

数字普惠金融对贫困脆弱性的影响及其门槛特征

薛龙飞¹, 张哲²

(1. 河北经贸大学商学院, 河北石家庄 050056; 2. 北京师范大学经济与资源管理研究院, 北京 海淀 100875)

摘要: 基于中国家庭追踪调查数据与数字普惠金融指数相结合的面板数据, 考察了数字普惠金融对于家庭贫困脆弱性的影响。研究发现, 尽管数字普惠金融在整体上减缓了贫困脆弱性, 但是面板门槛回归的结果显示这一影响是非线性的。进一步研究发现, 数字普惠金融加重了人均年收入低于 2490 元的家庭的贫困脆弱性, 当家庭人均年收入跨过 6248 元的门槛值之后才会显著缓解贫困脆弱性。另外, 过度负债会削弱数字普惠金融对贫困脆弱性的减缓效应, 当家庭负债超过 2.97 万元后, 数字普惠金融对贫困脆弱性的减缓效应会下降。

关键词: 数字普惠金融; 贫困脆弱性; 家庭收入; 家庭负债

中图分类号: F126

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2023)05-0087-13

一、引言

贫困是阻碍社会进步的重要因素, “到 2030 年在全球范围内消灭极端贫困” 是联合国《2030 年可持续发展议程》提出的首要可持续发展目标。一直以来, 中国政府高度重视贫困问题, 经过长时间的努力, 到 2020 年底, 中国实现了现行贫困标准下贫困人口的全部脱贫, 不仅取得了消除绝对贫困的辉煌成绩, 也对全人类的减贫事业做出了巨大贡献。然而贫困问题不仅涉及绝对贫困, 还包括相对贫困, 相比较而言, 相对贫困具有涉及人口数量多、发生范围广、发生原因复杂多样、致贫和返贫风险较高等复杂性特点^[1]。在新时期, “建立解决相对贫困的长效机制”、“坚决守住不发生规模性返贫底线” 是贫困治理工作的重点所在。但是以收入为标准的贫困界定方法仅能反映个体静态的贫困情况, 无法作为识别返贫风险的有效工具, 而贫困脆弱性 (Vulnerability to Poverty) 这一指标可以衡量个体或家庭未来一定时期的致贫风险, 是一种事前情况^[2], 具备动态性、前瞻性等优势^[3], 因此识别和降低致贫边缘家庭的贫困脆弱性正是巩固脱贫成果、防止发生返贫的关键所在。贫困脆弱性的形成与消减既与风险应对能力有关, 也与个体的风险应对行为有关^[4], 而金融服务是影响个体风险应对能力和应对行为的重要途径。因此, 本文以贫困脆弱性作为研究视角, 既符合我国当前阶段社会贫困问题的特点和需要, 也有助于考察数字普惠金融对个体贫困状态的深刻影响。

金融不仅是个体风险管理的重要工具, 更是我国扶贫的重要手段与支撑保障之一。从宏观角度看, 金融发展能够通过促进经济增长、改善收入分配来达成减贫效果^[5]; 从微观角度看, 金融市场所提供的风险工具和金融服务可以帮助个体家庭优化风险分布, 从而帮助进入正规金融体系的个体家庭提高风险应对能力^[6-7], 降低未来陷入贫困的风险。然而, 传统金融“嫌贫爱富” 的特点使得农村、城市底层等弱势群体被排斥在正规金融体系之外, 无法享受到正规金融服务, 削弱了金

收稿日期: 2023-05-17

DOI: 10.7671/j.issn.1672-0202.2023.05.008

基金项目: 中央社院统一战线高端智库课题 (ZK20220258)

作者简介: 薛龙飞 (1988—), 男, 河北石家庄人, 河北经贸大学商学院讲师, 主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: xueshan001@126.com

融的减贫效果^[8],而普惠金融的出现和发展正是为了使任何个体都可以有机会享受到金融服务,旨在缓解弱势群体的金融排斥问题。研究表明,普惠金融提高了受到传统金融排斥的人群的金融可得性,有效缩小了贫富差距^[9],也有效减缓了贫困、降低了贫困脆弱性^[10-11]。然而,由于金融基础设施的不完善、贫困群体抵押品的缺乏以及贫困群体与金融机构之间的信息不对称等原因,传统普惠金融发展受到了一定限制^[12],但数字普惠金融的出现为普惠金融的深化与推广带来契机,数字技术与普惠金融的结合打破了传统普惠金融受到的时空限制,能够有效支持普惠金融更高效率地普及,更好地实现了金融普惠的目的^[13]。

数字普惠金融“数字化+普惠金融”的运行模式进一步激发了普惠金融的发展潜力,其具有高渗透性和广外延性,能够打通金融服务的“最后一公里”,对巩固脱贫成果具有重要意义。目前很多文献研究分析了数字普惠金融的减贫效用,黄倩等^[14]的研究表明数字普惠金融有利于贫困减缓,具有显著的“益贫”性质;张勋等^[15]的研究显示数字普惠金融的发展推动了包容性增长,对提高低收入家庭的收入具有显著作用。另外,数字普惠金融有效缓解了弱势群体受到的“金融排斥”^[16],提高了弱势群体的信贷可得性从而减缓了贫困^[17],对相对贫困和多维贫困也有改善作用^[18-19]。另外,也有文献证实了数字普惠金融与贫困脆弱性之间的因果关系,Wang and Yang^[20]利用微观调查数据证明了数字普惠金融对于贫困脆弱性的减缓效应,并分析了其中的影响机制,张海洋和韩晓^[21]、申云和李京蓉^[22]利用不同数据得出了同样结论,并进一步探索了数字普惠金融对贫困脆弱性的影响渠道。

然而,数字普惠金融对于贫困群体的作用一定是正面的吗?一些研究表明,由于数字基础设施落后、数字技能水平不足等因素导致的“数字鸿沟”致使数字普惠金融产生了新型的金融排斥和地域分化问题^[23],加剧了贫困户与非贫困户的收入不平等,甚至会加深个体家庭的多维贫困程度和贫困发生风险^[24-25]。也有文献显示数字普惠金融对贫困脆弱性的减缓效应更多的发挥在非贫困户上^[26]。不难看出,目前文献对于数字普惠金融能否减缓贫困脆弱性这一问题上尚未得出一致的结论,对其影响效应的研究尚不充分,尽管有文献指出了数字普惠金融对贫困存在负面影响,但是还缺少相应的实证依据。

基于此,本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)2016年和2018年构成的两期面板数据,通过与地级市层面的数字普惠金融指数进行匹配,研究数字普惠金融对我国家庭贫困脆弱性的影响效应及其门槛特征。本文可能的贡献为:第一,不同于已有研究仅考虑数字金融的线性影响,本文通过面板门槛模型考察数字普惠金融对贫困脆弱性的非线性影响,划分出数字金融影响脆弱性的三个区间,为发挥数字普惠金融的防止返贫作用提供实证依据;第二,检验了家庭收入和家庭负债的门槛效应,估计出了数字普惠金融加重和减缓贫困脆弱性的收入区间,并验证了“过度负债”对数字普惠金融作用效果的削弱作用,丰富了该领域的经验证据,揭示了数字普惠金融发挥作用的条件。

二、文献综述与研究假说

(一) 数字普惠金融对贫困脆弱性的非线性影响

数字普惠金融对家庭内部风险应对能力的作用是影响其家庭贫困脆弱性的主要渠道。家庭贫困脆弱性的发生既有其内部风险应对能力不足的因素,也有外部环境变化的影响,但是内部的应对能力不足才是根本^[27],传统金融体系对贫困群体和脆弱边缘群体的金融排斥是这种应对能力不足的重要原因和主要表现。金融排斥使得金融服务无法惠及到这些弱势群体,从而使他们在遭遇外部风险冲击时缺乏财务上的应对能力。而数字普惠金融具备数字化和普惠金融的两大特征,其可以利用数字技术最大化地提高普惠金融的覆盖广度和普惠面积,使得弱势群体获取金融支持、提高风险应对能力,从而减缓贫困脆弱性,其途径主要有增加收入、促进非农就业、促进创业、

缓解信贷约束、强化社会信任等^[17, 20-22, 26]。然而,数字金融发展水平的落后、数字鸿沟问题的存在等因素会制约数字普惠金融的抑贫效果,甚至起到反面作用。一方面,数字普惠金融在中国的发展存在区域性差异和阶段性特征^[28],数字金融发展水平落后地区的居民可能会因为信息基础设施落后、信息不对称等原因无法接触和享受到其服务;另一方面,尽管数字普惠金融可以通过推动经济包容性增长和改善收入分配等途径优化外部经济环境来发挥减贫作用^[14-15],但是数字金融发展的初期阶段因监管宽松所涌现的大量互联网金融平台扰乱了金融秩序,威胁家庭财产安全,这一定程度上会加剧贫困脆弱性。综上所述,本文提出第一个和第二个研究假说。

H1:数字普惠金融会在整体上减缓家庭贫困脆弱性。

H2:数字普惠金融对贫困脆弱性的影响存在非线性特征,二者之间存在门槛效应。

(二)家庭收入水平的门槛效应

收入是识别静态贫困的重要指标,也是主要的家庭经济禀赋指标之一,充足的家庭禀赋是数字普惠金融减缓贫困脆弱性的重要条件^[20]。一方面,数字普惠金融对就业、创业的促进作用和推动经济增长带来的“涓滴效应”会促使底层家庭收入增加,从而提高其家庭经济水平和抗风险能力,减缓贫困脆弱性。另一方面,数字普惠金融依然没有脱离金融业务追逐利润的“本性”,依然存在“嫌贫爱富”的特点,充足、稳定的收入一定程度上代表着厚实的家庭禀赋,是获取数字金融服务的基础,而家庭禀赋的不足则会加深数字普惠金融对贫困的负面影响^[29]。进一步来看,对于低收入家庭而言,因为较差的经济条件、偿还能力或数字能力,其获取数字金融服务,难度较高;而对于中等收入家庭和高收入家庭而言,其获取数字金融服务通常较为容易;不同收入水平的家庭获取数字金融服务难度的差异会导致数字金融资源在不同收入水平家庭间的分布不均,这有可能会对低收入群体的资源和机会的“挤占”,甚至会形成新的收入分配“极化”效应^[30]。据此,本文提出第三个研究假说。

H3:数字普惠金融对不同收入区间家庭贫困脆弱性具有不同影响,当家庭收入低于某一门槛值时,数字普惠金融会加剧其贫困脆弱性。

(三)家庭负债水平的门槛效应

弱势家庭在面临风险冲击时所能采取的应对行动极其有限,而数字金融发展带来的信贷产品创新和数量扩张会提高弱势群体的信贷可得性,从而在遭遇风险冲击时获得信贷支持,但同时也会带来“过度借贷”的问题。研究显示,数字普惠金融会缓解弱势家庭信贷约束,显著提高了弱势家庭的风险平滑能力^[31],促进其消费增长和福利增加。但由于数字普惠金融覆盖了之前被传统金融排斥的群体,这类群体可能会高估自身的还款能力,从而进行过度借贷^[32],其债务杠杆水平也会大幅提高^[33]。一定程度的借贷虽然能帮助家庭抵御风险,但是过度借贷会影响家庭的风险承受和应对能力,增加陷入贫困的风险(李政和李鑫,2022)^[34],据此,本文提出第四个研究假说。

H4:数字普惠金融与贫困脆弱性之间存在家庭负债的门槛效应,家庭负债水平的增加会削弱数字普惠金融对贫困脆弱的减缓作用。

三、数据来源、贫困脆弱性测算与变量说明

(一)数据来源

本文所使用的数据来源于两部分。第一部分为中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies, CFPS),CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心所主持实施的一项全国性的微观追踪调查项目,旨在对个体、家庭、社区三个层次样本数据的追踪收集来了解中国人口、社会和经济的变迁。由于CFPS数据涵盖了全国25个省、直辖市和自治区,样本规模数量高达16000余户,因此

有良好的代表性。本文采用了CFPS中2016年、2018年两轮的追踪调查数据,通过对家庭经济库、成人数据库相关数据的匹配拼接,在删除无效信息样本、缺失样本、财务回答人年龄低于18周岁的样本以及家庭所在城市发生变动的样本^①后获得了一个包含4553个样本家庭、共计9106个样本的平衡面板数据。

第二部分为衡量数字普惠金融发展水平的“北京大学中国数字普惠金融指数”(The Peking University Digital Financial Inclusion Index of China, PKU-DFIIC),该指数较为权威、全面地反映了我国各省市数字普惠金融发展的现状,具体编制过程见郭峰等^[28]。在实证分析中,本文将地级市一级的数字普惠金融指数与CFPS数据进行了匹配。另外,由于CFPS中并没有直接定义“户主信息”,本文按照官方文档和以往文献的做法,将家庭经济问卷中的“财务回答人”视作户主。

(二) 贫困脆弱性测算

本文使用预期的贫困脆弱性(Vulnerability as Expected Poverty, VEP)方法来测度样本家庭的贫困脆弱性,其基本思路是:用能够观测到的个体和家庭的特征变量对未来收入或消费进行回归,得出未来收入和消费的期望和方差,进而假设未来消费或收入服从对数正态分布,最终得出贫困脆弱性的概率值。另外,需要将一个固定的概率值设为贫困脆弱线,当一个家庭的贫困脆弱性的概率值大于脆弱线时则该家庭被视为处于贫困脆弱状态,反之,该家庭不处于贫困脆弱状态。

参照 Chaudhuri et al(2002)^[35]的设计,预期的贫困脆弱性(VEP)测算方程为:

$$Vul_{i,t} = P(\text{Average_consumption}_{i,t+1} \leq \text{Poor}_t) \quad (1)$$

式中, $Vul_{i,t}$ 表示第*i*个家庭在第*t*年的贫困脆弱性; $Average_consumption_{i,t+1}$ 表示第*i*个家庭在第*t*年的人均消费支出,消费相较于收入而言能够更好的体现家庭所获得的福利,并且消费数据误差较小^[36]。 $Poor_t$ 表示第*t*年的贫困线。其中,未来消费可以表示为可以观测到的变量 $X_{i,t}$ 以及包含无法观测的冲击因素 e_i 的函数,其表达式如式(2)所示,其中 α_i 表示 $X_{i,t}$ 的系数。

$$\text{Consumption}_{i,t+1} = f(X_{i,t}, \alpha_i, e_i) \quad (2)$$

参照 Chaudhuri et al^[35]以及樊丽明和解丕^[3]的估计策略,本文使用三阶段可行广义最小二乘法(FGLS)对样本家庭的贫困脆弱性进行测算。

第一步,估计家庭的消费方程,如(3)式所示:

$$\ln C_{i,t} = \alpha_i X_{i,t} + e_i \quad (3)$$

式中, $C_{i,t}$ 表示第*i*个家庭在第*t*年的人均消费支出, $X_{i,t}$ 表示一系列可观测到的、影响家庭人均消费的个体或家庭特征变量,本文选择了户主年龄、户主性别、户主婚姻状态、家庭规模等,具体变量如表1所示。

第二步,估计对数消费期望的一致估计 $X_{i,t} \hat{\alpha}_{FGLS}$ 和方差的一致估计 $X_{i,t} \hat{\beta}_{FGLS}$,如(4)式和(5)式所示。

$$E(\ln C_{i,t} | X_{i,t}) = X_{i,t} \hat{\alpha}_{FGLS} \quad (4)$$

$$\text{Var}(\ln C_{i,t} | X_{i,t}) = X_{i,t} \hat{\beta}_{FGLS} \quad (5)$$

第三步,假设未来消费服从对数正态分布,贫困脆弱性的计算最终可由式(6)得出。

$$Vul_{i,t} = \Phi\left(\frac{\ln p_{oor} - X_{i,t} \hat{\alpha}_{FGLS}}{\sqrt{X_{i,t} \hat{\beta}_{FGLS}}}\right) \quad (6)$$

① 此举是为了能够估计聚类到城市层面的稳健标准误,在2016—2018年间家庭所在地发生变动的家庭一共有3个,故删去不影响整体的实证分析。

表1 贫困脆弱性测算相关变量

变量	变量含义	2016		2018	
		均值	标准差	均值	标准差
家庭人均消费支出	家庭人均消费支出的对数	9.21	0.90	9.34	0.87
年龄	户主的年龄	45.25	9.82	47.18	9.92
年龄平方	户主的年龄平方	21.44	8.92	23.24	9.45
性别	户主的性别,男=1,女=0	0.50	0.50	0.51	0.50
健康	户主的自评健康,非常健康=1,很健康=2,比较健康=3,一般=4,不健康=5	3.06	1.21	3.08	1.23
教育	户主受教育年限	7.87	4.31	8.02	4.33
婚姻	户主婚姻状态,在婚=1,未婚、离婚、丧偶等=0	0.91	0.29	0.90	0.30
工作	户主工作状态,在业=1,失业=0	0.87	0.33	0.88	0.34
医疗保险	户主参加医保情况,有=1,没有=0	0.94	0.24	0.94	0.24
养老保险	户主参加养老保险情况,有=1,没有=0	0.71	0.45	0.73	0.44
家庭规模	家庭人口数量	4.09	1.74	4.01	1.77
收入	家庭人均收入的对数	9.38	0.97	9.61	0.97
负债	家庭人均负债的对数	1.87	3.70	2.04	3.87
耐用品总值	家庭人均耐用品值的对数	7.35	2.75	7.80	2.32
住房价值	家庭人均现住房价值对数	9.44	3.38	1.84	1.05
现金存款	家庭人均现金存款的对数	5.73	4.25	6.29	4.09
家庭抚养比	家庭非劳动人口数量/家庭人口数量	0.36	0.26	0.39	0.28
家庭房屋产权	现住房产权,拥有完全产权=1,部分产权=0.5,没有产权=0	0.89	0.30	0.91	0.27

设定科学合理的贫困线和脆弱线是准确测度贫困脆弱性的前提。首先,在贫困线的选择上,我国现行的贫困标准是根据农村家庭设定的,但是本文的样本中包含城镇家庭,因此采用这一贫困线并不合适。另外,万广华、章元^[37]的研究指出在较高的贫困线下测算贫困脆弱性会更为准确。因此,本文参照世界银行2015年的贫困标准,选择日均3.2美元的消费支出作为贫困线。另外,贫困脆弱线是判断一个家庭是否处于贫困脆弱状态的标准,当一个家庭的贫困脆弱线概率值超过脆弱线时,则认为该家庭处于贫困脆弱性状态。大多数学者都将脆弱线设置在50%^[38-39],但是50%的脆弱线会遗漏暂时贫困的家庭,所以也有学者经过时间后,将脆弱线设置为29%^[40-42]。综合考虑并结合张海洋、韩晓^[21]的做法,本文设置两条脆弱线,将50%设为“高贫困脆弱线”,将29%设为“低贫困脆弱线”,具有高贫困脆弱性的家庭有较高的返贫风险,而低贫困脆弱性的家庭尽管返贫风险较低,但是可能会存在慢性贫困的问题。

表2汇报了样本家庭贫困脆弱性的测算结果。从时间的维度来看,2018年存在贫困脆弱性的家庭比例要显著低于2016年,这说明我国的扶贫政策在减缓家庭贫困脆弱性方面取得了明显成效。从不同的脆弱线来看,低贫困脆弱性的家庭占比要远远高于存在高贫困脆弱性的家庭。从城乡的维度看,农村家庭中存在贫困脆弱性的比例要远远高于城镇家庭,并且也有小部分城镇家庭也处于贫困脆弱性状态,这说明城镇家庭的贫困脆弱性问题也需要注意。总体来看,城镇家庭需要主要关注其低贫困脆弱性问题,而农村家庭高贫困脆弱性问题和低贫困脆弱性问题均需要重视。

表2 家庭贫困脆弱性的描述统计

时间 地区	2016年		2018年	
	低贫困脆弱性(29%)	高贫困脆弱性(50%)	低贫困脆弱性(29%)	高贫困脆弱性(50%)
全国	13.24%	7.46%	7.75%	3.80%
农村	18.80%	10.75%	11.88%	5.86%
城镇	6.18%	3.29%	2.69%	1.27%

(三) 变量说明

本文的被解释变量为贫困脆弱性,根据前文的测算结果,具体分为低贫困脆弱性和高贫困脆弱性两种,当第*i*个家庭存在高贫困脆弱性或低贫困脆弱性时,赋值为1,否则赋值为0。同时,为了满足面板门槛回归模型的需要和验证基准回归结果的稳健性,将采用估计出来的家庭贫困脆弱性的概率值作为被解释变量,该变量是取值范围在0到1之间的连续性变量。

核心解释变量为数字普惠金融指数。本文采用地级市层面的数字普惠金融指数来衡量样本家庭所处区域的数字普惠金融发展水平。考虑到量纲及回归系数大小的问题,本文将数字普惠金融指数除以100。同时,为了避免回归过程中可能出现的互为因果问题,本文将数字普惠金融指数滞后一期,即采用2015年和2017年的数字普惠金融指数数据。

门槛变量为数字普惠金融指数、家庭人均收入、家庭负债,其中家庭人均收入和家庭负债经过了对数化处理。此外,为了避免收入极端值对估计结果的影响,本文对家庭人均收入进行了双侧1%缩尾处理。

控制变量选取了可能影响到样本家庭贫困脆弱性的户主特征变量和家庭特征变量。本文详细参照了有关文献,选取了年龄、年龄平方、健康、婚姻、工作、保险、教育等户主特征变量和家庭规模、家庭资产、抚养比等家庭特征变量。同时,本文还在以上基础上加入了时间固定效应和省份固定效应。具体的变量情况如表3所示。

表3 变量描述统计

变量	样本量 (年)	均值		标准差		最小值		最大值	
		2016	2018	2016	2018	2016	2018	2016	2018
高贫困脆弱性	4,553	0.07	0.04	0.26	0.19	0	0	1	1
低贫困脆弱性	4,553	0.13	0.08	0.34	0.27	0	0	1	1
贫困脆弱性概率值	4,553	0.10	0.07	0.21	0.16	0	0	1	1
数字普惠金融指数	4,553	1.70	2.20	0.20	0.21	1.34	1.83	2.31	2.85
家庭人均收入	4,553	9.38	0.97	9.61	0.97	6.91	11.78	6.91	11.78
家庭负债	4,553	1.87	2.04	3.70	3.87	0	0	13.36	13.75
户主年龄	4,553	45.25	47.18	9.82	9.92	18	20	83	86
年龄平方	4,553	21.44	23.24	8.94	9.45	3.24	4	68.89	73.96
户主性别	4,553	0.50	0.51	0.50	0.50	0	0	1	1
受教育年限	4,553	7.87	8.02	4.31	4.33	0	0	22	22
健康水平	4,553	3.06	3.08	1.21	1.23	1	1	5	5
养老保险	4,553	0.71	0.73	0.45	0.44	0	0	1	1
医疗保险	4,553	0.94	0.94	0.24	0.24	0	0	1	1
工作状态	4,553	0.87	0.88	0.33	0.33	0	0	1	1
婚姻状态	4,553	0.91	0.90	0.29	0.30	0	0	1	1
家庭人口数量	4,553	4.09	4.01	1.74	1.77	1	1	19	21
现住房价值	4,553	2.48	2.91	1.36	1.19	0	0	7.09	6.91
现金存款	4,553	5.73	6.29	4.25	4.09	0	0	13.82	13.82
家庭抚养比	4,553	0.36	0.39	0.26	0.28	0	0	1	1
生产性资产	4,553	3.94	3.68	4.64	4.60	0	0	17.22	17.73
土地资产	4,553	6.25	6.14	4.97	4.91	0	0	14.73	14.85

四、实证结果与分析

(一) 数字普惠金融对贫困脆弱性影响效应的基准回归

本文选择使用面板 Probit 模型来估计数字普惠金融对贫困脆弱性的基准影响。为了尽可能消除不可观测的随时间变化和不随时间变化的因素所造成的遗漏偏误,本文在回归中同时加入了时间固定效应和省份固定效应,具体的模型设定如(7)式所示。在(7)式中,其中, $VEP_{i,t}$ 表示第*i*个家庭第*t*年是否存在贫困脆弱性, $DIFI_{i,t-1}$ 表示滞后一期的数字普惠金融指数, X_{it} 表示一系列控制变量, λ 表示省份固定效应, η_i 表示时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。 β_0 、 β_1 、 β_2 为待估系数,其中 β_1 衡量了数字普惠金融发展对贫困脆弱性的总体影响。

同时,为了避免使用“0-1”变量定义贫困脆弱性所出现的信息损失和控制固定效应造成的观测值损失,本文将被解释变量替换成样本家庭贫困脆弱性的概率值,使用面板固定效应模型进行 OLS 估计,具体模型设计如(8)式所示,模型中的符号含义与(7)式相同。

$$Pr(VEP_{i,t} = 1 | DIPI_{i,t-1}, X_{it}) = \beta_0 + \beta_1 DIPI_{i,t-1} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Vul_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIPI_{i,t-1} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

考虑到在控制变量中,现金存款、养老保险等变量可能与数字普惠金融指数存在一定的相关性,这可能影响到模型的估计结果,所以本文在基准回归中采用了逐步加入控制变量的方式,依次加入户主特征变量和家庭特征变量。表4汇报了数字普惠金融对贫困脆弱性回归的基准结果,表中的第(1)、(4)列仅控制了省份和时间固定效应,可以看到在不加入户主特征变量和家庭特征变量的情况下,数字普惠金融在1%的显著性水平上减缓了贫困脆弱性。但是,若在回归中忽略了户主特征变量和家庭特征变量,则会造成遗漏变量偏误问题。所以在第(2)、(5)列中分别汇报了加入户主特征变量的估计结果和(3)、(6)列中汇报了加入全部控制变量的估计结果,可以看出,数字普惠金融依然在1%的显著性水平减缓了贫困脆弱性,只是系数有所降低。第(7)列汇报了面板固定效应模型的估计结果,数字普惠金融对贫困脆弱性概率值的回归系数依然显著为负,因此研究假说 H1 得到验证。综上,根据基准回归结果,可以认为数字普惠金融的发展对贫困脆弱性有减缓作用,数字普惠金融指数每增加1个单位,家庭陷入高贫困脆弱性和低贫困脆弱性的概率将下降11.6%和15.5%,其中数字普惠金融对于低贫困脆弱性的效果更为明显。

表4 基准回归结果

变量	高贫困脆弱性(50%)			低贫困脆弱性(29%)			脆弱性概率值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
数字普惠金融	-0.223*** (0.051)	-0.166*** (0.039)	-0.116*** (0.030)	-0.333*** (0.061)	-0.237*** (0.051)	-0.155*** (0.037)	-0.082*** (0.024)
户主特征变量		(是)	(是)		(是)	(是)	(是)
家庭特征变量			(是)			(是)	(是)
省份固定效应	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)
年度固定效应	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)
样本量	8326	8326	8326	8596	8596	8596	9106

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,表中汇报的是边际效应;括号内是聚类到城市层面的稳健标准误;控制变量的回归结果限于篇幅未予以汇报。

为了进一步验证基准回归结果的稳健性,本文采用变换估计模型的方法进行稳健性检验。第一种方法是将回归模型由面板 Probit 模型分别更换为面板 Logit 模型和线性概率模型(LPM),表5汇报了面板 Logit 模型和线性概率模型的回归估计结果,可以看出无论是哪种估计形式,数字普惠金融对贫困脆弱性的回归系数依然显著为负,对家庭陷入高贫困脆弱性和低贫困脆弱性的概率分别降低11.7%和15.8%,与面板 Probit 模型的结果相差不大。另外,尽管线性概率模型的估计结果存在不一致的问题,但是其回归系数就是数字普惠金融影响贫困脆弱性的边际效应,可以看出

数字普惠金融对高贫困脆弱性和低贫困脆弱性发生概率的减缓作用分别为 7.7% 和 11%, 说明 LPM 模型低估了数字普惠金融对贫困脆弱性的效果。此外, 这三种模型的估计结果都表明了数字普惠金融对于低贫困脆弱性的家庭更为有效。

表 5 面板 Logit 模型和线性概率模型估计

变量	面板 Logit		线性概率模型(LPM)	
	高贫困脆弱性(50%)	低贫困脆弱性(29%)	高贫困脆弱性(50%)	低贫困脆弱性(29%)
数字普惠金融	-0.117*** (0.031)	-0.158*** (0.039)	-0.077** (0.031)	-0.110*** (0.034)
户主特征变量	(是)	(是)	(是)	(是)
家庭特征变量	(是)	(是)	(是)	(是)
省份效应	(是)	(是)	(是)	(是)
时间效应	(是)	(是)	(是)	(是)
样本量	8326	8596	9106	9106

注:表中汇报的面板 Logit 结果的边际效应,其它同表 4。

第二种方法是采用面板分位数回归模型进行估计。传统的回归方法主要是估计解释变量对于被解释变量条件期望的影响,这种方法在本质上是一种均值回归,若被解释变量的分布不是对称的,那么这种情况下的回归结果容易受到极端值的影响,从而得出有偏误的回归结果。通过本文对样本家庭的贫困脆弱性测算可知,样本中只有 10% 左右的样本家庭的贫困脆弱性概率值高于 29%, 因此大概率样本中的家庭贫困脆弱性不是对称分布的,也就是说大部分家庭的贫困脆弱性概率值可能分布在分布曲线的左端,而并非集中于 50% 分位数。所以,仅使用不考虑样本数据分布情况的传统回归方法进行估计可能会存在一定偏差。

因此,本文将被解释变量更换为样本家庭的贫困脆弱性概率值,采用面板分位数模型进行进一步的稳健性检验。本文分别对样本家庭贫困脆弱性分布的 10%、25%、50%、75%、90% 五个分位数进行面板分位数回归,估计方法采用自适应 MCMC 法。

表 6 汇报了回归结果,可以看出,数字普惠金融在不同的分位数水平上均显著减缓了贫困脆弱性,并且随着分位数水平的上升,数字普惠金融对贫困脆弱性的回归系数在逐渐增大,对 90% 分位数水平上的样本家庭的贫困脆弱性减缓作用最大。分位数回归的结果验证了基准回归结果的稳健性。

表 6 面板分位数回归

分位数水平	QR_10%	QR_25%	QR_50%	QR_75%	QR_90%
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字普惠金融	-0.001*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.021*** (0.001)	-0.060*** (0.002)
户主特征	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)
家庭特征	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)
时间效应	(是)	(是)	(是)	(是)	(是)
样本量	9106	9106	9106	9106	9106

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内是标准误。

(二) 数字普惠金融对贫困脆弱性影响效应的门槛回归

1. 面板门槛模型设定

数字普惠金融对家庭贫困脆弱性的影响很有可能呈现非线性特征以及存在结构性差异,传统的线性回归方法并不能体现这种特征,因此需要借助面板门槛回归模型进行分析。面板门槛模型由 Hansen^[43] 提出,该模型可以在存在因果关系的变量中寻找门槛变量,测算解释变量对被解释变量发挥作用的门槛值,估计在门槛变量的不同区间上解释变量对被解释变量的作用效果,进而可以分析这种作用效果的结构性差异。根据面板门槛模型设定的要求和本文的基准回归模型,所设

定的面板门槛回归模型形式如(9)、(10)、(11)式所示,(9)式的门槛变量是数字普惠金融指数,(10)式的门槛变量是家庭人均收入,(11)式的门槛变量是家庭负债水平,其中三个式子的被解释变量都是家庭贫困脆弱性的概率值。

$$Vul_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 DIFI_{i,t-1} \cdot I(DIFI \leq \gamma) + \phi_2 DIFI_{i,t-1} \cdot I(\gamma < DIFI) + \phi_3 X_{i,t} + \mu_{it} \quad (9)$$

$$Vul_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 DIFI_{i,t-1} \cdot I(\ln Income \leq \delta) + \sigma_2 DIFI_{i,t-1} \cdot I(\delta < \ln Income) + \sigma_3 X_{i,t} + \mu_{it} \quad (10)$$

$$Vul_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 DIFI_{i,t-1} \cdot I(\ln Debt \leq \tau) + \sigma_2 DIFI_{i,t-1} \cdot I(\tau < \ln Debt) + \sigma_3 X_{i,t} + \mu_{it} \quad (11)$$

其中, $I(\cdot)$ 为示性函数,当括号中表达式为真时,取值为1,否则取值为0。本文选择了数字普惠金融和家庭人均纯收入作为门槛变量,根据门槛变量 $DIFI$ 、 $\ln Income$ 和 $\ln Debt$ 是否大于门槛值 γ 、 δ 、 τ 可以把样本划分为不同区间, X 代表控制变量。类似的,在单一门槛值的基础上,可以将模型拓展到多重门限模型,即考虑可能有多重门槛(Multiple Thresholds)存在于模型中。

2. 以数字普惠金融为门槛变量的面板门槛回归

首先,本文检验了数字普惠金融对贫困脆弱性影响的门槛效应,以及在不同的数字普惠金融发展水平区间上数字普惠金融对贫困脆弱性作用的效果差异。表7汇报的是以数字普惠金融为门槛变量的门槛检验结果,本文对存在单一门槛、双重门槛、三重门槛依次进行检验,从而确定模型中存在的门槛个数,如表所示,以数字普惠金融为门槛变量存在双重门槛,三重门槛估计值并不显著,第一个和第二个门槛值分别为1.41和1.57,对应的数字普惠金融指数为141和157,根据这两个门槛值可以划分为三个区间。

表7 数字普惠金融门槛检验结果

门槛个数	F 值	P 值	10% 临界值水平	5% 临界值水平	1% 临界值水平	门槛值
单一门槛	294.46	0.0000	15.8405	19.0044	25.1187	1.41 ***
双重门槛	136.69	0.0000	16.2916	19.4459	24.5947	1.57 ***
三重门槛	26.78	0.6433	50.7145	55.1637	68.3529	

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;表中的F值和P值都是通过反复抽样的“自助法”得到的。

表8汇报了以数字普惠金融为门槛变量的面板门槛回归结果。可以看出,数字普惠金融对贫困脆弱性的影响存在结构性特征,不同区间的数字普惠金融指数对贫困脆弱性的影响不同;当数字普惠金融发展水平略有提高的时候($141 < DIFI \leq 157$),其对贫困脆弱性的影响系数为0.019,且在10%的水平上是显著的,即加剧了贫困脆弱性,此时数字普惠金融对贫困脆弱性的影响处于“加剧区间”;当数字普惠金融发展水平进一步提高时($DIFI > 157$),数字普惠金融对贫困脆弱性的影响系数为-0.027,说明在1%的水平上显著减缓了贫困脆弱性,此时数字普惠金融对贫困脆弱性的影响处于“减缓区间”。由此可知,当数字普惠金融发展水平较低时,数字普惠金融并不会减缓贫困脆弱性,甚至还会加剧贫困脆弱性,只有数字普惠金融超越门槛值157时才会对贫困脆弱性产生改善作用。因此,数字普惠金融对贫困脆弱性的影响是非线性的,影响效果也存在结构性差异,研究假说H2得到验证。

表8 数字普惠金融为门槛变量的回归结果

变量	$DIFI \cdot I(DIFI \leq 141)$	$DIFI \cdot I(141 < DIFI \leq 157)$	$DIFI \cdot I(DIFI > 157)$
贫困脆弱性概率值	0.030(0.024)	0.019*(0.010)	-0.027*** (0.007)
户主特征		(是)	
家庭特征		(是)	
样本量		9106	

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内汇报的是标准误;户主特征变量与家庭特征变量与上同。

3. 以家庭人均年收入为门槛变量的面板门槛回归

其次,本文以家庭人均年收入(对数)为门槛变量检验数字普惠金融对贫困脆弱性影响的门槛效应,以及在不同的家庭人均年收入区间上数字普惠金融对贫困脆弱性作用的效果差异。表9汇报了家庭人均收入门槛检验结果,检验结果显示,家庭人均收入中存在双重门槛,三重门槛检验并不显著,第一个门槛值和第二个门槛值分别为7.82和8.74,进行反对数计算后分别是2490元和6248元,根据这两个门槛值可以把作用效果分为三个区间。

表9 家庭人均年收入门槛检验结果

门槛个数	F值	P值	10% 临界值水平	5% 临界值水平	1% 临界值水平	门槛值
单一门槛	1882.98	0.0000	17.4889	20.7364	24.7082	7.82***
双重门槛	552.30	0.0000	16.3723	19.0022	28.0339	8.74***
三重门槛	386.53	0.5100	540.1543	588.0267	648.8473	

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;表中的F值和P值都是通过反复抽样的“自助法”得到的,抽样次数为300;其中家庭人均年收入的门槛值经过了对数化处理,反对数计算后的门槛值分别是2490元和6248元。

表10汇报了以家庭人均年收入为门槛变量的门槛回归结果,可以看出数字普惠金融会对不同收入区间的家庭的贫困脆弱性产生不同的影响,对贫困脆弱性的作用效果会随家庭人均收入处于不同区间呈现不同的方向。当家庭人均收入较低时($Income \leq 2490$),数字普惠金融对贫困脆弱性的回归系数为0.140,且在1%的水平上显著,说明数字普惠金融加剧了收入较低的家庭的贫困脆弱性,此时数字普惠金融并没有发挥应有的“减贫效用”,反而加剧了这部分家庭的致贫风险;当家庭人均收入相对中等时($2490 < Income \leq 6248$),数字普惠金融并没有对贫困脆弱性造成影响,此时数字普惠金融处于“无效率区间”,对于减缓处于这一收入区间的家庭;当家庭人均收入相对较高时($Income > 6248$),数字普惠金融对贫困脆弱性的回归系数为-0.052,且在1%的水平上显著,说明数字普惠金融减缓了处于该收入区间的家庭的贫困脆弱性,此时数字普惠金融起到了减缓贫困脆弱性的作用。这说明,数字普惠金融发挥减缓贫困脆弱性的收入门槛值是6248元左右,而对于人均年收入低于2490元的家庭,数字普惠金融会增加其致贫风险。2490元人均年收入这一数值接近于我国设定的2300元绝对贫困线,这意味着数字普惠金融并不利于改善绝对贫困群体的致贫情况,甚至会加深对绝对贫困群体的资源挤兑和能力剥夺,说明了回归结果有重要的现实意义。另外,数字普惠金融在减缓贫困脆弱性的方面一定程度上呈现出“精英俘获”的特点。因此,研究假说H3得到验证。

表10 家庭人均收入为门槛变量的回归结果

变量	$DIFI \cdot I(Income \leq 2490)$	$DIFI \cdot I(2490 < Income \leq 6248)$	$DIFI \cdot I(Income > 6248)$
贫困脆弱性概率值	0.140*** (0.008)	0.002(0.007)	-0.052*** (0.006)
户主特征		(是)	
家庭特征		(是)	
样本量		9106	

注:同表8。

4. 以家庭负债为门槛变量的面板门槛回归

最后,我们以家庭负债(对数)为门槛变量检验数字普惠金融对贫困脆弱性影响的门槛效应,以及在不同负债区间上数字普惠金融对贫困脆弱性作用的效果差异。表11汇报了门槛检验结果,可以看出,以家庭负债为门槛变量存在单一门槛,双重门槛和三重门槛检验均不显著,门槛值为10.3,进行反对数计算后对应的家庭负债门槛值为29733元,根据该门槛值可以把数字普惠金融的作用效果分为两个区间。

表 11 家庭负债门槛检验结果

门槛个数	F 值	P 值	10% 临界值水平	5% 临界值水平	1% 临界值水平	门槛值
单一门槛	25.51	0.0033	14.3656	16.8834	20.6336	10.3***
双重门槛	9.72	0.2767	14.1370	16.4434	29.5924	
三重门槛	10.12	0.3233	16.1699	19.4472	24.5183	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;表中的 F 值和 P 值都是通过反复抽样的“自助法”得到的,抽样次数为 300;其中家庭负债经过了对数化处理,反对数计算后的家庭负债门槛值为 29733 元。

表 12 汇报了以家庭负债为门槛变量的门槛回归结果,可以看出,不论家庭负债处于哪个区间,数字普惠金融都能对贫困脆弱性产生减缓作用,但是对不同负债区间家庭的作用效果呈现差异。当家庭负债低于 29733 元时 ($Debt \leq 29733$),数字普惠金融对贫困脆弱性的回归系数为 -0.066,当家庭负债大于 29733 元时 ($Debt > 29733$),数字普惠金融对贫困脆弱性的回归系数为 -0.042,两个回归系数都在 1% 的显著性水平上显著,但是数字普惠金融对于负债低于 29733 元家庭的贫困脆弱性的减缓作用要比负债高于 29733 元家庭的减缓作用大,即家庭负债尽管在总体上减缓了贫困脆弱性,但是超过一定程度的负债会削弱数字普惠金融对贫困脆弱性的减缓作用。这说明,数字普惠金融会通过提高弱势家庭的信贷可得性来增强家庭的风险应对能力,但是信贷支持在增加家庭当期风险应对能力的同时,又同样会为其带来未来偿还的压力。所以,债务的过度扩张会损害这些弱势家庭的风险承受和应对能力,加重负担,弱化了数字普惠金融的作用。综上,研究假说 H4 得到验证。

表 12 家庭负债为门槛变量的回归结果

变量	$DIFI \cdot I(Debt \leq 29733)$	$DIFI \cdot I(Debt > 29733)$
贫困脆弱性概率值	-0.066*** (0.006)	-0.042*** (0.009)
户主特征		(是)
家庭特征		(是)
样本量		9106

注:同表 8。

五、结论和政策启示

本文基于 2016 年、2018 年的中国家庭追踪调查数据和北京大学中国数字普惠金融指数,系统研究了数字普惠金融对贫困脆弱性的影响效应。本文使用预期的贫困脆弱性测算方法构建了城乡家庭的贫困脆弱性指标,设置了 29% 和 50% 两条脆弱线,并描述了贫困脆弱性的变化趋势和城乡差异。本文通过实证模型的分析得出以下结论。

第一,数字普惠金融的发展能够在整体上缓解贫困脆弱性,得到了与现有研究一致的结论,但是与之不同的是,本文发现数字普惠金融对贫困脆弱性的影响呈现非线性特征,随着数字普惠金融发展水平的提高,其影响方向依次是“无效”、“加剧”和“缓解”,呈现伴随发展水平“先加剧、后缓解”的特点。第二,数字普惠金融与贫困脆弱性之间存在家庭收入的门槛效应,对于人均收入低于 2490 元的家庭,数字普惠金融加剧了这部分家庭的贫困脆弱性;对于家庭人均收入高于 6248 元的家庭,数字普惠金融缓解了其贫困脆弱性;处于两个门槛值之间的家庭,数字普惠金融对其脆弱性没有影响,这表明家庭收入水平则是数字普惠金融对贫困脆弱性发挥作用的重要前提条件。第三,数字普惠金融与贫困脆弱性之间存在家庭负债的门槛效应,当家庭债务水平跨越 29733 元的门槛值后,数字普惠金融对贫困脆弱性的缓解效应会下降,这充分说明过度负债会削弱数字普惠金融对贫困脆弱性的缓解作用。因此,数字普惠金融存在一定的局限性,要发挥对贫困脆弱性的缓解作用需要依赖家庭禀赋,也应注意其带来的过度借贷问题。

本文的研究结论具有深刻的政策启示。建立解决相对贫困的长效机制和防止返贫的预防机制是新时代我国反贫困工作的重点所在,加强弱势边缘群体的风险承受和应对能力更是防止返贫

的根本。本文的研究表明,尽管数字普惠金融能够充分减缓贫困脆弱性,一定程度上可以为弱势边缘群体赋能,增强其自身对于风险冲击的应对能力,但是这种作用对家庭禀赋条件的依赖以及带来的家庭过度借贷问题正是利用数字普惠金融巩固脱贫成果的重要挑战。因此,其政策启示在于:第一,在积极推动数字普惠金融发展的同时,要加强数字基础设施的建设,扩大数字金融服务的覆盖人群面积,关注弱势群体的数字劣势,缩小因数字鸿沟带来的普惠效果差异;第二,完善数字普惠金融发展顶层设计,通过政策机制和福利政策来弱化数字普惠金融发挥减缓贫困脆弱性作用所依赖的禀赋条件;第三,加强金融监管,完善数字普惠金融信用体系,规范数字金融产品信贷额度,防止数字普惠金融带来的过度借贷问题。

参考文献:

- [1] 高强,孔祥智.论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2020(3):120-128.
- [2] LIGON E, SCHECHTER L. Measuring Vulnerability[J]. The Economic Journal, 2003(486): C95-C102.
- [3] 樊丽明,解垚.公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?[J].经济研究,2014(8):67-78.
- [4] 祝建华,陈林.贫困脆弱性的形成机理与消减策略[J].学习与实践,2018(12):103-110.
- [5] 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.
- [6] GANONG P, NOEL P. Consumer Spending during Unemployment: Positive and Normative Implications[J]. American Economic Review, 2019(7): 2383-2424.
- [7] URREA M A, MALDONADO J H. Vulnerability and risk management: the importance of financial inclusion for beneficiaries of conditional transfers in Colombia[J]. Revue canadienne d'études du développement, 2011(4): 381-398.
- [8] GREENWOOD J, JOVANOVIĆ B. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income[J]. Journal of Political Economy, 1990(5):1076-1107.
- [9] SARMA M, PAIS J. Financial Inclusion and Development[J]. Journal of International Development, 2011(5): 613-628.
- [10] 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(5):153-172.
- [11] PARK C, MERCADO R V. Does Financial Inclusion Reduce Poverty and Income Inequality in Developing Asia? [M]. Financial Inclusion in Asia. London: Palgrave Macmillan, 2016:61-92.
- [12] GARDEVA A, RHYNE E. Opportunities and obstacles to financial inclusion survey report[R]. Center for Financial Inclusion, 2011.
- [13] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018(4):1489-1502.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] 陈宝珍,任金政.数字金融与农户:普惠效果和影响机制[J].财贸研究,2020(6):37-47.
- [17] 周利,廖婧琳,张浩.数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据[J].经济科学,2021(1):145-157.
- [18] 孙继国,韩开颜,胡金焱.数字金融是否减缓了相对贫困?——基于CHFS数据的实证研究[J].财经论丛,2020(12):50-60.
- [19] 李京蓉,申云,杨晶,等.互联网金融使用对农户多维减贫的影响研究[J].统计与信息论坛,2021(5):104-118.
- [20] WANG X, FU Y. Digital financial inclusion and vulnerability to poverty: evidence from Chinese rural households [J]. China Agricultural Economic Review, 2021(1): 64-83.
- [21] 张海洋,韩晓.数字金融的减贫效应研究——基于贫困脆弱性视角[J].金融评论,2021(6):57-77.
- [22] 申云,李京蓉.数字普惠金融与农户相对贫困脆弱性[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022(1):105-117.
- [23] 星焱.农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J].经济学家,2021(2):102-111.
- [24] 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(10):79-89.
- [25] 王修华,赵亚雄.数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较[J].金融研究,

- 2020(7): 114 – 133.
- [26] 彭澎, 徐志刚. 数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗? [J]. 经济评论, 2021(1): 82 – 95.
- [27] 姚领, 谢家智. 贫困脆弱性的生成与测度——基于风险“冲击——应对”的视角[J]. 统计研究, 2022(11): 117 – 132.
- [28] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020(4): 1401 – 1418.
- [29] 蒋晓敏, 周战强, 张博尧. 数字普惠金融与流动人口家庭相对贫困[J]. 中央财经大学学报, 2022(3): 45 – 58.
- [30] 陈海龙, 陈小昆. “涓滴”还是“极化”: 数字普惠金融对农村相对贫困的改善效应[J]. 云南财经大学学报, 2021(7): 15 – 26.
- [31] 王勋, 王雪. 数字普惠金融与消费风险平滑: 中国家庭的微观证据[J]. 经济学(季刊), 2022(5): 1679 – 1698.
- [32] BROWN J R, COOKSON J A, HEIMER R Z. Growing up without finance [J]. Journal of Financial Economics, 2019(3): 591 – 616.
- [33] 陈宸, 方芳, 张乐. 数字普惠金融、收入水平与家庭负债[J]. 经济经纬, 2022(1): 127 – 137.
- [34] 李政, 李鑫. 数字普惠金融与未预期风险应对: 理论与实证[J]. 金融研究, 2022(6): 94 – 114.
- [35] CHAUDHURI S, JALAN J, SURYAHADI A. Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross – Sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia [Z]. Columbia University Discussion Paper, 2002.
- [36] CAI H, CHEN Y, ZHOU L A. Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992 – 2003 [J]. Economic Development and Cultural Change, 2010(3): 385 – 413.
- [37] 万广华, 章元. 我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性? [J]. 数量经济技术经济研究, 2009(6): 138 – 148.
- [38] 万广华, 章元, 史清华. 如何更准确地预测贫困脆弱性: 基于中国农户面板数据的比较研究[J]. 农业技术经济, 2011(9): 13 – 23.
- [39] 杨龙, 汪三贵. 贫困地区农户脆弱性及其影响因素分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2015(10): 150 – 156.
- [40] 张栋浩, 尹志超. 金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性[J]. 中国农村经济, 2018(4): 54 – 73.
- [41] GÜNTHER I, HARTTGEN K. Estimating Households Vulnerability to Idiosyncratic and Covariate Shocks; A Novel Method Applied in Madagascar [J]. World Development, 2009(7): 1222 – 1234.
- [42] WARD P S. Transient Poverty, Poverty Dynamics, and Vulnerability to Poverty: An Empirical Analysis Using a Balanced Panel from Rural China [J]. World Development, 2016(78): 541 – 553.
- [43] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999(2): 345 – 368.

Impact & Threshold Characteristics of Digital Financial Inclusion on Vulnerability to Poverty

XUE Long-fei¹, ZHANG Zhe²

(1. Business School, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China;

2. School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Based on the panel data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2016 and 2018, this paper measures the Vulnerability to Poverty of urban and rural households by using the vulnerability to expected poverty method. The study found that though the digital financial Inclusion can alleviate the vulnerability of households, its impact is non-linear. Further research shows that digital financial Inclusion increases the vulnerability of households with per capita annual income below 2,490 yuan, and the vulnerability of households would be significantly alleviated only after the household per capita annual income crossed the threshold of 6,248 yuan. In addition, this paper finds that household debt weakens the mitigation effect of digital finance inclusion on vulnerability. When household debt exceeds the threshold of 29,700 yuan, the mitigation effect will decline.

Key Words: digital financial inclusion; vulnerability to poverty; family income; family debt