

# 数字普惠金融的增收减贫效应

## ——基于省际面板数据的实证分析

陈慧卿<sup>1</sup> 陈国生<sup>2</sup> 魏晓博<sup>3</sup> 彭六妍<sup>4</sup> 张星星<sup>21</sup>

(1. 湖南交通工程学院 经济管理学院, 中国湖南 衡阳 421001;

2. 湖南工学院 经济与管理学院, 中国湖南 衡阳 421002;

3. 贵州财经大学 会计学院, 中国贵州 贵阳 550025;

4. 湖南人文科技学院 数学与金融学院, 中国湖南 娄底 417000)

**【摘要】:** 数字普惠金融在减贫工作中发挥显著的积极作用。文章利用 2011—2018 年的省际面板数据, 实证分析数字普惠金融的农村增收减贫效应。结果表明: ①数字普惠金融具有显著的减贫效应, 在考虑内生性情况下结果仍然成立; ②门槛效应模型显示, 数字普惠金融的减贫效应会随经济发展水平和财政支出比重的提高而减小, 随城镇化水平的提高而增大; ③地区异质性研究表明, 中部地区数字普惠金融的农村增收效应最大, 其次是东部, 最小的为西部, 但差异并不明显。同时, 数字普惠金融对中西部农村地区减贫效应的边际贡献要远高于东部地区。文章从完善数字技术基础设施, 尤其是加快数字乡村建设; 推动经济增长、完善财政支出结构、提高城镇化水平; 提高贫困群体的金融素养, 强化数字普惠金融监管体系等方面提出政策建议。

**【关键词】:** 数字普惠金融 数字基础设施 金融监管

**【中图分类号】:** F812.45; F323.8 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2021) 03-0184-08

金融扶贫在脱贫工作中发挥了重要作用, 扶贫小额信贷、扶贫金融债等多种金融工具显著促进了贫困人口脱贫、经济增收。但是由于农村地区金融产品的需求与金融机构的供给存在不一致性, 不可避免地存在金融排斥、金融抑制现象, 实施金融扶贫仍存在一定难度。鉴于此, 十八届三中全会正式提出要发展普惠金融; 2016 年国务院印发《推进普惠金融发展规划 (2016—2020)》, 力争到 2020 年建立与全面建成小康社会相适应的普惠金融服务和保障体系; 2017 年习近平总书记明确指出要加强普惠金融体系的建设, 增加对小微企业、“三农”和偏远地区的金融服务。随着互联网技术的不断发展, 网络覆盖率逐年增加, 普惠金融的发展形式得以进一步拓展, 以“数字”“普惠”“金融”为关键特征的数字普惠金融成为传统普惠金融服务的重要补充方

**基金项目:** 湖南省自然科学基金青年项目 (2019JJ50112); 湖南省教育厅科学研究重点项目 (19A120); 贵州省理论创新联合课题 (GZL-CLH-2019-007); 贵州财经大学引进人才科研启动项目 (2018YJ57); 湖南省大学生创新训练项目 (湘教通 (2020) 131 号); 湖南工学院“双一流”建设重大培育项目 (201709)

**作者简介:** 陈慧卿 (1989-), 男, 湖南怀化人, 硕士, 讲师, 研究方向为区域发展与农村经济。E-mail: 273544680@qq.com ※ 魏晓博 (1987-), 男, 四川雅安人, 博士, 讲师, 研究方向为资源核算与环境会计。E-mail: 584402403@qq.com

式。关于数字普惠金融的定义，具有代表性的是 2016 年 G20 峰会提出的泛指一切通过数字金融服务推动普惠金融的行动，主要运用数字技术，包括计算机、信息通讯、云计算、大数据处理为无法获得金融服务或缺乏金融服务的群体提供一系列正规的金融服务。《G20 数字普惠金融高级原则》进一步指出数字普惠金融的内容主要有各类金融产品和服务，通过数字化技术进行交易等<sup>[1]</sup>，如互联网支付信贷、互联网信贷、互联网保险、互联网基金等。数字普惠金融能够有效降低金融服务的成本和门槛，有效突破时间和空间的限制，借助数字技术打通普惠金融“最后一公里”，使得更多的贫困群体享受到需要的金融服务。充分利用数字红利，发挥数字普惠金融在成本低、覆盖广，减少信息不对称等方面的优势，提升普惠金融的触达能力，从而促进贫困减缓具有重要的现实意义。

目前学界关于普惠金融与贫困减缓关系的研究已经十分丰富，但学界对数字普惠金融的减贫效应研究仍相对较少。数字普惠金融利用互联网技术使得金融服务的成本和门槛更低，具有比普惠金融更广泛的触达能力，从理论上说数字普惠金融有利于贫困减缓。由此，本文重点回答以下问题：我国数字普惠金融发展情况如何？数字普惠金融的减贫效应如何？我国地区差异大，不同地区的减贫效应是否存在不同？传导机制是什么？不同经济发展水平地区的数字普惠金融的减贫效应有何不同？是否存在门槛效应？鉴于此，本文以北京大学数字金融研究中心编制的“数字普惠金融指数”衡量各地区的数字普惠金融发展水平，以中国农村贫困监测报告提供的贫困发生率衡量各地区的减贫效果，利用 2011—2018 年的省际面板数据，实证分析数字普惠金融的减贫效应。首先，采用面板数据实证检验数字普惠金融的减贫效果；其次，考虑到主要解释变量和被解释变量之间可能存在的相关关系、遗漏变量等可能导致的内生性，本文借鉴 Lewbel 提出的基于异方差的估计方法进行回归；再次，采用中介效应模型分析数字普惠金融是否有通过农村地区收入增长影响减贫效果；接着采用门槛效应模型分析数字普惠金融的减贫效应中经济发展水平和财政支出比重的门槛效应。

## 1 数字普惠金融减贫的文献综述

现有文献对数字普惠金融的减贫效应展开了诸多研究，多数学者认为数字普惠金融对贫困减缓具有正向作用。数字普惠金融通过互联网技术、云计算、大数据分析技术等较大程度降低了金融交易的成本和门槛，使得更多群体受益，尤其是低收入群体和弱势群体<sup>[2]</sup>。数字普惠金融具有直接减贫效应和间接减贫效应，除了能够直接增加贫困群体的金融借贷机会、降低其贫困水平外，还通过增加贫困群体就业、创业<sup>[3]</sup>，促进经济增长和改善收入分配<sup>[4]</sup>等机制间接减缓贫困。其减贫原理在于数字普惠金融具有包容性和益贫性，相比较于富裕群体，贫困群体从数字普惠金融中获益更多，尤其是提高了低收入群体的收入水平<sup>[5]</sup>，改善了居民内部的收入不平等<sup>[6]</sup>。国外学者 Sehwat 等也得出普惠金融有利于贫困减缓的结论<sup>[7-8]</sup>，Park 等以亚洲发展中国家为例，实证研究发现普惠金融对贫困减缓具有明显的促进作用<sup>[9]</sup>。还有学者指出数字普惠金融不仅对本地区的贫困减缓产生积极作用，同时也会对关联地区产生正向空间溢出效应，并指出在短期内均存在显著的减贫效应和空间溢出效应，但长期内空间溢出效应不显著<sup>[10]</sup>。

但也有一些学者认为数字普惠金融的减贫效应存在明显异质性，不同地区、不同群体的增收效应有所不同。武丽娟等利用农户微观调查数据，对普惠金融的减贫效应进行了实证研究，结果表明，东部地区和中部地区普惠金融的发展降低了绝对贫困和相对贫困水平，西部地区普惠金融的发展降低了绝对贫困水平，但增加了相对贫困<sup>[11]</sup>。赵丙奇等对中西部地区 20 省份普惠金融的减贫效果进行了实证研究，结果表明，总体上中西部地区 20 省份普惠金融对精准扶贫的影响呈现出向好趋势，但是不同地区之间的减贫效果存在比较明显的差异<sup>[12]</sup>。此外，关于数字普惠金融对贫困减缓具有负面作用，杨俊等研究得出，在短期内农村金融发展并不会对贫困减缓产生显著作用，长期内反而会抑制贫困减缓<sup>[13]</sup>。由于资金流入低效率部门会发生资源错配现象，降低资金的使用效率<sup>[14]</sup>和资本配置效率<sup>[15]</sup>，而且如果普惠金融地区只关注解决贫困地区对金融机构的接触性排斥，会导致资金的进一步外流，从而不利于贫困减缓<sup>[16]</sup>。此外，数字普惠金融还可能存在信息泄露、监管不严等问题<sup>[17]</sup>。

关于数字普惠金融的减贫效应，学界未达成共识的原因可用门槛效应来解释，Greenwood 等通过实证研究第一次提出金融发展与贫困减缓之间并不是简单的线性关系，而是存在倒“U”型关系<sup>[18]</sup>。这一结论在中国也得到验证<sup>[19]</sup>，数字普惠金融与贫困减缓之间确实存在显著的非线性关系<sup>[20]</sup>，两者呈倒“U”型关系<sup>[21]</sup>。金融发展的减贫效应受到地区经济发展水平的影响<sup>[22]</sup>，具

体来看，当人均收入处于低水平时，金融发展对贫困减缓存在隐性累积效应，当人均收入跳跃“贫困陷阱”时，金融发展会加快贫困减缓的进程，但当人均收入处于高水平均衡时，金融发展的减贫效应开始隐性减速<sup>[23]</sup>。还有学者实证研究指出门槛效应存在于数字普惠金融发展水平中，当普惠金融发展到一定水平时，才会降低贫困发生率<sup>[24]</sup>。李建军等设计了包括银行、证券、保险三个主要金融服务领域在内的居民金融服务包容性指数，并基于省际面板数据对指数进行了测算，结果表明我国的普惠金融质量呈现渐进改善的状态<sup>[25]</sup>。

首先，数字普惠金融降低了金融服务的供给成本。由于传统金融服务需要通过设置物理网点来实现<sup>[26]</sup>，但是物理网点的供给成本较高，难以深入到贫困地区，而数字普惠金融通过数字技术可以实现远程开户、远程转账、远程完成资金收发等一系列金融服务，这些数字技术使得金融服务的供给成本降低，从而扩展了农村金融服务的覆盖广度，惠及更多农村贫困群体。

综上所述，虽然大多数学者认为普惠金融具有减贫效应，但学界未达成一致意见。而且在研究数字普惠金融与贫困减缓之间的关系时，较多关注两者之间的直接关系，对于作用机制、门槛效应的研究相对较少。随着互联网技术的不断发展，普惠金融的发展形式得以进一步拓展，数字普惠金融成为传统普惠金融服务的重要补充方式，计算机、信息通讯、云计算、大数据处理技术使得金融服务的成本和门槛更低，提高了贫困群体获得金融信贷服务的可得性直接促进贫困减缓，也通过提高地区收入水平发挥经济增长的“涓滴理论”间接促进贫困减缓。

## 2 中国省域贫困程度和数字普惠金融水平时空特征

为了表征贫困程度（IOP），本文以农村贫困发生率衡量贫困程度，以数字普惠金融指数衡量数字普惠金融水平（FE）。为进一步了解各省份各年贫困程度和数字普惠金融水平的变动情况，本文运用 ArcGIS 软件描绘样本省份贫困程度和数字普惠金融水平情况，由于篇幅限制只列出了 2011、2013、2015 和 2018 年的情况，如图 1 和图 2 所示。

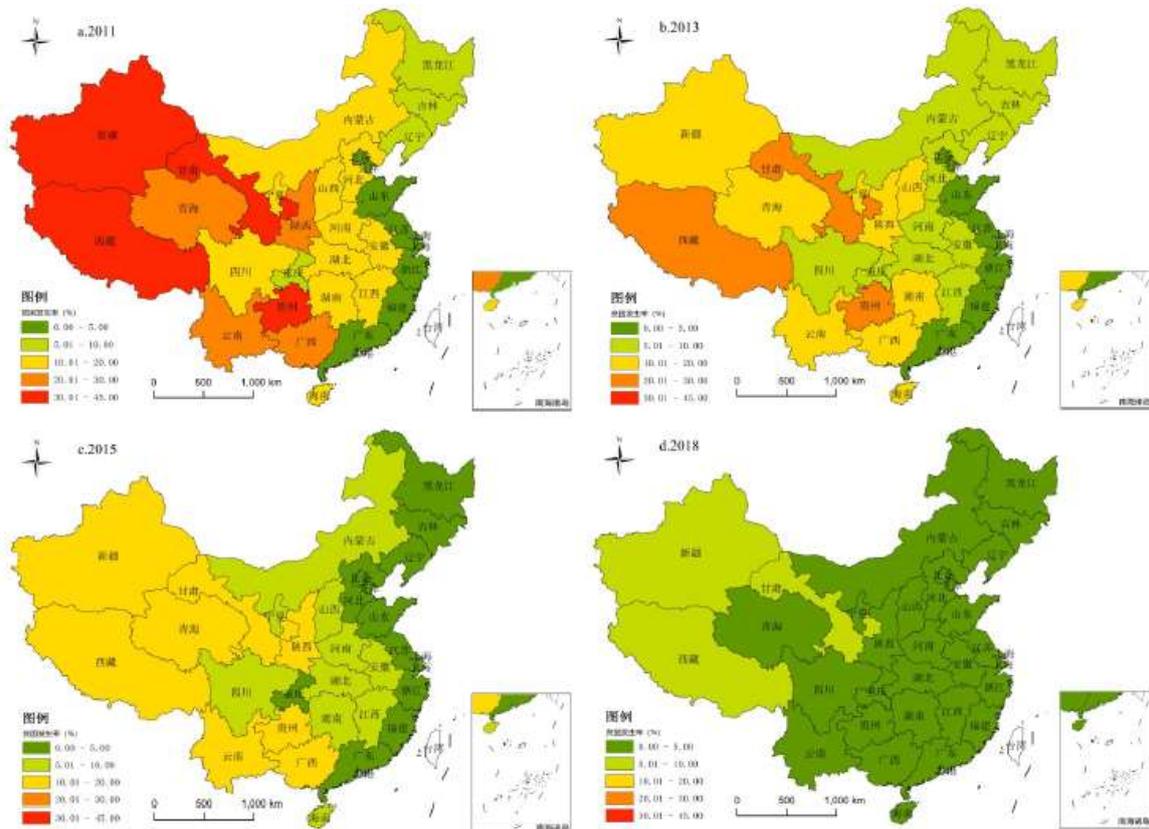


图 1 各省份贫困程度变化情况

图 1 显示，2011 年贫困程度较深地区主要集中在西部地区的新疆、西藏、甘肃和贵州，贫困发生率超出 30%，东部沿海地区的贫困程度最低。2018 年除新疆、西藏和甘肃外，各省份贫困发生率均不超过 5%。2011—2018 年各省份贫困程度均有不同程度的降低，尤其是西部地区的贫困程度大幅度降低。

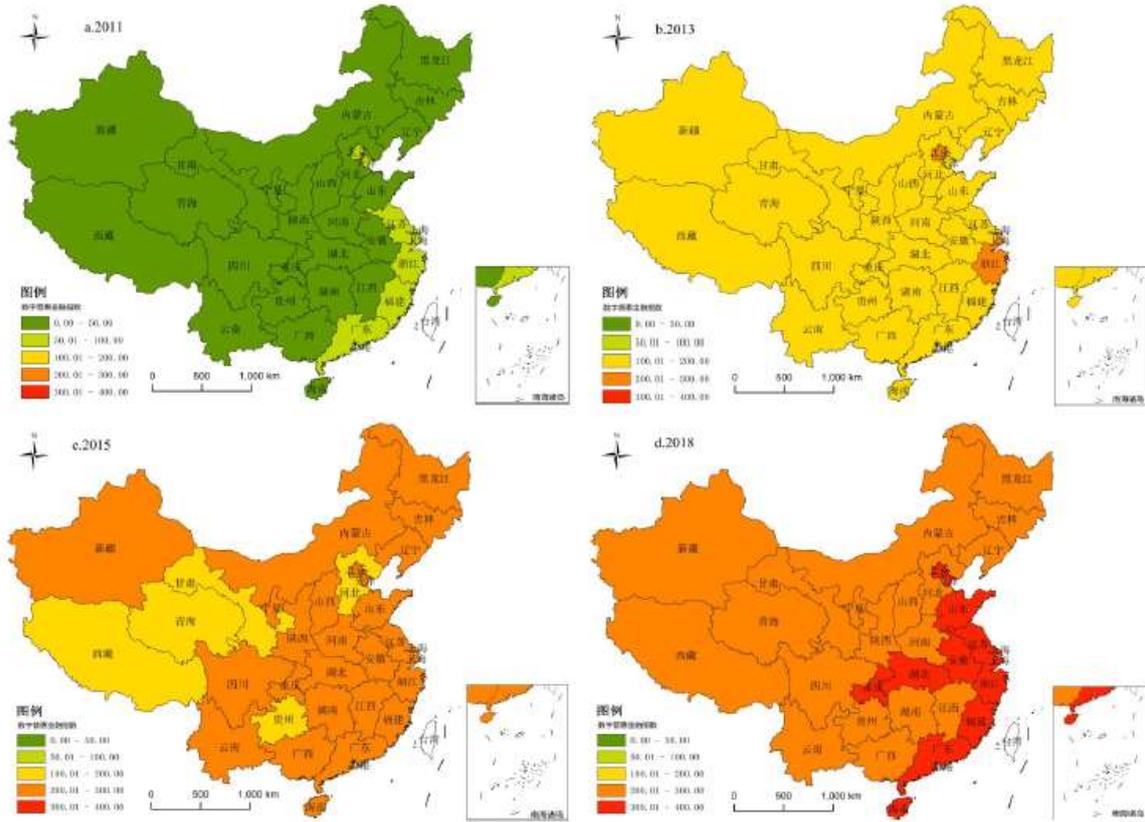


图 2 各省份数字普惠金融发展情况

图 2 显示，2011 年东部沿海地区的数字普惠金融发展水平较明显地高于其他地区，但仍处于较低的水平；2013 年各省份数字普惠金融发展水平均得到提高，数字普惠金融指数基本处于 100~200 之间；到 2018 年，东部沿海地区以及安徽、湖北和重庆的数字普惠金融发展处于较高水平，其他省份数字普惠金融指数处于 200~300 之间。各省份的数字普惠金融发展水平与 2011 年相比均处于较高的水平，2011—2018 年，各省份数字普惠金融发展水平不断提高的同时，贫困程度不断降低。

不同区域的经济水平存在着较大差异，为进一步检验回归结果的稳健性，将样本分为东、中、西部地区，采用基于异方差估计方法进行回归分析，回归结果见表 1。

表 1 不同区域的数字普惠金融增收减贫效应

	I			IOP		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
FI	0.0028***	0.0033***	0.0022***	-0.0169***	-0.0639***	-0.0694***

	(12.74)	(7.30)	(8.97)	(-7.05)	(-7.36)	(-7.92)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Sargan	0.4261	0.2019	0.2526	0.2875	0.6456	0.7955
Hansen J	0.4739	0.1336	0.2680	0.1824	0.5492	0.7561

注：空号内为 Z 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 水平上显著。Hansen J 和 Sargan 的输出结果为相应检验的 p 值。

从回归结果来看，数字普惠金融的增收效应最大的是中部，其次是东部，最小的为西部，但差异并不明显。同时，数字普惠金融对中西部地区减贫效应的边际贡献要远高于东部地区。

### 3 模型构建与数据来源

#### 3.1 模型构建

数字普惠金融水平与农村贫困程度的关系并不能用简单的线性关系呈现，随着环境（例如经济发展水平、城镇化水平和财政支出比重）的变化，二者之间可能呈现出非线性关系，并进一步构建回归模型和门槛模型进行分析。

##### 3.1.1 基准回归模型

根据前文分析设置基准回归模型方程形式如下：

$$I_i/IOP_i = \alpha_0 + \alpha_1 FI_i + \alpha_{2i} x_i + \mu \quad (1)$$

式中： $I_i$  为省市  $i$  的农村地区收入增长水平； $IOP_i$  为省市  $i$  的农村贫困程度； $FI_i$  表示省市  $i$  的数字普惠金融水平； $\alpha_1$  为数字普惠金融水平的待估计参数； $x_i$  表示第  $i$  个控制变量； $\alpha_{2i}$  为各控制变量的待估计系数； $\alpha_0$  为常数项； $\mu$  为误差项。

##### 3.1.2 面板门槛模型

为更深入且全面地探讨数字普惠金融水平与农村贫困程度之间的关系，本文建立以经济发展水平、城镇化水平和财政支出比重为门槛变量的门槛模型进行实证研究。

$$IOP_i = \beta_0 + \beta_1 FI_i (D_i \leq \gamma_1) + \beta_2 FI_i (\gamma_1 < D_i \leq \gamma_2) + \beta_3 FI_i (\gamma_2 < D_i) + \varepsilon \quad (5)$$

式中： $D_i$  为门槛变量； $\gamma_i$  为门槛值，且  $\gamma_1 < \gamma_2$ ； $\beta$  分别为待估系数； $\varepsilon$  为误差项。其他变量与上述模型一致。

#### 3.2 变量设置与数据来源

---

本文以中国 2011—2018 年各省份（香港、澳门、台湾除外）作为研究样本，实证研究数字普惠金融的减贫效应。根据已有研究文献，变量选取及定义如下。

### 3.2.1 被解释变量

农村地区收入增长（I）：以农村人均可支配收入<sup>②</sup>对数化衡量，数据来源于各年份《中国统计年鉴》；贫困程度（IOP）：以农村贫困发生率来衡量，数据来源于各年份《中国农村贫困监测报告》。

### 3.2.2 解释变量

数字普惠金融水平（FI）：以数字普惠金融指数衡量，数据来源于《北京大学数字普惠金融指数》（第二期）（2011—2018 年）。

### 3.2.3 控制变量

经济发展水平（GDP）：以各省市 GDP 对数化衡量；第一产业结构（PI）：以第一产业增加值占 GDP 比重衡量；第二产业结构（SI）：以第二产业增加值占 GDP 比重衡量；城镇化水平（UR）：以城镇年末人口占地区总人口的比重衡量；财政支出比重（FE）：以财政支出占 GDP 比重衡量。所有控制变量数据均来源于各年份《中国统计年鉴》。

## 4 实证结果分析

### 4.1 描述性统计

由于篇幅原因，只列举了 2011、2015 和 2018 年的变量描述性情况（表略）。农村人均可支配收入逐年增加，贫困程度从 2011 年的 14.48% 下降到 2018 年的 1.90%，贫困程度大幅度下降。同时，数字普惠金融水平逐年提高，由 2011 年的 40.00 增加到 2018 年的 300.21。接下来，将实证分析数字普惠金融发展对农村贫困程度的影响。

### 4.2 面板回归结果分析

在不考虑内生性的情况下，对上述公式（1）进行面板回归，初步验证数字普惠金融水平对农村地区收入增长和贫困程度的影响。

模型（1）和（2）主要检验数字普惠金融水平对农村地区收入增长的影响，从回归结果来看，在不考虑控制变量的情况下，回归系数为 0.0029，在 1% 的显著性水平上显著为正。加入控制变量后，回归系数为 0.0020，并在 1% 的显著性水平上显著为正。结果表明，数字普惠金融对农村地区收入增长存在积极的影响作用，控制变量除第二产业结构，其他变量在不同的显著性水平上对农村地区收入增长存在着正向作用。模型（3）和（4）主要检验数字普惠金融水平对贫困程度的影响，在不考虑控制变量的情况下，回归系数为 -0.0480，在 1% 的显著性水平上显著为负。考虑控制变量后，回归系数为 -0.0343，在 1% 的显著性水平上显著为负。结果说明，数字普惠金融的发展有一定的减贫作用，控制变量均在 1% 的显著性水平上对贫困程度存在着一定的抑制作用。数字普惠金融扩展了农村金融服务的覆盖广度，渗透到农村地区，惠及更多低收入群体。数字普惠金融只需要移动终端就可以满足金融服务需要，无需交通成本、简化的操作步骤、无需排队等候时间等优势显著降低了数字普惠金融的交易成本，有利于增强贫困群体的金融服务意愿。同时，数字普惠金融的发展有助于降低金融服务的门槛，使得贫困群体通过数字金融渠道获得金融信贷服务，进一步扩大金融服务，有利于贫困减缓。

---

<sup>②</sup>①2013 年国家统计局将“农村人均纯收入”统计口径变为“农村可支配收入”，依据国家统计局的统计口径变化说明对 2011 和 2012 年“农村人均纯收入”进行了相关调整。

### 4.3 基于异方差估计方法的回归结果分析

考虑到主要解释变量和被解释变量之间可能存在的内生性关系，同时遗漏变量也可能导致的内生性，本文借鉴 Lewbel 提出的基于异方差的估计方法<sup>[27]</sup>，该方法可以在外生工具变量不可得的时候采用，也可以随其他外生变量一起用，以提高工具变量估计的效率。估计结果见表 2。

表 2 基于异方差估计方法的回归结果

	农村地区收入 增长(I)模型(5)		贫困程度 (IOP)模型(6)	
	系数	Z 值	系数	Z 值
数字普惠金融水平(H)	0.0022***	14.37	-0.0448***	-11.06
经济发展水平(GDP)	0.1480***	9.13	-2.0155***	-4.64
第一产业结构(PI)	0.6270**	2.00	-35.8258***	-4.27
第二产业结构(SI)	0.1619	1.07	-22.1239***	-5.48
城镇化水平(压)	1.9620***	13.33	-37.3448***	-9.47
财政支出比重(FE)	0.6521***	7.15	-5.4702**	-2.24
常数项	5.9962***	21.50	71.3023***	9.55
控制区域	是		是	
Sargan	0.6538		0.4418	
Hansen J	0.6795		0.3914	

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%水平上显著；Sargan 和 Han-

senJ 的输出结果为相应检验的 p 值。从 Sargan 和 HansenJ 检验结果来看，P 值均大于 10%，表明模型不存在过度识别问题，生成工具变量的使用是有效的。模型（5）回归结果来看，数字普惠金融水平对农村地区收入增长的回归系数为 0.0022，且数字普惠金融水平在 1%的显著性水平上对农村地区收入增长存在正向影响，数字普惠金融的发展有一定的增收作用；控制变量除第二产业结构，其他变量在不同的显著性水平上对农村地区收入增长存在着正向作用。模型（6）中数字普惠金融水平对贫困程度的影响，在 1%的显著性水平上显著为负，回归系数为-0.0488，数字普惠金融的发展有一定的减贫作用，控制变量均在 1%的显著性水平上对贫困程度存在着一定的抑制作用。与上述面板回归结果相比，在两种估计方法中，主要解释变量的回归系数方向及显著性程度均是一致的，且回归系统差异较小。

### 3.4 面板门槛效应结果分析

在不同门槛值设定下对上述公式（5）进行估计，得到门槛效应估计结果。当经济发展水平（GDP）和财政支出比重（FE）作为门槛变量时，单一门槛和双重门槛在 1%的水平上显著，但三重门槛并不显著。当城镇化水平（UR）作为门槛变量时，单一门槛在 5%的水平上显著并且双重门槛在 1%的水平上显著，三重门槛并不显著。根据不同门槛值，将 2011—2018 年各省市样本按经济发展水平（GDP）划分为  $GDP \leq 7.3450$ 、 $7.3450 < GDP \leq 9.9942$  和  $9.9942 < GDP$  3 个样本区间。同理，按城镇化水平（UR）和财政支出比重（FE）也可划分为 3 个样本区间（表 3）。

表 3 门槛效应检验结果及门槛变量估计值

门槛变量	模型	F 值	临界值			门槛值	估计值
			10%	5%	1%		
经济发展水平 (GDP)	单一门槛	86.60***	40.8777	53.9830	80.6011	第一门槛值	7.3450
	双重门槛	73.76***	35.4829	41.5866	62.6421	第二门槛值	9.9942
	三重门槛	23.23	59.5297	68.7996	102.7924		
城镇化水平 (UR)	单一门槛	94.94**	51.3915	75.3741	109.0859	第一门槛值	0.3110
	双重门槛	101.51***	35.6877	42.9149	72.5720	第二门槛值	0.6271
	三重门槛	41.20	69.4461	82.9979	100.0609		
财政支出比重 (FE)	单一门槛	136.56***	39.8370	52.4094	94.1258	第一门槛值	0.2681
	双重门槛	69.84***	31.0803	36.8213	56.8270	第二门槛值	0.4288
	三重门槛	31.24	60.3459	76.0352	124.5931		

根据门槛值确定相应的估计模型。当经济发展水平 (GDP) 和财政支出比重 (FE) 作为门槛变量时, 数字普惠金融的减贫效应会随着经济发展水平和财政支出比重的提高而减小, 主要原因在于, 随着经济发展水平的不断提高, 贫困发生率不断降低, 数字普惠金融的减贫效应会越来越小。同时, 财政支出比重的提高, 除金融方面的支出增加外, 其他与减贫有关的支出也在不断增加, 如教育、科技、医疗和社保等财政支出也在不断提高, 这些方面也存在着一定的减贫作用, 数字普惠金融的减贫效应也会越来越小。当城镇化水平 (UR) 作为门槛变量时, 数字普惠金融的减贫效应会随着城镇化水平的提高而增大, 随着城镇化水平的不断提高, 农户接触新事物的机会越来越多, 互联网普及程度不断增大, 数字普惠金融的减贫效应也会随之增大。

## 5 研究结论与政策建议

本文利用 2011—2018 年的省际面板数据, 实证分析了数字普惠金融的减贫效应, 得到的结论如下: ①数字普惠金融具有显著的减贫效应, 在考虑内生性情况下结果仍然成立。②农村地区收入增长水平是数字普惠金融水平影响贫困程度的部分中介变量。③门槛效应模型显示, 数字普惠金融的减贫效应会随着经济发展水平和财政支出比重的提高而减小, 随城镇化水平的提高而增大。④地区异质性研究表明, 中部地区数字普惠金融的增收效应最大, 其次是东部, 最小的为西部, 但差异并不明显。同时, 数字普惠金融对中西部地区减贫效应的边际贡献要远高于东部地区。

基于上述研究结论, 提出如下政策建议:

第一, 完善数字技术基础设施, 尤其是加快数字乡村建设, 充分发挥数字普惠金融的减贫作用。一是根据地区经济发展水平等条件, 完善数字技术相关设施, 借助大数据、人工智能、云计算等推动普惠金融的覆盖范围和服务内容, 制定合适的数字普惠金融政策, 扩大金融服务的覆盖群体。二是推动农村涉农基础数据平台建设, 提高支农支小再贷款额度, 适当降低准入门槛, 引导各类金融机构面向贫困地区、贫困群体提供各类金融服务。三是降低贫困地区互联网使用费用, 提高贫困群体使用互联网的积极性, 并正确引导其使用行为。

第二, 推动经济增长、完善财政支出结构、提高城镇化水平, 以发挥数字普惠金融减贫的间接作用。一是结合地区的比较优势, 发展特色产业, 推动产业转型, 提高经济发展水平, 进而提高贫困群体的收入水平, 实现贫困减缓。二是完善财政支出结构, 优化配置资金倾向有利于贫困地区发展和贫困人口增收的发展型项目, 比如提高地区义务教育和职业教育水平, 增强贫困人口的人力资本水平, 这样更有利于发挥数字普惠金融的减贫效应。三是统筹推进城镇化与乡村振兴的协调发展, 要进一步提高城镇化水平, 发挥城镇化的减贫作用和溢出效应, 促进乡村的高质量发展。

第三, 提高贫困群体的金融素养, 强化数字普惠金融监管体系。一是通过官方网站、公众号、公告栏、群众会等形式对智

---

能手机的正确使用进行引导, 谨防群众因手误、无知等原因造成金钱损失的后果。二是结合地区经济发展情况创新普惠金融信贷产品和服务, 并对产品和服务进行大力宣传和讲解, 满足群众的生产生活所需, 促进其增产增收, 从而提高数字普惠金融的减贫效应。三是优化数字普惠金融发展环境, 强化监管体系。地方政府要建立完善数字普惠金融的监管体系, 提高互联网技术的监管能力。

#### 参考文献:

- [1] 尹应凯, 侯蕤. 数字普惠金融的发展逻辑、国际经验与中国贡献[J]. 学术探索, 2017(3):104-111.
- [2] 刘长庚, 罗午阳. 互联网使用与农户金融排斥——基于 CHFS2013 的实证研究[J]. 经济经纬, 2019, 36(2):141-148.
- [3] 刘锦怡, 刘纯阳. 数字普惠金融的农村减贫效应:效果与机制[J]. 财经论丛, 2020(1):43-53.
- [4] 王刚贞, 谢露露. 数字普惠金融减贫效应的作用机理与实证检验——基于中国省际面板数据的分析[J]. 安徽农业大学学报:社会科学版, 2020, 29(1):1-10.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] Sehrawat M, Giri A K. Financial development, poverty and rural-urban income inequality:evidence from South Asian countries[J]. Quality and Quantity, 2016, 50(2):577-590.
- [8] Mohammed J I, Mensah L, Gyeke-Dako A. Financial inclusion and poverty reduction in Sub-Saharan Africa[J]. African Finance Journal, 2017, 19(1):1-22.
- [9] Park C Y, Mercado R J R. Financial inclusion, poverty, and income inequality[J]. The Singapore Economic Review, 2018, 63(1):185-206.
- [10] 钱鹏岁, 孙姝. 数字普惠金融发展与贫困减缓——基于空间杜宾模型的实证研究[J]. 武汉金融, 2019(6):39-46.
- [11] 武丽娟, 徐璋勇. 我国农村普惠金融的减贫增收效应研究——基于 4023 户农户微观数据的断点回归[J]. 南方经济, 2018(5):104-127.
- [12] 赵丙奇, 李露丹. 中西部地区 20 省份普惠金融对精准扶贫的效果评价[J]. 农业经济问题, 2020(1):104-113.
- [13] 杨俊, 王燕, 张宗益. 中国金融发展与贫困减少的经验分析[J]. 世界经济, 2008(8):62-76.
- [14] Arestis P, Caner A. Financial liberalization and the geography of poverty[J]. Cambridge Journal of Regions Economy & Society, 2009, 2(2):229-244.
- [15] 向晖, 郭珍珍. 金融素养对网贷消费行为的影响——感知风险中介作用的实证研究[J]. 消费经济, 2019, 35(2):62-70.

- 
- [16]王伟,朱一鸣.普惠金融与县域资金外流:减贫还是致贫——基于中国 592 个国家级贫困县的研究[J].经济理论与经济管理,2018(1):98-108.
- [17]邱兆祥,向晓建.数字普惠金融发展中所面临的问题及对策研究[J].金融理论与实践,2018(1):5-9.
- [18]Greenwood J, Jovanovic B. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98 (5, Part 1):1076-1107.
- [19]黄秋萍,胡宗义,刘亦文.中国普惠金融发展水平及其贫困减缓效应[J].金融经济研究,2017,32(6):75-84.
- [20]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.
- [21]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.
- [22]张兵,翁辰.农村金融发展的减贫效应——空间溢出和门槛特征[J].农业技术经济,2015(9):37-47.
- [23]师荣蓉,徐璋勇,赵彦嘉.金融减贫的门槛效应及其实证检验——基于中国西部省际面板数据的研究[J].中国软科学,2013(3):32-41.
- [24]王爱萍,胡海峰,张昭.金融发展对收入贫困的影响及作用机制再检验——基于中介效应模型的实证研究[J].农业技术经济,2020(3):70-83.
- [25]李建军,卢盼盼.中国居民金融服务包容性测度与空间差异[J].经济地理,2016,36(3):118-124.
- [26]程惠霞,杨璐.中国新型农村金融机构空间分布与扩散特征[J].经济地理,2020,40(2):163-170.
- [27]Lewbel A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J]. Journal of Business & Economic Stats, 2012, 30(1):67-80.