

数字普惠金融对居民相对贫困的影响效应

刘 魏

(重庆工商大学 长江上游经济研究中心,重庆 400067)

摘 要: 基于中国家庭追踪调查 2014—2018 年数据,从收入不平等视角考察了数字普惠金融对城乡居民相对贫困的影响及机制。研究发现,数字普惠金融指数每增加 1%,居民发生相对贫困的概率降低 3.2%,数字普惠金融有效缓解了个体的相对剥夺状况,原因在于数字普惠金融发展提高了家庭风险管理能力、缓解了融资约束,并促使家庭社会资本拓展。研究也发现,数字普惠金融对贫困的缓解效应也存在城乡群体和年龄群体的差异。因此,让数字赋能扶贫,是治理相对贫困的有效途径。

关键词: 数字普惠金融; 相对贫困; 收入不平等; 家庭社会资本

中图分类号: F126.2

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2021)06-0065-13

一、引言

贫困治,天下安。习近平在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话指出,贫困是人类社会的顽疾,反贫困始终是古今中外治国安邦的大事。中国共产党自成立之日起,就始终把为中国人民谋幸福、为中华民族谋复兴作为初心使命。尤其是党的十八大后,党中央始终把精准扶贫和脱贫攻坚战略摆在治国理政的突出位置,通过党和人民的共同奋斗,贫困人口明显减少,贫困发生率持续走低。截止 2020 年底,现行标准下年初的 551 万贫困人口全部脱贫,贫困县全部摘帽,绝对贫困现象已经走入历史。但现行标准下绝对贫困的消除并不意味着中国不再存在贫困问题,而是意味着我国贫困形态将由绝对贫困转向相对贫困、由农村贫困转向城乡贫困。党的十九届四中全会也明确提出“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”。因此,如何有效地巩固脱贫攻坚成果、推进相对贫困治理、实现全体人民共同富裕成为 2020 年后反贫困战略的重要课题。

与满足基本生存需要的绝对贫困相比,相对贫困强调收入、机会不平等和主观相对剥夺感^[1]。在改革开放早期,我国的绝对贫困问题较为突出,而相对贫困问题并不明显。随着改革开放的不断深入,金融资源被少数具有高收入、丰富社会资本和政治身份的社会精英俘获,而广大群众面临严重的金融抑制^[2],不同群体间的收入差距逐步扩大,相对贫困问题开始突显。为了使不同社会阶层享受到公平的金融资源,尤其是满足低收入群体的融资需求,我国政府明确提出大力发展普惠金融,以期通过对不同群体金融服务的全覆盖,达到缓解贫困之目的。同时,随着数字经济的发展,普惠金融与数字经济不断融合,各类金融机构突破传统普惠金融地理上的限制,利用互联网大数据技术,推出各种具有创新性的金融产品,那些抵押资产较少的人群也可以享受到互联网信贷、理财、移动

收稿日期:2021-07-02

DOI:10.7671/j.issn.1672-0202.2021.06.007

基金项目:国家社会科学基金项目(20CGL050)

作者简介:刘 魏(1986—),男,湖北利川人,重庆工商大学长江上游经济研究中心讲师,主要研究方向为贫困和收入不平等。E-mail:582916920@qq.com

支付等金融服务,降低了普通百姓获得小额资金的融资成本,改善了金融服务的可得性和便利性,推动了中国数字金融的发展。因此,在贫困研究进入相对贫困治理以及数字经济快速发展的双重背景下,辨析数字普惠金融与相对贫困的关系,探索相对贫困的数字化治理途径,对于构建相对贫困长效治理机制、减缓收入不平等和实现共同富裕均具有重要的理论价值和现实意义。

二、文献综述

随着我国脱贫攻坚战略取得完全胜利,绝对贫困已经成为历史,相对贫困则成为学界重点关注的主题。绝对贫困关注绝对收入水平问题,而相对贫困关注收入水平的差距问题,其本质特征是相对剥夺和相对排斥^[3]。在相对贫困的识别方式上,目前主要有以下几种:一是基于动态性特征,将相对贫困划线指标设定为全国居民收入平均数(或中位数)的40%~60%^[4-5],或者直接采用FGT贫困指数^[6];二是基于多维性特征,运用多维贫困的A-F指数来识别相对贫困^[7];三是基于相对贫困的不平等特征,以基尼系数作为相对贫困线划定的主要指标^[8-10]。可见,收入不平等是衡量相对贫困的重要指标。

很多学者从收入不平等视角分析了相对贫困的影响因素,归纳起来主要集中于两个层面:一是基于经济制度^[11]、城乡和区域分割^[12]、产业结构^[13]、金融发展^[14]等宏观因素;二是基于人力资本^[15]、社会资本^[16]、正规和非正规信贷^[17]、劳动力非农就业^[18]等微观因素。然而鲜有研究分析数字金融发展对中国城乡家庭相对贫困的影响。现有研究主要围绕传统普惠金融或金融借贷与绝对贫困的主题开展相关研究。一部分学者认为普惠金融或数字普惠金融有助于减贫。张勋等认为数字金融可以依靠大数据和云计算等创新技术,拓展金融服务半径,降低家庭融资约束能力,促进家庭创业机会均等化,实现包容性发展和家庭收入增长^[19]。王汉杰等、杨伟明等认为普惠金融的发展能够扩大金融服务的范围,提高金融服务的渗透率,为不同层次的个体提供金融产品,并打破贫困群体所面临的资本束缚,促进贫困群体内生发展^[20-21]。何宗樾等也认为由于贫困强度较重群体应对风险和不确定性的能力较差,通常难以借助信息扩散、教育和知识溢出效应等途径提升就业能力,无法从数字经济发展中获得收益。如果没有金融普惠性,那么低收入群体将缺乏信贷融资机会,挤占就业发展机会。因此,普惠金融是有助于减贫的^[22]。另外一部学者认为虽然普惠金融或数字普惠金融有助于减贫,但存在约束条件。杨艳琳和付晨玉分析了我国农村普惠金融发展的减贫效应,发现农村普惠金融发展能够提高金融产品和服务的可获得性,有助于通过增加个体收入等渠道改善贫困程度较轻农户的多维贫困状况,但不利于减轻贫困强度较重农户的贫困状况^[23]。张勋等认为数字金融发展存在涓滴效应,主要表现为,一方面数字金融有助于农产品销售,增加农户经营性收入;另一方面数字金融有助于农户非农就业,增加工资性收入。不过他们也认识到数字金融发展的涓滴效应并非万能的,如果数字金融发展的涓滴红利不能覆盖未接触互联网的低收入家庭时,那么低收入人群将很难获得信贷融资,失去与数字经济发展相关的就业机会,阻碍自身物质资本和人力资本积累,从而造成数字鸿沟^[24]。程惠霞认为普惠金融同等赋权条件下依然会存在减贫差异,说明减贫障碍主要不是金融权利排斥而是金融能力低下,即低收入者缺乏将信贷资金转化为生产资本的能力^[25]。此外,还有部分学者认为数字普惠金融不利于减贫,数字普惠金融对低收入群体可持续创业的影响相当微小,不利于其收入增长^[26]。

随着互联网大数据技术和人工智能的发展,数字经济发展程度越来越快,微信、支付宝等移动支付平台促使数字金融兴起,大大降低传统金融对物理网点的依赖,降低金融产品交易过程中逆向选择和道德风险问题发生的概率,因而数字金融具有更强的地理穿透性和低成本优势,为金融

普惠性发展和包容性发展提供了新的契机。然而,数字普惠金融在减贫实践中的作用仍待研究,一方面,如前述所述,数字普惠金融存在涓滴效应,但这种涓滴红利对低收入群体可能并不显著,且在相对贫困语境下,数字普惠金融的涓滴效应是否仍然存在?另一方面,现有研究在度量相对贫困时大都采用居民收入平均数或中位数的40%~60%,较少采用收入不平等指标进行度量,与绝对贫困研究不同,相对贫困本质上属于收入差距问题,数字普惠金融虽然具有普惠性和包容性特征,但也可能存在“数字鸿沟”特征,对于低收入群体来说,由于他们存在人力资本匮乏等问题,很可能无法接触互联网,从而无法享受数字经济的红利。因此,使用收入不平等指标来衡量相对贫困,更能深刻反映数字普惠金融的减贫效应。此外,现有研究主要研究农村家庭贫困问题,而缺乏对城市家庭相对贫困的分析。随着贫困型态研究逐步从绝对贫困转向相对贫困,贫困研究对象也将从农村贫困转向城市贫困、农村贫困并重的局面。基于此,本文将利用北京大学数字研究中心和蚂蚁金服研究院共同编制的中国数字普惠金融指数,并与中国家庭追踪调查数据相结合,研究数字普惠金融与中国城乡家庭相对贫困的关系及其背后的理论逻辑和异质性差异,以期丰富相对贫困决定因素和共同富裕相关的文献。

三、数字普惠金融与相对贫困治理的关系

本部分将从如下维度探讨数字普惠金融与相对贫困治理之间的关系:

第一,家庭风险偏好机制。由于大多数家庭都是风险规避的,尤其对于低收入家庭,其家庭风险管理能力有限^[1]。同时,加之传统金融“嫌贫爱富”的特点,金融排斥现象成为家庭风险管理的最大障碍。数字普惠金融的发展刺激了经济发展,随着经济的增长、企业生产力的发展以及居民收入的增加,低收入群体面临的发展不确定性会大大降低,他们对风险厌恶的程度也会随之降低,愿意承担更多的风险^[27]。可以说,数字普惠金融有效改变了个体的风险偏好态度。有研究表明,风险规避的人群很少转换工作,更倾向于签订永久合约的职位,而风险偏好水平的提升则会使个体更多地在非正规部门就业或进行家庭创业,进而实现创业机会的均等化和包容性发展^[28],促进职业流动和收入流动,而收入流动则会显著缓解收入不平等^[29-30]。

第二,融资约束机制。数字金融通过互联网大数据技术提高了信贷配给效率,增强了个体或家庭信贷的可获得性,但融资约束是否能缓解个体相对贫困却呈现两种截然不同的观点,观点一是个体或家庭获得信贷以后,会模仿信贷成功者的行为投资商业活动或进行人力资本积累,走向趋同的优质社会经济地位,从而缩小穷人与富人之间的收入差距,减缓穷人相对剥夺状况,这种机制可称之为信贷的“隧道效应”^[31-32];观点二是低收入家庭通过数字普惠金融获得贷款后,家庭可支配收入增加,随着收入增加,低收入家庭的消费水平会向高收入家庭的消费水平看齐,即家庭的消费行为会受周围人们消费水准的影响,为了维持这种攀比式消费,低收入家庭可能陷入持续借贷的窘境,信贷资金无法转化为生产性资本,阻碍家庭财富积累,加剧不同群体间的收入不平等,导致低收入群体相对贫困,这种机制可称之为信贷的“跟上琼斯效应”^①^[33]。Senik、Li、谢玉梅和夏

①“隧道效应”(Tunnel effect)的原始描述是:当隧道中发生交通拥堵时,同向行驶的两条车道的汽车无法向前移动,如果其中一条车道开始移动而另一条车道无法移动,静止车道的人会将另一车道的移动视为积极信号,表明他们也将很快驶出隧道。其经济学含义是个体经济行为受当前和预期收入满意度的影响,这种预期将促使个体积极模仿他人的成功,以提高收入或社会地位。“跟上琼斯效应”是指个体总是希望自己的财富能多于邻居琼斯,经济学家把这种攀比现象叫做“赶上邻居琼斯”(Keeping up with the Joneses effect)。

璐等学者比较了这两种机制,发现在转型国家中“隧道效应”更为普遍,因为快速变化的经济环境使人们的技能、收入和社会地位面临高度不确定性,为了形成对未来收入及财富的稳定性预期,他们往往会从相同地位的信贷成功者那里寻求信息,并引发低收入家庭通过借贷进行商业投资或人力资本积累,以积累财富、改善自身社会地位^[34-36]。因此,本文认为数字金融可以通过信贷融资缓解个体相对剥夺感。

第三,社会资本机制。在互联网和数字技术兴起之前,个体间的人际交流主要是以“面对面”形式为主,尤其是农村地区,村民间熟悉而亲密,“通过脚步声就知道来的人是谁”^[37]。随着数字经济的兴起,人们更多地依赖于数字网络技术交流方式^[38]。数字经济发展克服了传统交往空间距离的限制,拓展了社会交往半径,不仅降低获取信息的成本,而且重构了社会关系网络,推动社会资本由地域型社会资本向脱域型社会资本^①转变^[39]。而社会网络的转换则通过资本欠缺和回报欠缺^②两个渠道影响收入不平等^[40]。一方面,数字普惠金融通过资本欠缺渠道影响收入不平等的机制表现为,在数字经济发展进程中,低收入群体由于获取信息技术较匮乏,面临互联网接入可及性的“接入鸿沟”,从而导致他们获得金融信贷的机会及将信贷资金转化为生产资本的能力较为欠缺,造成金融资本更欠缺,进而拥有的社会资本存量也较欠缺,但低收入群体在时间上的机会成本要低于高收入群体,因而在更需要建构长久关系的社会网络中更具优势^[41];另一方面,数字普惠金融通过回报欠缺影响收入不平等的机制表现为,低收入群体在社会资本和金融资本存量上要劣于高收入群体,但根据边际收益递减规律,资本回报率随资本存量增加而递减,因而低收入群体的社会资本回报率要明显高于高收入群体^[42]。郭云南等研究发现宗族社会网络可以通过“传帮带”和风险自担等途径降低劳动力迁移成本,降低流动性约束,增加穷人收入,缓解收入不平等^[43]。Grootaert 基于穷人资本回报率更高的事实得出“社会资本是穷人的资本”结论^[44]。因此,从上述两个视角可以说明数字普惠金融可以通过社会资本缩小穷人和富人之间的收入差距。

四、实证研究设计

(一)数据来源

为了验证数字普惠金融对相对贫困的影响效应及影响机制,本文将使用中国家庭追踪调查数据(CFPS)进行实证检验。该数据由北京大学中国社会科学调查中心组织实施,旨在搜集家庭经济特征、收入、消费等多方面的数据,以反映我国城乡居民经济和非经济福利。具有样本量大、覆盖范围广等特点。本文主要使用2014—2018年的数据,数据处理过程如下:(1)筛选本文所涉及的变量;(2)进行极端值、缺失值处理;(3)将各年度个体层面与家庭层面数据进行横向合并,同时将2014、2016、2018年度数据进行纵向合并。经过上述数据处理,最终样本量为28302份。

(二)模型选择

基于前述理论分析所得出的假设,本文拟进一步采用计量模型检验数字普惠金融对相对贫困的影响。计量模型如下:

① 所谓脱域型社会资本,是指从传统熟人社会彼此互动的地域性联系中脱离出来,而重构出新的社会网络。而地域型社会资本,则是嵌入传统熟人社会的社会资本。

② 资本欠缺是指由于投资和机会不同造成不同群体拥有社会资本数量和质有所差异,本质上是社会资本在不同群体间的分布;回报欠缺是指由于不同群体间行动努力、制度反应的差异,造成社会资本对不同个体所产生的回报率有所差异。

$$Poverty_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digfin_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, $Poverty_{it}$ 、 $Digfin_{it}$ 分别表示第t年被调查农户i的相对贫困程度(使用收入不平等指数度量)、第t年被调查农户i所在地区的数字普惠金融指数, X_{it} 表示被调查农户i在第t年的个体、家庭特征控制变量。 β_0 、 β_1 、 γ 分别表示截距项、数字普惠金融和控制变量的回归系数,代表相应变量对城乡居民相对贫困的影响方向及效应,如果系数值为正且显著,表明在其他变量不变的条件下,该变量加剧了相对贫困程度,反之,则减缓了相对贫困程度。此外, μ_i 表示个体固定效应,即不随时间变化而变化的个体特征; θ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随着时间和个体变化而变化的随机干扰项。本文的变量设置如下:

1. 被解释变量:相对贫困。本文主要是从收入不平等角度来度量相对贫困,而对于收入不平等的测度,部分学者采用基尼系数或方差^[18],更多的学者基于收入相对剥夺角度,通过Kakwani相对剥夺指数、Podder相对剥夺指数来进行度量^[45-46]。本文使用Kakwani指数衡量相对贫困,其计算公式是: $RD(y, y_i) = \frac{1}{n} (\sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i)) = \gamma_{y_i}^+ [(\mu_{y_i}^+ - y_i)]$ 。该公式中, $RD(y, y_i)$ 为个体 y_i 遭受的相对剥夺程度(收入不平等程度), $\mu_{y_i}^+$ 表示群组Y中超过 y_i 的所有样本的收入平均值, $\gamma_{y_i}^+$ 表示群组Y中收入超过 y_i 的样本数占总样本数的比例。

2. 解释变量:数字普惠金融。本文使用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的中国数字普惠金融指数来度量数字普惠金融,该指数除了包括汇总指数外,还包括覆盖广度、使用深度和数字化程度等分类指数。本文以总指数为核心解释变量,同时将覆盖广度和使用深度作为稳健性检验的解释变量。在分析时,为了排除异方差和量纲不统一等问题,本文对所有指数均取了对数。

3. 机制变量。前文在分析数字普惠金融与相对贫困治理关系问题时,我们探讨了三种理论机制,即风险管理、家庭信贷融资和社会资本。因此,在实证检验时,也需要对其传导机理进行检验。具体指标构建上,做法如下:(1)风险管理。使用问卷中风险测试的五组问题定义风险管理变量^①,该变量取值为1~6,数值越大,表明居民越偏好风险。(2)信贷融资。使用问卷中“是否有待偿银行贷款”、“是否有待偿亲友及民间贷款”两个问题进行表征,当两个问题同时回答“否”,则表示个体或家庭无信贷融资,即存在融资约束,否则表示有信贷融资,即不存在融资约束。(3)社会资本。借鉴易行健等学者的研究,使用问卷中“家庭送出礼金数”的对数进行表征^[47]。

4. 控制变量。为获得数字普惠金融对相对贫困的无偏估计量,避免遗漏变量造成估计偏误,本文还控制了影响相对贫困的其他因素,主要包括户主层面的性别、婚姻状况、年龄、户口、政治面

① 将“风险试验1”回答“直接获得100元”、“风险试验2”回答“直接获得80元”、“风险试验3”回答“直接获得50元”赋值为1,将“风险试验1”回答“直接获得100元”、“风险试验2”回答“直接获得80元”、“风险试验3”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”赋值为2,将“风险试验1”回答“直接获得100元”、“风险试验2”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”、“风险试验3”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”赋值为3,将“风险试验1”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”、“风险试验4”回答“直接获得120元”赋值为4,将“风险试验1”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”、“风险试验4”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”、“风险试验5”回答“直接获得150元”赋值为5,将“风险试验1”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”、“风险试验4”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”、“风险试验5”回答“扔硬币,如果结果是正面数字得200元,结果是反面花则什么也得不到”赋值为6。

貌、健康状况等特征,以及家庭层面的政府补贴、非农就业、家庭规模等特征。表1报告了相关变量的描述性统计量。结果表明,被调查样本与现阶段我国居民家庭的现实情况基本相符,所处理样本适于本文实证统计分析。

表1 变量定义及描述性统计分析

| 变量类型 | 变量名称 | 变量定义 | 均值 | 标准差 |
|------|--------|--|---------|---------|
| 因变量 | 相对贫困 | Kakwani 相对剥夺指数(不平等指数) | 0.4627 | 0.2860 |
| 解释变量 | 数字普惠金融 | 数字普惠金融指数(取对数) | 5.2631 | 0.2354 |
| 机制变量 | 风险偏好 | 取值为1~6,数值越大,风险偏好程度越高 | 2.2445 | 1.7778 |
| | 信贷融资 | 是否有待偿银行贷款或亲友及民间贷款(是=1;否=0) | 0.2372 | 0.4254 |
| | 社会资本 | 家庭交通通讯工具费和人情支出金额(元,取对数) | 7.5203 | 2.1800 |
| 控制变量 | 年龄 | 年龄 | 45.3417 | 16.0291 |
| | 性别 | 性别(男=1;女=0) | 0.5086 | 0.4999 |
| | 婚姻状况 | 婚姻状况(1=已婚;0=未婚、丧偶) | 0.7870 | 0.4095 |
| | 健康状况 | 健康状况(1=非常健康;2=很健康;3=比较健康; 4=一般;5=不健康) | 2.9758 | 1.2651 |
| | 政治面貌 | 是否中共党员(1=是;0=否) | 0.0623 | 0.2417 |
| | 户口 | 户口(1=非农业户口;0=农业户口) | 0.0675 | 0.2509 |
| | 非农就业 | 家庭成员是否外出打工(1=是;0=否) | 0.5630 | 0.4960 |
| | 政府补助 | 家庭是否收到政府补助(1=是;0=否) | 0.6895 | 0.4627 |
| | 家庭规模 | 家庭人口数 | 4.6111 | 2.0332 |

五、实证结果与分析

(一)数字普惠金融对居民相对贫困的总体影响

1. 基准回归结果

根据公式(1),并结合被解释变量 Kakwani 相对剥夺指数是取值介于0~1间的变量,因此本文基准回归拟采用面板 Tobit 估计方法,通过 Stata 软件运行,表2汇报了数字普惠金融对居民相对剥夺程度的影响结果。结果显示,无论是否控制省份固定效应,数字普惠金融总指数均负向显著影响居民相对剥夺指数,控制省份固定效应后其回归系数为-0.0326,即数字普惠金融总指数每增加1%,居民发生相对剥夺的概率降低3.2%^①,表明数字普惠金融发展有助于缓解居民的相对剥夺程度(相对贫困程度)。原因在于数字普惠金融越发展,国家的数字经济发展前景就越广阔,个体获得普惠贷款的概率也越大,个体便可以将获得的信贷资金用于创业等投资活动。同时,数字经济越发达,城市经济规模经济越大,城市劳动力市场的供需匹配性会更契合,从而有助于个体增加非农就业机会,增加非农收入,从而减少个体遭受相对剥夺的概率。此外,数字普惠金融越发展,所需要的互联网技能和金融知识就越多,尚未接触互联网的低收入家庭为了享受普惠性金融服务,不得不对自身人力资本进行投资,拓宽自身社会网络,以适应从事互联网经济活动之需要,从而使低收入家庭收入形成向上流动的良性循环,减缓自身相对剥夺状况。

本文还从两个分指数进行了分析,如表2所示,控制省份固定效应后,数字普惠金融广度和深度均显著负向影响居民相对剥夺指数,其中数字普惠金融广度每增加1%,居民发生相对剥夺的概

^① 对于 probit、logit 或 tobit 模型,回归系数并不表示自变量对因变量的影响效应,影响效应一般通过公式得到,同时,本文的核心解释变量数字普惠金融取了对数,因此,在反应二者关系时,可以用百分比来提示数字普惠金融对相对剥夺指数的影响效应。

表2 数字普惠金融对居民相对剥夺指数影响的估计结果

| 变量 | 总指数 | | 数字普惠金融广度 | | 数字普惠金融深度 | |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 数字普惠金融 | -0.0499*** (0.0051) | -0.0326*** (0.0052) | -0.0365*** (0.0039) | -0.0251*** (0.0039) | -0.0960*** (0.0052) | -0.0607*** (0.0055) |
| 年龄 | 0.0015*** (0.0002) | 0.0016*** (0.0002) | 0.0015*** (0.0002) | 0.0016*** (0.0002) | 0.0015*** (0.0002) | 0.0015*** (0.0002) |
| 性别 | -0.0022 (0.0046) | -0.0044 (0.0044) | -0.0022 (0.0046) | -0.0044 (0.0044) | -0.0027 (0.0046) | -0.0045 (0.0044) |
| 婚姻状况 | -0.0183*** (0.0053) | -0.0183*** (0.0051) | -0.0183*** (0.0053) | -0.0184*** (0.0051) | -0.0189*** (0.0052) | -0.0187*** (0.0051) |
| 健康状况 | 0.0073*** (0.0013) | 0.0073*** (0.0013) | 0.0073*** (0.0013) | 0.0073*** (0.0013) | 0.0069*** (0.0013) | 0.0070*** (0.0013) |
| 政治面貌 | -0.0132** (0.0064) | -0.0153** (0.0063) | -0.0131** (0.0064) | -0.0153** (0.0063) | -0.0180*** (0.0064) | -0.0179*** (0.0063) |
| 户口 | -0.1213*** (0.0077) | -0.1089*** (0.0075) | -0.1214*** (0.0077) | -0.1089*** (0.0075) | -0.1216*** (0.0076) | -0.1098*** (0.0075) |
| 非农就业 | -0.1582*** (0.0030) | -0.1651*** (0.0030) | -0.1582*** (0.0030) | -0.1651*** (0.0030) | -0.1596*** (0.0030) | -0.1653*** (0.0030) |
| 政府补助 | 0.0016 (0.0033) | -0.0089*** (0.0033) | 0.0018 (0.0033) | -0.0090*** (0.0033) | -0.0002 (0.0033) | -0.0087*** (0.0033) |
| 家庭规模 | -0.0310*** (0.0010) | -0.0326*** (0.0010) | -0.0310*** (0.0010) | -0.0326*** (0.0010) | -0.0316*** (0.0010) | -0.0328*** (0.0010) |
| 省份固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 常数项 | 0.8895*** (0.0285) | 0.7468*** (0.0496) | 0.8120*** (0.0216) | 0.7033*** (0.0456) | 1.1317*** (0.0289) | 0.9067*** (0.0509) |
| Wald chi2 | 5183.12 | 6484.47 | 5176.25 | 6486.66 | 5479.78 | 6578.07 |
| 样本量 | 28302 | 28302 | 28302 | 28302 | 28302 | 28302 |

注:***、**、*分别表示变量在1%、5%、10%水平上显著。下同。

率降低2.48%，数字普惠金融深度指数每增加1%，居民发生相对剥夺的概率降低5.89%，均有助于缓解个体的相对贫困程度。从数字普惠金融广度来说，该指数二级指标采用的是账户覆盖率（具体包括每万人拥有支付宝账号数量、支付宝绑卡用户比例、平均每个支付宝账号绑定银行卡数），而传统金融广度指数一般采用“金融机构网点数”和“金融服务人员数”等二级指标，因而可以看出，与传统金融受限于地域不同，数字金融发展不受地域限制，数字金融平台可以快速绑定银行卡电子账户。因此，数字经济发展助推了第三方支付等数字平台经济快速发展，而第三方支付又助推了理财、信贷和融资等业务电子化，普通老百姓获得资金的难度会大大降低。从数字普惠金融深度来说，该指标主要使用数字金融服务衡量，数字经济的发展使传统的信贷、保险、投资、信用、货币基金等服务形式由传统银行柜台转变为互联网平台交易，不再局限于空间限制，惠及人群更广、服务内容更深，个体信贷资源来源更加多样。可见，无论是从数字普惠金融广度还是深度来说，两者均有助于减缓个体相对剥夺状况。

2. 稳健性检验

为了使基准回归结果稳健，本文采用了7种方法进行稳健性检验。第一，使用面板数据混合OLS方法重新估计，结果与基准回归结果一致。第二，使用工具变量的面板Tobit方法，数字普惠金融发展受各地互联网发展、数字经济发展等影响，在控制变量中并未将这些因素全部纳入，最后通过模型遗漏变量体现，从而造成随机误差项与核心解释变量相关，造成内生性问题。因此，本文拟采用“是否使用互联网”做工具变量^①，并使用工具变量面板Tobit方法进行估计，结果表明数字普惠金融依然显著负向影响居民相对剥夺指数，即有助于缓解相对贫困。第三，使用Podder相对剥夺指数度量相对贫困，如前所述，相对剥夺指数除了可以用Kakwani指数表征外，也可以使用Podder相对剥夺指数表征，

① 本文使用CFPS问卷中“是否上网”（2014年）、“是否电脑上网”和“是否手机上网”（2016、2018年）三个问题进行表征，如果三个问题均回答“否”则表示未使用互联网，反之则表示使用了互联网。选择该变量作为工具变量的原因在于：一是工具变量与数字普惠金融具有高度相关性，互联网作为基础设施，为数字普惠金融发展提供了大数据计算能力，个体互联网使用是数字经济发展的前提。二是工具变量与残差项不存在相关性，互联网使用是个体的自主决策，随着互联网使用不断普及，居民互联网使用决策与经济发展水平之间关联性不高。

Podder 指数计算公式为: $RD(y, y_i) = \frac{1}{n} (\sum_{j=i+1}^n (\ln y_j - \ln y_i)) = \gamma_{y_i}^+ [\mu_{\ln y_i}^+ - \ln y_i]$, 式中, $\mu_{\ln y_i}^+$ 表示群

组 Y 中超过 $\ln y_i$ 的所有样本的收入对数平均值, $\ln y_i$ 表示群组 Y 中 y_i 的对数值, 其余符号与 Yizhaki 指数计算公式相同。结果显示, 使用 Podder 指数度量相对贫困后, 数字普惠金融依然显著负向影响相对贫困, 结果稳健。第四, 使用“等效家庭规模”^①加权的城乡居民家庭纯收入中值的 40% 衡量相对贫困, 除了基于收入不平等角度度量相对贫困外, 也可以使用收入中值的 40% 来度量相对贫困, 借鉴檀学文等学者的研究, 并借鉴欧盟国家的做法, 设定“等效家庭规模”加权的城乡居民家庭纯收入中值的 40% 作为相对贫困划线标准, 如果家庭纯收入小于该标准, 则为相对贫困, 反之则为相对不贫困^[48]。表 3 第(5)行结果表明, 数字普惠金融显著负向影响相对贫困, 结果依然稳健。第五, 不采用“等效家庭规模”加权方式测算相对贫困, 第四种方法使用“等效家庭规模”加权方法测算相对贫困, 本部分则不使用加权算法。表 3 第(6)行结果表明, 数字普惠金融对不加权的客观相对贫困依然呈负向影响, 并在 1% 水平上高度显著, 表明与基准结果一致。第六, 五分类 Kakwani 指数度量相对贫困, 将 Kakwani 指数所代表的收入相对剥夺指数划为了五个等级, 采用划分后的“收入剥夺等级”来衡量收入不平等, 收入剥夺等级赋值为 1、2、3、4、5, 分别表示遭受轻微剥夺[0, 0.2]、遭受一定剥夺(0.2, 0.4]、遭受中等程度剥夺(0.4, 0.6]、遭受严重剥夺(0.6, 0.8]、遭受极端剥夺(0.8, 1]。该变量为定序分类变量, 因此采用面板 Ordered-logit 方法进行回归分析。表 3 第(7)行结果表明, 数字普惠金融对五分类相对剥夺指数依然显著负向影响, 并在 1% 水平上高度显著, 结果稳健。第七, 使用主观相对贫困作因变量进行检验。考虑到客观相对贫困并不能完全反映个体的贫困状况, 田雅娟等、Pradhan 和 Ravallion 等学者借鉴经济学中“效用”的概念, 提出主观相对贫困^[49], 基于个体对自己拥有完全信息, 他们能够判断自己是否贫困, 采用 CFPS 问卷中“您的收入在本地处于什么位置?”这一问题进行度量, 该问题选项为 1~5, 数值越大, 表示个人主观认为收入越高。表 3 第(8)行结果表明, 数字普惠金融指数对主观相对贫困的影响效应为 0.2801, 表明数字普惠金融程度越高, 个体的主观收入感受程度越高, 因而数字普惠金融有助于缓解个体主观相对贫困状况, 结果再次稳健。

表 3 数字普惠金融对相对贫困影响的稳健性检验

| 稳健性检验方法 | 因变量 | 解释变量 | 影响效应 |
|--------------------------------------|----------------------|----------------------------|---------------------|
| 替换方法:混合 OLS | 相对贫困(Kakwani 指数) | 数字普惠金融 | -0.0342*** (0.0052) |
| 替换方法:工具变量面板 tobit | 相对贫困(Kakwani 指数) | 数字普惠金融(工具变量 为个体是否使用互联网) | -0.4511*** (0.0290) |
| 使用 Podder 不平等指数度量相对贫困 | 相对贫困(Podder 指数) | 数字普惠金融 | -0.0500*** (0.0082) |
| 替换因变量:使用家庭纯收入中值的 40% 衡量相对贫困(加权算法) | 相对贫困 | 数字普惠金融 | -0.5792*** (0.0641) |
| 替换因变量:家庭纯收入中值的 40% 衡量相对贫困(不加权算法) | 相对贫困 | 数字普惠金融 | -0.1784*** (0.0604) |
| 替换因变量:五分类 Kakwani 指数 | 相对贫困(五分类 Kakwani 指数) | 数字普惠金融 | -0.2809*** (0.0392) |
| 使用主观相对贫困 | 相对贫困 | 数字普惠金融 | 0.2801*** (0.0411) |

注:所有回归均对控制变量进行了控制,考虑篇幅,本表只报告了主解释变量对因变量的回归系数。下同。

① 等效家庭规模是根据家庭成员年龄赋予不同权重,户主权重为 1,14 岁以上家庭成员权重为 0.5,14 岁及以下家庭成员权重为 0.3,将所有家庭成员权重加总得到等效家庭规模。在此基础上计算出等效家庭规模的人均纯收入。

(二) 数字普惠金融对相对贫困影响的异质性分析

前文从整体上分析了数字普惠金融对相对贫困的影响,但人们在享受“数字红利”之时,也切身感受到了“数字鸿沟”^①的存在,这些“数字鸿沟”集中体现在不同收入群体之间、城乡居民之间、以及不同年龄群体之间。为此,本文进一步从上述三个维度探讨数字普惠金融对相对贫困的异质性影响。

首先从收入差异视角来看,本文将家庭人均纯收入按从小到大的顺序排序,并将其三等分分组,依然表示低收入群体、中等收入群体和高收入群体。表4第(2)~(4)列报告了回归结果,结果显示,数字普惠金融对低收入和中等收入群体相对贫困显著缓解作用,而对高收入群体相对贫困影响不显著,且对低收入群体影响效应最大。这种结果并不能支持不同收入群体间存在“数字鸿沟”的结论。可能原因在于富人对社会比较并不敏感,他们对自己所处的社会经济地位感到满意^[49],而穷人则会因为自己收入比周围邻居朋友低而感到沮丧,这会驱使他们不断通过数字技术提升职业技能、通过数字金融获得贷款,从而引致数字普惠金融显著地缓解了收入不平等状况。

其次从城乡差异视角来看,本文根据CFPS数据中“城乡”分类变量,将样本划分为城镇和农村两个群体。表4第(5)、(6)列报告了结果,结果显示,数字普惠金融有效缓解了城镇和农村居民相对贫困,但从系数大小来看,数字金融对城镇居民相对贫困的缓解效应要大于农村居民,这说明虽然国家通过脱贫攻坚和乡村振兴战略大力改善农村互联网基础设施,但城乡间依然存在较大信息差距,数字鸿沟普遍存在于城乡之间。

再次从年龄差异视角来看,本文根据CFPS数据中“被调查者年龄”问题,将样本划分为70岁及其以上和70岁以下两个群体。表4第(7)、(8)列报告了回归结果,结果显示,数字普惠金融对70岁及其以上的老年群体相对贫困影响不显著,而对70岁以下群体相对贫困则显著负向影响,说明数字普惠金融不利于老年群体相对贫困改善,而有助于中青年群体相对贫困缓解,数字鸿沟存在于老年人和年轻人之间。其可能原因在于,老年人接受新技术的能力较弱,不仅缺乏使用数字技术实现再就业的能力,而且缺乏使用数字技术拓展社会网络的能力,从而造成老年人的相对贫困状况^[50]。

表4 数字普惠金融对相对贫困影响的异质性分析

| 异质性维度 | 收入差异 | | | 城乡差异 | | 年龄差异 | |
|-------|---------------------|---------------------|-----------------|---------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| | 低收入 | 中等收入 | 高收入 | 城镇 | 农村 | 70岁及以上 | 70岁以下 |
| 效应 | -0.0425*** (0.0057) | -0.0135*** (0.0042) | 0.0062 (0.0049) | -0.0575*** (0.0190) | -0.0324*** (0.0054) | -0.0009 (0.0231) | -0.0327*** (0.0054) |

(三) 数字普惠金融对相对贫困的影响机制检验

前文已经论述数字普惠金融有利于缓解个体相对剥夺程度,并在理论分析中探讨了三种可能传导机制,分别为风险管理、融资约束和社会资本。笔者将对这三种机制进行实证检验。

1. 风险偏好

理论分析中,本文认为数字普惠金融可以有效提升家庭风险偏好态度,从而缓解相对贫困。对于风险偏好,笔者使用CFPS问卷中风险测试的五组问题定义风险偏好变量,该变量取值为1~6,数值越大,表明居民越偏好风险,风险管理能力越强。表5第(2)列为引入数字普惠金融、家庭风险偏好及两者交互项的面板Tobit回归结果,结果发现,交互项系数为-0.0066,并在5%水平上显著,说明家庭管理能力越强,数字普惠金融对相对贫困的缓解效应越大,这表明,数字普惠金融通过家庭风险管理缓解相对贫困的机制是存在的。

①“数字鸿沟”是指享受数字经济的不同信息主体在使用互联网数字技术时存在很大差异。

表5 数字普惠金融对居民相对贫困的影响机制检验

| 变量 | 相对贫困 | 相对贫困 | 相对贫困 |
|---------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 数字普惠金融 | -0.0172 ** (0.0081) | -0.0167 *** (0.0060) | 0.0943 *** (0.0184) |
| 风险 | 0.0307 ** (0.0147) | | |
| 信贷融资 | | 0.3907 *** (0.0648) | |
| 社会资本 | | | 0.0604 *** (0.0122) |
| 数字普惠金融 × 风险 | -0.0066 ** (0.0028) | | |
| 数字普惠金融 × 信贷融资 | | -0.0700 *** (0.0123) | |
| 数字普惠金融 × 社会资本 | | | -0.0140 *** (0.0024) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 0.6819 *** (0.0587) | 0.6558 *** (0.0523) | 0.1476 (0.1053) |
| Wald chi2 | 6481.23 | 6573.04 | 6968.77 |
| N | 28254 | 28302 | 28302 |

2. 融资约束

理论分析中,本文分析了数字普惠金融所引致的融资约束缓解可能存在“隧道效应”和“跟上琼斯效应”两种机制,并论述在转型国家中“隧道效应”更大。因此,本文以问卷中“是否有待偿银行贷款”、“是否有待偿亲友及民间借贷”两个问题进行表征,当两个问题同时回答“否”,则表示无信贷融资,即存在融资约束,否则表示有信贷融资,即不存在融资约束。然后引入信贷融资与数字普惠金融的交乘项进行面板 Tobit 回归,结果显示,两者交叉项系数为 -0.0700 ,表明相较于无信贷融资的群体,数字普惠金融对相对贫困的缓解效应,在有信贷融资的群体中更大,从侧面反应融资约束阻碍了数字普惠金融的减贫效应。

3. 社会资本

最后,本文验证数字普惠金融是否通过社会资本途径缓解相对贫困。我们以“家庭交通通讯工具费和人情支出金额”的对数来表征社会资本,表5第(4)列引入了数字普惠金融、社会资本及两者交互项的面板 Tobit 估计结果,结果发现,两者交互项系数为 -0.0140 ,并在1%水平上高度显著,表明社会资本越丰富,数字普惠金融对相对贫困的缓解效应越大,即数字普惠金融通过社会资本缓解相对贫困的机制成立。分析原因,如理论部分所述,互联网及其衍生的数字经济被认为是维持现有社会关系或建立新的社会关系的有效手段,数字经济发展有助于拓宽居民的社会网络,助力社会资本积累,减缓居民遭受相对剥夺的状况^[51]。

六、结论和政策含义

本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)2014—2018年的数据,运用面板 Tobit、工具变量面板 Tobit 方法,并以 Kakwani 相对剥夺指数度量相对贫困,分析数字普惠金融对城乡居民相对贫困的影响。结果表明,数字普惠金融总指数每增加1%,居民发生相对贫困的概率降低3.2%,其中数字普惠金融广度每增加1%,居民发生相对贫困的概率降低2.48%,数字普惠金融深度指数每增加1%,居民发生相对贫困的概率降低5.89%,均有助于缓解个体的相对贫困程度。另外,本文通过替换回归方法(混合 OLS、工具变量面板 Tobit)、替换因变量(使用“等效家庭规模”加权或不加权的城乡居民家庭纯收入中值的40%测算相对贫困、使用 Podder 相对剥夺指数度量相对贫困、使用五分类 Kakwani 指数、使用个人主观感受度量相对贫困)等方法进行稳健性检验,发现估计结果仍然稳健。

进一步地,考虑到数字普惠金融在不同群体间可能存在数字鸿沟,本文从收入、城乡、年龄三

个维度来验证数字普惠金融对相对贫困的影响差异。在收入分组中,数字普惠金融能有效缓解中低收入群体的相对贫困状况,但对高收入群体相对贫困无显著影响,说明收入群体间“数字鸿沟”并不成立。在城乡分组中,研究发现数字普惠金融均能有效缓解城镇居民和农村居民相对贫困状况,但对城镇居民相对贫困缓解效应更大,从侧面反映出,政府的脱贫攻坚战略和乡村振兴战略改善了农村互联网基础设施,对农村脱贫贡献巨大,但城乡间依然存在“数字鸿沟”。在年龄分组中,研究发现,数字普惠金融能有效缓解70岁以下群体相对贫困,但对缓解70岁以上老年相对贫困影响不显著,这反映出老年人与年轻人的数字鸿沟确实存在。

最后,检验了数字普惠金融缓解城乡居民相对贫困的传导机制,结果表明,数字普惠金融通过家庭风险管理、信贷融资约束、社会资本等途径缓解了相对贫困。数字普惠金融的发展降低了交易成本、改善了信息不对称、降低了信贷风险,提高了个体应对金融风险的管理能力,使信贷融资水平不断提高,因而能够缓解相对贫困。此外,数字普惠金融使互联网使用成为可能,拓宽了居民社会交往半径,并获得更多异质性社会网络资源,并刺激了居民对数字技能的需求,增加人力资本积累,从而表现出数字普惠金融通过社会资本缓解居民主客观相对贫困。

基于上述研究结论,本文的政策含义如下:

第一,基于数字普惠金融有效缓解居民相对贫困的结论,本文认为应当积极探索相对贫困的数字化治理路径,让数字赋能扶贫,利用大数据在返贫监测、相对贫困识别等维度的优势,建立相对贫困治理动态预警机制。

第二,基于数字普惠金融在城乡、老年人和年轻人存在“数字鸿沟”的结论,本文认为应当推进数字乡村振兴战略,让数字赋能乡村振兴,加大农村互联网基础设施投资,在5G基站等互联网基建领域要适当向农村倾斜;同时改善老年人互联网使用环境,开展老年人智能手机使用、手机支付、互联网理财等维度培训,让老年人享受到数字经济的红利,积极拥抱数字经济。

第三,本文认为数字普惠金融极大地改善了信贷融资环境,但由于存在“跟上琼斯效应”,反而可能加剧低收入群体相对贫困。因此,要积极引导低收入群体的消费偏好,充分利用大数据动态监测机制,限制存在攀比心理的人群过度借贷,陷入贫困状态,让数字经济成为相对贫困治理的一把利刃。

第四,数字普惠金融有助于地域型社会资本转换为脱域型社会资本,但也打破了传统乡土社会基于血缘、亲缘的社会网络,地域型社会资本的经济文化功能可能遭受到发展瓶颈,结合城乡间本身就存在“数字鸿沟”,农村部分居民很可能返贫或发生新的贫困。因此,政府充分利用大数据和数字网络技术,关注农村社会关系中的非正式制度安排,畅通农民社会交往渠道,防止贫困“自我复制”。

参考文献:

- [1] 吴本健,罗玲,邓蕾. 多样化种植与农村相对贫困的形成及治理[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2021(2):19-31.
- [2] 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.
- [3] TOWNSEND P. Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living[M]. Univ of California Press, 1979.
- [4] 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):67-75.
- [5] 郭君平,谭清香,曲颂. 进城农民工家庭贫困的测量与分析——基于“收入—消费—多维”视角[J]. 中国农村经济, 2018(9):94-109.
- [6] FOSTER J, GREER J, THORBECKE E. A Class of Decomposable Poverty Measures[J]. Econometrica: Journal of

- the Econometric Society, 1984(3): 761 - 766.
- [7] ALKIRE S, FOSTER J. Counting and Multidimensional Poverty Measurement[J]. *Journal of Public Economics*, 2011(7): 476 - 487.
- [8] FOSTER J E. What is Poverty and Who Are the Poor? Redefinition for the United States in the 1990s: Absolute Versus Relative Poverty[J]. *American Economic Review*, 1998(2): 335 - 341.
- [9] STARK O, MICEVSKA M, MYCIELSKI J. Relative Poverty as a Determinant of Migration: Evidence from Poland [J]. *Economics Letters*, 2009(3): 119 - 122.
- [10] 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.
- [11] 李实. 中国个人收入分配研究回顾与展望[J]. *经济学季刊*, 2003(2): 379 - 404.
- [12] 陈钊, 万广华, 陆铭. 行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解[J]. *中国社会科学*, 2010(3): 65 - 76.
- [13] 马九杰. 农业、农村产业结构调整与农民收入差距变化[J]. *改革*, 2001(6): 92 - 101.
- [14] 温涛, 王小华, 董文杰. 金融发展、人力资本投入与缩小城乡收入差距——基于中国西部地区40个区县的经验研究[J]. *吉林大学社会科学学报*, 2014(2): 27 - 36.
- [15] 徐舒. 技术进步、教育收益与收入不平等[J]. *经济研究*, 2010(9): 79 - 92.
- [16] ZHANG J, GILES J, ROZELLE S. Does it Pay to be a Cadre? Estimating the Returns to being a Local Official in Rural China, *Journal of Comparative Economics*, 2012(3): 337 - 356.
- [17] 张宁, 张兵. 农村非正规金融、农户内部收入差距与贫困[J]. *经济科学*, 2015(1): 53 - 65.
- [18] 刘魏, 张应良. 非农就业与农户收入差距研究——基于“离土”和“离乡”的异质性分析[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2018(3): 56 - 64.
- [19] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. *经济研究*, 2019, 54(08): 71 - 86.
- [20] 王汉杰, 温涛, 韩佳丽. 深度贫困地区农户借贷能有效提升脱贫质量吗? [J]. *中国农村经济*, 2020(8): 54 - 68.
- [21] 杨伟明, 粟麟, 王明伟. 数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J]. *上海财经大学学报*, 2020(4): 83 - 94.
- [22] 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.
- [23] 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[J]. *中国农村经济*, 2019(03): 19 - 35.
- [24] 张勋, 万广华, 郭峰. 数字金融: 中国经济发展的新引擎[M]. 社会科学文献出版社, 2021.
- [25] GENG Z, HE G. Digital financial inclusion and sustainable employment: Evidence from countries along the belt and road[J]. *Borsa Istanbul Review*, 2021(3): 307 - 316.
- [26] 程惠霞. 普惠金融发展新路径: 赋权与使能双驱动[J]. *华南农业大学学报(社会科学版)*, 2020(5): 15 - 26.
- [27] CAROLI E, GARCIA-PENALOSA C. Risk Aversion and Rising Wage Inequality[J]. *Economics Letters*, 2002, 77(1): 21 - 26.
- [28] 张勋, 杨桐, 汪晨, 万广华. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. *管理世界*, 2020(11): 48 - 63.
- [29] FIELDS G S, OK E A. The Meaning and Measurement of Income Mobility[J]. *Journal of Economic Theory*, 1996(2): 349 - 377.
- [30] 申云. 农户家庭收入流动水平的结构差异及其影响因素分析——基于“远亲”与“近邻”的视角[J]. *经济理论与经济管理*, 2016(6): 88 - 101.
- [31] DEMIRGÜC-KUNT A, KLAPPER L. Measuring Financial Inclusion: Explaining Variation in Use of Financial Services across and within Countries[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2013(1): 279 - 340.
- [32] GALOR O, MOAV O. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development [J]. *The Review of Economic Studies*, 2004, 71(4): 1001 - 1026.
- [33] LEVINE A S, FRANK R H, DIJK O. Expenditure Cascades[J]. *Review of Behavioral Economics*, 2014(1): 55 - 73.
- [34] SENIK C. When Information Dominates Comparison: Learning from Russian Subjective Panel Data[J]. *Journal of*

- Public Economics, 2004(9): 2099 – 2123.
- [35] LI L. Financial Inclusion and Poverty: The Role of Relative Income[J]. China Economic Review, 2018(12): 165 – 191.
- [36] 谢玉梅, 夏璐. “隧道效应”还是“跟上琼斯效应”——基于社会互动视角的分析[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2021(1): 63 – 71.
- [37] 李婷. “熟人社会”中的农村阶层关系[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2016(2): 62 – 71.
- [38] 周广肃, 梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究, 2018(1): 84 – 101.
- [39] 谢家智, 王文涛. 社会结构变迁、社会资本转换与农户收入差距[J]. 中国软科学, 2016(10): 20 – 36.
- [40] LIN N. Social Capital: A Theory of Social Structure and Action[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [41] COLLIER P. Social Capital and Poverty: A Microeconomic Perspective[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [42] 周晔馨, 叶静怡. 社会资本在减轻农村贫困中的作用: 文献述评与研究展望[J]. 南方经济, 2014(7): 35 – 57.
- [43] 郭云南, 姚洋. 宗族网络与农村劳动力流动[J]. 管理世界, 2013, (3): 69 – 81.
- [44] GROOTAERT C, OH G T, SWAMY A. Social capital, household welfare and poverty in Burkina Faso[J]. Journal of African Economies, 2002(1): 4 – 38.
- [45] 杨晶, 邓大松, 申云. 人力资本、社会保障与中国居民收入不平等——基于个体相对剥夺视角[J]. 保险研究, 2019(6): 111 – 124.
- [46] 黄云, 任国强, 周云波. 收入不平等对农村居民身心健康的影响——基于 CGSS2015 数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2019(3): 25 – 37.
- [47] 易行健, 张波, 杨汝岱, 杨碧云. 家庭社会网络与农户储蓄行为: 基于中国农村的实证研究[J]. 管理世界, 2012(5): 43 – 51.
- [48] 檀学文. 走向共同富裕的解决相对贫困思路研究[J]. 中国农村经济, 2020(6): 21 – 36.
- [49] 田雅娟, 刘强, 冯亮. 中国居民家庭的主观贫困感受研究[J]. 统计研究, 2019(1): 92 – 103.
- [50] HOLLÄNDER H. On the Validity of Utility Statements: Standard theory Versus Duesenberry's[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2001(3): 227 – 249.
- [51] 吕明阳, 彭希哲, 陆蒙华. 互联网使用对老年人就业参与的影响[J]. 经济学动态, 2020(10): 77 – 91.

Impact of Digital Inclusive Finance on Relative Poverty

LIU Wei

(Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangtze River,
Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

Abstract: Based on the data of the China Family Panel Studies from 2014 to 2018, this paper examines the impact and mechanism of digital inclusive finance on the relative poverty of urban and rural residents from the perspective of income inequality. The study found that for every 1% increase in the digital inclusive finance index, the probability of relative poverty of residents decreases by 3.2%. Digital inclusive finance effectively alleviates the relative deprivation of individuals. The reason is that the development of digital inclusive finance improves household risk management capabilities, eases financing constraints and promotes the expansion of family social capital. However, the study also found that differences exist on the poverty alleviation effect between urban and rural groups and age groups. Therefore, enabling digital empowerment to alleviate poverty is an effective way to control relative poverty.

Key Words: digital inclusive finance; relative poverty; income inequality; family social capital