

共同富裕背景下数字普惠金融 对农民增收减贫的效应研究

黄雯¹, 曲泽静²

(1. 铜陵学院 经济学院, 安徽 铜陵 244000; 2. 铜陵学院 工商管理学院, 安徽 铜陵 244000)

摘要:数字普惠金融的发展为乡村可持续脱贫及落实共同富裕目标提供了新思路。选取全国 31 个省份 2011—2020 年的面板数据, 构建面板固定效应模型、中介效应模型及门槛模型分析数字普惠金融助力农民增收减贫的机理和效应。结果表明: 数字普惠金融可以显著促进农民增收减贫。数字普惠金融对增收减贫的间接助力作用来自其对经济增长的促进和收入分配差距的调节, 其中收入分配的中介效应更大。数字普惠金融对增收减贫的影响呈非线性变化, 随着数字普惠金融跨越门槛值, 增收减贫的边际效应递减。由此, 针对数字普惠金融助力增收减贫效果的提升提出优化意见。

关键词:数字普惠金融; 增收减贫; 中介效应; 门槛效应

中图分类号:F830.4

文献标识码:A

文章编号:2097-0625(2023)04-0018-08

一、引言

2020 年, 我国脱贫攻坚战取得了全面胜利, 迈入扎实推进共同富裕新的发展阶段。然而彻底脱贫永不返贫的任务任重而道远。一方面, 扶贫政策的不持续性可能造成部分农村低收入群体返贫; 另一方面, 收入差距带来的绝对贫困会演进为教育非均衡化、医疗资源稀缺性等相对贫困问题。如何稳定脱贫成果, 防止返贫, 进一步提升脱贫质量, 成为当前我国农村贫困治理、实现共同富裕目标亟须解决的难题。

数字普惠金融的发展为农村脱贫、减贫以及落实共同富裕的目标提供了新思路。数字普惠金融以人工智能、大数据、云计算等数字信息技术为载体, 打通了农村数字经济的新通道, 不仅弱化了传统交易的时空限制, 有助于降低交易成本, 而且有助于提升农村数字金融的渗透性, 为贫困地区农民提供新型的就业渠道, 拓宽经济收入来源, 稳定脱贫减贫成果, 提升减贫质量。因此, 对数字普惠金融助力农民增收减贫的

效果、作用机制及路径选择进行深入探讨, 对巩固脱贫成果、实现乡村可持续脱贫、真正实现共同富裕具有重要的实际价值和指导意义。

数字普惠金融与贫困减缓之间的作用机理一直是国内外学者们关注的热点问题, 研究成果丰硕。研究表明, 数字普惠金融不仅具有直接减贫效应^[1-2], 还存在间接减贫效应^[3-5], 且对减贫过程、结果的影响存在区域异质性^[6-7]。学者们构建了较为成熟的数字普惠金融助力增收减贫的内生机理、传导机制。但现有文献大多从理论角度分析数字普惠金融与增收减贫的内在逻辑关系, 实证研究较少且多是关注两者的直接关系。为此, 本文分析数字普惠金融助力增收减贫的作用机理, 在此基础上构建面板固定效应模型、中介效应模型检验数字普惠金融助力增收减贫的直接效应和间接效应, 进一步构建门槛模型探讨数字普惠金融对增收减贫的非线性影响。

收稿日期:2023-04-17

基金项目:安徽省哲学社会科学规划青年项目“数字经济赋能安徽高质量发展的作用机制与路径研究: 基于产业升级的视角”(项目编号: AHSKQ2021D97)

作者简介:黄雯(1988—), 女, 安徽潜山人, 副教授, 硕士。研究方向: 数字经济。

二、理论分析及研究假设

(一)数字普惠金融助力农民增收减贫的直接影响

1. 降低金融服务成本,扩大服务覆盖范围。传统金融“嫌贫爱富”的属性和“利益至上”的追求,导致农村贫困群体长期被排斥在外,无法享受正规金融机构服务,加剧了贫困程度。而数字普惠金融利用互联网和移动终端设备,突破了物理网点的空间限制和人工服务的时间限制,有效促成金融服务供给成本的降低和触达能力的提升,创造了贫困群体获得金融服务的机会,保障了农户生产经营投资所需的资金来源,从而实现增收减贫。

2. 精准定位需求,提高减贫效率。数字普惠金融借助大数据、云计算等数字技术,可以深入挖掘用户交易数据,从而实现了对贫困群体金融需求的精准定位,有效解决信息不对称造成的金融资源错配问题,提高金融服务效率,延伸数字普惠金融使用深度,加大减贫力度。

3. 完善征信体系,增加金融资源可得性。依托大数据建立的完善征信体系,实时掌握农村贫困群体信用状况并进行风控管理,改善了传统金融抵押担保带来的融资约束问题,降低了金融服务的门槛,增加了贫困群体的金融资源获得性。基于以上分析,本文提出:

假设1:数字普惠金融能够助力农民增收减贫。

(二)数字普惠金融助力农民增收减贫的间接影响

1. 经济增长效应。数字普惠金融的发展为贫困群体创造了就业、投资、创业等经济机会,激发了其脱贫致富的积极性,为当地产业的发展注入了新活力,加快地区产业升级,促进经济增长。同时,基于经济增长的涓滴效应,先富起来的地区会在消费、就业等方面惠及贫困地区弱势群体,带动其脱贫。另外,经济的增长提高了政府的税收水平,促使政府机构加大对贫困地区的基础设施建设投入,从而提高数字普惠金融水平加大减贫力度,最终形成经济增长与减贫效应的双向促进机制^[8]。由此,本文提出:

假设2:数字普惠金融通过促进经济增长实现间接增收减贫。

2. 收入分配效应。数字普惠金融降低了金融服务成本,缓解了金融排斥,使农村贫困群体能够享受

和城镇富裕群体相同的金融服务,改善了金融资源在城乡之间分配不均衡问题。通过小额信贷、保险、投资等业务的提供,促进农村贫困人口进行生产经营创业,提高收入水平,缩小城乡收入差距,改善收入分配。由此,本文提出:

假设3:数字普惠金融通过改善收入分配实现间接增收减贫。

(三)数字普惠金融对增收减贫的非线性影响

数字普惠金融发展初期,随着覆盖广度的大幅提升,农村贫困群体获得金融资源的机会得以增加,融资约束问题得到改善,数字普惠金融的增收减贫效应更加凸显。当数字普惠金融发展到一定程度时,传统金融渗透不足导致的贫困问题已经弱化,增收减贫效果更易受到农民自身风险管理能力、金融素养等因素的影响,因此数字普惠金融增收减贫可能出现边际效应递减现象。由此,本文提出:

假设4:数字普惠金融对增收减贫的影响是非线性的。

三、研究设计

(一)模型构建

1. 基准回归模型

为了验证假设1,本文构建如下模型:

$$povt_{it} = \alpha + \beta_1 dif_{it} + \beta_2 C_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $povt_{it}$ 表示第 t 年第 i 个省份农民增收减贫, dif_{it} 表示第 t 年第 i 个省份数字普惠金融水平, C_{it} 表示一组控制变量, μ_i 表示个体固定效应, v_t 表示时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差项。

2. 中介效应模型

为了验证假设2和假设3,本文构建如下中介效应模型检验经济增长和收入分配的中介作用:

$$M_{it} = \alpha_0 + a_1 dif_{it} + a_2 C_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$povt_{it} = b_0 + b_1 dif_{it} + b_2 M_{it} + b_3 C_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 表示中介变量,本文主要是指经济增长($pgdp_{it}$)和收入分配(inc_{it}),其他变量定义同模型(1)。模型(1)中 β_1 表示数字普惠金融对增收减贫的总效应。模型(2)考察数字普惠金融与中介变量的关系,其中 a_1 表示数字普惠金融对中介变量的效应。模型(3)将数字普惠金融与中介变量同时纳入模型进行回归分析,其中 b_1 表示数字普惠金融对增收减贫的直接效应, b_2 表示控制数字普惠金融变量时,中介

变量的增收减贫效应。三个模型的系数关系可以表示为(4)式,其中, $a_1 * b_2$ 用来衡量中介效应的大小。

$$\beta_1 = b_1 + a_1 * b_2 \quad (4)$$

本文借鉴温忠麟^[9]提出的检验方法作为中介效应的判定标准。当 β_1 显著成立的前提下,分析 a_1 和 b_2 的显著性,如果 a_1 和 b_2 均显著,进一步分析 b_1 的显著性, b_1 显著则存在中介效应, b_1 不显著,则存在完全中介效应;如果 a_1 和 b_2 之间有一个不显著,可通过 Bootstrap 法检验 $a_1 * b_2$ 的显著性,若显著,则中介效应存在,若不显著,则中介效应不存在。

3. 门槛模型

为验证假设 4,考察数字普惠金融对农民增收减贫的非线性影响,本文构建面板门槛模型:

$$pov_{it} = \alpha + \beta_1 dif_{it} \times I(\delta_{it} < \theta) + \beta_2 dif_{it} \times I(\delta_{it} > \theta) + \beta_3 C_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, δ_{it} 为门槛变量,本文选取数字普惠金融发展水平作为门槛变量; θ 为待估计的门槛值; $I(\cdot)$ 为指示函数,满足括号内的条件时, $I=1$,不满足条件时, $I=0$ 。其他变量含义与模型(1)相同。

(二)变量选取

1. 被解释变量

农民增收减贫(pov):选取农村居民人均可支配收入进行衡量。

2. 核心解释变量

数字普惠金融发展水平(dif):选取北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融发展指数衡量,该套指数包含三个维度:数字普惠金融的覆盖广度($breadth$),使用深度($depth$)和数字化程度($digi$)。其中使用深度又涉及支付、保险、货币基金、投资、信贷、信用 6 种金融业务。

3. 中介变量

本文检验数字普惠金融在助力农民增收减贫过程中经济增长和收入分配的中介效应。其中,经济增长($pgdp$)用各省市人均 GDP 衡量;用城乡收入差距反映收入分配情况,采取泰尔指数(Tel)来衡量城乡收入差距,泰尔指数取值大于 0,其值越大表示城乡收入差距越大,计算公式如下:

$$Tel_{it} = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{y_{it}}{y_t} \right) \times \ln \left(\frac{y_{it}}{y_t} / \frac{p_{it}}{p_t} \right) \quad (6)$$

其中, $i=1$ 表示城镇, $i=2$ 表示农村, y_{1t} 和 y_{2t} 分别表示第 t 年城镇和农村可支配收入, y_t 表示第 t 年总

可支配收入, p_{1t} 和 p_{2t} 分别表示第 t 年城镇和农村人口数, p_t 表示第 t 年总人口数。

4. 控制变量

选取以下变量作为影响农民增收减贫的控制变量:①城镇化水平(czh),用城镇人口占年末总人口的比重衡量;②产业结构(ins),用第二、三产业增加值占 GDP 的比重来衡量;③教育水平(edu),用教育支出在总财政支出中所占比重来衡量;④财政支农力度(fa),用农林水务支出占总财政支出的比重衡量;⑤对外开放水平(op),用进出口总额在 GDP 中所占的比重衡量。

(三)数据来源

选取 2011—2020 年全国 31 个省市自治区作为研究样本。其中,数字普惠金融水平数据来源于《北京大学互联网金融研究中心》,其他变量数据均来源于《中国统计年鉴》以及各省统计年鉴,对于个别年份缺失的数据,采用插值法补齐。为了避免数据波动过大对估计结果造成偏差,本文对所有变量进行对数化处理。

四、实证分析

(一)基准模型分析

通过 F 检验、Hausman 检验,最终确定基准回归模型形式为个体固定效应模型。作为参照对比,本文同时进行了固定效应最小二乘法虚拟变量估计(LS-DV)和最小二乘法估计(OLS),表 1 列出了估计结果。可以看出,固定效应模型和 LSDV 模型的估计结果基本一致,数字普惠金融的系数均为 0.159 0,通过了 1%的显著性检验;OLS 估计结果显示,数字普惠金融的系数为 0.378 4,在 1%的水平下显著。以上分析结果表明数字普惠金融的发展对农民增收减贫具有显著的正向影响,基准回归结果验证了假设 1。

进一步考察数字普惠金融不同维度指数的增收减贫效应,表 2 的(1)~(3)列报告了三个维度指数增收减贫效应的回归结果。结果显示,数字普惠金融覆盖广度($breadth$)、使用深度($depth$)及数字化程度($digi$)均产生了显著的增收减贫效应。三者中,使用深度对农民增收减贫的促进作用最大,系数为 0.134 3;覆盖广度的促进作用次之,系数为 0.111 3;数字化程度的助推作用最小,系数为 0.101 3,三个系数均通过了 1%的显著性水平检验。从使用深度分析,移动支付、保险、小额信贷、货币基金等数字金融

业务的逐步开展和完善,提高了贫困地区人口金融资源可得性,为他们创造了更多的经济机会,改善收入减缓贫困。从覆盖广度分析,设置机构网点导致的高成本,造成传统金融很难渗透到贫困地区。而互联网技术不受地域限制的属性,使得数字普惠金融覆盖面更广,更容易触达到低收入群体,满足其金融服务需求,从而改善贫困情况。从数字化程度分析,虽然数

字技术的发展,改善了数字普惠金融的便利性和使用成本,但其金融服务的本质,导致数字化程度发展具有集聚效应,即在经济发达人口集中的地区往往数字化程度较高,而农村地区受限于地理位置、人口等因素,数字化程度相对较低,因此对农民的增收减贫效应较弱。

表 1 基准模型回归结果

变量	pov		
	(1)FE	(2)LSDV	(3)OLS
<i>dif</i>	0.159 0*** (0.027 4)	0.159 0*** (0.025 2)	0.378 4*** (0.024 9)
常数项	9.577 1*** (0.641 5)	9.466 7*** (0.376 0)	8.474 8(0.362 5)
控制变量	yes	yes	yes
个体固定效应	yes	yes	no
R ²	0.862 8	0.924 9	0.677 9
样本量	310	310	310

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为稳健标准误,下表同。

表 2 数字普惠金融不同维度、业务增收减贫效应回归结果

变量	pov					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>breadth</i>	0.111 3*** (0.024 2)					
<i>depth</i>		0.134 3*** (0.032 8)				
<i>digi</i>			0.101 3*** (0.030 4)			
<i>pay</i>				0.148 5*** (0.039 6)		
<i>insure</i>					0.061 6*** (0.019 9)	
<i>credit</i>						0.099 9** (0.048 7)
常数项	9.816 4*** (0.614 8)	9.758 8*** (0.662 1)	10.160 1*** (0.646 6)	10.003 0*** (0.607 8)	10.281 7*** (0.583 4)	9.990 5*** (0.741 0)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
个体固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R ²	0.854 8	0.852 6	0.857 8	0.854 9	0.849 1	0.841 0
样本量	310	310	310	310	310	310

表 2 的(4)~(6)列报告了数字普惠金融不同业务增收减贫效应的回归结果。由于业务指数数据中,投资、征信和货币基金 2011—2014 年的数据有大量

缺失,故本文只考虑数字支付(*pay*)、保险(*insure*)和信贷(*credit*)三种业务的增收减贫效应。结果显示,数字支付业务助力增收减贫的效果最强,信贷业务次

之,保险业务最弱。

(二) 中介效应模型分析

表 3 列出了数字普惠金融通过经济增长和收入分配实现间接增收减贫的估计结果,列(1)为不加入中介变量时数字普惠金融的增收减贫总效应,列(2)~(3)为经济增长的中介效应检验结果。列(2)结果显示数字普惠金融对经济增长具有显著的促进作用,列(3)加入中介变量后,数字普惠金融的增收减贫效应与列(1)基准结果对比,有所降低但依旧显著。而经济增长虽然对增收减贫产生了正向效应,但系数没有通过显著性检验,因此无法直接判断经济增长的中介效应是否存在。为此本文采用非参数 Bootstrap 方法调整估计偏差,再次检验经济增长中介机制的有效性,结果如表 4 所示。可以看出,调整偏差后,间接效应系数的 95%置信区间为[0.019 3,0.081 5],显著的不包含 0,因此经济增长的中介效应存在,数字普惠金融可以通过促进经济增长使农民实现增收减

贫,假设 2 得到验证。列(4)~(5)为收入分配的中介效应检验结果。列(4)结果显示数字普惠金融对城乡收入差距具有一定的减缓作用,列(5)加入中介变量后,显示城乡收入差距对农民增收减贫产生了显著的抑制作用,同时数字普惠金融对增收减贫的促进作用虽然有所降低,但依旧显著。说明数字普惠金融可以通过缩小城乡收入差距来抑制其对增收减贫的负面影响。同样采用非参数 Bootstrap 方法检验收入分配中介机制的有效性。表 4 结果显示,调整偏差后收入分配间接效应系数的 95%置信区间为[0.057 7,0.122 9],显著的不包含 0,因此收入分配的中介效应存在,数字普惠金融可以通过调节收入分配间接实现增收减贫,假设 3 得到验证。从两种机制中介效应占比情况来看,数字普惠金融的增收减贫总效应中,经济增长的中介效应占比为 12.36%,收入分配的中介效应占比为 23.38%,收入分配的中介作用更加有效。

表 3 中介效应回归结果

变量	(1)pov	经济增长		收入分配	
		(2)pgdp	(3)pov	(4)tel	(5)pov
dif	0.159 0*** (0.027 4)	0.100 1*** (0.023 3)	0.144 7*** (0.021 9)	-0.092 9* (0.054 5)	0.127 9*** (0.017 3)
pgdp			0.142 8 (0.174 6)		
Tel					-0.334 5*** (0.036 9)
常数项	9.577 1*** (0.641 5)	10.630 9*** (0.432 6)	8.059 2*** (2.242 9)	-3.543 7** (1.365 4)	8.391 8*** (0.311 2)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
个体固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
R ²	0.819 8	0.842 1	0.864 2	0.397 1	0.965 4
样本量	310	310	310	310	310

表 4 中介效应的 Bootstrap 法检验

效应类别	经济增长			收入分配		
	系数	标准误	95%置信区间	系数	标准误	95%置信区间
间接效应	0.046 8	0.015 6	[0.019 3,0.081 5]	0.088 5	0.016 3	[0.057 7,0.122 9]
直接效应	0.331 7	0.027 5	[0.279 4,0.386 4]	0.290 0	0.014 9	[0.264 0,0.321 2]
总效应		0.378 5			0.378 5	
中介效应占比		12.36%			23.38%	

(三) 门槛模型分析

选取数字普惠金融水平作为门槛变量, 分析其对农民增收减贫的门槛效应。采用 Bootstrap 法抽样 1 000 次, 得出数字普惠金融在不同门槛模型下的检验结果, 见表 5。结果显示, 单一门槛模型 F 统计量值为 20.9, 在 5% 的置信水平下显著, 双重门槛和三重门槛模型的统计量值均不显著, 因此建立单一门槛模型。数字普惠金融的门槛值及置信区间估计见表 6,

门槛值为 3.443 9, 95% 置信区间为 [3.303 9, 3.482 8]。将门槛变量分为 $dif \leq 3.443 9$ 和 $dif > 3.443 9$ 两个样本区间进行门槛模型回归, 结果见表 7。可以看出, 无论是否跨越门槛值, 数字普惠金融均能显著促进农民增收减贫。当数字普惠金融水平越过门槛值 3.443 9 后, 其对增收减贫的影响系数由 0.270 2 降低为 0.206 6, 说明数字普惠金融助力农民增收减贫的边际效应递减, 两者呈非线性关系, 验证了假设 4。

表 5 门槛模型检验结果

门槛模型	F 统计量	P 值	临界值		
			1%	5%	10%
单一门槛	20.9	0.046**	31.880 4	20.621 2	17.413 0
双重门槛	14.37	0.158	35.411 0	21.771 9	16.655 4
三重门槛	8.3	0.592	43.471 5	27.941 6	21.747 4

表 6 门槛值及置信区间估计

门槛变量	门槛值类型	门槛估计值	95% 置信区间
数字普惠金融	单一门槛值	3.443 9	[3.303 9, 3.482 8]

表 7 门槛模型回归结果

变量	<i>pov</i>
$dif \leq 3.443 9$	0.270 2*** (0.035 8)
$dif > 3.443 9$	0.206 6*** (0.023 7)
常数项	9.411 7*** (0.345 5)
控制变量	yes
R^2	0.869 5
F	29.95***
样本量	310

五、稳健性检验

(一) 替换被解释变量

前文基于固定效应模型、LSDV 估计及 OLS 估计分别对数字普惠金融的增收减贫效应进行了回归, 在一定程度上考察了估计结果的稳健性。本部分用农村居民恩格尔系数替代农村居民人均可支配收入衡量增收减贫, 进一步进行稳健回归, 恩格尔系数越小, 代表农民生活水平越高, 贫困程度就越低。估计结果如表 8 所示。可以看出, 替换被解释变量后, 数字普惠金融的系数显著为负, 说明数字普惠金融水平的提高可以有效降低农村居民恩格尔系数, 提升农民生活质量, 减缓贫困程度, 验证了前文估计结果的稳

健性。

(二) 内生性考量

数字普惠金融虽然具有增收减贫效应, 但贫困程度越高的地区, 政府对数字普惠金融发展的支持力度可能越大, 两者之间可能存在反向因果关系, 从而导致内生性问题。为此, 本文借鉴黄群慧^[1] 的方法, 选取各省 1984 年末邮电发展水平数据构建工具变量解决内生性问题。由于历史邮电发展水平可能对未来数字普惠金融发展具有积极作用, 同时又不会影响当前地区农村贫困程度, 符合工具变量“相关性”和“排他性”的要求。考虑到本文研究样本为面板数据, 而各省 1984 年末邮电发展水平数据是截面数据, 故最终选取各省 1984 年末每百万人邮局数与上一年全国互联网用户数交乘项, 以及各省 1984 年末每百万人固定电话数与上一年全国互联网用户数交乘项作为工具变量, 进行两阶段最小二乘回归, 结果见表 8。结果显示, 数字普惠金融的系数显著为正, 说明考虑内生性问题后, 数字普惠金融对农民增收减贫的助力作用依旧成立。同时, Hansen J 统计量的 p 值不显著, 接受“所有工具变量均为外生”的原假设, 模型不存在过度识别问题。Kleibergen-Paap LM 统计量的 p 值接近为 0, 强烈拒绝不可识别的原假设, 说明

工具变量与内生解释变量相关。Cragg-Donald Wald F 统计量值为 71.118, 大于下方各个显著性水平对

应的临界值, 模型不存在弱工具变量问题, 再次证明工具变量选取的合理性。

表 8 稳健性检验结果

变量	替换被解释变量 pov	2SLS 回归 pov	
dif	-0.071 8*** (0.012 3)	0.377 1*** (0.035 6)	
常数项	-0.808 3*** (0.237 1)	8.486 7*** (0.422 9)	
Hansen J (过度识别检验)		0.016	
Kleibergen-Paap rk LM (不可识别检验)		65.874***	
Cragg-Donald Wald F (弱识别检验)		71.118	
		10% maximal IV size	19.93
		15% maximal IV size	11.59
		20% maximal IV size	8.75
		25% maximal IV size	7.25
控制变量	yes	yes	
个体效应	yes	yes	
样本量	310	310	
R^2	0.720 5	0.677 9	

六、结论及建议

(一) 结论

文章基于 2011—2020 年全国 31 个省份的面板数据, 就数字普惠金融助力农民增收减贫的总效应、中介效应、门槛效应进行了实证检验, 得出结论如下:

1. 从总效应来看, 数字普惠金融对增收减贫具有显著的正向影响, 这一结果在使用不同估计方法、替换被解释变量和考虑内生性问题后依旧成立。

2. 对比不同维度指数的增收减贫效果, 发现使用深度的增收减贫效果最强, 覆盖广度次之, 数字化程度最弱; 对比不同业务的增收减贫效果, 发现数字支付对增收减贫的促进作用最显著, 信贷业务次之, 保险业务最小。

3. 数字普惠金融可以通过促进经济增长和调节收入分配差距两种途径来间接实现增收减贫, 且收入分配的中介效应更大。

4. 数字普惠金融对增收减贫的影响存在门槛效应, 当数字普惠金融跨越门槛值时, 其对增收减贫的边际效应递减。

(二) 建议

基于以上结论, 提出以下建议:

1. 提升数字普惠金融覆盖广度与使用深度, 充分

发挥数字普惠金融的减贫作用。依托大数据、人工智能、云计算等数字技术扩大数字普惠金融服务的覆盖范围, 精准洞察客户需求, 开展多元化的金融业务, 满足不同贫困群体需求, 提高金融资源配置效率。完善个人支付、小微信贷和保险业务等数字化功能, 增强金融服务可得性和使用活跃度, 有效提高贫困群体收入水平, 减缓贫困程度。

2. 发挥经济增长和收入分配的中介机制作用, 实现数字普惠金融的间接减贫效应^[12]。挖掘当地比较优势, 将数字普惠金融与地区特色产业相结合, 推动农村产业结构优化升级, 形成金融扶贫与产业扶贫协同效应, 提高地区经济发展水平, 为贫困地区人口创造更多的经济机会, 缩小城乡居民收入差距, 从而实现间接减贫。

3. 加强区域间的创新合作与共享交流, 有效缓解增收减贫边际效应递减问题。对于数字金融服务基础设施完善、经济水平较高的省份, 应重点关注数字普惠金融工具的创新和金融服务效率的提升, 构建多元丰富的数字普惠金融体系, 服务更多不同贫困群体。同时应充分利用其辐射带动作用, 促进资本、人才等金融资源的在区域内的互通共享, 帮助周边落后省份进行数字化金融创新与发展, 加大增收减贫力度。

4. 提升贫困群体金融素养,健全金融监管体系。利用多渠道加强数字普惠金融宣传力度,改善贫困群体金融知识匮乏、风险意识不强的现状,建立健全农村数字普惠金融的风险运行机制,加强风险监管。

参考文献:

- [1] CLAESSENS S, FEIJEN E. Finance and Hunger: Empirical Evidence of the Agricultural Productivity Channel[J]. Policy Research Working Paper, 2006(48):1-48.
- [2] 蔡宏宇,阳超. 数字普惠金融、信贷可得性与中国相对贫困减缓[J]. 财经理论与实践, 2021, 42(4):24-30.
- [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] 周天芸,陈铭翔. 数字渗透、金融普惠与家庭财富增长[J]. 财经研究, 2021(7):33-47.
- [5] 梁榜. 普惠金融如何影响收入分配:兼论贫困减缓的中介效应[J]. 财贸研究, 2022, 33(8):17-31.
- [6] 龚沁宜,成学真. 数字普惠金融、农村贫困与经济增长[J]. 甘肃社会科学, 2018(6):139-145
- [7] 曾福,郑洲舟. 多维视角下农村数字普惠金融的减贫效应分析[J]. 农村经济, 2021(4):70-77.
- [8] 李涛,彭东蔓. 数字金融减贫:研究热点综述及展望[J]. 财会月刊, 2022(8):154-160.
- [9] 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(5):731-745.
- [10] ELHORST J P. Matlab Software for Spatial Panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3):389-405.
- [11] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8):5-23.
- [12] 张长全,陆旭东. 基于省级面板数据的数字普惠金融减贫机制与区域异质性研究[J]. 齐齐哈尔大学学报(哲学社会科学版), 2020(3):79-84.

Effect of Digital Financial Inclusion on Farmers' Income Increase and Poverty Reduction Under the Background of Common Prosperity

HUANG Wen¹, QU Zejing²

(1. School of Economics, Tongling University, Tongling Anhui 244000, China;

2. School of Business Administration, Tongling University, Tongling Anhui 244000, China)

Abstract: The development of digital inclusive finance provides new ideas for sustainable poverty alleviation and implementation of the goal of common prosperity in rural areas. Panel data of 31 provinces across China from 2011—2020 were selected to construct panel fixed-effects models, mediating-effects models and threshold models to analyze the mechanisms and effects of digital inclusive finance to help farmers increase their income and reduce poverty. The results show as follows: First, digital financial inclusion can significantly contribute to increasing farmers' income and reducing poverty. Second, the indirect contribution of digital inclusive finance to income generation and poverty reduction comes from its contribution to economic growth and the regulation of income distribution gap, with the mediating effect of income distribution being greater. Third, the impact of digital financial inclusion on income increase and poverty reduction shows a nonlinear change. As digital financial inclusion crosses the threshold value, the marginal effect of income increases and poverty reduction decreases. Therefore, suggestions are put forward to improve the effect of digital inclusive finance to increase income and reduce poverty.

Keywords: digital financial inclusion; increasing income and reducing poverty; mediating effect; threshold effect

[责任编辑 王七萍]