发,政府应提供适当的金融支持,加强当地互联网基础设施建设,加大宣传力度,大力推广在线支付、小微信贷、线上保险等数字普惠金融手段,使数字普惠金融在欠发达地区达到更好的用户覆盖率,从而提升数字普惠金融的数字化程度。此外,要抓住贫困地区及弱势群体,建设更为完善的交通基础设施,帮助偏远的乡村居民摆脱距离的制约,扩宽居民在受到经济冲击时获得风险更低的金融贷款渠道,并为农户提供更多的生产资料投入。同时,应考虑乡村劳动力过剩、就业空间小、就业难度大等问题,着力发展数字普惠金融,为乡村居民提供更多的工作岗位,提高农村居民的人均收入,从而缓解乡村家庭的多维相对贫困状况。

2. 加大人力资本投资力度,提升居民教育水平,减少金融排斥效应。虽然我国已能够提供较高水平的网络服务,但数字普惠金融的发展极不均衡,特别是中西部地区、农村地区以及教育资源供给不足的地区。因此,要因地制宜制定各地区发展战略,对于教育水平较为落后的地区,更要借助后发优势,尽快建立数字经济发展规划体系,通过提高教育支出在农村财政支出中的比例、政府支持农村人力资本的发展,并辅以农民的自我投资来提高农村人力资本水平,企业应该加强对员工的教育、培训,通过多方面的努力加快产业转型升级,加快企业技术进步的步伐,从而带动地区居民减缓多维相对贫困。高水平的人力资本是扩大农村地区获得数字普惠金融的前提,也是发展金融农业和增加农民收入的重要保障。加强地方政府、金融机构和教育机构之间的协调,逐步完善现代农业经营者和农民的教育培训体系。扩大数字普惠金融机构的金融知识,加强金融资源配置能力。提高金融风险和信息安全意识,帮助家庭成员减少对金融排斥和投机的主观看法。通过数字普惠金融加强农村教育,提高农民的数字金融素养,减少“自我排斥”。农村居民可以学习新知识和新技术,通过人力资本积累增加就业,最终通过消除贫困陷阱增加收入。

3. 促进经济增长,推动地区对外开放,提高城镇化水平,有助于减少多维相对贫困。一是要充分利用发展较好地区的比较优势,发挥其经济优势、区位优势 and 科技优势,打造数字普惠金融产业链,构建多元化数字普惠金融体系。继续强化数字普惠金融的带动作用,通过极化与扩散效应带动周边地区数字普惠金融的发展。在区域比较优势的基础上,大力发展特色产业,促进产业转型,促进经济发展,从而使贫困人口的收入水平得到改善,从而达到减少贫穷人口的目的。二是要推动地区对外开放,当地政府应根据自身数字普惠金融地发展状况、经济基础以及发展地必备资源,采取循序渐进的对外开放政策,有序推动对外开放进程,将更高水平的对外开放与强大的国内市场相结合,带动经济水平的发展。三是要把城镇化和乡村振兴有机结合起来,进一步提升城镇化水平,城镇化的过程可以促进科技创新和人力资本的积累,进而加速产业结构升级间接促进经济的可持续增长,利用好城镇化对减贫的积极作用,促进农民增收,最终实现共同富裕。

参考文献:

- [1] 张前程,宋俊秀,钱力. 数字普惠金融与益贫式增长[J]. 管理学报,2022(3):55-71.
- [2] 王小林,冯贺霞. 2020年后中国多维相对贫困标准:国际经验与政策取向[J]. 中国农村经济,2020(3):2-21.
- [3] 秦升泽,李谷成. 精准扶贫政策对农户多维贫困的影响研究——来自准自然实验的经验证据[J]. 海南大学学报(人文社会科学版),2022(3):100-111.
- [4] 王小华,韩林松,温涛. 惠农贷的精英俘获及其包容性增长效应研究[J]. 中国农村经济,2021(3):106-127.
- [5] 邢成举,李小云. 相对贫困与新时代贫困治理机制的构建[J]. 改革,2019(12):16-25.

- [6] 孙久文,夏添. 中国扶贫战略与 2020 年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析[J]. 中国农村经济,2019(10):98-113.
- [7] Sen A. Poverty: An Ordinal Approach to Measurement[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1976:219-231.
- [8] Alkire S., Foster J. Recuento y medición multidimensional de la pobreza[J]. OPHI Working Paper1, University of Oxford, 2007.
- [9] 吕文慧,苏华山,黄姗姗. 被忽视的潜在贫困者:农村留守儿童多维贫困分析[J]. 统计与信息论坛,2018(11):90-99.
- [10] 黄森慰,姜畅,郑逸芳. 妇女多维贫困测量、分解与精准扶贫——基于福建省“巾帼扶贫”五年攻坚计划调研数据[J]. 中国农业大学学报,2019(4):211-218.
- [11] 姚兴安,朱萌君,季璐. 我国农村相对贫困测度及其地区差异比较[J]. 统计与决策,2021(5):10-14.
- [12] Demir A., Pesqué - Cela V., Altunbas Y., et al. Fintech, Financial Inclusion and Income Inequality: A Quantile Regression Approach[J]. *The European Journal of Finance*, 2022(1):86-107.
- [13] Imai K. S., Arun T., Annim S. K. Microfinance and Household Poverty Reduction: New Evidence from India [J]. *World Development*, 2010(12):1760-1774.
- [14] Akhter S., Daly K. J. Finance and Poverty: Evidence from Fixed Effect Vector Decomposition [J]. *Emerging Markets Review*, 2009(3):191-206.
- [15] Allen F., Demircug - Kunt A., Klapper L., et al. The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2016(27):1-30.
- [16] Lopez T., Winkler A. The Challenge of Rural Financial Inclusion - Evidence from Microfinance[J]. *Applied Economics*, 2018(14):1555-1577.
- [17] 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.
- [18] 张林,周舒影. 数字普惠金融农村减贫效应的传导机制与实证检验[J]. 农村金融研究,2022(4):24-33.
- [19] 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.
- [20] 刘长庚,罗午阳. 互联网使用与农户金融排斥——基于 CHFS2013 的实证研究[J]. 经济经纬,2019(2):141-148.
- [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] 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.
- [23] 刘鹏举,张一童,周升起. 数字普惠金融抑制了家庭相对贫困吗? [J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022(7):20-36.
- [24] 吴本健,石雪,肖时花. 数字普惠金融发展能否缓解农村多维相对贫困[J]. 华南师范大学学报(社会科学版),2022(3):26-41+205.
- [25] 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[J]. 经济理论与经济管理,2018(1):98-108.
- [26] 谭燕芝,彭千芮. 普惠金融发展与贫困减缓:直接影响与空间溢出效应[J]. 当代财经,2018(3):56-67.
- [27] 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.
- [28] 林万龙,杨丛丛. 贫困农户能有效利用扶贫型小额信贷服务吗? ——对四川省仪陇县贫困村互助资金试点的案例分析[J]. 中国农村经济,2012(2):35-45.
- [29] 吕瑛春,余良,姬明琦. 数字普惠金融高级原则的 SWOT 分析——以青海省海东市为例[J]. 青海金融, 2016(11):16-19.

- [30] 卫晓锋. 数字普惠金融的风险与监管[J]. 金融理论与实践, 2019(6): 49 - 54.
- [31] 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[J]. 金融研究, 2012(11): 116 - 127.
- [32] Kempson E., Whyley C. Foundafion J. R. Kept Out or Opted Out: Understanding and Combating Financial Exclusion[M]. Untited Kingdom: Policy Press, 1999.
- [33] 田霖. 我国农村地区金融排斥研究[J]. 调研世界, 2010(2): 6 - 8.
- [34] 方先明, 刘韞尔, 陈楚. 数字普惠金融、居民消费与经济增长——来自我国省域面板数据的经验证据[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2022(3): 40 - 50 + 146 - 147.
- [35] 胡中立, 王书华. 数字普惠金融发展能否缓解城乡收入差距——基于省级面板数据的检验[J]. 统计学报, 2021(3): 1 - 13.
- [36] 孙亚南. 农业劳动力转移、人力资本投资与农村减贫[J]. 学习与探索, 2020(11): 149 - 156.
- [37] 肖攀, 刘春晖, 李永平. 家庭教育支出是否有利于农户未来减贫? ——基于贫困脆弱性的实证分析[J]. 教育与经济, 2020(5): 3 - 12.
- [38] 穆新杰. 数字普惠金融对减贫影响研究[D]. 南宁: 广西大学, 2021.
- [39] 缪言, 白仲林, 尹彦辉. 财政支出政策的减贫效应: 相对贫困治理视角[J]. 经济学动态, 2021(9): 120 - 133.
- [40] 张志元, 李肸. 共同富裕背景下数字普惠金融减贫有效性研究[J]. 济南大学学报(社会科学版), 2022(1): 117 - 132 + 176.
- [41] 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.

The Impact of Digital Inclusive Finance Multidimensional Relative Poverty in Chinese Family

——Analysis based on CFPS Data

CHEN Yi, CHEN Fang

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu 211815, China)

Abstract: Based on China's Household Micro data (2018CFPS) and Peking University's Digital Financial Inclusion Index data, this paper empirically tested the impact of digital financial inclusion on multidimensional relative poverty of Chinese households, and explored the internal mechanism of digital financial inclusion in alleviating multidimensional relative poverty from the perspective of human capital investment. The empirical results show that digital financial inclusion is conducive to the alleviation of multidimensional relative poverty of Chinese households, and the three sub-indicators of digital financial inclusion have different effects on the alleviation of multidimensional relative poverty of Chinese households. Investment in human capital is an important mechanism for digital financial inclusion to alleviate multidimensional relative poverty of households. The mitigation effect of digital financial inclusion on multidimensional relative poverty of households has significant heterogeneity in urban and rural areas, regions, family education level and family income level. Based on the above conclusions, continuous promotion of the development of digital financial inclusion, improvement of residents' education level, and promotion of regional opening-up will help realize the poverty reduction effect of digital financial inclusion.

Key words: Digital financial inclusion; Multidimensional relative poverty; Human capital investment; Common prosperity

(责任编辑: 黎 芳)