

数字普惠金融助推重庆乡村振兴路径研究

唐梦秋

(重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 401331)

摘要: 文章基于2016—2022年重庆市18个区县的面板数据,通过构建固定效应模型、中介效应模型和调节效应模型,实证分析了数字普惠金融对乡村振兴的影响效应。研究结果表明:第一,数字普惠金融可以显著促进乡村振兴的发展,经过稳健性检验和内生性分析依然稳健;第二,数字普惠金融分别通过经济发展水平和城乡收入差距的中介作用影响乡村振兴;第三,金融发展水平发挥调节作用;第四,数字普惠金融对乡村振兴的影响存在异质性,在人力资本水平越高的地区,促进作用越明显。最后,基于以上研究结论提出建议,以推动乡村振兴。

关键词: 重庆市; 数字普惠金融; 乡村振兴; 中介效应; 调节效应

DOI: doi.org/10.70693/rwsk.v2i2.233

一、引言

随着我国社会主义现代化建设进入新的发展阶段,我国“三农”领域正朝着高质量发展的方向稳步前进,乡村振兴作为实现农业农村现代化的关键战略,在国家发展战略布局中占据着重要地位。党的二十大报告进一步强调全面推进乡村振兴,加快农业农村现代化,明确了建设宜居宜业和美乡村的目标。2023年与2024年中央一号文件均强调了解决“三农”问题的重要性,指出这是乡村振兴的基础和前提。农业的发展和乡村的繁荣都离不开金融资源的支持,数字普惠金融作为数字经济和普惠金融两者的结合,可以进一步提高农民、涉农小微企业等群体的金融可得性和满意度,有利于扩大正规金融服务在“三农”领域的覆盖面,促进乡村振兴。

二、文献综述

“普惠金融”的概念最早是由联合国在2005年首次提出,旨为社会所有阶层和群体提供服务的金融体系,特别是低收入人群和小微企业。在解决贫困问题的过程中,完善个人信用体系对助力贫困人口积累财富和积累资产并建立信用具有重要作用^[1]。个人信用能够作为金融服务的抵押物,弥补农民抵押物不足的问题,提升金融服务的可得性,进而推动农村经济的包容性发展^[2]。然而,包容性金融发展与贫困减缓之间存在负相关性,凸显了其在缓解贫困和缩小收入差距方面的关键作用^[3]。2016年,由中国政府主办的G20杭州峰会上,制定了“G20数字普惠金融高级原则”,成为了全球普惠金融发展的一个里程碑事件,该原则强调了利用数字技术推动普惠金融发展的重要性。在数字普惠金融快速发展的背景下,学术界关注到了“数字排斥”问题,指出需要确保金融科技的创新能够惠及更广泛的群体,并防范金融风险,以实现金融的包容性和可持续性^[4]。

学者们普遍认为数字普惠金融对乡村振兴有促进作用。首先,黄倩等(2021)等认为数字普惠金融可以为农户提供更低交易成本的创业资金,提高农村地区创业发生概率^[5]。与此同时,申云等(2022)认为可以通过提高农村地区人口的金融素质和风险管理能力,减缓相对贫困脆弱性^[6]。鲁钊阳等(2023)认为通过促进企业研发创新、鼓励居民创业就业、提高居民可支配收入、缩小城乡收入差距、缓解地区收入不平等来促进乡村振兴的发展^[7]。李麦收等(2024)表明加强乡村数字普惠金融知识普及教育、提升农村居民金融素养、做好乡村数字政务服务顶层

作者简介: 唐梦秋(2000—),女,硕士研究生,研究方向为农业管理。

通讯作者: 唐梦秋

设计、提高乡村治理能力等方面持续推动乡村振兴^[8]。在梳理文献的基础上，文章拟构建乡村振兴指标体系并实证检验，进而揭示数字普惠金融通过经济水平、城乡差距和金融发展影响乡村振兴的机制，最后剖析其对不同人力资本地区的异质效应，为精准施策提供依据。

三、实证研究设计

(一) 数据来源

基于数据的可获得性和一致性原则，选取了 2016-2022 年重庆市 18 个区县的面板数据作为研究样本，共有 126 个研究样本。数据来源主要包括《北京大学数字普惠金融指数（2016-2022 年）》、《中国农村统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》、《重庆市统计年鉴》以及各地市统计局网站和统计公报。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

乡村振兴主体，用 RR 来表示，本文借鉴徐雪、王永瑜等学者研究方法^[9]，构建了乡村振兴指标体系。如表 1 所示，并采用熵值法计算出各地区乡村振兴发展水平。

表 1 乡村振兴评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	方向
乡村振兴指数	产业兴旺	人均农业机械总动力	正
		粮食综合生产能力	正
		农业劳动生产率	正
		规模以上农产品加工企业主营业务收入	正
		农药、化肥施用量	正
	生态宜居	畜禽粪污综合利用率	正
		对生活污水进行处理的行政村占比	正
		对生活垃圾进行处理的行政村占比	正
		卫生厕所普及率	正
		农村绿化率	正
	乡风文明	农村居民教育文化娱乐支出占比	正
		农村义务教育学校专任教师本科以上学历比例	正
		农村居民平均受教育年限	正
		有线电视覆盖率	正
		开通互联网宽带业务的行政村比重	正
	治理有效	乡村文化站数量	正
		村主任、书记“一肩挑”比例	正
		已编制村庄规划的行政村占比	正
		已开展村庄整治的行政村占比	正
	生活富裕	农民人均纯收入	正
农民人均收入增长率		正	
城乡居民收入比		正	
农村贫困发生率		负	

农村居民恩格尔系数	负
每百户汽车拥有量	正
农村居民人均住房面积	正
安全饮用水普及率	正
村庄道路硬化率	正
人均道路面积	正
农村每千人拥有卫生技术人员数	正

2. 解释变量

数字普惠金融指数(IF), 本文使用北京大学数字金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数 (2016-2022年)》, 数字普惠金融指数的三个一级维度分别为覆盖广度 (IF1)、使用深度 (IF2) 和数字化程度 (IF3)。

3. 控制变量

(1) 财政支农力度(FSA): 通过农林水务支出与财政总支出比值测度。(2) 产业结构(IS): 用二、三产业产值与地区生产总值之比表示。(3) 城镇化水平(UL): 以城镇人口与总人口比值度量。(4) 对外开放水平(OUL): 通过进出口总额衡量。(5) 农业生产条件(APC): 用人均农业机械总动力与第一产业增加值相除表示。

(三) 模型构建

1. 基准回归模型

在模型选择过程中, 采用个体固定效应模型。为验证上文提出的假设, 本文设定如下基准模型:

$$RR_i = \alpha_0 + \alpha_1 IF_i + \alpha_2 Control_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, i 表示省份, RR_i 为乡村振兴, IF_i 为数字普惠金融水平, $Control_i$ 为控制变量集, 包含财政支农力度(FSA)、产业结构(IS)、城镇化水平(UL)、对外开放水平(OUL)和农业生产条件(APC), α_0 为常数项, α_1 和 α_2 为变量系数, μ 表示个体固定效应, ε_i 表示随机误差项。

2. 中介效应模型

借鉴温忠麟等^[10]的逐步回归方法, 分别将经济发展水平(ED)和城乡收入差距 (IG) 作为中介变量测算, 构建回归中介模型, 具体如下式所示:

$$RR_i = \alpha_0 + \alpha_1 IF_i + \alpha_2 Control_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 IF_i + \beta_2 Control_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$RR_i = \gamma_0 + \gamma_1 IF_i + \gamma_2 M_i + \gamma_3 Control_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, M_i 为中介变量, 可以代表经济发展水平和城乡收入差距, 其他与式 (1) 相同。

3. 调节效应模型

为进一步考察所选变量在数字普惠金融与乡村振兴关系中的调节作用, 在式 (1) 的基础上分别加入数字普惠金融与调节变量的交互项 $IF * FDL$, 得到:

$$RR_i = \alpha_0 + \alpha_1 IF_i + \alpha_2 FDL_i + \alpha_3 IF_i \times FDL_i + \alpha_4 Control_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, FDL_i 是调节变量, 其他与式 (1) 相同。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归分析

采用了个体固定效应来进行回归。如表 2 所示, 输出模型 (1) 和模型 (2) 分别代表未引入控制变量和引入控制变量的回归, 以确保估计结果的可靠性和有效性, 所有的回归模型均采用了稳健标准误进行估计。对回归结果进行观察可以发现, 无论是否加入控制变量, 数字普惠金融的回归系数均通过了 1% 水平下的显著性检验。

表 2 基准回归结果

变量	模型(1)	模型(2)
	无控制变量	控制变量
IF	0.6172*** (11.0216)	0.5220*** (5.8413)
控制变量	NO	YES
个体固定效应	YES	YES
_cons	0.1452*** (4.5751)	-0.7812 (-0.9254)
F	121.4762	44.5178
r2_a	0.4573	0.4734
N	126.0000	126.0000

注: ***, **, * 分别为在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著; 下同

(二) 稳健性检验

从上文可以得知, 数字普惠金融可以有效促进乡村振兴。为进一步确认模型回归结果稳健性, 本文将从以下三个方面对基准回归进行稳健性检验。如表 3 所示: 第一, 替换被解释变量。通过将乡村振兴(RR)替换为乡村振兴的二级指标——产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕。结果显示数字普惠金融的回归系数分别为 0.4940、0.5878、0.5825、0.5882 和 0.4451, 均在 1% 显著性水平下显著为正, 表明基准回归结论稳健。

表 3 替换被解释变量的稳健性检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	产业兴旺	生态宜居	乡风文明	治理有效	生活富裕
IF	0.4940*** (5.2138)	0.5878*** (5.1258)	0.5825*** (5.8913)	0.5882*** (5.8390)	0.4451*** (5.5784)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.5515 (-0.4074)	-0.5309 (-0.5527)	-1.7278** (-2.1555)	-0.4243 (-0.3550)	-0.5792 (-0.7554)
F	23.1890	37.2128	38.5716	34.9811	25.4349
r2_a	0.4047	0.4222	0.4609	0.4136	0.4312
N	126.0000	126.0000	126.0000	126.0000	126.0000

(三) 内生性检验

考虑到数字普惠金融对乡村振兴的促进作用或许存在一定的时间滞后性这一情况, 本文采用了解释变量滞后一期和滞后二期的检验方法。结果表 5 所示, 滞后一二期的回归系数均通过 1% 水平上显著, 这意味着滞后一二期的数字普惠金融对乡村振兴发展有着正向的促进作用, 同时也表明该模型具有稳健性。

表 5 内生性检验结果

变量	模型(1) 滞后一期	模型(2) 滞后二期
解释变量滞后一期	0.4524*** (5.1343)	
解释变量滞后二期		0.4724*** (10.6313)
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
_cons	-1.1249 (-1.4600)	-0.1417 (-0.1880)
F	20.8329	54.6917
r2_a	0.3688	0.3545
N	108.0000	90.0000

(四) 中介效应分析

如表 6 所示, 模型 (1) 是基准回归, 模型 (2) 是数字普惠金融对经济发展水平的影响, 其回归系数为 0.6208, 通过显著性检验, 说明数字普惠金融可以带动经济发展水平。模型 (3) 中, 在基准回归的基础上加入经济发展水平这一中介变量后, 结果依然通过显著性检验, 但是数字普惠金融对乡村振兴影响系数由 0.5220 下降到 0.3717, 表明经济发展水平在数字普惠金融对乡村振兴的影响中发挥部分中介作用。

表 6 中介效应分析结果

变量	模型(1) RR	模型(2) ED	模型(3) RR	模型(4) IG	模型(5) RR
IF	0.5220*** (5.8413)	0.6208*** (3.6087)	0.3717*** (3.9182)	-0.2113*** (-4.0019)	0.3226*** (3.6882)
ED			0.2421** (2.2567)		
IG					-0.9440*** (-3.0911)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.7812 (-0.9254)	-1.8049 (-1.5799)	-0.3443 (-0.3745)	2.6253*** (4.7182)	1.6971 (1.3284)
F	44.5178	33.0745	63.8973	96.0986	35.7357
r2_a	0.4734	0.5498	0.4991	0.5826	0.5228
N	126.0000	126.0000	126.0000	126.0000	126.0000

模型 (4) 表明了数字普惠金融对城乡收入差距的影响, 其回归系数为 0.2113, 通过 1% 的显著性水平且显著为负, 说明数字普惠金融对城乡收入差距产生负面效应。在模型 (5) 中, 加入中介变量城乡收入差距, 结果显示数字普惠金融通过 1% 的显著性水平且显著为正, 说明存在城乡收入差距这一中介变量。

(五) 调节效应分析

本文选取金融发展水平作为调节变量,为了验证数字普惠金融促进乡村振兴的过程中是否存在交互作用,在基准模型的基础上,引入数字普惠金融与金融服务水平的交互项,并在回归前对二者进行中心化处理。

表 7 金融发展水平的调节效应分析结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	乡村振兴 (RR)	乡村振兴 (RR)	乡村振兴 (RR)
IF	0.5220*** (5.8413)	0.4522*** (4.2755)	0.2472* (1.9476)
FDL		0.0368 (1.5787)	0.1688** (2.2848)
IF*FDL			-0.1624* (-2.0584)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
_cons	-0.7812 (-0.9254)	-0.6195 (-0.7518)	0.0083 (0.0089)
F	44.5178	38.2561	75.0513
r2_a	0.4734	0.4814	0.4992
N	126.0000	126.0000	126.0000

检验结果如表 7 所示,数字普惠金融、金融发展水平以及交互项的系数分别在 10%、5%以及 10%的显著性水平上显著,而数字普惠金融与金融服务水平的交互项具有显著的负面效应。在金融发展水平较低时,金融发展对经济增长具有正向关系,但随着金融发展水平的提升,这种正向关系可能会转变为负向关系。

(六) 异质效应分析

本文选用《重庆市第七次全国人口普查》中公布的“各地区受教育程度的 15 岁及以上人口”作为衡量地区人力资本水平的指标,按照中位数分为“高”与“低”人力资本水平地区,并据此进行人力资本水平异质性检验。

表 8 人力资本水平异质性检验结果

变量	模型(1)	模型(2)
	高人力资本水平地区	低人力资本水平地区
IF	0.5775*** (9.3011)	0.3306*** (9.3610)
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
_cons	-0.5178 (-0.5119)	0.1638 (0.0990)
F	42.7316	713.5529
r2_a	0.4024	0.5663
N	63.0000	63.0000

结果表 8 所示, 人力资本水平更高的城市, 数字普惠金融对乡村振兴的促进作用越强, 这些城市拥有更多的高素质人才, 能过提升金融服务的效率, 从而更好的服务于乡村振兴; 而在人力资本水平较低的地区, 居民因受教育程度的影响, 欠缺金融知识和互联网技能, 降低了数字普惠金融的使用效率。

五、研究结论及建议

数字普惠金融作为推动乡村振兴的重要力量, 不仅在短期内产生积极效应, 从长远看也将持续为农村地区可持续发展 and 全面振兴提供动力和保障。本文提出以下管理建议。第一, 加强农村地区的数字普惠金融基础设施建设。加快农村的网络基础设施建设, 推进农村宽带升级、数字电视普及、5G 基站建设等, 提高农村互联网普及率, 缩小城乡之间的差距。第二, 优化数字普惠金融教育服务并加强农村地区教育水平。实施农村教师的专门培养计划, 办好乡村教育, 逐步缩小城乡间的教育水平差距, 确保乡村教育的质量得到有效提升。第三, 结合各地区实际情况, 做到因地制宜, 制定有针对性的政策措施, 为农村经济发展注入新的活力在当前数字化时代, 以加快数字基础设施建设, 提升金融服务质量, 并扩大覆盖面。

参考文献:

- [1] Klapper N. An empirical analysis of financial inclusion across population groups in India[J]. IUP Journal of Bank Management, 2012, 11(1):97-111
- [2] Maurer N. Effects of Cashless Economy Policy on Financial Inclusion in Nigeria: An Exploratory Study[J]. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 2015, 172: 49-56.
- [3] Jin D. The Inclusive Finance Have Effects on Alleviating Poverty [J]. Open Journal of Social Sciences, 2017, (3): 233-242.
- [4] 董玉峰, 赵晓明. 负责任的数字普惠金融: 缘起、内涵与构建[J]. 南方金融, 2018, (01): 50-56.
- [5] 黄倩, 朱鸿志, 苏慧媛. 数字普惠金融对农户创业选择影响研究[J]. 福建论坛 (人文社会科学版), 2021(08):85-102.
- [6] 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, 21(01):105-117.
- [7] 鲁钊阳, 杜雨潼. 数字普惠金融发展促进乡村振兴的实证研究[J]. 金融理论与实践, 2023, (03):47-56.
- [8] 李麦收, 高星. 数字普惠金融赋能乡村振兴的理论机理、现实困境和推进路径[J]. 金融理论与实践, 2024, (09):34-41.
- [9] 徐雪, 王永瑜. 中国乡村振兴水平测度、区域差异分解及动态演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(05):64-83.
- [10] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(05):731-745.

Research on the Path of Digital Inclusive Finance Promoting Rural Revitalization in Chongqing

Tang Mengqiu

(School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing, China)

Abstract: Using panel data from 18 districts and counties in Chongqing over 2016–2022, this paper empirically examines the impact of digital inclusive finance on rural revitalization through fixed-effects, mediation, and moderation models. The findings show: (1) digital inclusive finance significantly boosts rural revitalization, a result robust to endogeneity and stability tests; (2) it operates through the mediating channels of economic development and the urban–rural income gap; (3) the level of financial development exerts a moderating effect; and (4) the impact is heterogeneous—stronger where human-capital endowments are higher. Policy recommendations are offered to advance rural revitalization.

Keywords: Chongqing; Digital Inclusive Finance; Rural Revitalization; Mediating Effect; Moderating Effect