

数字普惠金融发展缓解了相对贫困吗?*

刘 魏¹ 张应良² 王 燕¹

(1. 重庆工商大学长江上游经济研究中心,重庆 400067;

2. 西南大学农村经济与管理研究中心,重庆 400715)



内容提要: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,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具有重要价值。基于中国家庭追踪调查 2014—2018 年的数据,将相对贫困区分为主观和客观两种类型,并运用条件混合过程(CMP)等研究方法,分析数字普惠金融对居民相对贫困的影响。结果表明,数字普惠金融指数每增加 1%,客观相对贫困的发生概率下降 2.12%,主观相对贫困的发生概率下降 0.96%,表明数字普惠金融发展有效缓解了城乡居民的相对贫困状况,其作用机制在于数字普惠金融通过降低信贷成本、积累人力资本和社会资本缓解客观相对贫困,通过积累人力资本和社会资本缓解主观相对贫困。进一步从异质性视角分析发现,这种缓解效应存在城乡差异和年龄差异,由于“数字鸿沟”的存在,数字普惠金融对城市居民主客观相对贫困的缓解效应要强于农村居民,对 60 岁以下年龄群体主客观相对贫困的缓解效应要强于 60 岁及以上群体。

关键词:数字普惠金融 主观相对贫困 客观相对贫困 数字鸿沟

中图分类号:F061.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)07—0044—0017

一、引言

贫困是人类文明发展的拦路虎,人类社会发展史就是一部同贫困做斗争的历史。中国政府历来重视扶贫工作。自改革开放以来,通过“救济扶贫—体制改革扶贫—开发扶贫—精准扶贫”历程,中国走出了一条特色扶贫道路,贫困人口明显减少,贫困发生率持续降低,为世界反贫困做出了重大贡献。截至 2020 年底,按照现有贫困标准测算出的 5575 万农村贫困人口实现脱贫,960 多万建档立卡贫困人口通过易地扶贫搬迁摆脱了“一方水土难养一方人”的困境,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。

消除绝对贫困并不意味着 2020 年后中国不再存在贫困问题。第一,贫困率持续走低除了与政府扶贫政策有关外,也与我国绝对贫困线设定较低有关。中国设定的绝对贫困标准线 2300 元大致相当于世界银行的极端贫困线^①。如果以世界银行中高贫困线作为标准,我国将依然存在大量贫

收稿日期:2021-02-06

* 基金项目:国家社会科学基金青年项目“渝鄂湘黔边区相对贫困识别及长效治理机制研究”(20CGL050);国家社会科学基金重点项目“深入实施藏粮于地、藏粮于技战略的路径与政策研究”(21AZD032)。

作者简介:刘魏,男,讲师,管理学博士,研究领域是贫困和收入不平等,电子邮箱:lwei@ctbu.edu.cn;张应良,男,教授,管理学博士,研究领域是农村经济组织与制度,电子邮箱:yinglz@swu.edu.cn;王燕,女,教授,管理学博士,研究领域是农业经济,电子邮箱:804130301@qq.com。通讯作者:张应良。

①2018 年,世界银行将极端贫困线、中等偏低贫困线和中等偏高贫困线标准分别设定为每人每天开支低于 1.9 美元、3.2 美元和 5.5 美元。

困人口。第二,贫困问题是动态变化的。解决贫困问题不能仅着眼于解决贫困群体收入问题,还应建立防范已脱贫人口返贫,防范新贫困发生的贫困治理机制,培育贫困群体的内生发展能力(雷明,2016^[1];汪三贵和曾小溪,2018^[2];李小云等,2019^[3])。第三,贫困问题具有多维性特征,不仅表现为贫困群体收入低下,还表现为生计资本、教育、健康等资源匮乏,而我国脱贫攻坚标准仅限于收入不低于2300元和“两不愁、三保障”的实现,并未将资源的多维剥夺考虑进来(刘魏和王小华,2019)^[4]。此外,贫困不仅可以用收入和财富来衡量,也可以用人的主观感受来测量,只要个体感受到与其他人有收入差异,主观相对剥夺感就会一直存在。可见,现行标准下绝对贫困问题解决,并不表明我国贫困问题的消除,而是意味着我国贫困特征将逐渐由绝对贫困向相对贫困转变、由农村贫困向城乡贫困并存转变^①(谷树忠,2016^[5];左停和金菁,2018^[6];黄承伟,2019^[7];黄征学等,2019^[8])。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,如何继续有效推进贫困治理,提高脱贫质量,减缓全体居民主观剥夺感将是脱贫攻坚后贫困研究转入相对贫困范畴的重要课题。

中国反贫困的成功经验,为全球反贫困提供了样板。其中,数字金融普及尤其值得一提。随着数字经济蓬勃发展^②,我国政府高度重视数字经济扶贫功能的发挥。习近平在中国科学院第十九次院士大会上指出,“要推进互联网、大数据、人工智能同实体经济深度融合,做大做强数字经济”,“要加强精准扶贫领域的大数据运用”。以数字经济发展为契机,各类金融机构的金融服务进入互联网平台,金融产品推陈出新,越来越多的人通过数字经济享受到移动支付、互联网理财、互联网信贷、大病互助等金融服务所带来的发展机会。从理论上讲,普惠金融的发展能够扩大金融服务范围,提高金融服务渗透率,为不同层次个体提供金融产品,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(王汉杰等,2020^[9];杨伟明等,2020^[10])。既有研究主要关注以银行信贷服务为主要内容的传统普惠金融,较少触及以数字化为特征的数字普惠金融。同时,随着相对贫困划线标准确定,数字金融能否改善城乡居民相对贫困境况尚未可知;且相对贫困还包含主观相对贫困层面,每个个体是否因数字金融发展而表现出不同的主观剥夺感?有鉴于此,本文将借助于北京大学数字普惠金融指数,研究数字普惠金融是否能够有效缓解城乡居民主观相对贫困和客观相对贫困。

二、文献综述

贫困通常被分为绝对贫困和相对贫困。绝对贫困是指由于贫困家庭总收入难以维持基本生存所必需的支出,陷入绝对的物质匮乏。其识别方式主要是制定最低收入标准或最低营养标准。然而,以绝对贫困为基础的理论无法解释发达国家(或地区)依然存在贫困现象,这导致贫困研究转向相对贫困范畴。相对贫困分为客观相对贫困和主观相对贫困。客观相对贫困是指在特定社会约束条件下,个体由于缺乏参与社会活动的资源或能力,使其难以达到社会所认定的其他生活水平,从而被排斥在正常生活方式之外的一种生存状态(Townsend,1962^[11];邢成举和李小云,2019^[12])。其识别方式与绝对贫困相同,只是标准有所提高。学界一般将居民收入中位数或平均数的一定比例作为划线标准(李永友和沈坤荣,2007)^[13]。主观相对贫困通常是由于低收入群体因资源缺乏而相对地比别人穷,进而降低了其主观效用水平所致,个体的贫困主要来自于他的参照系,其本质特

① 在相对贫困语境下,相对贫困不仅限于农村贫困,还表现为城市贫困。一方面,由于城镇化加速推进,青壮年劳动力转移使部分农村“空心化”,农村留守群体以老人、妇女和小孩为主,这部分群体的贫困脆弱性较高;另一方面,大量农村劳动力进入城市,成为城市低技能劳动者,技能和受教育程度低下使农民工很容易成为城市新贫困群体。

② 据《中国数字经济发展白皮书(2020年)》统计显示,2019年我国数字经济增加值达35.8万亿元,占GDP比重36.2%,同比提升1.4个百分点。

征是由于收入差距而造成的相对剥夺感或主观幸福感降低(Wang等,2020)^[14]。因此,对相对贫困研究需要综合考虑主观与客观两个维度。

相对贫困的影响因素包括贫困家庭个体特征等微观因素,以及经济增长、区域环境等宏观因素。就微观因素而言,有学者从人力资本角度认识到,健康和营养(Zon和Muysken,2001)^[15]、教育和工作经验(Park,1996^[16];徐舒,2010^[17])在缓解相对贫困上的重要性;也有学者从个体家庭特征角度认为,人口负担率高、户主为女性、从事传统农业生产的家庭更易陷入相对贫困状态(徐月宾等,2007^[18];章元等,2009^[19];Bellemare和Bloem,2018^[20]);还有学者从家庭行为视角研究发现,人口迁移也会影响相对贫困,劳动力流动并不一定是为了增加家庭的绝对收入,而是为了缓解家庭的相对贫困(Stark和Taylor,1991^[21];Quinn,2006^[22])。周力和邵俊杰(2020)^[23]基于中国实际情况研究了非农就业对主客观相对贫困的影响,发现非农就业不仅可以通过增收途径改善农户客观相对贫困状况,而且也可以间接改善主观相对贫困状况。吴本健等(2021)^[24]认为,农作物种植多样化对高收入农户的减贫作用大于低收入农户,但其并非良性贫困缓解途径,因为多样化种植会导致规模经济损失,不利于相对贫困缓解。刘魏和王小华(2020)^[25]认为,地权稳定能够减缓农户多维相对贫困,但这种影响效应会随时间变弱。就宏观因素而言,部分学者认为,经济增长和收入增加是缓解贫困的关键因素(Dollar和Kraay,2002^[26];夏庆杰等,2012^[27]);但也有学者认为,经济增长和收入增加也会伴随收入不均等加剧,而收入不均等则对贫困缓解具有阻碍作用,因此,经济增长并不能自动消除贫困问题(程名望等,2018)^[28]。Banerjee和Duflo(2007)^[29]认为,金融市场失灵、家庭组织和行为限制三种因素是相对贫困的主要根源。许源源和徐圳(2020)^[30]从宏观制度和国家政策层面剖析了相对贫困的主要致因,并认为城镇化和老龄化的叠加以及基本公共服务不均等会导致大量相对贫困者的出现。

关于普惠金融对城乡居民贫困的影响,学者主要围绕传统普惠金融、金融借贷或数字普惠金融与绝对贫困主题开展相关研究。如Geng和He(2021)^[31]认为,数字普惠金融对中低收入群体可持续创业的影响微不足道,因而不利于中低收入群体增加收入。武丽娟和徐璋勇(2018)^[32]认为,普惠金融对减贫增收的效应存在区域差异,普惠金融对西部地区相对贫困并无积极影响。程惠霞(2020)^[33]认为,普惠金融赋权与提高金融包容性激发了贫困者内生脱贫动力,但两者的减贫效应存在个体差异,说明减贫障碍不是金融权利排斥而是金融能力低下,尤其是将信贷转化为生产资本的能力低下,从而阻碍了金融减贫效应的发挥。张栋浩等(2020)^[34]认为,金融普惠可以同时降低农村家庭多维贫困和多维贫困脆弱性,并且对多维贫困问题严重的农村家庭有更大的作用。

随着普惠金融实践与互联网金融的融合嵌入程度越来越深,以互联网企业提供金融服务为特征的数字金融业务,正通过大数据技术创新,降低金融产品交易过程中信息不对称和交易风险,同时,通过信息技术及产品创新,扩大金融服务范围。因此,数字金融已经成为普惠金融发展的源动力和增长点,数字金融理应具有减缓和消除相对贫困责任分担能力。但从文献综述来看,已有文献对数字普惠金融与相对贫困的研究仍然存在一些不足:一是现有研究主要分析金融发展与绝对贫困的问题,忽视了对相对贫困的研究,尤其是忽视了主观与客观相对贫困的内在关联;二是现有研究主要研究农户的贫困问题,而缺乏对城市居民相对贫困的分析。随着贫困研究逐步从绝对贫困转向相对贫困,贫困的研究对象也逐步从以农村贫困为主转向城乡居民贫困并重。基于上述思考,本文拟对这些问题进行补充分析。

三、理论分析

由于相对贫困包括主观和客观两个维度,因此,本文分析也将分别阐述数字普惠金融对主观和客观相对贫困的影响途径。

1. 信贷途径

(1)数字普惠金融通过信贷途径影响居民客观相对贫困状况。居民信贷主要由正规信贷和非正规信贷两部分构成,数字普惠金融通过信贷影响客观相对贫困的路径也体现在这两个方面。从正规信贷机制来说,数字普惠金融对客观相对贫困的影响主要体现在:一是数字普惠金融降低了银行与居民之间的信息不对称,提高了居民正规信贷的可获得性。居民在通过支付宝、微信等方式使用数字支付时,需要绑定银行卡,而银行卡的交易记录为金融机构积累了大量客户数据,包括居民利息负担意愿、还贷能力、借贷规模和家庭经济水平等,金融机构可以据此针对性地为居民提供符合其需求的金融产品或服务,增加居民获得正规金融机构信贷的可能性(杨波等,2020)^[35]。二是数字普惠金融提高了信贷配给速度和效率,显著降低金融机构与居民之间因信息时滞而造成的交易成本。由于数字经济的发展,国家出台的普惠金融政策可以实现中央银行到城乡居民点对点的连接,相比传统金融政策通过垂直银行体系到农户,极大地缩短了政策传递时滞,并能保证信贷信息的准确性不受“污染”。从非正规信贷机制来说,数字普惠金融对客观相对贫困的影响主要体现在数字经济快速发展缓解了非正规信贷供给方和需求方信息不对称问题。数字经济兴起之前的非正规信贷主要发生于亲戚、朋友和同事之间,居民获得非正规信贷的途径较为单一,信贷配给范围狭小。而数字经济的兴起所引致的互联网信贷具有时效快、跨时空等优势,拓展了传统民间信贷交易半径,并驱动非正规信贷担保机制由传统的熟人信任向制度信任转换,优化了金融资源配置效率,为居民提供了多样化的资金需求,拓宽了其信息搜索能力(Tadesse 和 Bahiigwa,2015)^[36]。

总的来说,数字普惠金融的发展刺激了正规信贷和非正规信贷的发展,而信贷则缓解了家庭资金需求,居民家庭可以将获得的贷款用于生活消费、医疗、住房、教育等方面,有助于防止居民因病返贫或因病致贫,有助于低收入群体从事创业活动,缓解居民的客观相对贫困状况(Beck 等,2007)^[37]。

(2)数字普惠金融通过信贷途径影响居民主观相对贫困状况。前文已经论及,无论是从正规信贷还是非正规信贷角度来讲,数字普惠金融有助于提高信贷可获得性。但个体一旦获得贷款,会对个人或家庭形成如下影响,第一,贷款会转化为个人或家庭的负债,需要个人在一定时期内偿还,这就会导致个体将未来各期的收入拿出部分进行偿债,从而导致个体总收入用于消费的部分减少,降低个人主观收入评价。尤其对于低收入者来说,由于他们偿债能力有限,家庭收入中用于消费的比例会更低,其主观收入评价会更低(Berger 等,2016)^[38]。第二,低收入家庭获得信贷后,为了维持或提高自身经济地位,会基于社会比较心理而模仿高收入群体的炫耀性消费,如购买奢侈品等,这将进一步导致低收入家庭将大量资源投入消费,并依赖持续的消费借贷,从而阻碍家庭财富积累,拉大低收入群体和高收入群体间的收入差距,导致持续的主观相对剥夺(Levine 等,2014)^[39]。第三,负债会导致家庭财务压力,财务压力进一步带来身心健康问题,最终造成个人幸福感降低(陈屹立,2017)^[40]。因此,数字普惠金融并不能通过信贷途径缓解主观相对贫困。

2. 社会资本途径

(1)数字普惠金融通过增加社会资本积累影响居民客观相对贫困。我国传统社会属于以亲缘、血缘为特征的熟人网络,社会交往被囿于相对封闭的村庄或社区,城乡居民社会关系具有明显“同质化”特征,这种“听见脚步声就能知道对方”的面对面交往方式使人际关系封闭、单一,并造成城乡居民社会资本存量小且质量偏低(谢家智和王文涛,2016)^[41]。随着数字经济的发展,个体之间的交往方式由传统的“面对面”交流转变为互联网多元化社交方式,依托数字网络渠道的社会互动模式,社会网络变得多样化,这不仅降低了居民获取信息的成本,而且增强了社会流动性,突破了社会网络的地域限制,扩大了社会交往半径,无论从广度上还是深度上,都大大拓宽了城乡居民的社会资源(周广肃和梁琪,2018)^[42]。个体拥有的社会资本越丰富,个体所获得的收入就会不断向上流动,缓解个体的社会排斥,进而缓解客观相对贫困。

(2)数字普惠金融通过社会资本途径影响居民主观相对贫困。数字经济促使了社会网络关系重构,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(谢家智和王文涛,2016)^[41]。而社会资本转换则会缩小低收入群体与高收入群体之间的收入差距,提高个体的主观收入评价。具体表现为:社会网络的转换通过资本欠缺和回报欠缺^②两个渠道影响个体主观收入评价(Lin, 2002)^[43]。从资本欠缺渠道来说,低收入群体由于人力资本存量较少,造成收入和财富更低,从而拥有的社会资本也较少,但低收入群体在时间上的机会成本比高收入群体低,因而在具有时间密集型生产特征的社会资本上具有优势(Collier, 2002)^[44];从回报欠缺渠道来说,低收入群体缺乏高质量社会资本,能够动员和利用的社会资源要劣于高收入群体,造成社会资本对低收入群体的回报要低于高收入群体,但从社会资本的边际产出递减规律来看,社会资本回报率会随社会资本存量增加而降低,拥有低社会资本的低收入群体会有更高回报率(周晔馨和叶静怡,2014)^[45]。因此,虽然低收入群体在社会资本存量上不及高收入群体,但低收入群体在社会资本回报率上有更大优势,会提高他们对主观收入的评价,从而缓解主观相对贫困。

3. 人力资本积累途径

(1)数字普惠金融通过人力资本途径影响居民客观相对贫困。数字普惠金融的发展,一方面有助于改变居民家庭的传统思维,提高其对数字金融的感知,强化自身学习能力和技术水平,实现人力资本积累(胡伦和陆迁,2019)^[46];另一方面,个体在学习数字金融技术的过程中,能够学习到更先进和科学的教育理念,增加其对高质量教育的需求,从而可能增加其对子代教育的投入。此外,数字普惠金融的发展使“互联网+教育”成为可能,改变了教育供给的内容、结构和形式,打破了知识垄断,使教育资源得以优化配置,“下里巴人”也有机会享受到高质量的教育服务。总之,数字经济的发展引致了城乡居民对新技术和知识需求,也引致了普惠教育发展,整体上提升国家人力资本水平。而人力资本水平的积累则会显著增加个体或家庭的收入,缓解客观相对贫困(Mincer 和 Polachek, 1974)^[47]。

(2)数字普惠金融通过人力资本途径影响居民主观相对贫困。如上文所述,数字普惠金融有助于个体人力资本积累,但人力资本积累能否缓解个体主观相对贫困却呈现两种截然不同的观点。一种观点认为,随着数字普惠金融发展,人工智能、数字金融等行业对专业性高技能劳动者的需求增大,而对中低技能劳动者的需求却没有明显变化,从而拉大了高技能和中低技能劳动者的收入差距,使中低收入群体产生主观剥夺感,这种机制可称之为人力资本扩张的“结构效应”(徐舒,2010)^[17]。王国敏等(2020)^[48]认为,数字金融行业需要劳动者具备复杂认知技能中的信息技能、非认知技能中的学习和创造性解决问题的技能,拥有这些技能的劳动者可以获得额外的工资溢价,加剧收入不平等。另一种观点认为,随着数字普惠金融行业对高技能劳动者需求增加,意味着高技能劳动者的供给也会相应增加,人力资本存量增加,数字普惠金融知识和技能在全社会普及,人力资本供需缺口减小,甚至出现供大于求的局面,造成高技能劳动者工资溢价率降低。此外,当出现高技能劳动者供过于求的局面时,会引起高技能劳动者之间竞争的加剧,也会降低人力资本的工资溢价率,造成人力资本贬值,从而缩小拥有人力资本的高技能劳动者和未拥有人力资本劳动者之间的收入差距,减轻个体的“相对剥夺感”,提升幸福感和主观收入评价,缓解主观相对贫困。这种机制可称之为人力资本扩张的“工资压缩效应”(Knight 和 Sabot, 1983)^[49]。焦斌龙(2011)^[50]、魏萍(2016)^[51]比较了这两种机制,发现在工业化中后期的中国“结构效应”更普遍,即人力资本会加剧收入不平等。不过 Lee 和 Lee(2018)^[52]却认

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,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量有所差异,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。

为,“工资压缩效应”要大于“结构效应”,人力资本有助于缓解收入不平等。许岩和宋瑛(2020)^[53]认为,随着高技能劳动者在数字经济领域的集聚,低技能劳动者的边际产出会由于与高低技能劳动者的互补性而大幅提升,而对于高技能劳动者来说,高技能劳动者之间在数字金融劳动力市场往往是竞争性的,其工资溢价会被削弱,从而有助于缩小收入差距。数字普惠金融能否通过人力资本渠道缓解收入差距,进而缓解个体主观相对贫困,需要在后续实证检验中进一步检验。

四、实证研究设计

1. 数据来源

本文使用中国家庭追踪调查数据(CFPS)。该数据源于北京大学中国社会科学调查中心组织实施的一个微观数据调查项目,调查年份始于2012年,每两年组织实施一次。该调查旨在通过跟踪收集个体、家庭两个层面的数据,反映我国经济、社会、人口、收入、教育的变迁,并重点关注我国城乡居民经济和非经济福利,以及包括经济活动、家庭关系与家庭动态、人口迁徙、收入等在内的诸多主题,调查样本覆盖全国31个省区市,是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。本文所使用的变量只在2014年、2016年、2018年度有所涉及,所以本文将使用到2014—2018年中国家庭追踪调查面板数据。本文的数据处理过程如下:筛选所需变量;筛选城乡居民样本;将各年度家庭数据与个体数据进行横向合并,同时将2014年、2016年、2018三个年度的数据进行纵向合并,形成一个面板数据;对数据中的缺失值、极端值进行处理。经过上述数据处理,最终形成83403个城乡居民面板数据,其中,2014年26902个,2016年29315个,2018年27186个,并覆盖全国31个省份。

2. 模型选择

(1) 基准模型。本文研究目标在于分析数字普惠金融如何影响城乡居民相对贫困。而在研究中,被解释变量城乡居民相对贫困是一个二值变量,对于二值选择行为,其微观基础是通过设置一个贫困得分的“潜变量”来概括是否贫困的净收益,净收益大于0,则界定为相对贫困;否则,界定为非相对贫困。居民相对贫困的净收益计算公式如下:

$$Profit_relpov_{ijt}^* = \beta_1 DIF_{jt} + \gamma X_{ijt} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $Profit_relpov_{ijt}^*$ 表示第j个地区第i个家庭在第t时期不可观测的贫困净收益潜变量; DIF_{jt} 表示第j个地区在第t期数字普惠金融发展程度; X_{ijt} 表示一系列影响家庭相对贫困的控制变量; μ_i 表示个体固定效应,以控制不随时间变化的个体特征; θ_t 表示时点固定效应,以控制影响相对贫困的时间趋势; ε_{ijt} 表示随着时间和个体变化而变化的随机误差项。个体是否处于相对贫困状态的表达式为:

$$Relpov_{ijt}^* = \begin{cases} 1 & \text{若 } Profit_relpov_{ijt}^* > 0 \\ 0 & \text{若 } Profit_relpov_{ijt}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

进一步,可以设计如下模型捕捉数字普惠金融对城乡居民相对贫困概率的影响:

$$P(Relpov_{ijt}^* = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 DIF_{jt} + \gamma X_{ijt} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{ijt}) \quad (3)$$

其中, $P(Relpov_{ijt}^* = 1)$ 表示第j个地区第i个家庭在第t时期处于相对贫困状态的概率, β_0 、 β_1 、 γ 分别表示截距项、数字普惠金融和控制变量对城乡居民相对贫困影响的边际效应,如果系数值为正且显著,表明在其他变量不变的条件下,该变量加剧了城乡居民的相对贫困境况,反之,则减缓了城乡居民相对贫困境况。其余符号与式(1)相同。值得注意的是,由于本文将相对贫困区分为客观相对贫困和主观相对贫困,这两者之间可能存在相关关系(周力和邵俊杰,2020)^[23],通常处于客观相对贫困状态的居民,其收入位置相对较低,主观幸福感肯定也较低;反之,处于主观相对贫困状态的居民,由于其遭受资源剥夺,获得收入增长的潜力也较低,进而可能导致客观相对贫困。对此,本文选择更合适的双变量Probit模型,在考虑了解释变量间相关关系后估计数字普惠金融对居

民客观相对贫困(O_Relpov_{ijt})、主观相对贫困(S_Relpov_{ijt})的共同影响。表达式如下:

$$\begin{cases} P(O_Relpov_{ijt} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \times DIF_{jt} + \gamma \times X_{ijt} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{ijt}) \\ P(S_Relpov_{ijt} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \times DIF_{jt} + \gamma \times X_{ijt} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{ijt}) \end{cases} \quad (4)$$

(2)内生性处理。本文的核心解释变量是数字普惠金融发展,很显然,各地数字普惠金融发展程度受当地互联网发展水平、普惠金融发展水平以及经济发展水平影响,而这些因素又影响居民个体行为及偏好、家庭金融决策、就业决策等,上述各种因素交织在一起,通过模型的遗漏变量反映出来,从而可能导致遗漏变量与核心解释变量产生相关性,带来模型的内生性问题。

对于离散选择 Probit 模型的内生性处理,一般采用工具变量 Probit 方法(IV-Probit)进行估计,但此方法只适用于截面数据模型,不适用于面板数据情形。本文借鉴 Zhu 等(2020)^[54],采用 Roodman 所提出的条件混合过程 CMP 对基准模型进行补充回归。CMP 方法优势主要有:一是可以较好解决 Probit 模型的内生性问题,处理方法是运用极大似然估计方法进行两阶段估计,第一阶段使用工具变量对相关控制变量进行回归,第二阶段将被解释变量对第一阶段工具变量预测值和和相关控制变量进行回归;二是 CMP 方法可以构建两阶段回归残差相关性检验(Stata 软件中 atanrho_12 参数),如果该参数显著异于零,则表明 CMP 方法比 IV-Probit 更有效。

在进行 CMP 方法估计之前,依然需要找到内生变量所依赖的工具变量。本文选用“互联网使用”作为工具变量,该变量在 CFPS 问卷中使用“是否上网”(2014 年问卷)、“是否电脑上网”和“是否手机上网”(2016 年、2018 年问卷)进行表征,如果回答均为“否”则界定为未使用互联网,否则,界定为使用互联网。使用该变量作为工具变量的原因在于:互联网发展作为基础设施,为数字普惠金融发展提供了平台和计算能力,两者之间存在较强相关性。同时,互联网使用是个体的自主决策,尤其是随着互联网发展速度的加快,个体使用互联网与经济关联性的相关性已经逐渐减弱,因此,有理由认为互联网使用与模型的残差项关联不大。基于此,本文认为,“互联网使用”是一个合适的工具变量。

3. 变量设置

(1)被解释变量:本文将相对贫困细分为客观相对贫困(O_Relpov)和主观相对贫困(S_Relpov)两个变量。对于客观相对贫困,参照檀学文(2020)^[55]、叶兴庆和殷浩栋(2019)^[56]等,设定“等效家庭规模”^①加权的城乡居民家庭人均纯收入中位数的 40% 作为划线标准^②,如果家庭纯收入小于该标准线,则界定为客观相对贫困;反之,则界定为客观相对不贫困。对于主观相对贫困,借鉴田雅娟等(2019)^[57]、Pradhan 和 Ravallion(2000)^[58]等,采用 CFPS 问卷中“您的收入在本地处于什么位置?”问题回答进行度量。该问题选项为 1~5,数值越大,表示个人主观认为收入越高,本文将选项为 1 的样本定义为主观相对贫困,选项为 2~5 的样本定义为主观相对非贫困。

(2)解释变量:数字普惠金融(DIF)。借鉴郭峰等(2020)^[59]的研究,本文使用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁集团研究院共同开发的中国数字普惠金融指数来度量。该指数从数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度来构建数字普惠金融指标体系,充分反映互联网金融在当下的发展形势。本文以总指数测度数字普惠金融,同时,为了使结果稳健,还将三个分指数纳入分析。为了避免指数的波动性和各指数的差异,本文对数字普惠金融总指数及分指数采用对数形式进行分析。

(3)机制变量。本文在剖析数字普惠金融对城乡居民相对贫困影响时,探讨了三种可能机制:居民信贷(包括正规信贷 FD 和非正规信贷 ID)、社会资本(SC)和人力资本(HC)。因此,本文的中

① 一般意义上的家庭规模是将所有家庭成员权重视为相同,而等效家庭规模是将家庭成员根据其年龄赋予不同权重。具体做法是:将户主赋权重 1,非户主成年人和 14~17 周岁未成年人赋权重 0.5,小于 14 周岁的未成年人赋权重 0.3,将所有成员权重相加,得到等效家庭规模。

② 以家庭总收入/等效家庭规模计算等效家庭规模人均纯收入。基于等效家庭规模人均纯收入中位数 40% 的客观相对贫困线为 8413 元,而未考虑等效规模的客观相对贫困划线标准为 10093 元。

介变量主要从这三个维度进行建构。一是居民信贷。考虑到居民信贷来源渠道的差异,本文将居民信贷细分为正规信贷 *FD* 和非正规信贷 *ID*。其中,*FD* 根据问卷中“待偿银行贷款”进行表征,选项 1 表示有,选项 0 表示没有;*ID* 根据问卷中“待偿亲友及民间借款”进行表征,选项 1 表示有,选项 0 表示没有。二是社会资本。借鉴易行健等(2012)^[60],本文采用 CFPS 问卷中“家庭交通通讯工具费和人情支出金额”表征社会资本 *SC*。三是人力资本。借鉴姚先国和张海峰(2008)^[61],本文采用 CFPS 问卷中“受访者已完成的最高学历”表征人力资本 *HC*。

(4)控制变量。为了获得关键解释变量的无偏估计量,尽可能地减少遗漏变量所造成的估计偏误,并借鉴周力和邵俊杰(2020)^[23]、吴本健等(2021)^[24],本文还控制了居民个体层面和所在家庭层面的特征变量。个体层面特征变量包括受访者年龄(*Age*)、性别(*Gender*)、婚姻(*Marriage*)、健康状况(*Health*)、政治面貌(*Party*)、户口(*Hukou*)等个体特征,家庭层面特征变量包括非农就业(*Nonfarm*)、政府补助(*Butie*)、家庭规模(*Famsize*)。

本文主要变量的定义如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计分析

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义	均值	标准差
被解释变量	客观相对贫困	<i>O_Relpov</i>	个体是否处于客观相对贫困状态(是=1;否=0)	0.2226	0.416
	主观相对贫困	<i>S_Relpov</i>	个体是否处于主观相对贫困状态(是=1;否=0)	0.1480	0.3551
解释变量	数字普惠金融	<i>DIF</i>	数字普惠金融指数(取对数)	5.3418	0.2554
机制变量	正规信贷	<i>FD</i>	是否有未偿还的银行贷款(是=1;否=0)	0.0807	0.2724
	非正规信贷	<i>ID</i>	是否有未偿还的民间和亲友借款(是=1;否=0)	0.1475	0.3546
	社会资本	<i>SC</i>	家庭交通通讯工具费和人情支出金额(元,取对数)	7.4932	2.3662
	人力资本	<i>HC</i>	受访者已完成的最高学历(等级由低到高,0~8)	2.6280	1.3490
控制变量	年龄	<i>Age</i>	受访者年龄	45.2092	17.8774
	性别	<i>Gender</i>	受访者性别(男=1;女=0)	0.4992	0.5000
	婚姻状况	<i>Marriage</i>	受访者婚姻状况(已婚=1;未婚=0;丧偶)	0.7339	0.4419
	健康状况	<i>Health</i>	受访者健康状况(非常健康=1;很健康=2;比较健康=3;一般=4;不健康=5)	2.9860	1.2397
	政治面貌	<i>Party</i>	受访者是否中共党员(是=1;否=0)	0.0618	0.2408
	户口	<i>Hukou</i>	受访者户口(非农业户口=1;农业户口=0)	0.2597	0.4385
	非农就业	<i>Nonfarm</i>	家庭成员是否外出打工(是=1;否=0)	0.4564	0.4981
	政府补助	<i>Butie</i>	家庭是否收到政府补助(是=1;否=0)	0.4988	0.5000
	家庭规模	<i>Famsize</i>	家庭人口数	4.3534	2.0235

资料来源:作者整理

五、实证结果与分析

1. 主要变量描述性统计

本文主要变量描述性统计结果如表 1 所示。从表 1 来看,调查样本中处于客观相对贫困的居民比例为 22.26%,处于主观相对贫困的居民比例为 14.8%,说明虽然我国已经消除绝对贫困,但消除相对贫困任务仍然较为艰巨,尤其对于主观相对贫困的治理来说。主观相对贫困是一个缩小社会整体收入差距和提升个体主观收入评价的问题,但现阶段我国的收入不平等现象依然较严重^①。主观和

① 据《中国居民收入分配年度报告》统计显示,我国居民人均可支配收入基尼系数由 1978 年的 0.31 上升到 2019 年的 0.468,其中,城镇居民收入基尼系数从 1978 年的 0.16 上升到 2019 年的 0.463,农村居民收入基尼系数从 1978 年的 0.21 上升到 2019 年的 0.524,均远超国际警戒线水平 0.4。

客观相对贫困治理仍然是我国面临的一项长期、艰巨任务。

2. 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。基于前文模型(3)和模型(4)的设定,并运用 Stata 软件进行面板 Probit 方法估计,表 2 列示了数字普惠金融对居民相对贫困影响的估计结果。从表 2 可以看出,数字普惠金融在 1% 水平上显著负向影响居民客观相对贫困,影响系数为 -5.310,表明数字普惠金融发展指数每增长 1%,居民客观相对贫困的发生概率降低 0.99%^①。由于数字普惠金融发展水平越高,数字交易越活跃,居民获得普惠金融的概率越大,居民从事非农就业的机会也更高,从而增加收入的机会也越大,有助于降低客观相对贫困发生的可能性。数字普惠金融在 1% 水平上显著负向影响居民主观相对贫困,影响系数为 -3.649,数字普惠金融发展指数每增长 1%,居民主观相对贫困的发生概率降低 0.97%。这是由于数字普惠金融发展增强了居民对互联网技能的需求,增加了人力资本投资意愿,拓宽了社会资本尤其是脱域型社会资本,有助于减弱社会排斥,增强社会融入,强化对未来收入向上流动预期,从整体上减缓居民的主观相对贫困状况。

表 2 数字普惠金融对居民相对贫困影响的回归结果

变量	客观相对贫困		主观相对贫困		双变量 Probit 模型	
	面板 Probit (1)	CMP (2)	面板 Probit (3)	CMP (4)	主观相对贫困 (5)	客观相对贫困 (6)
<i>DIF</i>	-0.5310*** (0.0243)	-2.1242*** (0.0626)	-0.3649*** (0.0242)	-0.9610*** (0.0802)	-0.3143*** (0.0205)	-0.5072*** (0.0206)
<i>Age</i>	0.0124*** (0.0005)	0.0106*** (0.0003)	0.0034*** (0.0004)	0.0032*** (0.0004)	0.0028*** (0.0004)	0.0102*** (0.0003)
<i>Gender</i>	0.0035 (0.0141)	0.0006 (0.0099)	-0.0723*** (0.0132)	-0.0606*** (0.0105)	-0.0585*** (0.0106)	0.0091 (0.0104)
<i>Marriage</i>	-0.2053*** (0.0167)	-0.1415*** (0.0124)	-0.1071*** (0.0157)	-0.0921*** (0.0129)	-0.1020*** (0.0131)	-0.1744*** (0.0127)
<i>Health</i>	0.0441*** (0.0056)	0.0457*** (0.0042)	0.1242*** (0.0054)	0.1149*** (0.0046)	0.1131*** (0.0047)	0.0410*** (0.0045)
<i>Party</i>	-0.3098*** (0.0290)	-0.4685*** (0.0230)	-0.2026*** (0.0273)	-0.2616*** (0.0249)	-0.1853*** (0.0236)	-0.2895*** (0.0239)
<i>Hukou</i>	-0.9320*** (0.0192)	-0.7033*** (0.0145)	-0.0072 (0.0162)	0.0025 (0.0131)	0.0021 (0.0134)	-0.7742*** (0.0149)
<i>Nonfarm</i>	-0.9878*** (0.0148)	-0.7996*** (0.0121)	0.0107 (0.0134)	0.0001 (0.0115)	0.0091 (0.0115)	-0.8508*** (0.0119)
<i>Butie</i>	0.2977*** (0.0140)	0.0891*** (0.0137)	-0.0234* (0.0136)	-0.0822*** (0.0140)	-0.0159 (0.0118)	0.2840*** (0.0116)
<i>Famsize</i>	-0.0228*** (0.0036)	-0.0233*** (0.0026)	-0.0149*** (0.0034)	-0.0164*** (0.0028)	-0.0141*** (0.0029)	-0.0190*** (0.0029)

① 离散选择的 Probit 或 Logit 模型,其回归系数不同于 OLS 模型,回归系数并不是解释变量对被解释变量的因果效应,通常需要计算边际效应来度量两者间的效应大小,计算方法是: $\beta = \exp(\beta) - 1$ 。同时,本文自变量数字普惠金融指数做了对数化处理,在反映二者关系时,可以使用百分比来揭示数字普惠金融对相对贫困的影响效应。

续表 2

变量	客观相对贫困		主观相对贫困		双变量 Probit 模型	
	面板 Probit (1)	CMP (2)	面板 Probit (3)	CMP (4)	主观相对贫困 (5)	客观相对贫困 (6)
常数项	1. 8837 *** (0. 1338)	10. 6706 *** (0. 3425)	0. 4645 *** (0. 1322)	3. 8767 *** (0. 4353)	0. 3850 *** (0. 1132)	1. 9178 *** (0. 1131)
样本量	83403	83403	83403	83403	83403	83403
Atanhrho_12	—	0. 4477 *** (0. 0000)	—	0. 1660 *** (0. 0000)	—	—
Wald χ^2	7470. 08	14440. 93	1080. 59	1249. 97	10195. 51	
Wald 检验	—	—	—	—	104. 6 *** (0. 0000)	

注:限于篇幅 CMP 方法的第一阶段回归结果未显示; *、**、*** 分别表示变量在 10%、5%、1% 水平上显著,下同
资料来源:作者整理

考虑到数字普惠金融的内生性问题,及主观相对贫困和客观相对贫困的相关性,本文采用工具变量 CMP 方法和双变量 Probit 方法进行处理,结果分别如表 2 中第(2)列、第(4)列和第(5)列、第(6)列所示。从 CMP 估计结果来看,Atanhrho_12 估计量在客观相对贫困和主观相对贫困为被解释变量的模型中均显著(均在 1% 水平上高度显著),表明数字普惠金融确实存在内生性问题,使用 CMP 估计更有效,结果更准确。表 2 中第(2)列、第(4)列的结果显示,数字普惠金融每增加 1%,发生客观相对贫困的概率下降 2.12%,发生主观相对贫困的概率下降 0.96%,相比于面板 Probit 估计方法,数字普惠金融的相对贫困减缓效应被低估,但两者的影响方向却是一致的。进一步,从双变量 Probit 模型估计结果来看,Wald 检验结果高度显著,表明主观相对贫困与客观相对贫困确实存在关联性,采用双变量 Probit 模型也较为合适。从结果来看,双变量 Probit 估计结果与面板 Probit 和 CMP 方法结果一致,此处不再赘述。总的来说,数字普惠金融能够有效缓解居民的客观相对贫困和主观相对贫困。数字普惠金融高速发展以及“互联网+”战略深入推进或许能成为缓解相对贫困的重要途径。

(2) 稳健性检验。为了检验基准回归结果可靠性,本文采用五种方法进行稳健性检验。检验结果如表 3 所示。第一,不采用“等效家庭规模”加权方式来测算客观相对贫困,通过工具变量 CMP 估计方法进行估计^①。表 3 结果显示,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,与基准结果一致。第二,使用五分类变量来度量主观相对贫困。本文在基准回归时是将“您的收入在本地处于什么位置”选项为 1 界定为主观相对贫困,其余选项界定为主观相对非贫困。但原始五分类变量经此处理后变为二分类变量,有可能丢失信息。为此,稳健性检验中不对该问题选项做任何处理,直接采用原始五分类变量来度量主观相对贫困。从表 3 中的回归结果来看,自变量对因变量的影响显著为正,表明数字普惠金融发展程度越高,个体主观认为收入位置会越高,即主观相对贫困概率会越低。同样印证了基准回归结果。第三,将主观相对贫困与客观相对贫困结合进行检验。考虑到前文分析认为主客观相对贫困可能存在关联性,本文将两者结合起来,并划分为四种相对贫困类型:非贫困、客观非主观相对贫困、主观非客观相对贫困和主客观均相对贫困。采用工具变量 CMP 方法分析数字普惠金融对不同类型相对贫困的影响。表 3 的检验结果表明,以非贫困为参照组,数字普惠金融发

① 该方法无法测算主观相对贫困,因此,只在客观相对贫困模型中采用该法进行稳健性检验。

展对客观非主观、主观非客观、主客观均相对贫困均显著负向影响,说明数字普惠金融发展有助于居民摆脱客观相对贫困和主观相对贫困。同样验证了基准回归结果。第四,分别采用数字金融覆盖广度和数字金融使用深度来度量数字普惠金融发展。按照郭峰等(2020)^[59]的研究,数字金融覆盖广度和数字金融使用深度是衡量数字普惠金融的重要维度,本文将这两个指数用来替换数字普惠金融指数进行稳健性检验。其中,数字金融覆盖广度主要考察互联网支付账户的绑卡比例及支付账户的银行卡绑定数,数字金融使用深度主要考察居民个体使用互联网支付、货币基金、保险、信贷、投资和信用等业务的人数、交易数及交易金额等。采用工具变量CMP、多元 Probit 等方法,表3的检验结果表明,无论是采用数字金融覆盖广度还是数字金融使用深度来测算数字普惠金融,两者均对主观及客观相对贫困产生显著负向效应,即有助于缓解相对贫困。再次验证结果稳健。

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	自变量	影响效应
替换因变量:不加权重算法	客观相对贫困	数字普惠金融	-2.1727*** (0.0541)
替换因变量:使用五分类变量	主观相对贫困	数字普惠金融	0.7210*** (0.0602)
替换因变量:将主观相对贫困与客观相对贫困结合	客观非主观相对贫困(参照:非贫困)	数字普惠金融	-0.6911*** (0.0301)
	主观非客观相对贫困(参照:非贫困)	数字普惠金融	-0.4595*** (0.0322)
	主客观均相对贫困(参照:非贫困)	数字普惠金融	-0.8698*** (0.0432)
替换自变量:数字金融覆盖广度	客观相对贫困	数字金融覆盖广度	-1.6254*** (0.0480)
	主观相对贫困		-0.7342*** (0.0612)
替换自变量:数字金融使用深度	客观相对贫困	数字金融使用深度	-2.0649*** (0.0550)
	主观相对贫困		-0.9869*** (0.0804)

注:所有回归均对控制变量进行了控制,限于篇幅只列示了主解释变量对因变量的回归结果,下同
资料来源:作者整理

3. 数字普惠金融对居民相对贫困影响的结构性差异分析

前文主要从整体上关注了数字普惠金融对相对贫困的影响。但一个需要关注的事实是,越来越多的居民享受“数字红利”的同时,“数字鸿沟”也在悄无声息地发生,在数字化、信息化和网络化的浪潮中,不同基础设施条件下的信息主体拥有和使用现代数字技术的差距越来越大,包括老年人与非老年人的“数字鸿沟”,以及城乡居民间的“数字鸿沟”。本文将从城乡和年龄两个维度来探究数字普惠金融的相对贫困缓解效应是否存在群体差异。

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组,根据个体年龄是否大于等于60岁,将样本划分为60岁及以上和60岁以下两组。采用 Chow 检验进行分组检验,以分析数字普惠金融对主客观相对贫困的影响是否存在城乡和年龄的结构性差异,结果如表4所示。

Chow 检验的原假设是不存在结构性差异,表 4 的结果却表明,原假设被高度拒绝,说明数字普惠金融对主客观相对贫困的影响存在明显的城乡和年龄差异。

表 4 数字普惠金融对相对贫困影响的结构性突变检验

Chow 检验	城乡差异		年龄差异	
	城镇(1)	农村(2)	60岁及以上(3)	60岁以下(4)
主观相对贫困	159.01 *** (0.0000)		13.99 *** (0.0000)	
客观相对贫困	10.20 *** (0.0000)		180.33 *** (0.0000)	

注:括号内为 p 值

资料来源:作者整理

本文进一步通过 CMP 方法对各组之间差异进行比较分析,结果如表 5 所示。表 5 中第(1)列和第(2)列对比分析了数字普惠金融对相对贫困影响的城乡差异。结果显示,虽然数字普惠金融对城镇和农村居民相对贫困影响效应均显著为负,但从回归系数来看,数字普惠金融对城市居民主观相对贫困和客观相对贫困的影响系数均大于农村居民,说明数字普惠金融对城市居民相对贫困的缓解效应要强于农村居民,从侧面反映出,虽然农村互联网基础设施和农民上网条件有所改善,但城乡间依然存在数字普惠金融差距,从而表现出其各自的相对贫困缓解效应也有所差异。表 5 中第(3)列和第(4)列对比分析了数字普惠金融对相对贫困影响的年龄差异。结果显示,数字普惠金融对 60 岁及以上、60 岁以下年龄群体相对贫困的影响也显著为负,但回归系数依然表明,数字普惠金融对 60 岁以下群体主客观相对贫困的缓解效应均大于 60 岁及以上群体,说明数字普惠金融的减缓相对贫困效应存在“年龄鸿沟”。这可能是由于数字经济社会对老年人不太友好,老年人缺乏使用数字技术的技能而被排斥在文化潮流之外(吕明阳等,2020)^[62],尤其是缺乏使用数字技术再就业能力,更易造成老年人相对贫困。

表 5 数字普惠金融对相对贫困影响的异质性分析

变量	城乡差异		年龄差异	
	城镇(1)	农村(2)	60岁及以上(3)	60岁以下(4)
主观相对贫困	-1.4754 *** (0.1079)	-0.4657 *** (0.1190)	-0.9738 *** (0.3012)	-1.0216 *** (0.0836)
客观相对贫困	-2.0315 *** (0.1000)	-1.8660 *** (0.0912)	-0.9860 *** (0.2840)	-2.3823 *** (0.0618)
样本量	39441	43141	20370	63033

资料来源:作者整理

4. 数字普惠金融对居民相对贫困的影响机制检验

(1) 信贷效应。本文引入正规信贷、非正规信贷与数字普惠金融的交互项来观测居民相对贫困是否受到信贷效应的影响,采用工具变量 CMP 的回归结果如表 6 中第(1)列~第(4)列所示。从表 6 中第(1)列和第(2)列交互项系数可以发现,相比于未获得正规信贷的居民相比,数字普惠金融对居民客观相对贫困的缓解效应,在获得正规信贷的群体中更大;但数字普惠金融对居民主观相对贫困的缓解效应,在获得正规信贷和未获得正规信贷的群体中并无明显区别。这表明,数字普惠金融通过正规信贷效应缓解客观相对贫困的机制是存在的,但并不能证实数字普惠金融通过正规信贷效应缓解主观相对贫困。类似地,表 6 第(3)列、第(4)列交互项系数结果表明,数字普惠金融通过非正规信贷效应缓解客观相对贫困的机制是存在的,但数字普惠金融通过非正规信贷效应缓解主观相对贫困的机制无法得到论证。

表 6 数字普惠金融对居民相对贫困的影响机制检验

变量	客观相对 贫困(1)	主观相对 贫困(2)	客观相对 贫困(3)	主观相对 贫困(4)	客观相对 贫困(5)	主观相对 贫困(6)	客观相对 贫困(7)	主观相对 贫困(8)
<i>DIF</i>	-2.0994 *** (0.0631)	-0.9681 *** (0.0805)	-2.0812 *** (0.0636)	-0.9504 *** (0.0809)	-1.6337 *** (0.0851)	-0.7160 *** (0.1000)	-1.6219 *** (0.0817)	-0.5213 *** (0.0931)
<i>FD</i>	2.0494 *** (0.3558)	-0.5095 (0.4099)						
<i>ID</i>			1.2556 *** (0.2711)	-0.0354 (0.3010)				
<i>SC</i>					0.1712 *** (0.0373)	0.1057 ** (0.0420)		
<i>HC</i>							0.0998 (0.0842)	0.4060 *** (0.0861)
<i>DIF</i> × <i>FD</i>	-0.3737 *** (0.0667)	0.0941 (0.0765)						
<i>DIF</i> × <i>ID</i>			-0.2057 *** (0.0510)	0.0364 (0.0566)				
<i>DIF</i> × <i>SC</i>					-0.0424 *** (0.0070)	-0.0235 *** (0.0079)		
<i>DIF</i> × <i>HC</i>							-0.0429 *** (0.0157)	-0.0867 *** (0.0160)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	10.5354 *** (0.3449)	3.9148 *** (0.4368)	10.4231 *** (0.3479)	3.8025 *** (0.4390)	8.4426 *** (0.4563)	2.7107 *** (0.5372)	8.4238 *** (0.4383)	1.7242 *** (0.5001)
<i>Atanhrho</i> ₁₂	0.4493 *** (0.0193)	0.1659 *** (0.0203)	0.4458 *** (0.0193)	0.1631 *** (0.0203)	0.4104 *** (0.0196)	0.1527 *** (0.0204)	0.3352 *** (0.0202)	0.1135 *** (0.0209)
<i>Wald chi</i> ²	22850.06	12379.87	22979.79	12497.94	23587.69	12464.06	23640.93	12563.56
样本量	83403	83403	83403	83403	83403	83403	83403	83403

资料来源:作者整理

(2)社会资本效应。为验证数字普惠金融是否通过社会资本途径缓解相对贫困,本文引入社会资本、数字普惠金融及两者交互项,并控制相关控制变量的 CMP 估计结果如表 6 中第(5)列和第(6)列所示。从交互项系数估计结果可以发现,无论是客观相对贫困还是主观相对贫困,社会资本与数字普惠金融的交互项系数显著为负,即社会资本越丰富,数字普惠金融对居民客观和主观相对贫困的缓解效应越大,表明数字普惠金融通过社会资本途径缓解客观和主观相对贫困的机制成立。其中可能的原因在于,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,提高居民的主观幸福感,进而缓解客观和主观相对贫困(Morris 等,2007^[63];Quan-Haase 等,2017^[64])。

(3)人力资本效应。为验证数字普惠金融是否通过人力资本途径缓解相对贫困,本文引入人力资本、数字普惠金融及两者交互项,并控制相关控制变量的 CMP 估计结果如表 6 第(7)列和第(8)列所示。从交互项估计系数可以看出,无论是客观相对贫困还是主观相对贫困,人力资本与数字普惠金融的交互项系数显著为负,即人力资本越丰富,数字普惠金融对居民客观和主观相对贫困

的缓解效应越大,表明数字普惠金融通过人力资本途径缓解客观和主观相对贫困的影响机制成立。可能原因在于,数字普惠金融发展增加了居民对互联网和数字技能学习的需求,提升自身知识技能和素质,提高人力资本水平,技能水平越高的个体进一步通过数字技术获取更优质的工作信息,降低工作搜寻和匹配过程中的交易成本,提高求职概率,进而缓解相对贫困状况(张卫东等,2021)^[65]。

六、结论与讨论

1. 研究结论

本文探讨了数字普惠金融对我国城乡居民相对贫困的影响,研究发现,数字普惠金融发展有效地降低了客观相对贫困和主观相对贫困的发生率。但这种影响存在不同群体的结构性差异,数字普惠金融对城市居民主观相对贫困的缓解效应要强于农村居民。同时,数字普惠金融对60岁以下群体主客观相对贫困的缓解效应也要强于60岁及以上年龄群体。从传导途径来看,数字普惠金融通过正规信贷、非正规信贷、社会资本和人力资本等途径缓解了居民客观相对贫困,同时,数字普惠金融通过社会资本和人力资本途径缓解了居民主观相对贫困。

2. 政策启示

数字经济发展虽然并不局限于贫困治理,但其在相对贫困治理中却大有可为,通过在贫困研究中嵌入数字化和信息化手段,可以使相对贫困群体识别、预警及治理更具针对性,彰显中国政府贫困治理的优越性。本文研究结论具有以下政策含义:

第一,从供给端来说,应加快构建普惠性数字金融服务体系。数字普惠金融能够有效缓解城乡居民主观相对贫困,但也存在城乡和年龄的异质性差异。因此,需要打破城乡居民和不同年龄群体间的“数字鸿沟”,实现数字普惠金融的包容性发展,既要数字普惠金融市场的利益分配机制、监管机制和风险分担机制等进行良性引导,又要正确引导数字金融平台,超越数字金融服务平台垄断性思维,培育普惠性、多元化、竞争性的数字金融服务中介,构建政府、市场和社会主体并存数字普惠金融体系。

第二,从需求端来说,应正确引导城乡居民信贷需求。数字普惠金融极大改善了信贷融资环境,但由于存在攀比效应,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消费偏好,充分利用数字普惠金融大数据动态监测机制,限制存在攀比心理的人群过度借贷,避免其陷入贫困状态,让数字普惠金融成为相对贫困治理的有效手段。

第三,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,加之城乡间本身就存在的“数字鸿沟”,农村部分居民很可能返贫或发生新的贫困。因此,政府应充分利用数字普惠金融的普惠性特征,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”。

3. 研究不足及展望

目前,学界主要将相对贫困划分为单维相对贫困和多维相对贫困,前者包括主观和客观相对贫困。本文的研究主要局限于单维相对贫困,未将多维相对贫困纳入研究范畴,这是未来需要进行研究和补充之处。

参考文献

[1]雷明. 扶贫战略新定位与扶贫重点[J]. 重庆:改革,2016,(8):74-77.

[2]汪三贵,曾小溪. 从区域扶贫开发到精准扶贫——改革开放40年中国扶贫政策的演进及脱贫攻坚的难点和对策[J]. 北京:农业经济问题,2018,(8):40-50.

- [3] 李小云,于乐荣,唐丽霞. 新中国成立后70年的反贫困历程及减贫机制[J]. 北京:中国农村经济,2019,(10):2-18.
- [4] 刘魏,王小华. 农地流转的多维减贫效应及其异质性研究[J]. 武汉:宏观质量研究,2019,(3):51-65.
- [5] 谷树忠. 贫困形势研判与减贫策略调整[J]. 重庆:改革,2016,(8):65-67.
- [6] 左停,金菁. “弱有所扶”的国际经验比较及其对我国社会帮扶政策的启示[J]. 济南:山东社会科学,2018,(8):59-65.
- [7] 黄承伟. 新中国扶贫70年:战略演变、伟大成就与基本经验[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2019,(6):1-8.
- [8] 黄征学,高国力,滕飞,潘彪,宋建军,李爱民. 中国长期减贫,路在何方?——2020年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻[J]. 北京:中国农村经济,2019,(9):2-14.
- [9] 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]. 北京:中国农村经济,2020,(8):54-68.
- [10] 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.
- [11] Townsend, P. The Meaning of Poverty[J]. The British Journal of Sociology, 1962,13,(3):210-227.
- [12] 邢成举,李小云. 相对贫困与新时代贫困治理机制的构建[J]. 重庆:改革,2019,(12):16-25.
- [13] 李永友,沈坤荣. 财政支出结构、相对贫困与经济增长[J]. 北京:管理世界,2007,(11):14-26.
- [14] Wang, H., Q. Zhao, Y. Bai, L. Zhang, and X. Yu. Poverty and Subjective Poverty in Rural China[J]. Social Indicators Research, 2020, 150,(1): 219-242.
- [15] Zon, A. V., and J. Muysken. Health and Endogenous Growth[J]. Journal of Health Economics, 2001, 20,(2):169-185.
- [16] Park, K. H. Educational Expansion and Educational Inequality on Income Distribution[J]. Economics of Education Review, 1996,15,(1):51-58.
- [17] 徐舒. 技术进步,教育收益与收入不平等[J]. 北京:经济研究,2010,(9):79-92.
- [18] 徐月宾,刘凤芹,张秀兰. 中国农村反贫困政策的反思——从社会救助向社会保护转变[J]. 北京:中国社会科学,2007,(3):40-53.
- [19] 章元,万广华,刘修岩,许庆. 参与市场与农村贫困:一个微观分析的视角[J]. 北京:世界经济,2009,(9):3-14.
- [20] Bellemare, M. F., and J. R. Bloem. Does Contract Farming Improve Welfare? A Review[J]. World Development, 2018, 112,(12):259-271.
- [21] Stark, O., and J. E. Taylor. Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation[J]. The Economic Journal, 1991,101,(9):1163-1178.
- [22] Quinn, M. A. Relative Deprivation, Wage Differentials and Mexican Migration[J]. Review of Development Economics, 2006,10,(1):135-153.
- [23] 周力,邵俊杰. 非农就业与缓解相对贫困——基于主客观标准的二维视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2020,(4):121-132.
- [24] 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]. 广州:华南师范大学学报(社会科学版),2021,(2):19-31.
- [25] 刘魏,王小华. 地权稳定与农户多维相对贫困:缓解途径与作用机制[J]. 太原:山西财经大学学报,2020,(12):15-29.
- [26] Dollar, D., and A. Kraay. Growth is Good for the Poor[J]. Journal of Economic Growth, 2002,7,(3):195-225.
- [27] 夏庆杰,宋丽娜,Simon Appleton. 什么原因导致中国工资收入差距扩大?——来自反事实参数分解分析的证据[J]. 长春:社会科学战线,2012,(1):60-70.
- [28] 程名望,张帅,史清华. 农户贫困及其决定因素——基于精准扶贫视角的实证分析[J]. 哈尔滨:公共管理学报,2018,(1):135-146.
- [29] Banerjee, A., and E. Duflo. The Economic Lives of the Poor[J]. Journal of Economic Perspectives, 2007, 21,(1):141-168.
- [30] 许源源,徐圳. 公共服务供给、生计资本转换与相对贫困的形成——基于CGSS2015数据的实证分析[J]. 哈尔滨:公共管理学报,2020,(4):140-151.
- [31] Geng, Z., and G. He. Digital Financial Inclusion and Sustainable Employment: Evidence from Countries along the Belt and Road[J]. Borsa Istanbul Review, 2021,(4):1-10.
- [32] 武丽娟,徐璋勇. 我国农村普惠金融的减贫增收效应研究——基于4023户农户微观数据的断点回归[J]. 广州:南方经济,2018,(5):104-127.
- [33] 程惠霞. 普惠金融发展新路径:赋权与使能双驱动[J]. 广州:华南农业大学学报(社会科学版),2020,(5):15-26.
- [34] 张栋浩,尹志超,隋钰冰. 金融普惠可以提高减贫质量吗?——基于多维贫困的分析[J]. 广州:南方经济,2020,(10):56-75.
- [35] 杨波,王向楠,邓伟华. 数字普惠金融如何影响家庭正规信贷获得?——来自CHFS的证据[J]. 西安:当代经济科学,

2020, (6): 74 - 87.

[36] Tadesse, G., and G. Bahiigwa. Mobile Phones and Farmers' Marketing Decisions in Ethiopia[J]. World Development, 2015, 68, (4): 296 - 307.

[37] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine. Finance, Inequality and the Poor[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12, (1): 27 - 49.

[38] Berger, L. M., J. M. Collins, and L. Cuesta. Household Debt and Adult Depressive Symptoms in the United States[J]. Journal of Family and Economic Issues, 2016, 37, (1): 42 - 57.

[39] Levine, A. S., Frank, R. H., Dijk, O. Expenditure Cascades[J]. Review of Behavioral Economics, 2014, (1): 55 - 73.

[40] 陈屹立. 家庭债务是否降低了幸福感? ——来自中国综合社会调查的经验证据[J]. 上海: 世界经济文汇, 2017, (4): 102 - 119.

[41] 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]. 北京: 中国软科学, 2016, (10): 20 - 36.

[42] 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]. 北京: 金融研究, 2018, (1): 84 - 101.

[43] Lin, N. Social Capital: A Theory of Social Structure and Action[M]. Cambridge University Press, 2002.

[44] Collier, P. Social Capital and Poverty: A Microeconomic Perspective[M]. Cambridge University Press, 2002.

[45] 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]. 广州: 南方经济, 2014, (7): 35 - 57.

[46] 胡伦, 陆迁. 贫困地区农户互联网信息技术使用的增收效应[J]. 重庆: 改革, 2019, (2): 74 - 86.

[47] Mincer, J., and S. Polachek. Family Investments in Human Capital; Earnings of Women[J]. Journal of Political Economy, 1974, 82, (2): S76 - S108.

[48] 王国敏, 唐虹, 费翔. 数字经济时代的人力资本差异与收入不平等——基于 PIAAC 微观数据[J]. 成都: 社会科学研究, 2020, (5): 97 - 107.

[49] Knight, J. B., R. H. Sabot. Educational Expansion and the Kuznets Effect[J]. American Economic Review, 1983, 73, (5): 1132 - 1136.

[50] 焦斌龙. 人力资本对居民收入差距影响的存量效应[J]. 北京: 中国人口科学, 2011, (5): 16 - 25.

[51] 魏萍. 教育扩展、分布与质量对收入分配差距的影响研究——基于省级面板数据的实证分析[J]. 北京: 教育经济评论, 2016, (3): 40 - 55.

[52] Lee, J. W., and H. Lee. Human Capital and Income Inequality[J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2018, 23, (4): 554 - 583.

[53] 许岩, 宋瑛. 城市人力资本扩张与中国居民的“幸福反弹”[J]. 西安: 当代经济科学, 2020, (5): 1 - 15.

[54] Zhu, Z., W. Ma, A. Sousa-Poza, and C. Leng. The Effect of Internet Usage on Perceptions of Social Fairness: Evidence from Rural China[J]. China Economic Review, 2020, 62, (8): 121 - 135.

[55] 檀学文. 走向共同富裕的解决相对贫困思路研究[J]. 北京: 中国农村经济, 2020, (6): 21 - 36.

[56] 叶兴庆, 殷浩栋. 从消除绝对贫困到缓解相对贫困: 中国减贫历程与 2020 年后的减贫战略[J]. 重庆: 改革, 2019, (12): 5 - 15.

[57] 田雅娟, 刘强, 冯亮. 中国居民家庭的主观贫困感受研究[J]. 北京: 统计研究, 2019, (1): 92 - 103.

[58] Pradhan, M., and M. Ravallion. Measuring Poverty Using Qualitative Perceptions of Consumption Adequacy[J]. Review of Economics and Statistics, 2000, 82, (3): 462 - 471.

[59] 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[J]. 北京: 经济学(季刊), 2020, (4): 1401 - 1418.

[60] 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]. 北京: 管理世界, 2012, (5): 43 - 51.

[61] 姚先国, 张海峰. 教育、人力资本与地区经济差异[J]. 北京: 经济研究, 2008, (5): 47 - 57.

[62] 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]. 北京: 经济学动态, 2020, (10): 77 - 91.

[63] Morris, A., J. Goodman, and H. Brading. Internet Use and Non-use: Views of Older Users[J]. Universal Access in the Information Society, 2007, 6, (1): 43 - 57.

[64] Quan-Haase, A., G. Y. Mo, and B. Wellman. Connected Seniors: How Older Adults in East York Exchange Social Support Online and Offline[J]. Information, Communication & Society, 2017, 20, (7): 967 - 983.

[65] 张卫东, 卜德琦, 彭旭辉. 互联网技能、信息优势与农民工非农就业[J]. 成都: 财经科学, 2021, (1): 118 - 132.

Can Digital Inclusive Finance Alleviate Relative Poverty?

LIU Wei¹, ZHANG Ying-liang², WANG Yan¹

(1. Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangtse River, Chongqing Technology and Business University, Chongqing, 400067, China;

2. Research Center for rural economy and management, Southwest University, Chongqing, 400715, China)

Abstract: Poverty governance, the world is safe. In 2020, Thanks to the joint efforts of the whole Party and the people of all ethnic groups, my country will win the battle against poverty in an all-round way, resolve overall regional poverty, complete the arduous task of eradicating absolute poverty, and fully realize the party's first century-old goal. But getting rid of poverty and getting rid of hats is not the end, but the starting point for a new life and a new struggle. Our country's poverty alleviation task will be fully shifted to the era of relative poverty governance.

Under the dual background of poverty research entering the relative poverty governance and the rapid development of the digital economy, exploring the digital governance of relative poverty has important theoretical value for building a long-term governance mechanism for relative poverty. This article explores the impact of digital inclusive finance on the relative poverty of urban and rural residents in my country. The results show that the development of digital inclusive finance effectively reduces the incidence of objective relative poverty and subjective relative poverty. However, there are heterogeneity differences among different groups. The alleviation effect of Digital Inclusive Finance on urban residents' relative poverty is stronger than that of rural residents. At the same time, the mitigation effect of Digital Inclusive Finance on the subjective and objective relative poverty of people under 60 is also stronger than that of people aged 60 and above. From the perspective of transmission channels, digital inclusive finance has alleviated the objective relative poverty of residents through formal credit, informal credit, social capital, and human capital. At the same time, digital inclusive finance has alleviated the subjective relative poverty of residents through social capital and human capital. The research in this article reveals that although the development of the digital economy is not limited to poverty governance, it has a lot to do in the governance of relative poverty. By embedding digital and informatization methods in poverty research, it can make the identification, early warning and governance of relatively poor groups more effective. Pertinence, highlighting the superiority of the Chinese government's poverty management.

Based on the above research conclusions, the policy implications of this article are as follows:

First, from the supply side of the digital inclusive finance service system, the construction of an digital inclusive finance service system should be accelerated. Digital inclusive finance can effectively alleviate the relative poverty of urban and rural residents subjectively and objectively, but there are also heterogeneous differences between urban and rural areas and age. Therefore, it is necessary to break the "digital divide" between urban and rural residents and different age groups to realize the inclusive development of digital inclusive finance. It is necessary to provide sound guidance for the benefit distribution mechanism, supervision mechanism, and risk sharing mechanism of the digital inclusive finance market. We must correctly guide digital financial platforms, go beyond the monopoly thinking of digital financial service platforms, cultivate inclusive, diversified, and competitive digital financial service intermediaries, and build a digital inclusive financial system that coexists with government, market, and social entities.

Second, from the demand side of the digital inclusive financial service system, the credit needs of urban and rural residents should be correctly regulated. Digital inclusive finance has greatly improved the credit financing environment, but due to the comparison effect, it may aggravate the relative poverty of low-income groups. Therefore, it is necessary to actively guide the consumption preferences of low-income groups, make full use of the big data dynamic monitoring mechanism of digital inclusive finance, limit the over-borrowing of people with comparison psychology and fall into poverty, and make digital inclusive finance an effective means of governance of relative poverty.

Third, digital inclusive finance helps transform regional social capital into delocalized social capital, but it also breaks the social network of traditional rural society based on blood and kinship. The economic and cultural functions of regional social capital may suffer development bottlenecks. Combined with the existence of the "digital divide" in the urban and rural areas, some rural residents are likely to return to poverty or new poverty occurs. Therefore, the government should make full use of the inclusive characteristics of digital financial inclusion, pay attention to informal institutional arrangements in rural social relations, unblock farmers' social communication channels, and prevent poverty from "self-replication".

The main theoretical contribution of this paper is to distinguish relative poverty into objective relative poverty and subjective relative poverty, explore the digital governance path of relative poverty, and provide a new theoretical basis for my country's relative poverty governance mechanism. However, the division of relative poverty is not limited to the subjective and objective dimensions. At present, the academic circle mainly divides relative poverty into single-dimensional relative poverty and multi-dimensional relative poverty. Single-dimensional relative poverty includes subjective and objective relative poverty. The research in this article is mainly limited to single-dimensional relative poverty, and multi-dimensional relative poverty is not included in the research category. This is where research and supplements are needed in the future.

Key Words: digital inclusive finance; subjective relative poverty; objective relative poverty; digital divide

JEL Classification: I30, P36, G51

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2021.07.003

(责任编辑:弘毅)