数字普惠金融与农户相对贫困脆弱性*

申　云[1]，李京蓉[2]

（1. 四川农业大学 经济学院，四川 成都 611130；2. 西南财经大学 工商管理学院，四川 成都 611130）

摘　要：测度不同贫困线标准下数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的作用效果及其最优指数区间，揭示数字普惠金融对不同农户相对贫困脆弱性影响的结构性差异和作用机制。研究发现：数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响既存在“数字红利”效应也存在“数字鸿沟”效应，二者呈现出倒“U”型关系，降低农户相对贫困脆弱性的最优数字普惠金融指数区间位于 108～160 之间。分结构看，较低贫困线标准下数字金融覆盖广度对农户相对贫困脆弱性的减缓程度更加明显，但较高贫困线标准下数字金融使用深度对农户相对贫困脆弱性的减缓程度更大，且呈小幅递增趋势。在作用机制层面，数字普惠金融主要通过提高农户数字技能和风险管理能力，降低居民收入差距来发挥中介作用，减缓农户相对贫困脆弱性。

关键词：数字普惠金融；相对贫困脆弱性；数字鸿沟；数字红利

中图分类号：F832.1；F323.8　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2022)01－0105－13

预防规模性返贫，降低农户相对贫困脆弱性成为巩固拓展脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接，实现共同富裕面临的重要难题。由于传统金融机构开展金融普惠具有一定的门槛[1]，使得传统金融普惠与信贷排斥矛盾长期并存。随着互联网与移动智能终端的普及，大数据、云计算、人工智能等科技创新的发展，“数字化＋普惠金融”成为缓解金融排斥、提高金融服务效率、促进信息共享、打通金融服务“最后一公里”难题的重要手段[2]，具有低成本、广覆盖、可持续发展的特征[3]。事实上，数字普惠金融已被证明是一种消除贫困、改善收入分配不均等的有效金融制度[4]，也是实现我国脱贫攻坚目标的有效途径[5]。大量研究表明数字普惠金融能够缩小城乡收入差距，改善收入分配状况[6]，但脱贫地区农户生计质量依然不高，面临较大的相对贫困脆弱性，特别是相对贫困农户依然存在较高的不确定性返贫风险[7]。不同地区之间数字金融鸿沟和贫困线标准的差异，是否会对农户相对贫困脆弱性带来异质性冲击，是否存在最优的数字普惠金融指数区间来有效预防农户规模性返贫，相关研究对后扶贫时代发挥数字普惠金融在相对贫困治理层面的作用具有重要意义。

本文从微观视角探讨了数字普惠金融是否带来农户相对贫困脆弱性的异质性影响，揭示不同贫困线标准下农户相对贫困脆弱性减缓的最优数字普惠金融指数区间及其作用机制。本文可能的贡献为：一是不同于已有研究聚焦于省级层面的面板数据分析，从微观视角探讨数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的异质性影响，测度农户相对贫困脆弱性缓解的最优数字普惠金融指数区间及其决策图谱，为数字普惠金融服务相对贫困治理提供新思路。二是比较分析了不

收稿日期：2021－10－09　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2022.01.010

基金项目：国家社会科学基金(18BMZ126)；四川省社会科学规划重大项目(SC21ZDTX008)；四川省社会科学规划重点项目(SC21A039)

作者简介：申　云(1986—)，男，江西吉安人，四川农业大学经济学院副教授，主要研究方向为农村金融。E-mail：1304643159@qq.com.

同地区数字金融鸿沟对不同相对贫困线标准下农户相对贫困脆弱性的作用效果,并揭示数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响存在倒"U"型特征,细化和丰富了数字普惠金融在相对贫困治理方面的经验证据。

一、理论基础与研究假说

数字普惠金融作为普惠金融与互联网技术的有效结合,是传统金融的有益补充[8],对服务"长尾"低收入群体具有明显优势[3]。在宏观层面,一些学者认为数字普惠金融可以较好的促进宏观经济增长、缩小城乡收入差距[9]、弥补传统金融行业发展不足和普惠成本居高不下的现实困境[10];在微观层面,数字金融可以有效缓解小微企业和居民信贷融资约束[11],促进居民就业创业[12],扩大居民家庭消费支出等来扩大内需[13]。总体而言,数字普惠金融依托其强大的科技优势,有利于提升居民的金融可获得性、减少信息不对称带来的征信难题[14],通过金融科技发挥"长尾效应"降低金融机构服务成本[6],有效解决地理排斥问题,降低资金供需错配[8],实现对边缘群体的有效覆盖[15]。随着数字普惠金融的快速推广,不同地区之间的数字金融鸿沟也越发凸显,特别是发达地区与欠发达地区之间、中老年群体与年轻群体之间,往往面临数字技术和金融知识的区域及个体差异,带来较大的数字金融鸿沟[16],且随着数字普惠金融的发展导致在不同区域之间数字红利和数字鸿沟现象并存[17]。数字技术在区域之间的发展不均衡和发展障碍,容易导致弱势群体在互联网工具、金融素养等资源禀赋方面的差异[18],进而造成"工具排斥"、"评估排斥"等金融排斥[19],使得脱贫农户再次陷入贫困脆弱性恶性循环的怪圈。

金融科技理论认为,金融科技可以通过资源配置效应和创新效应来提升数字金融对乡村产业的扶持和有效防范信贷风险,实现金融科技助推经济高质量发展[20]。然而,数字普惠金融发展本身存在城乡、人群、技术、金融知识等层面的数字覆盖与应用鸿沟[21],使得数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响也存在较大的异质性[16]。数字普惠金融在农村地区的普及率往往偏低,特别是数字普惠金融知识排斥和数字技术机会不均等,一部分农户受益于数字普惠金融发展,而部分农户却因缺乏金融知识和数字技术面临数字金融鸿沟,直接或间接的导致数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响存在结构性差异。另外,由于相对贫困农户相比绝对贫困农户在扩大生产及接受数字技术方面具有相对优势,在数字普惠金融发展过程中也可能获益更多[7]。随着相对贫困线标准的不断提高,在相对贫困治理的动态发展过程中,数字技术的采用和农户金融素养在不同贫困线标准下的农户中可能存在一定的门槛条件,当数字普惠金融水平和相对贫困线标准不断提升后,受限于数字技术和金融知识的局限造成"数字红利"的边际收益递减,此时数字普惠金融减缓农户相对贫困脆弱性的作用效果表现为倒"U"型关系(图1),即数字普惠金融发展存在一个适度的指数区间,能够使得数字普惠金融降

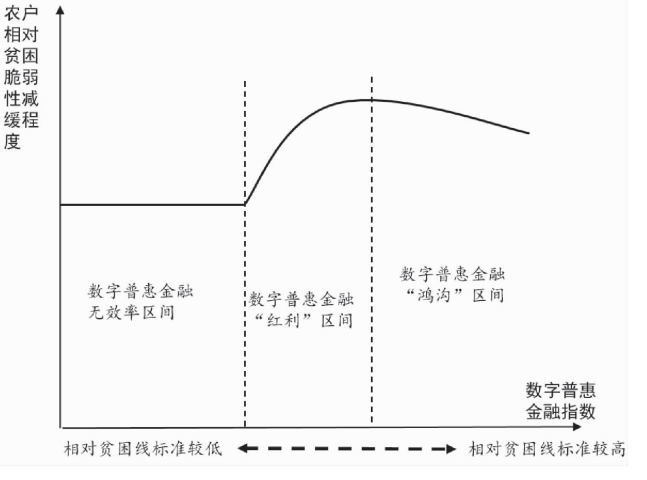


图1 不同相对贫困线标准下数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性减缓程度的影响

低农户相对贫困脆弱性达到一个最优水平,最大程度的发挥“数字金融红利”来降低“数字金融鸿沟”。

然而,传统发展经济学理论和能力生命周期理论认为,当物质资本和人力资本积累到一定的门槛值,农户才具有持续增收的内生动力来长期摆脱贫困[22]。从短期来看,数字普惠金融以其较低的交易成本,高效便捷的技术特性,有利于提高信贷可得性缓解融资约束和平滑消费,发挥需求引导型的作用来降低贫困发生率[23]。但从长期来看,随着数字普惠金融发展趋于专业化与个性化,依托数字技术带来投融资效率和风险转移能力不断增强[24],农户个体的资本积累和学习能力面临年龄、受教育水平、金融素养等门槛[25],数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的作用效果将有所减弱[26],而且不同经济发展阶段和贫困线标准的差异性也可能使得数字普惠金融的作用效果表现出异质性。随着数字金融覆盖广度的提升,低收入人群可能通过扩大融资渠道和信贷可得性提升来降低信贷融资约束[27],数字金融“红利”效应更加凸显。同时,当相对贫困线标准提高后,数字金融使用深度和普惠金融数字化程度的提升,数字金融发展鸿沟有可能导致农户之间风险管理能力的差异并带来居民收入差距的“鸿沟”效应,数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的“红利”效应逐渐减弱,农户的相对贫困脆弱性降低到一定水平后将稳定在一定程度甚至出现小幅的上升,即数字普惠金融发展鸿沟与农户相对贫困脆弱性减缓程度之间表现为倒“U”型的关系。在作用机制层面,由于受制于数字技术在不同人群之间存在技术鸿沟和认知鸿沟,间接带来农户非农就业机会和信贷约束上的差异,数字普惠金融发展的鸿沟达到一定门槛条件,对农户的相对贫困脆弱性的影响也表现出结构性差异。为此,提出如下假说:

H1:数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响存在结构性差异,随着相对贫困线标准的提升,数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的减缓程度可能存在倒“U”型关系。

H2:数字普惠金融覆盖广度越大,较低贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性减缓程度更大;数字普惠金融使用深度越高,较高贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性减缓程度越明显。

H3:数字普惠金融可能通过提升农户数字技术能力、风险管理能力、降低收入差距来降低数字金融鸿沟,从而减缓农户相对贫困脆弱性。

二、研究设计

(一)数据来源

本文数据来源于北京大学中国家庭追踪调查数据(CFPS2014、2016、2018 年),并借鉴郭峰等[28]的研究,基于北京大学数字金融研究中心与蚂蚁集团共同开发的中国数字普惠金融指数来度量。在数据处理上,删除了社区、家庭、个体、城乡、省份等无法识别的样本数据,并通过年份和市县层面数据进行匹配、筛选和整理,对于异常值和缺失值进行剔除;另一方面,通过对家庭主事者及财务管理者来识别家庭户主身份,以户主年龄在 18 岁 ~70 岁的家庭为有效样本,并按照家庭所在地区与数字普惠金融指数进行匹配,考察数字普惠金融在农户家庭贫困脆弱性方面的影响。最终选定的样本为 CFPS2014—2018 年所调查市县与北京大学中国数字普惠金融发展指数所在市县匹配而成的三期混合面板数据,保留三年均在调查样本区间的数据作为研究数据集,并从时间维度考察贫困脆弱性变动状况,得到一个有效样本为 6888 户的三期平衡面板数据。

(二)模型设计

为了揭示数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的异质性影响,以及测度不同相对贫困线标准下农户相对贫困脆弱性状况下的最优数字普惠金融指数区间,构建如下面板数据模型:

$$RPV_{ijt} = \alpha_1 + \beta_1 DIF_{jt} + \beta_2 DIF_{jt}^2 + PV_{ijt-1} + \lambda X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,RPV_{ijt}和RPV_{ijt-1}分别代表不同贫困线标准下测量的第t期和t-1期第j个市县第i个农户家庭相对贫困脆弱性指数,DIF_{jt}为第t期第j个市县的数字普惠金融指数,X_{ijt}代表相关控制变量。根据世界银行2015年的贫困线标准,分别将每人每天1.9美元、3.2美元、5.5美元生活费作为极端贫困线、中等偏低贫困线和中等偏高贫困线,根据该标准来划定相对贫困农户,处于该范围内则赋值为1,否则为0。不同标准有可能导致不同的最优数字普惠金融指数区间,如果按照不同贫困线标准衡量的农户相对贫困脆弱性存在最优数字普惠金融指数区间,意味着以农户相对贫困脆弱性为因变量,以数字普惠金融指数为自变量的拟合函数存在极值拐点。将此函数拟合成一元二次方程:

$$Y = ax^2 + bx + c \tag{2}$$

根据该方程计量模型可以确定系数a和系数b的显著性,以及二者之间的关系进而分析相关函数是否存在极值拐点。如果存在则可以通过拟合函数的一阶条件计算出数字普惠金融的最优区间$x_e = -\frac{b}{2a}$。为此,通过计量模型估算出系数a和b以及均衡的x_e。

(三)变量选取

①被解释变量:农户相对贫困脆弱性。本文参照Chaudhuri[29]提出的贫困脆弱性指标来测算农户家庭相对贫困脆弱性。假定人均年消费服从对数正态分布,首先采用面板数据广义最小二乘法(FGLS)对家庭下期人均消费期望和方差进行估计,然后根据分布函数求解出下期人均消费小于相对贫困线标准的概率,将其界定为相对贫困脆弱性[30](Relative Poverty Vulnerability,RPV)。首先,估计人均消费函数的方程为:

$$\ln C_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_i N_{ijt} + \sigma_{e,i} \tag{3}$$

式(3)中,C_{ijt}代表农户i在市县j第t期的人均家庭消费支出,N_{ijt}是市县j农户i在第t期的个体和家庭特征变量,具体包括自然资本、金融资本、人力资本、物质资本、社会资本等五大类(表1),α_i为待估参数,$\sigma_{e,i}$为残差项。利用(3)式通过FGLS估计出下期人均消费对数的方差$\hat{\sigma}^2_{e,i}$,进而估计出下一期人均消费支出对数的期望$\hat{E}$:

$$\hat{V}[\ln C_{i,i+1} \mid N_{ijt}] = N_{ijt}\hat{\theta}_{FGLS} \tag{4}$$

$$\hat{E}[\ln C_{t,t+1} \mid N_{ijt}] = N_{ijt}\hat{\beta}_{FGLS} \tag{5}$$

最后,在下期人均消费支出服从对数正态分布的假设下,计算出农户家庭的相对贫困脆弱性:

$$\hat{RPV}_{ijt} = \hat{\Pr}(\ln C_{ijt} < \ln z \mid N_{ijt}) = \varphi\left((\ln z - N_{ijt}\hat{\beta}_{FGLS})/\sqrt{N_{ijt}\hat{\theta}_{FGLS}}\right) \tag{6}$$

在式(6)中,$\hat{RPV}_{ijt}$表示农户i在市县j第t期的相对贫困脆弱性,反映该农户家庭在未来发生相对贫困的概率;z为相对贫困线,在估计农户相对贫困脆弱性时,分别采用不同水平下的相对贫困线标准测度农户的相对贫困脆弱性程度及其结构性差异。

②解释变量:数字普惠金融指数。采用市县层面的中国数字普惠金融指数来衡量不同区域的数字普惠金融发展水平。该指数通过数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度3个维度来进一步细分测度[28],从而揭示我国数字普惠金融发展的结构性差异。

③控制变量。家庭的贫困状况会受到家庭自身状况以及社会经济环境等多方面因素的影响[31]。在原有的生计资本基础上加入了农户个体特征和省级特征控制变量(表2),并控制省份固定效应。

表 1　农户家庭贫困脆弱性指标变量及说明

资产维度	资产指标	具体指标	2014	2016	2018
自然资本	人均耕地面积	家庭耕地总面积/人口数	3.236	3.189	3.295
金融资本	银行贷款比重	银行贷款占总消费比重	1.074	1.322	1.579
	人均金融资产	家庭人均现金及存款金额的对数(元)	1.624	2.360	2.894
人力资本	劳动力	家庭劳动力人数	1.837	0.985	1.734
	受教育年限	户主受教育年限	5.581	5.921	5.780
	健康状况	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)	2.841	2.989	3.180
物质资本	家庭住房现值	家庭住房现值的对数(万元)	3.686	5.952	7.992
	固定资产	住房产权拥有状况(完全产权=1;共有产权=0.5;无产权=0)	0.631	0.614	0.609
		人均耐用品金额(万元)	0.370	0.549	0.628
		农业机械总价值的对数(元)	0.071	0.115	0.105
社会资本	人际关系	家庭人均礼金支出的对数(元)	0.329	0.400	0.405
	邻里信任度	对邻居的信任度(较差=1;一般=2;较好=3)	2.118	2.354	2.399

表 2　变量设置及描述性说明

变量名称		变量说明	2014		2016		2018	
			均值	方差	均值	方差	均值	方差
解释变量	数字普惠金融	数字普惠金融指数(DIF)	47.15	1.152	99.98	1.143	105.32	1.197
		覆盖广度指数(DIF_B)	47.49	1.172	92.78	1.161	92.26	1.160
		使用深度指数(DIF_D)	51.94	1.269	115.31	1.223	126.11	1.326
		数字化程度指数(DIF_I)	37.31	1.218	95.93	1.206	110.69	1.261
控制变量	年龄	户主年龄(单位:岁)	42.694	15.920	44.861	15.710	52.118	12.131
	受教育年限	户主受教育年限	5.581	4.060	5.921	4.318	5.780	4.155
	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	2.841	1.279	2.989	1.262	3.180	1.294
	家庭人口规模	家庭总人口数	4.221	1.763	4.279	1.868	4.183	1.918
	人均可支配收入	对数处理(元)	1.074	1.135	1.322	1.957	1.579	2.231
	人均金融资产	家庭人均现金及存款金额的对数(元)	1.624	3.965	2.360	5.929	2.894	7.921
	家庭住房现值	家庭住房现值的对数(万元)	3.686	6.309	5.952	19.977	7.992	60.733
	耐用品金额	人均耐用品金额(万元)	0.370	0.804	0.549	1.301	0.628	1.223
	城镇化水平	非农就业/地区总人口	0.537	0.06	0.558	0.04	0.582	0.05
省级特征	经济发展水平	省级 GDP 的对数(亿元)	3.889	0.712	3.952	0.729	4.108	0.734
	收入状况	省级人均可支配收入的对数(元)	4.729	0.260	4.895	0.248	5.062	0.240

通过对农户相对贫困脆弱性的测度,得出不同贫困线标准下农户落入相对贫困的风险概率值,在测算相对贫困脆弱性过程中为保障家庭人均可支配收入的可比性,按照购买力平价指数进行可比性换算。从表 3 来看,在数字普惠金融指数一定区间范围内,数字普惠金融指数区间越高,农户的贫困脆弱性相对较低,且农户相对贫困脆弱性总体上呈逐年下降的趋势,但由于不同相对贫困线标准的差异性,相对贫困线标准越高农户相对贫困脆弱性也越明显。

表3 不同数字普惠金融指数区间的贫困发生率与相对贫困脆弱性分布状况

年份	数字普惠金融指数区间	1.9美元/日		3.2美元/日		5.5美元/日	
		贫困发生率	贫困脆弱性均值	贫困发生率	贫困脆弱性均值	贫困发生率	贫困脆弱性均值
2014年	全样本	0.170	0.451	0.268	0.474	0.319	0.502
	180以上	0.166	0.448	0.262	0.470	0.313	0.492
	(120,180]	0.167	0.426	0.266	0.447	0.316	0.498
	(60,120]	0.172	0.464	0.271	0.480	0.323	0.512
	(0,60]	0.172	0.464	0.270	0.480	0.321	0.510
2016年	全样本	0.176	0.447	0.285	0.469	0.325	0.517
	180以上	0.170	0.439	0.280	0.460	0.321	0.503
	(120,180]	0.174	0.448	0.282	0.470	0.323	0.511
	(60,120]	0.181	0.461	0.289	0.484	0.328	0.524
	(0,60]	0.179	0.456	0.288	0.478	0.328	0.524
2018年	全样本	0.163	0.439	0.263	0.455	0.313	0.511
	180以上	0.160	0.422	0.259	0.451	0.309	0.501
	(120,180]	0.161	0.431	0.262	0.453	0.311	0.505
	(60,120]	0.165	0.442	0.266	0.461	0.315	0.514
	(0,60]	0.165	0.441	0.265	0.460	0.315	0.513

注:数字普惠金融指数区间半括号代表不包含该数字,中括号代表包含该数值。

三、计量结果分析

(一)数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响及最优指数区间

从三个不同贫困线标准下的Hausman检验值可以看出,三者均通过显著性检验且拒绝原假设,故适用固定效应模型。同时,加入调查年份的时间哑变量对原模型进行修正,并对哑变量进行虚拟变量检验(表4),发现数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性具有显著的负向影响,且数字普惠金融指数每增加一个单位,人均消费支出1.9美元/日、3.2美元/日、5.5美元/日贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性分别降低17.3%、21.1%和18.4%,修正后的模型作用效果更加明显。但相较而言,随着相对贫困线标准的提高,数字普惠金融减缓农户相对贫困脆弱性的作用效果呈现出先上升后小幅下降的非线性特征。可能的原因是农户金融素养和收入水平存在结构性差异,提高数字普惠金融覆盖广度有利于提升农户整体的信贷可得性从而缓解信贷约束,但随着相对贫困线标准的不断提升,不同人群接受数字技术和金融知识的差异带来的"数字鸿沟"效应逐渐分化,收入越高且具备较强抗风险管理能力的相对贫困群体,可以通过提升数字技能和金融素养强化其普惠金融的"数字红利"效应。此外,无论采用固定效应模型还是修正的固定效应模型,数字普惠金融指数及其平方项均显著影响农户相对贫困脆弱性,且二者系数均显著且方向相反。根据拟合函数的一阶条件计算出各自最优的数字普惠金融指数区间,得出在人均消费支出1.9美元/日、3.2美元/日、5.5美元/日贫困线标准下的数字普惠金融指数最优区间为108~129、131.87~142.5、153~160,反映不同贫困线标准下数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响存在一定的适度规模区间。

表 4　不同贫困线标准下农户相对贫困脆弱性的最优数字普惠金融指数区间

变量	1.9 美元/日		3.2 美元/日		5.5 美元/日	
	RPV	修正 RPV	RPV	修正 RPV	RPV	修正 RPV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DIF	-0.173***(0.014)	-0.181***(0.009)	-0.211***(0.015)	-0.228***(0.029)	-0.184***(0.016)	-0.192***(0.027)
DIF 的平方	0.0008**(0.0004)	0.0007***(0.0002)	0.0008**(0.0003)	0.0008**(0.0003)	0.0006***(0.0002)	0.0006**(0.0003)
常数项	2.042**(1.021)	2.047**(1.021)	2.068**(1.017)	2.113*(1.331)	2.89**(1.426)	2.092**(1.029)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
虚拟时间变量 2018	未设置	1634.17***(0.067)	未设置	1721.04***(0.082)	未设置	1691.27***(0.083)
Hausman 检验	163.161 Prob>chi2=0.00	171.158 Prob>F=0.00	168.177 Prob>chi2=0.00	179.165 Prob>F=0.00	170.134 Prob>chi2=0.00	168.137 Prob>F=0.00
样本量	2715	2715	3192	3192	4305	4305
拟合最优数字金融指数(-b/2a)	108.12	129.28	131.87	142.5	153.33	160

注:***、**、*分别表示 $P<0.01$、$P<0.05$、$P<0.1$;括号内是聚类到市县层面的稳健标准误。控制变量系数和滞后一期农户相对贫困脆弱性的系数受篇幅所限未予以报告(下同)。

为了进一步揭示数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响是否存在结构性差异并测算其最优指数区间,分别对数字普惠金融覆盖广度、使用深度以及普惠金融数字化程度三个分项指数及其平方项纳入到计量模型中,测算不同分项指数对农户相对贫困脆弱性的影响及其最优指数区间①。在人均消费支出 1.9 美元/日的贫困线标准下,数字普惠金融覆盖广度指数对农户相对贫困脆弱性的作用效果最为明显,拟合后的最优覆盖广度指数区间为 77.85~92.5 之间。随着相对贫困线标准的提升,数字普惠金融覆盖广度指数的区间总体上呈现出先上升后小幅下降的趋势,最优覆盖广度指数区间位于 77.85~127.5 之间。数字金融使用深度对农户相对贫困脆弱性的最优指数区间位于 128~160 之间,且数字普惠金融使用深度与农户相对贫困脆弱性减缓程度之间存在一个小幅上升的趋势,相对贫困线标准越高,农户相对贫困脆弱性减缓程度越明显。可能因为具有较高数字普惠金融使用深度的农户往往具备较高的金融素养和互联网金融使用能力,其相对贫困脆弱性减缓效应也更加明显。此外,普惠金融数字化程度对降低农户相对贫困脆弱性的影响不显著,可能的原因在于该指数构成以移动支付、便利化及信用消费为主,而农户相对贫困脆弱性的构成强调生计资本的能力提升,农户的消费便利对其生计能力的提升影响效果不明显,反映出普惠金融数字化程度需要强化居民生计能力及提高生计资本,更加侧重于强化农户生产经营等层面的数字化。综合而言,不同贫困线标准下的降低农户相对贫困脆弱性的数字普惠金融指数区间大致处于 78~160 之间,且数字普惠金融覆盖广度对较低贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性减缓程度更大;而数字金融使用深度在较高贫困线标准下降低农户相对贫困脆弱性的作用效果更明显,数字普惠金融减缓农户相对贫困脆弱性的作用效果存在先上升后小幅下降的趋势。

(二)稳健性检验

1. 区域维度异质性

由于我国数字普惠金融发展可能存在较严重的区域不均衡性,区域经济发展与数字普惠金融往往密切相关[31],再次将数字普惠金融指数与省级人均 GDP 的对数值(LnGDP)交乘项引入回归

① 受篇幅所限,参照表 4 的做法,文中关于数字普惠金融覆盖广度、使用深度、数字化程度对农户相对贫困脆弱性的影响测度区间计量结果未予以报告,如有需要可向作者索取。

方程,用于考察地区经济水平差异在数字普惠金融推进中是否会对农户相对贫困脆弱性产生异质性影响。借鉴傅秋子和黄益平[18]的做法,采用各区县到杭州的距离作为数字普惠金融指数的工具变量。研究结果表明,不管是固定效应还是工具变量固定效应模型,数字普惠金融对不同贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性的影响均在1%的水平上显著为负,且其人均GDP的对数值交乘项系数也显著为负(表5)。随着贫困线标准的提升,数字普惠金融发展对农户相对贫困脆弱性的影响更高,但也呈现出相对稳定的状态。数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响主要体现在一定收入水平的农户层面,提升相对贫困线标准将有利于相对贫困农户提高数字技能和金融知识的接受程度,并缩小发达地区与欠发达地区的数字金融鸿沟,最终使得农户相对贫困脆弱性稳定在相对较低的均衡水平。

表5 数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响(2SLS)

因变量	1.9美元/日		3.2美元/日		5.5美元/日	
	FE	FE-IV	FE	FE-IV	FE	FE-IV
DIF	-0.0512***(-0.0011)	-0.0531***(-0.0191)	-0.0626***(-0.0079)	-0.0637***(-0.0153)	-0.0566***(-0.0133)	-0.0555***(-0.0101)
DIF_B×LnGDP	-0.0003***(0.0001)	-0.0002***(0.0001)	-0.0002***(0.0000)	-0.0002***(0.0000)	-0.0002***(0.0000)	-0.0002***(0.0000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2715	2715	3192	3192	4305	4305

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%下的显著性水平,括号内数字为稳健标准误。

2. 收入水平异质性

为了进一步验证数字普惠金融是否对不同收入状况下的农户相对贫困脆弱性产生异质性影响,采取分位数回归模型将样本按照收入水平从低到高排序后分为10%、25%、50%、75%和90%的组别进行计量分析(表6),发现数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的减缓程度表现为倒"U"型关系,即数字普惠金融发展对低收入农户和高收入农户相对贫困脆弱性减缓程度相对偏弱,而对中等贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性减缓程度却相对较高,这也凸显了数字普惠金融对不同收入程度的农户相对贫困脆弱性的冲击存在一定的结构性分异,数字普惠金融降低农户相对贫困脆弱性的作用效果既表现出"数字鸿沟"效应也表现出"数字红利"效应。

表6 不同贫困线标准下数字普惠金融对不同群体的贫困脆弱性影响(QR)

贫困线	变量	被解释变量:RPV				
		Q_{10}	Q_{25}	Q_{50}	Q_{75}	Q_{90}
Panel A:1.9美元/日	DIF	-0.0207**(0.0097)	-0.0526***(0.0082)	-0.0559***(0.0038)	-0.0437***(0.0028)	-0.0318***(0.0022)
	控制变量	是	是	是	是	是
	省份固定效应	是	是	是	是	是
Panel B:3.2美元/日	DIF	-0.0339***(0.0119)	-0.0632***(0.0091)	-0.0618***(0.0037)	-0.0526***(0.0029)	-0.0305**(0.0026)
	控制变量	是	是	是	是	是
	省份固定效应	是	是	是	是	是
Panel C:5.5美元/日	DIF	-0.0626***(0.0077)	-0.0726***(0.0063)	-0.0637***(0.0033)	-0.0549***(0.0021)	-0.0348***(0.0018)
	控制变量	是	是	是	是	是
	省份固定效应	是	是	是	是	是
	样本量	692	1730	3460	5191	6229

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%下的显著性水平,括号内数值为稳健标准误。

四、作用机制检验

为了进一步探寻数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的减缓程度为何存在倒“U”型关系,并揭示其作用机制,本文借鉴温忠麟等[32]对中介效应检验模型,构建面板中介效应模型进行逐步回归检验其作用机制,模型设计如下:

$$\begin{cases} RPV_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{ijt} + \alpha_2 Z_{ijt} + \mu_t + \varepsilon_1 \\ M = \beta_0 + \beta_1 X_{ijt} + \beta_2 Z_{ijt} + \mu_t + \varepsilon_2 \\ RPV_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{ijt} + \gamma_2 M + \gamma_3 Z_{ijt} + \mu_t + \varepsilon_3 \end{cases} \tag{7}$$

其中,M 为中介变量,文中的中介变量包括是否存在数字鸿沟①、互联网使用能力②、风险管理能力③、居民泰尔指数④[33]等,X 为通过 M 对 RPV_{ijt} 产生影响的中介效应,Z_{ijt} 为控制变量。为检验数字普惠金融达到一定门槛值后,为何对农户相对贫困脆弱性的减缓程度存在一个先上升后下降的倒“U”型关系,通过引入数字普惠金融对居民非农就业、信贷约束、风险管理等方面的影响来进一步阐释其传导机制,针对接触到互联网的家庭是否对未接触到互联网的家庭存在数字金融发展机会的“挤压”效应。

1. 数字技能的中介效应

根据表 7 结果可知,第(1)列、第(2)列、第(3)列数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性减缓程度的回归系数分别显著为负、正、负,中介效应的 Sobel 检验 P 值 <0. 05,表明数字普惠金融可以通过扩大互联网覆盖来提升互联网的使用机会,间接降低农户相对贫困脆弱性。在数字技术鸿沟层面,第(4)列和第(5)列数字普惠金融对互联网使用能力和农户相对贫困脆弱性存在 1% 的水平显著为正和负,表明数字普惠金融指数可以发挥强化互联网使用能力的中介作用,减缓农户的相对贫困脆弱性。此外,将是否接触到互联网与互联网使用能力交乘项纳入后(第(6)列),二者交乘项的回归系数显著为负且回归系数值相对单独回归系数值更大,反映出居民更容易通过频繁利用互联网提升数字技术,从而扩大数字能力减缓农户相对贫困脆弱性,解释了收入水平和数字技能越高的农户(数字金融使用深度越高),相对贫困脆弱性减缓较明显。

2. 风险管理能力的中介效应

根据表 8 的结果可以看出,第(1)列和第(2)列数字普惠金融指数对农户相对贫困脆弱性和农户风险管理能力的回归系数分别显著为负和正,而第(3)列数字普惠金融指数和风险管理能力对农户相对贫困脆弱性的回归系数均为负,同时中介效应的 Sobel 检验 P 值 <0. 05,表明数字普惠金融指数可以通过提高农户风险管理能力进而减缓农户的相对贫困脆弱性来发挥中介效应。

---

① 通过问卷“是否使用电脑上网”来反映农户是否存在数字鸿沟,如果选择“是”赋值为 1,“从未使用电脑上网”赋值为 0。

② 通过问卷“使用互联网工作或商业活动的频率(次)”反映农户对互联网的使用能力和数字技术使用深度,体现农户的数字技术鸿沟水平,使用互联网的频次越高,其数字技术能力越强。

③ 风险管理能力通过 CFPS 设置的问题“ 您家现在是否持有金融产品”,如果“是”赋值为 1,“否”赋值为 0.

④ 泰尔指数计算公式为:$T = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{y_i}{\bar{y}}\log(\frac{y_i}{\bar{y}})$,式中 T 为收入差距程度的测度泰尔指数,y_i 与 $\bar{y}$ 分别代表第 i 个农民的收入和所有个体的平均收入。

表7 数字技术能力的中介效应检验

变量	数字覆盖鸿沟层面			数字技术鸿沟层面		
	RPV	是否接触到互联网(2)	RPV	互联网使用能力	RPV	RPV
	(1)		(3)	(4)	(5)	(6)
DIF	-0.0595***(0.0021)	2.1629***(0.0327)	-0.3431***(0.0131)	0.0538***(0.0011)	-0.0430***(0.0227)	-0.0497***(0.0021)
是否接触到互联网			-0.0987**(0.0319)			
互联网使用能力					-0.0861***(0.0218)	
是否接触互联网×互联网使用能力						-0.1196***(0.0018)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	3.0244**(0.0016)	8.0260***(0.0015)	3.0601***(0.0027)	4.0184***(0.0213)	3.0601***(0.0351)	4.1962***(0.0037)
Pseudo R^2	0.1142	0.1242	0.1329	0.1047	0.0981	0.1094

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%下的显著性水平,括号内数值为稳健标准误。

表8 风险管理能力的中介效应检验

变量	相对贫困脆弱性(1)	风险管理能力(2)	相对贫困脆弱性(3)
DIF	-0.0595**(0.0021)	0.0619***(0.0114)	-0.0148***(0.0623)
风险管理能力			-0.1257***(0.0379)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
常数项	2.316***(0.139)	2.473***(0.157)	1.526***(0.173)
Pseudo R^2	0.1468	0.1323	0.1693

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%下的显著性水平,括号内数值为稳健标准误。

3. 收入差距的中介效应

从表9可以看出,第(1)列和第(2)列数字普惠金融指数对相对贫困脆弱性和农村居民泰尔指数的回归系数均显著为负,但第(3)列泰尔指数对农户相对贫困脆弱性的回归系数显著为正,同时中介效应的Sobel检验 P 值<0.01,表明数字普惠金融指数可以通过降低农户收入差距来减缓农户的相对贫困脆弱性来发挥中介效应。

表9 收入差距的中介效应检验

变量	RPV(1)	居民泰尔指数(2)	RPV(3)
DIF	-0.0595***(0.0021)	-0.0316***(0.0004)	-0.0626**(0.0318)
居民泰尔指数			2.6133***(0.0362)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
常数项	1.259***(0.0168)	2.0145***(0.0711)	1.3922***(0.1492)
Pseudo R^2	0.1098	0.0928	0.1011

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%下的显著性水平,括号内数值为稳健标准误。

为了检验数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性影响的结构性矛盾,测算同一样本农户在上一期与本期之间的相对贫困脆弱性,如果本期比上期的相对贫困脆弱性降低了,则代表农户的脱贫能力提升,反映出数字普惠金融有利于提升农户的可持续生计能力;反之则代表农户并未从数字普惠金融中获益来提升其生计能力。这样形成三期农户相对贫困脆弱性变动的截面数据(2016 年—2014 年期间、2018 年—2016 年期间、2018 年—2014 年期间)。从表 10 可以看出,在不同贫困线标准下,农户相对贫困脆弱性的变动也存在小幅的差异,在人均消费支出 1.9 美元/日贫困线标准下,数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性变动的系数总体上低于 3.2 美元/日、5.5 美元/日相对贫困线标准下的作用效果,当引入 DIF 与互联网是否可得的交乘项后,发现这一变动规律依然成立,间接反映出数字普惠金融对于具有一定收入水平和互联网技能的农户而言,可以较好提升其数字金融普惠效果,即随着相对贫困线标准和人均收入水平的提升,数字普惠金融使用深度对相对贫困脆弱性减缓程度效果越好。

表 10　数字普惠金融对不同贫困标准下的农户相对贫困脆弱性变动的影响

因变量	1.9 美元/日			3.2 美元/日			5.5 美元/日		
	2016 年—2014 年期间	2018 年—2016 年期间	2018 年—2014 年期间	2016 年—2014 年期间	2018 年—2016 年期间	2018 年—2014 年期间	2016 年—2014 年期间	2018 年—2016 年期间	2018 年—2014 年期间
DIF	-0.240***(0.003)	-0.252***(0.077)	-0.260***(0.081)	-0.241***(0.043)	-0.266***(0.087)	-0.283***(0.057)	-0.272***(0.087)	-0.277***(0.067)	-0.282***(0.024)
DIF×互联网是否可得	-0.129(0.173)	-0.128(0.171)	-0.134(0.091)	-0.132(0.088)	-0.167***(0.011)	-0.186***(0.003)	-0.139***(0.027)	-0.147***(0.021)	-0.167***(0.007)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1972	1972	1972	2397	2397	2397	2768	2768	2768

注:*、**和***分别表示 10%、5%和 1%下的显著性水平,括号内数值为稳健标准误。

五、结论与政策启示

数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响表现出“双刃剑”效应,文章探讨了数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响及其作用机制,测度了不同贫困线标准下农户相对贫困脆弱性的最优数字普惠金融指数区间,揭示了数字普惠金融对不同贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性变动的结构性差异。研究结果表明:(1)数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的减缓程度较强,数字普惠金融指数每增加一个单位,可以使人均消费支出 1.9 美元/日、3.2 美元/日、5.5 美元/日标准下的农户相对贫困脆弱性分别降低 17.3%、21.1%和 18.4%。但相较而言,随着相对贫困线标准的提升,数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的边际减缓程度呈现出先上升后小幅下降的倒“U”型关系。(2)降低农户相对贫困脆弱性的最优数字普惠金融指数区间位于 108~160 之间,数字普惠金融覆盖广度对较低贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性影响较明显,其指数区间位于 77.8~127.5 之间;数字金融使用深度对较高贫困线标准下的农户相对贫困脆弱性影响较大,其指数区间位于 128~156 之间。(3)随着数字普惠金融水平和相对贫困线标准的不断提升,数字普惠金融主要通过农户数字技能、风险管理能力以及降低收入差距来发挥中介效应减缓农户相对贫困脆弱性。其中,农户数字技能和风险管理能力越强,越有利于提升数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的减缓程度;而居民泰尔指数越大,将扩大数字普惠金融对农户相对贫困脆弱性的影响。此外,数字金融对农户相对贫困脆弱性的减缓程度呈现出边际收益递减的规律。

综上所述,本文得到以下政策启示:首先,在制度建设层面,乡村振兴既要积极推进数字普惠

金融基础设施和宽带网络覆盖向脱贫地区和弱势群体倾斜,增强数字村站的覆盖,丰富金融服务的功能及网络渠道的下沉,加强对脱贫地区脆弱性农户家庭的数字金融知识宣传和技能培训,加速数字普惠金融深入服务乡村产业振兴发展。其次,在数字金融产品层面,政府和金融机构加强产品的协同创新,政府数字乡村建设和信用体系建设协同金融机构进行线上普惠授信及其服务产品拓展,开发多元化的线上产品,并充分利用大数据和区块链技术联合保险、担保、抵押、农业供应链等多种形式提供便利化的线上产品。最后,在动态相对贫困监测层面,分阶段推进农户相对贫困线标准的制定,将静态的绝对贫困线和动态的贫困脆弱性指标纳入到相对贫困治理中,逐步提高欠发达地区数字普惠金融的使用深度,拓展和延伸数字普惠金融对农户生计能力提升的"数字红利"区间,提高农户多元就业机会,降低数字技术接触和认知的机会不均等,缩小"数字鸿沟"以降低农户相对贫困脆弱性程度。

参考文献:

[1]顾宁,张甜. 普惠金融发展与农村减贫:门槛、空间溢出与渠道效应[J]. 农业技术经济,2019(10):74-91.

[2]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.

[3]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.

[4]谭燕芝,彭千芮. 金融能力、金融决策与贫困[J]. 经济理论与经济管理,2019(2):62-77.

[5]李建军,韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J]. 金融研究,2019(3):129-148.

[6]宋晓玲,侯金辰. 互联网使用状况能否提升普惠金融发展水平? ——来自25个发达国家和40个发展中国家的经验证据[J]. 管理世界,2017(1):172-173.

[7]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.

[8]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.

[9]沈悦,郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究,2015(3): 160-175.

[10]战明华,张成瑞,沈娟. 互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导[J]. 经济研究,2018(4):63-76.

[11]王馨. 互联网金融助解"长尾"小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究,2015(9):128-139.

[12]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.

[13]何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济,2019(1):112-126.

[14]谢绚丽,沈艳,张皓星,等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊),2018(4):1557-1580.

[15]PAN Y Q,YANG M,LI S B,et al. The impact of mobile payments on the internet inclusive finance[J]. Journal of Management and Sustainability,2016(4): 97-106.

[16]何婧,田雅群,刘甜,等. 互联网金融离农户有多远——欠发达地区农户互联网金融排斥及影响因素分析[J]. 财贸经济,2017(11):70-84.

[17]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.

[18]傅秋子,黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究,2018(11):68-84.

[19]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。

[20]薛莹,胡坚. 金融科技助推经济高质量发展:理论逻辑、实践基础与路径选择[J]. 改革,2020(3):53-62

[21]冷晨昕,陈前恒. 贫困地区农村居民互联网金融使用现状及影响因素分析[J]. 财贸研究,2017(11):42-51.

[22]李晓曼,于佳欣,代俊廷,等. 生命周期视角下新人力资本理论的最新进展:测量、形成及作用[J]. 劳动经济研究. 2019(6):110-131.

[23]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.
[24]汪三贵,孙俊娜. 全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于 2018 年中国住户调查数据的分析[J]. 中国农村经济. 2021(3):2 - 23.
[25]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.
[26]陈池波,龚政. 数字普惠金融能缓解农村家庭金融脆弱性吗? [J]. 中南财经政法大学学报,2021(4):132 - 141.
[27]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.
[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]CHAUDHURIS S,JALAN J,SURYAHADI A. Assessing household vulnerability to poverty from cross sectional data: a methodology and estimates from indonesia[D]. New York: Columbia University,2002.
[30]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(4):153 - 172.
[31]何欣,黄心波,周宇红. 农村老龄人口居住模式、收入结构与贫困脆弱性[J]. 中国农村经济,2020(6):126 - 144.
[32]温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614 - 620.
[33]李牧辰,封思贤,谢星. 数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2020(3):131 - 145.

Digital Inclusive Finance and Farmers' Relative Poverty Vulnerability

SHEN Yun [1], LI Jing-rong[2]

(1. *School of Economics*, *Sichuan Agricultural University*, *Chengdu* 611130, *China*;
2. *College of Business Administration*, *Southwest University of Finance and Economics*, *Chengdu* 611130, *China*)

Abstract: This paper measures the slow-release effect and optimal index interval of digital Inclusive finance on farmers' relative poverty vulnerability under different poverty line standards, and reveals the structural differences and action mechanism of digital Inclusive finance on farmers' relative poverty vulnerability. It is found that the mitigation effect of digital Inclusive finance on farmers' relative poverty vulnerability has both "digital dividend" effect and "digital divide" effect. The two show an inverted "U" relationship. The optimal digital inclusive finance index to reduce farmers' relative poverty vulnerability is between 108-160. In terms of structure, under the lower poverty line standard, the coverage of digital finance has a more obvious slow-release effect on farmers' relative poverty vulnerability, and there is an inverted "U" relationship; However, under the higher poverty line standard, the depth of digital finance has a greater slow-release effect on farmers' relative poverty vulnerability, and its slow-release effect shows a slight increasing trend. At the mechanism level, digital inclusive finance mainly plays an intermediary effect by improving farmers' digital skills and risk management ability and reducing residents' income gap to slow down farmers' relative poverty vulnerability.

Key Words: digital inclusive finance; relative poverty vulnerability; digital gap; digital dividend