

数字普惠金融、信贷可得性与 中国相对贫困减缓

蔡宏宇 阳超¹

(湖南工商大学 数字经济与高质量发展重点实验室, 湖南 长沙 410205)

【摘要】 基于中小微企业和低收入人群等信贷可得性视角, 实证分析数字普惠金融对相对贫困减缓的影响路径与影响程度, 以期强化欠发达地区和农村低收入人口的社会资金捕获能力, 助力巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接。研究发现: 数字普惠金融通过提升客户触达能力, 促使城乡之间金融服务的机会均等化, 降低融资交易成本, 破解金融排斥, 缩小城乡差距, 降低农村地区的相对贫困水平。但现阶段数字普惠金融只能有效地降低东部地区的农村相对贫困水平, 而在中西部地区, 这种效应并不明显。中国应因地制宜改进和提升数字普惠金融服务、提高各类微弱经济体信贷可得性、增强金融赋能的精准性和有效性。

【关键词】 数字普惠金融 信贷可得性 相对贫困

【中图分类号】: F832.35 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1003-7217(2021)04-0024-07

一、引言

反贫困治理是国家治理现代化的重要组成部分, 中国巨大的减贫成就向世界展示了“中国优势”, 中国反贫困探索为“共建人类命运共同体”贡献了“中国方案”。然而, 受贫困自身演变规律的支配和中国经济社会结构因素的影响, 中国全面建成小康社会后的贫困治理出现了新的变化: 相对贫困、多维贫困、动态贫困和长期贫困相互交织, 脱贫攻坚成果的稳定性和可持续性受到了威胁, 探寻巩固拓展脱贫攻坚成果的持续动力是一个迫切而又具现实意义的课题。金融作为现代市场经济的核心, 具有强大的资源配置功能, 能够有效引导金融资源充分参与和支持反贫困实践^[1], 特别是数字普惠金融基于新一代数字信息技术的融合应用, 在改进和提升扶贫金融服务、提高各类微弱经济体金融可得性、增进扶贫金融服务的精准性和有效性成效显著^[2,3]。科学把握中国普惠金融数智化发展趋势, 合理利用数字普惠金融促进农村地区居民平等享受金融服务, 强化欠发达地区和农村低收入人口的金融获得能力, 从“足额、便捷、便宜”全方位满足农户的金融需求, 真正解决农民融资难、融资贵问题, 通过满足农村产业规模扩大、一二三产业融合、市场需求拓展的金融需求, 促进产业兴旺和农民增收, 巩固农村地区的脱贫攻坚成果, 减缓农村地区的相对贫困水平, 全面推进乡村振兴^[4]。本文从信贷可得性角度出发, 分析数字普惠金融发展对相对贫困水平的影响路径和影响程度, 并针对地区间数字普惠金融发展对相对贫困减缓的作用和异质性进行了深层次的分析, 以期为我国各地区解决相对贫困问题提供一定的思路。

二、文献综述及研究假说

借助数智技术融合形成的数字普惠金融比传统普惠金融应用更广, 为偏远地区的农村弱势群体提供更便利渠道进行金融交

¹作者简介: 蔡宏宇(1964-), 女, 湖南益阳人, 湖南工商大学国际商学院教授, 研究方向为宏观经济统计分析。

基金项目: 国家社会科学基金(17BJY131)

易,使得农村地区居民可以和城市居民一样有机会获得金融服务,满足其生产资金需求,增强了农户和微弱经济主体市场参与能力,有效提高了农户和微弱经济主体的生产经营收入水平^[5,6]。最重要的是,数字普惠金融对农村低收入群体和低社会成本居民的创业影响更加显著^[7]。因此,提出研究假说 H1:数字普惠金融对农村地区相对贫困减缓具有重要的影响力和推动力。

与传统的金融业务模式相比,数字普惠金融将大数据、云计算以及移动互联网等数字技术应用到普惠金融领域,能显著提升金融资源的获得性,有效扩大金融服务的覆盖面,使得过去难以享受金融服务的中小企业和农民等弱势群体得以享受金融服务的便利,增强了金融服务实体经济发展和民生改善的能力和水平,促进了金融机构财务可持续目标与服务农户和小微企业的信贷需求双重绩效目标困境的解决^[8,9]。因此,数字普惠金融突破了金融服务的地域限制,能够将更多的用户纳入金融服务体系中,有效缓解农户和微弱经济主体等弱势群体面临的金融排斥^[10],能够为更多亟需金融服务的居民提供服务,为农户和微弱经济主体等弱势群体提供更多发展机会,促使农户和微弱经济主体等弱势群体的收入来源多元化,进而缩小城乡之间的发展差距,降低相对贫困水平。由此,提出研究假说 H2:数字普惠金融主要通过提升金融服务覆盖广度,缓解“金融排斥”,促进机会均等,增加发展机会的途径降低农村相对贫困水平。

数字普惠金融的使用深度涵盖了数字金融服务的六个方面,农户和微弱经济主体能够获得支付、保险、信贷、货币基金服务、投资和信用等各个层面的金融服务。数字普惠金融机构所拓展的服务场景有助于普惠金融服务的深化。数字普惠金融使用深度的提升还体现在农户和微弱经济主体等弱势群体对金融服务的利用程度。从最基础的支付功能到货币基金和信贷服务,农户和微弱经济主体等弱势群体对这些功能利用程度越高,就越能为自己带来更多的资金支持。通过合理的资源配置,提高资金利用效率获得较高的收益,改善自身经济状况,这对于那些面临资金困难的农村地区居民而言尤为重要^[11]。基于此,提出研究假设 H3:数字普惠金融通过服务多样化和提高利用效率等途径降低农村地区相对贫困水平。

数字化程度的提高是普惠金融覆盖广度和使用深度发展的重要基础^[12]。同时,金融大数据的处理和利用效率,在解决信息不对称、提高风险识别效率和处置效率、降低交易成本、拓展交易可能性集合、推动交易去中介化等方面为金融机构展开普惠金融服务提供了帮助^[13,14],有效缓解了传统微型金融机构获客与风险评估成本高的问题,降低了金融机构运营成本、风险管理成本和融资交易成本,拓展金融服务的范围和触达能力^[15],为在偏远贫困农村地区开展普惠金融活动提供了持续动力。通过提高金融服务的可得性和降低金融服务的获取成本,缩小了城乡差距,降低了农村地区的相对贫困水平。因此,提出研究假说 H4:数字普惠金融通过数字化程度的提高,为农户提供更加便利,成本更低的金融服务,降低了农村地区的相对贫困水平。

三、模型构建、变量选取与数据说明

(一)模型构建

本文研究了我国数字普惠金融发展对农村相对贫困发生率的影响路径与影响程度,由于农村致贫因素复杂,会受到其他非金融因素影响,因而引入农村人均受教育程度(lnsch),农村经济发展水平(lngdp),财政支农支出(gov)、第一产业占 GDP 比重(first)、第二产业占 GDP 比重(second)、农村固定资产投资水平(lnfix)、城镇化水平(city)以及对外开放水平(fdi)等 7 个控制变量。我国数字普惠金融发展对农村相对贫困水平影响的计量模型为:

$$en_{it} = \beta_0 + \beta_1 ifi_{it} + \beta_2 \ln sch_{it} + \beta_3 \ln gdp_{it} + \beta_4 gov_{it} + \beta_5 first_{it} + \beta_6 second_{it} + \beta_7 \ln fix_{it} + \beta_8 city_{it} + \beta_9 fdi_{it} + \epsilon_{it}$$

其中, i 表示地区, t 表示年份; en 为被解释变量,代表相对贫困程度; ifi 为核心解释变量,代表数字普惠金融发展水平; $lnsch$ 、 $lngdp$ 、 gov 、 $first$ 、 $second$ 、 $lnfix$ 、 $city$ 、 fdi 为控制变量,分别表示农村人均受教育程度、农村经济发展水平、财

政支农支出、第一产业占 GDP 的比重、第二产业占 GDP、农村固定资产投资水平、城镇化水平、对外开放水平； $\beta_i(i=1,2,\cdots,9)$ 为待估参数； ε_{it} 为随机扰动项。

(二)变量选取

1. 被解释变量。

采用农村居民家庭恩格尔系数作为衡量农村相对贫困水平的指标。

2. 核心解释变量。

中国数字普惠金融数据来源于北京大学数字金融研究中心课题组公布的我国 2011-2018 年数字普惠金融指数^[12]。

3. 控制变量。

农村人均受教育程度(lnsch):人均受教育年限是最频繁用于衡量教育发展水平的指标，是一个地区人力资本的直接反映。选用农村人均受教育年限指代农村人力资本状况。农村经济增长(lngdp)用农村人均 GDP 来表示。农村固定资产投资(lnfix),用于农业方面的固定资产投资，更新了农业方面的机械设备，有利于提高农产品的生产效率，从而达到增加收入、减缓贫困的效果。产业结构水平使用第一产业和第二产业分别占 GDP 的比重作为产业结构的衡量指标，其中，第一产业占 GDP 的比重(first)反映了各省农林牧渔业的发展水平，以及农业对于本省份经济的重要程度。而第二产业占 GDP(second)的比重代表地区工业化程度，反映了地区产业结构的发展水平。城镇化水平(city)用城镇人口占总人口的比重来衡量。一方面随着地区内城镇化的推进，越来越多的农村居民转变为城镇居民，而深度贫困的居民则仍滞留在农村，可能会导致城乡贫富差距拉大。另一方面合理的城镇化发展也会带动农村地区的发展，形成城乡间的良性互动，减缓农村地区的贫困水平。因此，城镇化发展对于农村地区贫困水平的影响方向是不确定的。政府财政支农力度(gov)用政府财政支农支出/总支出来表示。对外开放水平(fdi)则参考钱海章等(2020)^[10]，使用外商直接投资除以地区国内生产总值衡量地区对外开放程度。

四、普惠金融发展对减贫影响的实证分析

(一)基准回归结果

根据基准回归模型(1),使用 OLS 回归方法研究数字普惠金融发展对农村相对贫困水平的影响。回归结果如表 1 第(1)(2)列所示，其中数字普惠金融发展指数(ifi)的系数估计结果显著为负，表明数字普惠金融的发展会对农村相对贫困水平产生影响。考虑到不同时期不同地区的经济发展水平和农村相对贫困水平差异，进一步采用固定效应模型和随机效应模型对模型(1)进行估计，其中固定效应模型的估计结果如表 1 第(3)(4)列所示，随机效应模型的估计结果如第(5)(6)列所示。根据表 1 可以发现，在不同模型里，数字普惠金融系数估计值的符号和显著性并未发生较大变化。Hausman 检验值为 22.12,显著地拒绝了随机效应模型的假设，因此基于固定效应模型的估计结果进行分析。根据表 1 中第(4)列的回归结果可以看出，数字普惠金融发展水平的估计系数为-0.021,在 1%的显著性水平上显著，表明数字普惠金融的发展有效缓解了农村相对贫困水平，研究假说 H1 得到了验证。

表 1 基准回归结果

	OLS	FE	RE
--	-----	----	----

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ifi	-0.040***	-0.042***	-0.044***	-0.021***	-0.043***	-0.031***
	(0.0042)	(0.0049)	(0.0019)	(0.0058)	(0.0019)	(0.0049)
lnsch		-0.143***		0.072		0.048
		(0.0430)		(0.0441)		(0.0433)
lngdp		-0.011		-0.044**		-0.030**
		(0.0093)		(0.0173)		(0.0134)
lnfix		0.011***		-0.023**		-0.011*
		(0.0035)		(0.0105)		(0.0062)
first		0.005***		0.003		0.004**
		(0.0009)		(0.0022)		(0.0015)
second		-0.001		0.001*		0.001
		(0.0005)		(0.0008)		(0.0007)
gov		-0.536***		0.038		-0.162
		(0.1347)		(0.1571)		(0.1456)
city		-0.027		-0.176		-0.052
		(0.0231)		(0.1425)		(0.0538)
fdi		0.092***		-0.013		0.008
		(0.0152)		(0.0149)		(0.0138)
const	0.427***	0.685***	0.433***	0.392***	0.433***	0.364***
	(0.0087)	(0.0995)	(0.0039)	(0.1257)	(0.0100)	(0.1016)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
r ²	0.271	0.541	0.701	0.751		
N	248.000	240.000	248.000	240.000	248.000	240.000

从控制变量的估计结果来看，农村人均受教育程度在固定效应模型中的估计结果为正，但并不显著，说明现阶段农村教育水平的提高无法有效减缓农村地区相对贫困，主要原因是拥有较高学历的农村居民更加倾向于向城市迁移，由此导致农村人力资本提高的减贫效应有所下降。农村经济发展水平系数为负，且在 1%的显著性水平上通过了检验，说明现阶段农村经济的发展能够抑制农村贫困水平上升。政府财政支农支出的估计系数为正但不显著，说明现阶段政府财政支农支出的减贫效能并未凸显。在产业结构指标中，第一产业占 GDP 比重的系数估计值为正但不显著，且系数估计值较小，说明地区农业的发展并不能有效改

善农村居民的贫困水平，反而农村地区产业结构不合理会使农村地区经济发展滞后，阻碍农村地区相对贫困水平下降。第二产业占 GDP 的比重显著为正，但是系数估计值较小，说明产业结构并不是影响农村相对贫困水平的主要因素。农村固定资产投资水平的估计系数显著为负，表明农村基础设施的改善，以及机械化生产水平的提高都能够有效降低农村地区相对贫困水平。城镇化水平和对外开放水平的估计系数为负但不显著，现阶段我国城镇化水平的提高并没有实现城乡间的良性互动，无法有效带动农村地区经济增长，甚至有可能会扩大城乡之间差距，对农村经济发展产生负面影响。而对外开放程度对农村相对贫困水平并无显著影响，可能是现阶段我国大多数内陆地区对外开放水平并不高，外商资本的进入还无法有效降低农村贫困水平。

(二)数字普惠金融减贫效应分维度检验

根据郭峰等(2020)的研究，数字普惠金融是覆盖广度、使用深度及数字化程度三个维度均衡发展的综合反映^[12]。数字普惠金融对相对贫困减缓的影响可以从覆盖广度、使用深度及数字化程度三个维度分别进行检验，以此得出数字普惠金融减贫的主要机制。由于基准回归分析采用了固定效应模型，为了保证结果的一致性，分维度检验同样采用固定效应模型进行分析。

ifi1、ifi2、ifi3 分别表示数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度的三个维度，回归结果如表 2 第(1)(2)(3)列所示。表 2 第(1)列中，数字普惠金融覆盖广度指数(ifi1)的回归结果显著为负，表明覆盖广度的提升能够有效降低农村地区相对贫困水平。利用移动通讯、网络等方式扩大金融服务的覆盖范围，保障农村地区居民获得金融服务的“机会均等化”，从而抑制金融排斥效应，是数字普惠金融促进农村地区相对贫困水平下降的重要机制。研究假说 H2 得到了验证。表 2 第(2)列的回归结果为负但并不显著，说明现阶段数字普惠金融使用深度(ifi2)的减贫效应还未显现，不能有效降低农村地区相对贫困水平。这可能与农村地区对数字普惠金融的利用程度和利用效率不够有关，农村地区数字普惠金融资源还未得到充分利用。研究假设 H3 未被验证。

表 2 分维度检验：数字普惠金融与农村贫困

	固定效应(1)	固定效应(2)	固定效应(3)
ifi1	-0.0358***		
	(0.0068)		
ifi2		-0.0048	
		(0.0050)	
ifi3			-0.0092***
			(0.0028)
lnsch	0.0785*	0.0921*	0.0005
	(0.0428)	(0.0476)	(0.0508)
lngdp	-0.0233	-0.0702***	-0.0511***
	(0.0173)	(0.0160)	(0.0166)
lnfix	-0.0208**	-0.0274**	-0.0178
	(0.0100)	(0.0106)	(0.0108)

first	0.0006	0.0055***	0.0047**
	(0.0022)	(0.0021)	(0.0020)
second	0.0006	0.0026***	0.0019***
	(0.0008)	(0.0007)	(0.0007)
gov	0.0466	0.0186	0.0224
	(0.1502)	(0.1598)	(0.1561)
city	-0.1004	-0.2664*	-0.2674*
	(0.1394)	(0.1465)	(0.1401)
fdi	-0.0043	-0.0279*	-0.0228
	(0.0146)	(0.0151)	(0.0144)
const	0.6045***	0.9844***	0.9853***
	(0.1692)	(0.1707)	(0.1537)
r ²	0.7624	0.7307	0.7428
N	240.0000	240.0000	240.0000

表2第(3)列的回归结果显示,数字普惠金融数字化程度(ifi3)的回归结果显著为负,说明数字化程度提高能够有效降低农村地区相对贫困水平。与大数据等新兴技术相结合的金融科技创新在提高普惠金融的便捷性和可得性的同时,降低了金融服务的成本,是数字普惠金融减贫效应发挥的重要机制。研究假设H4得到了验证。

分维度检验结果表明:数字普惠金融通过提高金融服务的覆盖广度以及降低金融服务成本的机制,促进金融服务在农村地区机会均等化,缓解农村地区金融排斥现象,拓宽农户获取生产生活资金的渠道,满足农村产业规模扩大、一二三产业融合、市场需求拓展的金融需求,带动和帮助农户发展生产和增收致富,降低农村地区相对贫困水平;同时,由于数字普惠金融使用深度不够,农村地区金融资源未得到充分利用,这降低了数字普惠金融减贫的有效性。

(三)异质性分析:分地区的估计结果

虽然我国数字普惠金融取得了较快发展,但由于各地资源禀赋和经济发展不平衡,我国各地区数字普惠金融发展水平存在较大差距,可能会导致各地区数字普惠金融发展对农村相对贫困产生不同程度的影响。按照前人经验和地区间经济发展的实际情况,将我国31个省份划分为东中西三大区域,采用面板固定效应模型进一步探讨数字普惠金融发展与农村贫困水平的相关关系,分区域回归的结果如表3所示。

在表3中,数字普惠金融指标的系数估计值在三个区域的回归结果均为负,但只有东部地区比较显著,而中西部地区不显著,说明我国数字普惠金融的减贫作用存在着一定的地区异质性,经济发达且数字普惠金融发展水平较高的东部地区,数字普惠金融减贫的作用就越发地凸显;而经济发展相对落后、数字普惠金融发展程度较低的中西部地区,数字普惠金融的减贫作用仍未显现。

表 3 分地区的面板模型估计结果

	东部	中部	西部
ifi	-0.0218**	-0.0042	-0.0009
	(0.0096)	(0.0121)	(0.0192)
lnsch	0.0664	0.0873	0.0568
	(0.0735)	(0.0883)	(0.0735)
lngdp	-0.0132	-0.1481***	-0.0386
	(0.0291)	(0.0430)	(0.0540)
lnfix	0.0026	-0.0290	-0.0877**
	(0.0173)	(0.0179)	(0.0236)
first	0.0017	0.0127***	0.0008
	(0.0058)	(0.0038)	(0.0054)
second	0.0018	0.0020	0.0011
	(0.0018)	(0.0013)	(0.0015)
gov	0.2638	-0.4889*	0.1771
	(0.4545)	(0.2577)	(0.2475)
city	-0.1618	0.2736	-0.7500**
	(0.2199)	(0.2672)	(0.3302)
fdi	-0.0190	0.0300	0.0301
	(0.0202)	(0.0631)	(0.0483)
const	0.2632	0.0596	1.0121***
	(0.2248)	(0.2565)	(0.2751)
r ²	0.6557	0.8861	0.8116
N	88	64	88

数字普惠金融的地区异质性检验结果表明：现阶段我国数字普惠金融的减贫效应存在着两个方面的特征：一方面，地区间数字普惠金融发展的不平衡导致其减贫效果存在差异，数字普惠金融发展水平越高，则对农村地区相对贫困水平下降的作用就越大。数字普惠金融发展越好，则金融普惠性越强，就越能保证有金融需求的农村弱势群体获得金融支持的机会，保证金融的机会公平。同时，普惠金融数字化程度的提高，不仅弥补了偏远农村地区金融基础设施不完善，普惠金融获取难度较大的问题，

使得农户更加便利地获得普惠金融支持。而数字化程度提高带来的庞大信息流，为金融机构提供了更加完整和及时的信息，缓解了金融机构面临的信息不对称问题，降低了金融机构在实施普惠金融时面临的各种风险，保证普惠金融作为一种商业模式的可持续性，实现金融机构和客户的“双赢”。另一方面，数字普惠金融减贫的效果也受到了地区相对贫困水平影响，当地区内城乡收入差距较大，相对贫困水平较高，且下降趋势较为平缓时，数字普惠金融可以有效地发挥其包容性作用，缓解传统金融行业存在的金融排斥问题，更好地为农村地区居民提供金融资源支持，从而保证了农村地区弱势群体的金融公平，推动农户脱贫增收。当地区相对贫困水平较低，且相对贫困水平下降趋势较快时，城乡之间差距较小。城乡之间发展形成良性互动，非数字普惠金融因素发展更有效地降低了农村地区的贫困水平，此时数字普惠金融的减贫效应就难以凸显。正如表 3 地区异质性回归结果所示，在西部地区的回归模型中，城镇化水平的估计系数为负，且在 5%的显著性水平上显著，说明西部地区城镇化发展有效降低了农村地区贫困水平，而这种效应在其他地区并不存在。同理，中部地区经济发展也推动了农村贫困水平下降，但中西部地区数字普惠金融发展并不能有效降低农村相对贫困。

(四) 稳健性分析

1. 内生性问题讨论。

考虑农村贫困水平的变化具有一定惯性，即过去的恩格尔系数可能会影响到当前的农村相对贫困水平。因此，在基准回归模型的基础上引入农村居民恩格尔系数的一阶滞后项，将其扩展成动态面板模型。由于滞后项的引入能够解决基准回归模型中未曾考虑到的可能影响农村贫困水平的其他因素，进而降低计量模型的设定偏误，但也会为模型带来内生性问题。此时 OLS 可能会由于不满足严格外生性假设，导致估计结果出现一定的系统性偏误。针对滞后项的内生性问题，本文采用一阶差分 GMM 和系统 GMM 模型进行内生性问题探讨，估计结果如表 4 所示。

表 4 中第 (1) (2) 列表示采用差分 GMM 的估计结果，第 (3) (4) 列表示系统 GMM 的估计结果。在使用 GMM 模型估计时，首先用核心解释变量和被解释变量的一阶滞后项进行回归，然后加入控制变量进行系数估计。其中：Sargan 统计量用来检验模型的过度识别假设，用来判断工具变量的有效性，原假设为工具变量是有效的，表 4 中四个模型的 Sargan 检验值都在 10%显著性水平上不拒绝原假设，因此本文采取的工具变量是有效的。同时，使用 AR(1) 统计量和 AR(2) 统计量对系统 GMM 扰动项的差分项进行自相关性检验。表 4 中所有模型的结果都显著地拒绝不存在一阶相关性假设，但无法拒绝不存在二阶相关性假设，GMM 模型的设定是合理的。

从表 4 GMM 估计结果可以看到：无论是差分 GMM 还是系统 GMM，数字普惠金融的估计系数都与基准回归结果一致，仍然显著为负。同时，被解释变量的一阶滞后项显著为正，表明恩格尔系数的影响存在滞后效应，会对滞后一期的农村贫困水平产生显著影响。

表 4 基于 GMM 的动态面板模型估计结果

	差分 GMM		系统 GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$eni_{i,t-1}$	0.4665***	0.3238***	0.6714***	0.4469***
	(0.0507)	(0.0493)	(0.0239)	(0.0335)
ifi	-0.0233***	-0.0164***	-0.0134***	-0.0203***
	(0.0036)	(0.0053)	(0.0017)	(0.0037)

lnsch		0.0542***		0.0578***
		(0.0203)		(0.0101)
lngdp		-0.0040		0.0265**
		(0.0141)		(0.0119)
lnfix		-0.0237**		-0.0032
		(0.0121)		(0.0073)
first		0.0013		-0.0053***
		(0.0018)		(0.0013)
second		0.0016***		0.0014***
		(0.0006)		(0.0003)
gov		0.1384*		0.2374***
		(0.0832)		(0.0498)
city		-0.1295		-0.2456**
		(0.1596)		(0.1086)
fdi		-0.0207*		-0.0044
		(0.0121)		(0.0074)
const	0.2187***	0.2549***	0.1271***	0.2178***
	(0.0259)	(0.0880)	(0.0125)	(0.0532)
控制变量	NO	YES	NO	YES
N	186.0000	180.0000	217.0000	210.0000
AR(1)	-2.6919	-2.5786	-2.6091	-2.6548
p 值	0.0071	0.0099	0.0091	0.0079
AR(2)	0.22986	0.07886	-0.16143	0.43806
p 值	0.8182	0.9371	0.8718	0.6613
Sargan 统计量	15.07161	19.06924	14.77518	20.60299
p 值	0.1295	0.0394	0.5412	0.1943

基于 GMM 模型的内生性问题检验结果表明，本文基准模型的内生性问题并不严重，内生性因素对回归结果的影响在可控范围之内，并不会影响到数字普惠金融发展推动农村地区贫困水平下降这一重要结论，基准回归结果是稳健的。

2. 双重差分法。

相较于中西部欠发达地区而言，东部地区数字普惠金融发展水平更高，对农村贫困水平的影响更加显著，因此东部地区受到数字普惠金融政策的影响更深，中西部地区与东部地区的政策效应差异为本文创造了实验组和控制组。参考钱海章等(2020)的做法，使用双重差分法实证检验数字普惠金融发展对相对贫困减缓的政策效应^[10]。双重差分模型为：

$$\begin{aligned} en_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 treat_i \times post_t + \gamma_2 post_t + \\ & \gamma_3 treat_i + \gamma_4 \ln sch_{it} + \gamma_5 \ln gdp_{it} + \\ & \gamma_6 \ln fix_{it} + \gamma_7 first_{it} + \gamma_8 second_{it} + \\ & \gamma_9 gov_{it} + \gamma_{10} city_{it} + \gamma_{11} fdi_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

其中，i 代表地区，t 代表年份，en 表示农村贫困水平，treat 为地区虚拟变量(东部地区为 1,中西部地区为 0),post 为时间虚拟变量(2016 年数字普惠金融理念正式提出以前为 0,2016 年以后为 1);lnsch、lngdp、lnfix、first、second、gov、city、fdi 分别表示农村人均受教育程度、农村经济发展水平、农村固定资产投资水平、第一产业占 GDP 的比重、第二产业占 GDP、财政支农支出、城镇化水平、对外开放水平； $\gamma_i(i=1,2,\cdots,11)$ 为待估参数，若 γ_i 估计结果的正负性以及系数大小与基准回归模型结果并无显著差异，则证明基准回归模型所得结果具有稳健性； ε_{it} 为随机扰动项。

式(2)双重差分模型的回归结果如表 5 第(1)列所示， γ_1 的估计结果显著为正，表明数字普惠金融的发展的确能有效降低农村相对贫困水平。对比系数估计结果，双重差分模型的估计结果与基准回归模型相比，核心解释变量的系数并未发生显著变化，这不仅证明了本文基本结论的稳健性，同时也印证了数字普惠金融减贫效应的地区异质性结果。

3. 替换核心解释变量。

为了有效消除指数趋势，对数字普惠金融指数取对数值(lnifi)，回归结果见表 5 第(2)列。

4. 剔除直辖市。

将总样本分为直辖市和其他省份，去掉北京、天津、上海和重庆四个直辖市后得到的回归结果如表 5 第(3)列所示。

5. 缩尾后进行回归。

为了剔除数据的极端值所导致的估计结果偏误，对于解释变量进行 1% 的水平的缩尾处理，回归结果如表 5 第(4)列所示。

从上述五种不同的稳健性检验结果可以发现，不同的稳健性检验结果与前文所得结论均无明显变化，充分印证了研究结论是稳健可靠的。

表 5 稳健性检验：数字普惠金融的减贫效应

	(1) DID	(2) 替换核心解释变量	(3) 剔除直辖市	(4) 缩尾
treat×post	-0.0237*			
	(0.0128)			

ifi			-0.0212**	-0.0213***
			(0.0086)	(0.0058)
lnifi		-0.0390***		
		(0.0060)		
post	-0.0230**			
	(0.0096)			
treat	0.0399			
	(0.0243)			
lnsch	-0.0456	-0.1093**	0.0875	0.0716
	(0.1035)	(0.0448)	(0.0539)	(0.0441)
lngdp	-0.0480**	-0.0164*	-0.0631**	-0.0440**
	(0.0194)	(0.0099)	(0.0273)	(0.0173)
lnfix	0.0023	0.0076**	-0.0256**	-0.0233**
	(0.0071)	(0.0036)	(0.0123)	(0.0105)
first	0.0083***	0.0058***	0.0042	0.0031
	(0.0014)	(0.0009)	(0.0027)	(0.0022)
second	0.0013	0.0001	0.0018*	0.0015*
	(0.0008)	(0.0005)	(0.0009)	(0.0008)
gov	-0.4637	-0.6110***	0.0412	0.0381
	(0.2828)	(0.1414)	(0.1663)	(0.1571)
city	-0.0590	-0.0344	-0.0399	-0.1759
	(0.0649)	(0.0243)	(0.1626)	(0.1425)
fdi	0.0654**	0.0786***	-0.0007	-0.0131
	(0.0307)	(0.0159)	(0.0172)	(0.0149)
const	0.3697	0.5518***	0.2772*	0.3920***
	(0.2590)	(0.1013)	(0.1597)	(0.1257)
R ²	0.5053	0.4896	0.7593	0.7505
N	240	240	208	240

五、结论

当前，中国反贫困事业迈入以治理多维相对贫困为重点的新阶段。基于我国 2011-2018 年 31 个省份数据评估数字普惠金融发展对我国农村地区相对贫困水平的影响路径与影响程度，得到了以下有益结论：第一，数字普惠金融的发展能有效降低农村地区相对贫困水平，存在着减贫效应。分维度的机制检验结果表明，覆盖广度的提升所带来的金融服务机会均等化和数字化水平提高所导致的金融服务成本下降是数字普惠金融减贫的重要机制。数字普惠金融的利用程度和利用效率较低导致农村地区的金融资源得不到充分的利用，使得使用深度增加的减贫效应还未凸显。第二，数字普惠金融的减贫效应也会受到地区相对贫困程度影响，农村地区相对贫困水平较高，并且下降趋势平缓，则越能凸显数字普惠金融的包容性特征，有效地激发数字普惠金融的减贫效应。而当农村地区相对贫困水平较低，且下降速度较快时，非数字普惠金融因素能够更加有效地影响农村地区的贫困水平。

为了更好地利用数字普惠金融模式推动我国贫困水平的降低，可以从以下三方面入手：一是积极引导数字普惠金融更多地支持有需要的农村弱势群体，提高数字普惠金融的利用效率。二是要完善信息基础设施建设，全力突破普惠金融难以深入广大偏远地区的难题。利用数字化的技术以扩大数字金融发展的覆盖广度，激发数字普惠金融在中西部地区脱贫攻坚工作中的重要作用。三是加强对贫困地区弱势群体的教育扶持，注重对金融知识和互联网知识普及教育，根据人群特点对低收入群体和中老年群体开展数字金融技能的差别培训，提高其金融素养，加深对于金融服务的使用深度和利用效率。从供求双方协同发力，缓解金融排斥难题，有效地推动数字金融服务贫困治理事业。

参考文献：

- [1]王汉杰，温涛，韩佳丽. 贫困地区农村金融减贫的财政政策协同效应研究[J]. 财经理论与实践，2020, 41(1):93-99.
- [2]刘亦文，陈亮，李毅，等. 金融可得性作用于实体经济投资效率提升的实证研究[J]. 中国软科学，2019(11):42-54.
- [3]成学真，龚沁宜. 数字普惠金融如何影响实体经济的发展——基于系统 GMM 模型和中介效应检验的分析[J]. 湖南大学学报(社会科学版)，2020, 34(3):59-67.
- [4]谢地，苏博. 数字普惠金融助力乡村振兴发展：理论分析与实证检验[J]. 山东社会科学，2021(4):121-127.
- [5]尹志超，张号栋. 金融知识和中国家庭财富差距——来自 CHFS 数据的证据[J]. 国际金融研究，2017(10):76-86.
- [6]黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J]. 经济学家，2018(4):80-85.
- [7]张勋，万广华，张佳佳，等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究，2019, 54(8):71-86.
- [8]Lu L. Promoting SME finance in the context of the fintech revolution: A case study of the UK's practice and regulation[J]. Banking and Finance Law Review, 2018, 33(3):317-343.
- [9]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.
- [10]钱海章，陶云清，曹松威，等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究，2020, 37(6):26-46.

-
- [11]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, 17(4):1557-1580.
- [12]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, 19(4):1401-1418.
- [13]谢平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究, 2015(8):1-12.
- [14]Arjunwadkar P Y .FinTech:The technology driving disruption in the financial services industry[M].Boca Ration:Auerbach Publications,2018.
- [15]江小涓, 罗立彬. 网络时代的服务全球化——新引擎、加速度和大国竞争力[J]. 中国社会科学, 2019(2):68-91.