

普惠金融如何缓解相对贫困： 基于 CHFS 微观数据的实证分析

董艳敏^{1,2}, 严奉宪^{1,2}

(1. 华中农业大学经济管理学院, 湖北 武汉 430070;
2. 华中农业大学绿色经济研究中心, 湖北 武汉 430070)

摘要: 利用 2019 年中国家庭金融调查数据, 考察普惠金融对家庭相对贫困的影响及机制。研究发现: 普惠金融对居民家庭相对贫困具有显著的抑制效应, 且该效应可以通过缓解家庭资金约束、促进家庭灵活就业和提高家庭风险承担能力 3 个渠道实现。在二三线及以下城市、西部和东北部地区以及农村、农业户口、非体制内工作和非党员的家庭中, 普惠金融对相对贫困的缓释效应更强, 在减缓相对贫困的过程中主要扮演“雪中送炭”的角色。另外, 传统普惠金融和数字普惠金融的发展均可以有效减少家庭相对贫困的发生, 但现阶段传统普惠金融对相对贫困的减缓作用更大。研究结论可为推动普惠金融高质量发展、缓释相对贫困提供参考。

关键词: 普惠金融; 资金约束; 灵活就业; 风险承担; 相对贫困

中图分类号: F832; F126 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2023)12-0165-10

How does inclusive finance alleviate relative poverty: An empirical analysis based on CHFS microdata

DONG Yanmin^{1,2}, YAN Fengxian^{1,2}

(1. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;
2. Green Economy Research Center, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

Abstract: The article examines the effects and mechanisms of inclusive finance on relative poverty using the data from 2019 China Household Finance Survey (CHFS). The results are as follows. Firstly, inclusive finance has a significant inhibitory effect on the relative poverty of resident households. Secondly, inclusive finance can reduce relative poverty by alleviating household' financial constraints and promoting flexible employment and improving ability of undertaking risks. Thirdly, the effect of inclusive finance on relative poverty is greater in tier 2 cities and tier 3 cities, and western and northeastern regions, as well as rural households and agricultural registered residence, and households with family members not working in the system and without party members. Fourthly, the development of both traditional inclusive finance and digital inclusive finance can effectively reduce relative poverty in households, but at this stage, traditional inclusive finance has a greater effect on alleviating relative poverty than digital inclusive finance. The research conclusions can provide reference for promoting the high-quality development of inclusive finance and alleviating relative poverty.

Key words: inclusive finance; financial constraints; flexible employment; risk-taking; relative poverty

收稿日期: 2023-07-13 修回日期: 2023-11-06

基金项目: 中国工程院重大咨询研究项目“2020 年后以科技为支撑的乡村产业发展与减贫战略研究”(2021-XBZD-12-2); 国家自然科学基金项目“基于社区农业灾害韧性的农户适应行为研究: 以江汉平原为例”(71874065); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“促进农民农村共同富裕研究”(2662023YJ029)。

作者简介: 董艳敏(1993—), 女, 河南开封人, 华中农业大学经济管理学院博士生, 研究方向为相对贫困治理。通信作者: 严奉宪。

党的二十大报告把“完善农业支持保护制度,健全农村金融服务体系”作为助力实现乡村振兴的主要路径之一,学术界再次聚焦普惠金融。普惠金融旨在消除金融服务排斥现象,让社会低收入群体享受到及时、平等、可得金融服务。近年来,普惠金融已被证明是一种促进收入增长、缩小城乡收入差距的有效途径。2020 年,中国完成了消除绝对贫困的艰巨任务,由此迈入治理相对贫困的新阶段。与解决绝对贫困问题“攻坚战”时期的精准相比,在相对贫困治理的“持久战”中更应关注普惠。普惠金融具有“普”与“惠”的特征,在一定程度上提高了金融资源分配的公平性,具有一定的“输血”和“造血”作用。那么,普惠金融的发展能否缓解相对贫困?其作用机制如何?这些问题的回答对发挥普惠金融在相对贫困治理过程中的作用具有重要意义。

现有关于普惠金融对相对贫困影响的研究结论并不一致。有学者认为普惠金融对相对贫困的作用效果类似于倒“U”型曲线的右半部分,可以显著降低老年人口陷入相对贫困的可能性^[1]。Boukhatem^[2]基于 1986—2012 年 67 个低收入和中等收入国家的数据,证明普惠金融对缓解相对贫困作出重要贡献。普惠金融的发展能使贫困发生率下降 27%^[3]。数字金融在缓解相对贫困的同时,还能缩小城乡收入差距,实现共同富裕^[4]。也有学者认为,虽然数字普惠金融可以抑制相对贫困的发生,但会增加农村居民家庭的返贫风险^[5]。由于“数字鸿沟”的存在,短期内数字普惠金融不仅不会减缓贫困,还会加深贫困强度^[6]。

总体来看,学术界对普惠金融减贫效应的关注日益增加,但相关研究仍有待完善。第一,现有文献多使用宏观层面的普惠金融指数对相对贫困的影响进行分析,缺少微观证据。如崔冉等^[7]利用北京大学数字金融中心编制的数字普惠金融指数,分析了数字普惠金融与农村居民家庭相对贫困的关系。刘亦文等^[8]利用省级数据构建普惠金融评价体系,探究普惠金融的经济增长效应。第二,关于普惠金融与相对贫困的现有研究多以农

村地区为研究对象,较少纳入城市地区,忽视了城市贫困问题,难以为建立城乡统筹的相对贫困治理体系提供依据^[9]。第三,现有研究多探讨数字普惠金融与相对贫困的关系,较少比较传统普惠金融和数字普惠金融对家庭相对贫困的抑制效应大小。

基于此,本文旨在分析普惠金融对居民家庭相对贫困的影响及作用机制,深入剖析普惠金融在缓解相对贫困过程中扮演了何种角色、是否可以提高相对贫困缓释成效,并对传统普惠金融和数字普惠金融对相对贫困的抑制效应大小进行探讨。本文的边际贡献为:一是不同于已有研究从宏观层面构建普惠金融指数或直接采用北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数,而是基于微观家庭视角,探讨家庭普惠金融对相对贫困的缓释机制,为理解普惠金融助力削减相对贫困的作用路径提供微观证据。二是加入城镇相对贫困,剖析普惠金融对不同特征家庭相对贫困状况的影响差异,分析普惠金融在消减相对贫困过程中是否存在“精英俘获”现象,这对未来构建解决相对贫困长效机制具有参考意义。三是不同于已有研究从单一角度考察传统普惠金融或数字普惠金融对相对贫困的影响,本文比较分析了二者缓解相对贫困的作用大小,为辩证看待二者对相对贫困的差异化影响提供启示。

一、理论分析与研究假说

普惠金融强调让有需要的人享有平等的金融产品和服务。随着金融科技的推广、应用以及金融服务基础设施的不断完善,普惠金融的发展能够降低信息不对称程度,促进金融需求端和供给端的有效“匹配”,增进社会福利。一方面,普惠金融不仅能够提高家庭金融参与程度,培养居民资产管理意识,达到自有资金保值升值,提高财产性收入的目的,还可以增加家庭投资和借贷机会,为家庭创造生产、就业和发展条件,有利于家庭依托金融服务提高收入水平、实现财富积累。另一方面,普惠金融的发展降低了金融服务门槛、减缓了金融资源配置失衡,缩小了高收入群体和低收入群体间的金融鸿沟,提高了金融服务的包容性,从

而改善收入分配,促进贫困减缓,降低收入不平等程度^[10]。普惠金融的发展不仅有利于家庭收入的增长,还有利于中国包容性增长的实现^[11]。基于此,本文提出假说 H1:普惠金融有利于缓解家庭相对贫困。

资金约束是制约家庭消费、储蓄与投资的关键因素,不利于增加家庭收入。普惠金融的信贷服务提高了家庭或个体信贷的可获得性,扩大了其资本来源,缓解家庭或个体的资金约束。“隧道效应”认为个人的效用函数和经济行为受到当前收入满足状态和近期收入满足预期的影响^[12]。如果周边有通过信贷获得成功者,那么获得信贷的主体对未来收入会有更好的预期,通过认知学习激励自己效仿成功者的行为。如,获得信贷的主体会从信贷成功者那里寻求信息,模仿其进行商业投资以积累财富,或将部分信贷用于人力资本积累,从而实现财富累积以及社会经济地位的改善,缓解低收入群体的相对剥夺状况^[13]。另外,普惠金融可以提升居民金融素养,增加其对金融服务的利用能力,拓宽家庭获得外部融资的通道,缓解资金约束,有利于低收入家庭维持或扩大生产经营规模,提升低收入家庭未来的增收能力,改善家庭经济状况,缩小低收入家庭与高收入家庭间的收入差距。因此,本文提出假说 H2:普惠金融能够通过缓解资金约束进而抑制居民家庭相对贫困的发生。

稳定就业、提高家庭致富能力是解决相对贫困问题的主要途径之一。党的二十大报告指出,要健全就业促进机制,支持和规范发展新就业形态,加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障。目前,中国已有超过3亿人的灵活就业人员^[14],灵活就业已经成为现代劳动市场的一个重要组成部分。据国家统计局数据显示,2022年城镇登记失业人数1203万人,比2021年增加15.68%。促使失业人员和未就业人员灵活就业有利于促进充分就业、提高人民生活水平。普惠金融把弱势群体纳入金融服务范畴,让有需要的人能以可负担的成本享受金融服务,能够满足灵活就业者和创业者的资金需求,帮助家庭完成跨期资源配置。移

动支付凭借交易成本低、便捷性高等优势,吸引了众多灵活就业者使用,增强了灵活就业者获得金融服务的灵活性。另外,金融服务有助于银行等机构采集居民征信信息,打破部分家庭由于信息不对称而无法获得信贷的困境,为灵活就业者提供了更多的发展机会,从而增加灵活就业者的营收规模,促进收入增长,给灵活就业者带来“红利”效应^[14]。基于此,本文提出假说 H3:普惠金融可以通过促进灵活就业进而降低家庭陷入相对贫困的可能。

贫困心理陷阱理论指出,贫困心理对风险承担等经济行为具有潜在的负面作用,会导致其做出短视和次优的经济决策。面对风险冲击,部分家庭风险承担能力不足,通常采用低风险、低回报的投资策略,从而削弱家庭未来的增收能力,增加陷入相对贫困的可能^[15]。2021年,中国家庭资产以实物资产为主,金融资产仅占总资产的30.7%,且风险金融资产仅占金融资产的19%^[16]。过于单一化的投资策略会降低家庭的风险抵御能力,不利于家庭摆脱相对贫困^[17]。加之传统金融总是“嫌贫爱富”,金融服务的难获得性成为了提高家庭风险管理能力的主要障碍。发展普惠金融可以促进收入分配和机会公平,促进经济增长和居民收入提升,降低低收入家庭面临的发展不确定性与风险厌恶程度,提高低收入家庭的风险承担能力^[13]。另外,普惠金融点对点地对居民开展金融知识普及,向其提供理财、保险、贷款等金融产品和服务,对提高居民的风险认知与金融知识具有积极影响,有助于居民家庭利用商业保险或贷款等金融服务应对风险,提高家庭的风险承担能力。基于此,本文提出假说 H4:普惠金融可以通过提升风险承担能力进而降低家庭陷入相对贫困的可能。

传统金融市场更关注“头部”大客户的金融需求,“尾部”小微群体由于其资源持有量少、需求个性化而被金融机构忽视,这部分差异化的需求会在需求曲线上形成一条长长的“尾巴”。事实上,该群体的金融需求总量较大,如果“尾部”群体的金融需求得到满足,就可以形成一个比原来还大的金融市场,从而拓展市场总量。面对“长尾”群

体的金融困境,联合国于 2005 年提出普惠金融这一概念,为不同群体和阶层提供有效且合理的服务,使弱势群体不会因自身的弱势性而无法获得相应的金融服务。近年来,我国金融机构也在不断探索普惠金融发展的“长坡厚雪”。通过聚焦长尾客户和小微市场主体等下沉客户群,把小微企业、农民、低收入家庭等弱势群体作为普惠金融的重点服务对象,能有效提高尾部弱势群体获得正规金融服务的机会,缓解其金融排斥,从而增强弱势群体的风险抵御与恢复能力,缓解相对贫困。基于此,本文提出假说 H5:普惠金融对弱势家庭相对贫困的缓释效应更强。

传统普惠金融依托线下网点,通过线下“一对一”的方式为客户提供金融服务,而数字普惠金融则依托数字技术,通过手机、电脑等终端为客户提供跨区域、无差别的线上服务,能够打破时间与空间限制。与传统金融相比,两种普惠金融形态都能够将原本被排斥在金融体系之外的群体纳入金融服务范畴,使其获得金融服务的权利得到进一步保障,缓解了生产经营过程中存在的流动性约束问题。普惠金融的发展对提高收入水平、改善收入分配具有重要意义。但现阶段中国偏远地区、农村地区居民的上网设备覆盖率较低。据《数字中国发展报告(2022 年)》数据显示,截至 2022 年年底,中国有网民 10.67 亿人,其中农村网民 3.08 亿人,仅占全国网民的 28.87%。“数字鸿沟”的存在会阻碍无法上网的群体获取正常的数字普惠金融服务,传统普惠金融服务可能更容易被该群体所接受。另外,中国居民家庭金融知识缺乏,整体金融素养水平较低,在全国 124 016 个抽样样本中,仅有 3.7% 的受访者全部答对了关于利率、通过膨胀和投资风险等 6 个相关金融问题^[18]。数字普惠金融需要用户线上自行了解金融产品或服务的基本知识,会将金融素养较低的群体排斥在外。“数字鸿沟”和金融素养问题的存在可能会削弱数字普惠金融对相对贫困的缓释效果。基于以上分析,本文提出假说 H6:传统普惠金融和数字普惠金融均可抑制家庭相对贫困,但传统普惠金融对相对贫困的抑制效应更强。

二、研究设计

(一)数据来源

本文采用 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据。数据收集了调查样本的人口统计学特征、资产与负债、社会与保障、支出与收入、金融知识以及主观态度等详细信息,全面细致刻画了中国家庭的经济情况与金融行为,为普惠金融与相对贫困的关系探讨提供了重要的数据支撑。在删除相关变量的缺失值后,最终得到 32 263 个家庭样本。

(二)变量说明

1. 被解释变量

本文研究的被解释变量为相对贫困。国际惯用收入比例法进行相对贫困的识别与测度。如经济合作与发展组织(OECD)将相对贫困线设置在居民收入中位数的 40% ~ 60%^[19]。欧洲联盟成员国通常以中位收入的 60% 来衡量其成员国的相对贫困状况^[20]。由于中国城乡发展不均衡,若采用“全国一条线”的相对贫困标准容易发生相对贫困对象的遗漏,会高估农村地区的相对贫困水平,低估城镇地区的相对贫困水平。“城乡两条线”可以有效解决城镇和农村地区相对贫困水平的低估和高估问题^[21]。另外,相对贫困涉及和谁相比的问题。“大内定律”提到乞丐不会嫉妒百万富翁,却会嫉妒比他们混得好的乞丐。由于同等地位的人具有相似的经历和基础,人们最关心的往往是和自己同等地位的人,和自己差距很大的人或者距离很远的人对自己的影响就很小。同样,城镇居民往往和城镇居民相比,而不会跟农村居民进行比较。城镇地区和农村地区消费水平的不同也决定了二者收入需求差异。因此,分城乡设定相对贫困线能更好地反映城乡居民的相对剥夺感。以农村样本家庭人均收入中位数的 50% 和城镇样本家庭人均收入中位数的 40% 作为相对贫困标准,不仅可以避免出现大量相对贫困人口,还有利于引导缩小城乡收入差距^[22]。本文根据该相对贫困标准确定相对贫困家庭。

2. 解释变量

本文研究的解释变量为普惠金融。关于普惠

金融的现有研究主要通过宏观和微观两种方式构建普惠金融指数。宏观指数通常难以直接体现微观主体之间金融资源的分配情况,并且由于微观居民家庭之间具有较远的地理距离和经济差距,宏观指数不能准确测度普惠金融产生的微观福利效应^[23]。因此,本文参考现有文献^[23],基于微观居民家庭层面,从是否拥有银行账户、信用卡、正规贷款、商业保险和使用数字金融服务5个方面构建普惠金融评价体系。其中,数字金融服务利用是否使用互联网支付、理财和融资3个指标进行衡量。对于普惠金融的构成指标,利用变异系数法进行赋权,计算普惠金融指数。

3. 控制变量

本文控制了户主个人层面和家庭层面等其他影响相对贫困的重要指标。具体的变量含义如表1所示。

表1 变量含义及变量描述

类型	变量	变量说明	均值	标准差
被解释变量	相对贫困	家庭人均收入是否低于相对贫困标准:否=0,是=1	0.245	0.430
解释变量	普惠金融	银行账户、信用卡、正规贷款、商业保险、数字金融变异系数加权的综合指标	0.739	0.636
控制变量	户主性别	女性=0,男性=1	0.754	0.431
	户主年龄	周岁	56.190	13.728
	户主婚姻状况	未婚=0,已婚=1	0.848	0.359
	家庭规模	家庭总人数	3.056	1.520
	劳动力占比	劳动力人数/家庭总人数	0.624	0.368
	健康状况	家庭成员身体状况的均值(非常好=1,好=2,一般=3,不好=4,非常不好=5)	2.633	0.856
	受教育情况	家庭成员受教育年限的最大值	11.065	4.126
	社会保障	家庭是否有医疗保险、养老保险:否=0,是=1	0.873	0.333
	自有住房	居住房屋是否为家庭自有:否=0,是=1	0.846	0.361
	自有汽车	是否有家用汽车:否=0,是=1	0.253	0.434
	金融知识	是否答对银行利率题或通货膨胀题:否=0,是=1	0.399	0.490

(三)模型设定

为了验证普惠金融对农村居民家庭相对贫困的影响,设定基准回归模型如下:

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)=\alpha_1+\beta_1X_i+\gamma_1Z_i+R_i+\varepsilon_1$$

(1)

式(1)中, P_i 代表家庭*i*相对贫困的概率; X_i 代表家庭*i*的普惠金融水平; Z 代表控制变量; ε_1 代表随机干扰项。为了控制宏观经济环境对家庭相对贫困的影响,在模型中还加入了省份固定效应 R_i 。

三、实证分析

(一)基准回归

普惠金融对相对贫困的影响结果见表2。从表2可以看出,无论是否加入控制变量,普惠金融对居民家庭相对贫困的影响都显著为负,说明普惠金融有助于降低居民家庭陷入相对贫困的概率。在加入控制变量后,普惠金融对相对贫困影响的边际系数为-0.073,表明普惠金融水平每提高1个单位,居民家庭相对贫困的概率下降0.073,验证了假说H1。

表2 基准回归结果

变量	系数	边际系数	系数	边际系数
普惠金融	-0.536*** (0.014)	-0.161*** (0.004)	-0.274*** (0.018)	-0.073*** (0.005)
户主性别	—	—	0.079*** (0.021)	0.021*** (0.006)
户主年龄	—	—	-0.006*** (0.001)	-0.002*** (0.000)
户主婚姻状况	—	—	0.033 (0.026)	0.009 (0.007)
家庭规模	—	—	0.111*** (0.006)	0.030*** (0.002)
劳动力占比	—	—	-0.123*** (0.028)	-0.033*** (0.007)
健康状况	—	—	0.180*** (0.011)	0.048*** (0.003)
受教育情况	—	—	-0.057*** (0.003)	-0.015*** (0.001)
社会保障	—	—	-0.561*** (0.023)	-0.150*** (0.006)
自有住房	—	—	-0.080*** (0.024)	-0.021*** (0.006)
自有汽车	—	—	-0.197*** (0.023)	-0.053*** (0.006)
金融知识	—	—	-0.170*** (0.019)	-0.045*** (0.005)
省份固定效应	—	—	控制	控制
常数	-0.335*** (0.012)	—	-0.382*** (0.101)	—

注:*、**和***分别表示在*p*<0.10、*p*<0.05和*p*<0.01上有统计学意义;括号中为标准误。下同。

(二) 内生性处理

为保证回归结果的可靠性,采用工具变量法进行内生性检验。参考现有研究设计工具变量的常用做法,以社区普惠金融网络(社区其他样本家庭的平均普惠金融水平)作为普惠金融的工具变量^[24]。一般而言,社区普惠金融网络属于上层的集聚数据,同一社区其他家庭是否拥有银行账户、信用卡、正规贷款、商业保险以及数字金融的使用情况会因为邻里氛围影响个体家庭的普惠金融水平。但相对贫困是对收入水平相对位置的刻画,个体家庭的相对贫困情况并不会直接受到同一社区其他家庭普惠金融水平的影响,故可以满足相关性和外生性要求。此外,在借鉴现有研究的基础上^[25],筛选出在 2017 年和 2019 年连续出现的家庭样本,以普惠金融的一阶滞后项和一阶差分项的乘积构建一个 Bartik 工具变量,然后进行工具变量估计。

表 3 报告了普惠金融影响相对贫困的工具变量估计结果。以普惠金融网络为工具变量的回归结果显示,第一阶段的 F 统计量远大于 10,可以认为不存在弱工具变量问题。工具变量普惠金融网络对普惠金融的影响系数显著为正,说明普惠金融网络对普惠金融具有较强的解释力,符合工具变量的基本使用条件。从第二阶段的回归结果可以看出,无论是采用 IV-Probit 模型还是条件混合过程估计法(Conditional Mixed Process, CMP),以普惠金融网络为工具变量,纠正可能存在的内生性偏误后,普惠金融对相对贫困依旧具有显著的负向影响。Bartik 工具变量估计结果显示,普惠金融依旧可以抑制居民家庭相对贫困。

表 3 工具变量估计结果

变量	社区普惠金融网络工具变量			Bartik 工具变量		
	第一阶段	第二阶段 IV-Probit	第二阶段 CMP	第一阶段	第二阶段 CMP	第二阶段 IV-Probit
普惠金融	—	-0.986 *** (0.109)	-0.921 *** (0.085)	—	-0.173 *** (0.062)	-0.172 *** (0.062)
工具变量	0.344 *** (0.012)	—	—	0.295 *** (0.005)	—	—
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	0.820 *** (0.032)	0.437 *** (0.161)	0.407 *** (0.145)	1.225 *** (0.041)	-0.533 *** (0.162)	-0.532 *** (0.162)
F 统计量	434.45 ***	—	—	320.18 ***	—	—

注:由于 IV-Probit 模型和 CMP 估计方法第一阶段的回归结果一致,故第一阶段只保留了一列回归结果。

(三) 稳健性检验

利用以下 4 种方式验证普惠金融对相对贫困影响的稳健性。一是更换普惠金融的赋权方法。采用等权重法对普惠金融各指标进行赋权。二是更换相对贫困线。以城镇居民家庭和农村居民家庭人均收入中位数的 40% 作为相对贫困线。三是对户主年龄、家庭规模等连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。四是用相对贫困线与人均纯收入的差值衡量相对贫困程度,作为被解释变量。表 4 稳健性检验结果表明,无论采取哪种稳健性检验方法,普惠金融对降低居民家庭相对贫困均有显著作用,表明基准回归结果具有较好的稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量	等权重加权	更换相对贫困线	缩尾处理	相对贫困程度
普惠金融	-0.946 *** (0.058)	-0.260 *** (0.018)	-0.274 *** (0.018)	-0.683 *** (0.073)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数	-0.301 *** (0.102)	-0.421 *** (0.102)	-0.392 *** (0.102)	-4.928 *** (0.410)

注:相对贫困程度的单位为万元。

四、影响机制分析

(一) 缓解资金约束

参照现有研究^[26],将由于投资、教育、医疗、买车、买房等原因需要借款的家庭视为具有资金需求的家庭。如果这些家庭的计划借款渠道为亲朋好友、民间借贷、网络借贷、小贷公司等,而非银行、信用社等正规渠道,则认为其受到了正规金融服务的排斥,具有资金约束,赋值为 1,反之赋值为 0。缓解资金约束的中介效应检验结果如表 5 列(1)和列(2)所示。列(1)结果显示普惠金融对资金约束的影响系数为负,列(2)结果显示普惠金融和资金约束对相对贫困的影响系数分别为负和正,且回归系数均在 1% 统计水平上显著,表明普惠金融可以通过缓解居民家庭面临的资金约束,间接降低家庭陷入相对贫困的可能,假说 H2 得到验证。

(二) 促进灵活就业

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第

十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》指出,要千方百计稳定和扩大就业,完善多渠道灵活就业的保障制度,支持和规范发展新就业形态。授人以鱼不如授人以渔,依托普惠金融促进未就业人员灵活就业,有利于提高家庭收入水平,缓解相对贫困。本节检验灵活就业在普惠金融与相对贫困关系中是否发挥中介作用。当有家庭成员的工作性质为自由职业者,不隶属于任何单位的家庭赋值为1,反之赋值为0。从表5列(3)和列(4)可以看出,普惠金融对灵活就业的影响系数显著为正,说明普惠金融使得家庭灵活就业的概率显著增加,灵活就业对相对贫困的影响系数显著为负,说明灵活就业可以显著抑制家庭相对贫困。由此可见,普惠金融可以促进灵活就业,为家庭摆脱相对贫困创造条件,假说H3成立。

表5 普惠金融对相对贫困影响的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	资金约束	相对贫困	灵活就业	相对贫困	风险承担能力	相对贫困
普惠金融	-0.066 *** (0.025)	-0.272 *** (0.018)	0.075 *** (0.025)	-0.273 *** (0.018)	0.268 *** (0.012)	-0.270 *** (0.018)
资金约束	—	0.147 *** (0.035)	—	—	—	—
灵活就业	—	—	—	-0.284 *** (0.053)	—	—
风险承担能力	—	—	—	—	—	-0.014 * (0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	-2.515 *** (0.180)	-0.385 *** (0.101)	-1.976 *** (0.174)	-0.368 *** (0.102)	—	-0.356 *** (0.102)

注:在列(5)普惠金融对风险承担能力的影响中,由于采用的是Oprobit模型,故没有常数项。

(三)提高风险承担能力

本节检验普惠金融是否可以通过增加居民家庭的风险承担能力这一机制抑制相对贫困。用家庭投资倾向类型衡量风险承担能力,将选择“不愿承担任何风险”的家庭视为风险承担能力弱,赋值为1;将选择“略低风险、略低回报”的家庭视为风险承担能力较弱,赋值为2;将选择“平均风险、平均回报”的家庭视为风险承担能力一般,赋值为3;将选择“略高风险、略高回报”的家庭视为风险承担能力较强,赋值为4;将选择“高风险、高回报”的家庭视为风险承担能力强,赋值为5。风险承担能力的中介效应检验结果如表5列(5)和列(6)所示。回归结果显示,普惠金融可以显著提高家庭

风险承担能力,风险承担能力可以显著降低家庭陷入相对贫困的可能,说明提高家庭风险承担能力是普惠金融缓解相对贫困的渠道之一,验证了假说H4。

五、进一步分析

(一)“雪中送炭”还是“锦上添花”

普惠金融的重点服务对象是弱势群体,让难以获得、难以接近金融服务的弱势群体享受可持续的金融服务,提高其“造血能力”是普惠金融的发展动机。也就是说,普惠金融在缓解相对贫困中应更多地扮演“雪中送炭”的角色。如果普惠金融只是给非弱势群体带来了更多收益,主要扮演“锦上添花”的角色,那么就要谨慎看待其在缓解相对贫困过程中的作用。为此,我们从城乡、区域、“精英群体”3个方面出发,通过构建相关指标与普惠金融的交互项,探讨普惠金融对哪些群体相对贫困的缓释作用更强,厘清普惠金融在缓释相对贫困中的角色。

1. 城乡方面

选择“是否居住在农村地区”和“是否为农业户口”2个指标,分别构建其与普惠金融的交互项,探讨普惠金融对城镇农村、不同户籍家庭相对贫困的作用大小。从表6列(1)和列(2)可知,普惠金融与农村、农业户口的交互项系数显著为负,说明与城镇家庭和非农业户口家庭相比,普惠金融对降低农村家庭和农业户口家庭相对贫困的作用更大。

2. 区域方面

构建普惠金融与城市等级、地区的交互项,通过交互项系数的方向和显著性判断普惠金融对不同等级城市、不同地区家庭相对贫困的缓释效应大小,回归结果如表6列(3)和列(4)所示。结果表明,与一线和新一线城市家庭相比,普惠金融更有助于改善二线城市、三线及以下城市家庭的相对贫困状况。与东部地区相比,普惠金融对西部和东北部地区相对贫困的缓释作用更强。

3. “精英群体”方面

“精英群体”凭借自身拥有的资源与信息优

势,采取多种形式对普惠性资源进行侵占,造成不同群体获取资源的机会不平等,可能出现“精英俘获”现象。普惠金融作为一种普惠性资源,是否存在“精英俘获”现象,阻碍普惠金融的减贫步伐?为了回答该问题,本文选取“家庭成员是否在机关团体或事业单位工作”和“是否有家庭成员为党员”作为“精英群体”的代理变量,构建其与普惠金融的交互项,对普惠金融缓解相对贫困过程中是否存在“精英俘获”问题进行探讨,回

归见表 6 列(5)和列(6)。可以看出交互项的系数均显著为负,说明与有在体制内工作和有党员的家庭相比,普惠金融更有助于改善无体制内工作和无党员家庭的相对贫困状况。因此,当普惠金融用于抑制相对贫困时,不存在“精英俘获”现象。

综上所述,普惠金融对弱势家庭相对贫困的缓释效应更强,在缓解相对贫困的过程中发挥了“雪中送炭”的作用,假说 H5 得到验证。

表 6 普惠金融对相对贫困影响的异质性检验结果

变量	城乡方面		区域方面		“精英群体”方面	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
普惠金融	-0.253 *** (0.020)	-0.114 *** (0.025)	-0.464 *** (0.106)	-0.234 *** (0.026)	-0.156 *** (0.051)	-0.218 *** (0.034)
普惠金融×农村	-0.154 *** (0.035)	—	—	—	—	—
普惠金融×农业户口	—	-0.233 *** (0.030)	—	—	—	—
城市等级(一线/新一线城市)						
普惠金融×二线城市	—	—	-0.425 *** (0.158)	—	—	—
普惠金融×三线及以下城市	—	—	-0.599 *** (0.117)	—	—	—
地区(东部地区)						
普惠金融×中部地区	—	—	—	0.002 (0.039)	—	—
普惠金融×西部地区	—	—	—	-0.099 *** (0.037)	—	—
普惠金融×东北地区	—	—	—	-0.130 ** (0.057)	—	—
普惠金融×不在体制内工作	—	—	—	—	-0.127 ** (0.053)	—
普惠金融×无党员	—	—	—	—	—	-0.067 * (0.037)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	-0.413 *** (0.102)	-0.653 *** (0.103)	-0.425 *** (0.106)	-0.410 *** (0.102)	-1.096 *** (0.115)	-0.708 *** (0.107)

注:表中已控制了用于交互的 6 个变量及其他控制变量。城市等级和东、中、西、东北地区的划分详见 2019 年中国家庭金融调查数据使用说明。

(二)传统普惠金融还是数字普惠金融

作为一种新型金融服务模式,数字普惠金融依托信息技术和数字技术,实现低成本、高效节约的金融服务,进一步拓宽了普惠金融的服务范围。但数字普惠金融为可以接触到互联网并具有一定金融素养的家庭带来了机会,将无法通过线上方式获得金融服务的家庭排斥在外,这种数字鸿沟可能导致相对贫困家庭因为数字普惠金

融的发展而更加贫困^[27]。在缓解相对贫困的过程中,是传统普惠金融的影响更大,还是数字普惠金融发挥更为重要的作用?为了回答该问题,本文将普惠金融分解为数字普惠金融和传统普惠金融 2 个维度。其中,数字普惠金融由上文是否使用互联网支付、理财和融资 3 个使用数字金融服务的指标度量,而传统普惠金融则由是否拥有银行账户、信用卡、正规贷款、商业保险 4 个指

标构成。运用变异系数法和等权重法对各指标进行加权,得到数字普惠金融和传统普惠金融的综合指数,从而检验二者对相对贫困的缓释作用大小,检验结果见表7。通过传统普惠金融和数字普惠金融的边际系数比较可知,无论使用变异系数加权还是等权重加权,无论被解释变量是相

对贫困还是相对贫困程度,与传统普惠金融相比,数字普惠金融对居民家庭相对贫困的减缓作用较弱。虽然数字普惠金融可以抑制居民家庭相对贫困,但由于数字鸿沟等问题的存在,传统普惠金融在削弱相对贫困过程中发挥的作用更为明显。故假说 H6 得到验证。

表7 传统普惠金融和数字普惠金融的减贫效果比较

变量	相对贫困				相对贫困程度			
	变异系数加权		等权重加权		变异系数加权		等权重加权	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
传统普惠金融	-0.150 *** (0.008)	—	-0.207 *** (0.013)	—	-0.756 *** (0.148)	—	-2.322 *** (0.222)	—
数字普惠金融	—	-0.070 *** (0.007)	—	-0.130 *** (0.014)	—	-0.413 *** (0.126)	—	-1.107 *** (0.230)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	—	—	—	—	-5.201 *** (0.414)	-5.404 *** (0.413)	-4.758 *** (0.412)	-5.265 *** (0.412)

注:表中传统普惠金融和数字普惠金融对相对贫困的影响结果中汇报的是边际系数。

六、结论与建议

(一) 结论

研究发现,普惠金融能够显著降低居民家庭相对贫困的概率。在以同一社区其他家庭普惠金融水平的均值作为工具变量,以及构建 Bartik 工具变量,纠正可能存在的内生性偏误后,普惠金融对相对贫困的影响依旧显著为负。缓解家庭资金约束、促进家庭灵活就业和提高家庭风险承担能力是普惠金融抑制家庭相对贫困的3种渠道。进一步分析发现,普惠金融对缓解农村家庭、农业户口家庭、二三线及以下城市家庭、西部及东北部家庭、非体制内工作家庭、非党员家庭等弱势群体的相对贫困情况有更积极的影响。另外,传统普惠金融和数字普惠金融均可以显著降低居民家庭陷入相对贫困的可能,但与数字普惠金融相比,传统普惠金融在现阶段对相对贫困的缓释作用更大。

(二) 建议

第一,提升普惠金融服务和产品创新,全力推动普惠金融高质量发展。继续发挥普惠金融的包容性和普适性,开发通俗易懂的普惠金融应用场景,为广大人民服务,特别是让边远地区、农村地区的居民和低收入群体能够轻易且高效地享受普

惠金融服务,缓解居民的融资约束。同时,继续发挥金融机构主力军作用,为有金融需求的群体提供更有针对性的产品和服务,研发“小微普惠贷款”“个人经营快贷”等标准化、定制化产品体系,精准对接居民金融需求,支持居民的创业和灵活就业。另外,围绕居民切身需求,创新普惠保险项目和服务,为居民提供丰富多样的普惠性质的保险保障,尤其要加大对弱势群体的保障力度,提升居民的风险抵御和风险承担能力。

第二,引导居民树立与时俱进的普惠金融理念,提高居民金融素养。加强对普惠金融的宣传,强化对金融知识的教育与培训,激发居民学习金融知识、增加金融素养的主观能动性,提高居民家庭对金融服务的利用能力,使居民家庭尤其是弱势群体可以真正享受到普惠金融发展带来的红利。

第三,拓展数字普惠金融的覆盖广度和使用深度,进一步提高数字普惠金融的减贫效果。加强5G通信技术、人工智能、物联网等新型基础设施建设,推进网络基础设施向村覆盖、向户延伸,打通经济社会发展的信息大动脉,补齐数字化基础设施短板。着力提升弱势群体对数字技术的应用能力,弥合“数字鸿沟”,进一步提高数字普惠金

融的普惠性,增强数字普惠金融对相对贫困的缓释效果。

参考文献:

- [1]陈平,王书华,王小腾. 数字普惠金融对多维相对贫困的影响研究:基于老龄化的视角[J]. 经济问题,2022(11): 36-43.
- [2]BOUKHATEM J. Assessing the direct effect of financial development on poverty reduction in a panel of low-and middle-income countries[J]. Research in international business and finance, 2016(37):214-230.
- [3]KOOMSON I, VILLANO R A, HADLEY D. Effect of financial inclusion on poverty and vulnerability to poverty: evidence using a multidimensional measure of financial inclusion[J]. Social indicators research, 2020,149(2):613-639.
- [4]宋科,刘家琳,李宙甲. 数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗:兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应[J]. 中国软科学,2022(6):133-145.
- [5]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.
- [6]曾祥炎,胡慧强. 数字普惠金融发展对多维贫困的影响及作用机制[J]. 吉首大学学报(社会科学版), 2023,44(3):47-61.
- [7]崔冉,王家隆. 互联网、数字普惠金融与农村居民相对贫困[J]. 宏观经济研究,2023(3):48-58,127.
- [8]刘亦文,丁李平,李毅,等. 中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应[J]. 中国软科学,2018(3):36-46.
- [9]陈志钢,毕洁颖,吴国宝,等. 中国扶贫现状与演进以及 2020 年后的扶贫愿景和战略重点[J]. 中国农村经济, 2019(1):2-16.
- [10]梁榜. 普惠金融如何影响收入分配:兼论贫困减缓的中介效应[J]. 财贸研究,2022,33(8):17-31.
- [11]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,2019,54(8):71-86.
- [12]LI L. Financial inclusion and poverty: the role of relative income[J]. China economic review, 2018(52):165-191.
- [13]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, 20(6): 65-77.
- [14]邓辛,彭嘉欣. 基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗:来自码商的微观证据[J]. 管理世界,2023,39(6):16-33,70,34-43.
- [15]董艳敏,严奉宪. 风险冲击对农村居民家庭相对贫困的影响:基于 CFPS 数据的实证分析[J/OL]. 中国农业资源与区划: 1-13 [2023-03-29]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S.20230328.1109.012.html>.
- [16]王亚柯,刘东亚. 住房公积金与家庭风险金融资产选择[J]. 经济纵横,2023(4):108-117.
- [17]董艳敏,严奉宪. 生计资本抑制了农村居民家庭相对贫困吗:基于水平和结构的双重视角[J]. 中国农业大学学报,2023,28(6):244-262.
- [18]唐丹云,李洁,吴雨. 金融素养对家庭财产性收入的影响:基于共同富裕视角的研究[J]. 当代财经,2023(4): 55-67.
- [19]MEHDI T. Poverty comparisons with common relative poverty lines[J]. Communications in statistics-theory and methods,2017,46(4):2029-2036.
- [20]LUO H, SHU Y, CAI Z. Investigating the multidimensional relative poverty in China: evidence from Nanling Yao ethnic group area[J]. Environment, development and sustainability, 2023(25):12357-12370.
- [21]ALLEN R C. Absolute poverty: when necessity displaces desire[J]. American economic review, 2017, 107(12): 3690-3721.
- [22]李莹,于学霆,李帆. 中国相对贫困标准界定与规模测算[J]. 中国农村经济,2021(1):31-48.
- [23]尹志超,张栋浩. 金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J]. 经济学(季刊),2020,20(5):153-172.
- [24]吴静茹,谢家智,涂先进. 数字金融、市场参与和农户相对贫困[J]. 当代财经,2021(8):64-77.
- [25]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.
- [26]李建军,范志昊,周叔媛. 普惠金融如何促进共同富裕:基于家庭微观层面的指标测度与机制分析[J]. 国际金融研究,2023(5):11-21.
- [27]何宗樾,张勋,万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究,2020,37(10):79-89.

(本文责编:默 黎)