

## 数字普惠金融促进了农村经济增长吗？

### ——来自中国 30 省份面板数据的实证考察

陈 香，喻莆峻\*，周鹏飞

重庆师范大学经济与管理学院 重庆

**【摘要】**农村经济的增长是确保社会稳定和可持续发展的基石。从数字普惠金融视角，文章选取 2011-2022 年的省级面板数据，运用固定效应模型、机制检验模型和门槛效应模型进行多维实证探讨数字普惠金融对农村经济增长的影响。研究发现：（1）数字普惠金融对农村经济增长具有显著的正向作用；（2）机制检验结果显示，数字普惠金融能够通过推动绿色创新和改善民生间接作用提升农村经济增长；（3）通过门槛模型研究发现，数字普惠金融对农村经济的影响呈现边际递增的非线性特征；（4）异质性分析发现，数字普惠金融能促进东、西部地区农村经济增长，且区域差异显著，即西部地区的促进效果最明显，东部次之。由此，为了促进农村经济的增长，必须加强数字普惠金融基础设施的建设。同时，应充分利用发达地区在农村经济发展中的示范作用，推动绿色创新，并努力改善民众的生活水平，以缩小不同区域间的数字鸿沟。

**【关键词】**数字普惠金融；农村经济增长；绿色创新；民生改善

**【基金项目】**2023 年度重庆市研究生教育课程思政示范项目《农业经济学》课程（YKCSZ23101）；2025 年度重庆市教委人文社科研究重点项目党的二十届三中全会精神研究阐释专项课题“数字普惠金融对农业新质生产力的影响效应及政策建议”（25SKCS010）

**【收稿日期】**2025 年 6 月 14 日

**【出刊日期】**2025 年 7 月 23 日

**【DOI】**10.12208/j.aif.20250017

## Does digital inclusive finance promote rural economic growth? An empirical investigation based on panel data from 30 provinces in China

Xiang Chen, Pujun Yu\*, Pengfei Zhou

*School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing*

**【Abstract】**The growth of the rural economy is the cornerstone of ensuring social stability and sustainable development. From the perspective of digital inclusive financing, this article selects the county panel data from 2011–2022 and uses fixed impact models, mechanism testing models and threshold impact models to conduct multi-dimensional empirical studies on the impact of digital inclusive financing on rural growth. Research has shown that: (1) Digital inclusive financing has a significant positive impact on rural growth. (2) The mechanism test outcomes indicate that digital inclusive finance indirectly fosters rural economic growth by stimulating green innovation and enhancing people's well-being. (3) Utilizing the threshold model, it is revealed that the influence of digital inclusive finance on the rural economy exhibits a non-linear characteristic of incrementally marginal growth. (4) According to the heterogeneity analysis, digital inclusive finance contributes to rural economic growth in both the eastern and western regions, with notable regional disparities. Specifically, the promotional effect is most

作者简介：陈香（2000-）女，重庆丰都人，重庆师范大学经济与管理学院硕士研究生，研究方向：数字普惠金融；周鹏飞（1979-）男，湖南长沙人，经济学博士，重庆师范大学经济与管理学院教授，硕士生导师，研究方向：农业经济学、人口经济学、产业组织与管理；

\*通讯作者：喻莆峻（2001-）男，重庆渝北人，重庆师范大学经济与管理学院硕士研究生，研究方向：农业新质生产力。

pronounced in the western region, followed closely by the eastern region. Therefore, in order to promote the growth of the rural economy, it is necessary to strengthen the construction of digital inclusive financial infrastructure. At the same time, we should make full use of the exemplary role of developed regions in rural economic development, promote green innovation, and strive to improve people's living standards to narrow the digital divide between different regions.

**【Keywords】**Digital financial inclusion; Rural economic growth; Green innovation; Improvement of people's livelihood

## 1 引言

在当前经济高速发展的背景下, 农村经济的高质量发展已成为国家整体经济战略的重要组成部分。然而, 传统的金融体系往往难以全面覆盖广大农村地区, 导致金融服务在农村地区的可及性和效率受限, 进而制约了农村经济的增长。2024 年中央一号文件指出要发展农村数字普惠金融, 并推进农村信用体系建设, 以进一步推动乡村振兴和农村经济发展。数字普惠金融借助现代信息技术手段, 为广大的农村居民及小微企业带来了便捷且高效的金融服务, 成功应对了传统金融体系难以满足的农村地区金融服务需求问题<sup>[1]</sup>。数字普惠金融的发展不仅提高了农村金融服务的可及性和包容性, 还有助于优化农村金融资源配置, 培育农村经济增长新动能, 缩小城乡差距, 促进区域协调发展<sup>[2]</sup>。

学者们对数字普惠金融在农村经济中的影响进行了广泛研究。已有研究表明, 数字普惠金融通过提高农村金融服务的可及性和效率, 降低金融服务的门槛, 从而促进了农村经济增长。数字普惠金融利用互联网、移动通信等技术手段, 打破了传统金融服务的地域限制, 使农村居民能够更加方便地获取金融服务, 这提高了农村金融服务的覆盖率以及满足了农村居民多样化的金融需求<sup>[3]</sup>。另一些研究则关注数字普惠金融对农村贫困人口的减贫效应<sup>[4]</sup>。数字普惠金融能够有效引导社会资金参与到减贫中, 具有商业可持续性的特点<sup>[5]</sup>。针对落后地区农业现代化进程缓慢的问题, 数字普惠金融可以有效结合当地实际状况, 将数字技术与产业链融合, 从而带动地区增收减贫<sup>[6]</sup>。通过为小微农户和种植大户提供数字技术支持, 利用数字供应链金融和农村电商专项融资支持, 解决了信贷成本高的问题, 满足了农户扩大生产的资金需求, 这为减贫脱贫、助推乡村振兴和经济增长作出了重要贡献<sup>[7]</sup>。

然而, 目前我国数字普惠金融发展还存在着基

础设施建设后劲不足的问题<sup>[8]</sup>, 数字普惠金融在跨越规模门槛的发展过程中导致不同地区和行业发展的不平衡, 各地区资源禀赋水平和缩小数字鸿沟的能力存在显著的区域异质性<sup>[9]</sup>。过往关于数字普惠金融在农业发展中的赋能作用, 研究焦点主要集中在推动乡村振兴、提高农业机械化程度及农户收入、优化农村全要素生产率等方面<sup>[6]</sup>。尽管已有部分研究探讨了数字经济对农业经济增长的影响<sup>[10]</sup>, 但从数字普惠金融这一独特视角出发, 深入探究农村经济增长的研究却相对匮乏。鉴于此, 本研究致力于填补这一研究空白, 旨在系统剖析数字普惠金融驱动农村经济增长的关键因素, 揭示其促进农村经济增长的内在逻辑与运行机制。同时, 本研究还将检验数字普惠金融在不同地域因素下, 对农村经济增长影响的门槛效应, 为制定更加精准的农村经济发展策略奠定了坚实的理论基础。文章采用 2011 年至 2022 年间我国 30 个省份(不包括港澳台地区及西藏自治区)的数据, 通过实证分析探究了相关作用机制, 并验证了数字普惠金融对农村经济增长的影响机制与路径。实证结果发现, 数字普惠金融能正向促进农村经济增长, 且通过绿色创新和民生改善间接促进农村经济增长; 数字普惠金融对农村经济增长同时存在非线性特征。

## 2 理论分析与研究假设

### 2.1 数字普惠金融对农村经济增长的影响

数字普惠金融通过扩展金融信息服务覆盖范围及提升普及度, 有效解决了传统金融体系中的资金配置不均问题, 使得以往被传统金融系统忽视的长尾群体也能享受到多元化的金融服务<sup>[11]</sup>。数字普惠金融对农村经济增长的直接作用体现在以下 4 个方面: 第一, 数字普惠金融通过创新技术和业务模式, 降低了交易成本, 实现了高效快捷的贷前审批和精准风险控制。特别是对于中小企业而言, 它有效缓解了信贷约束, 为这些企业注入了新的活力, 促进

了整个产业的蓬勃发展由此带来的“涓滴效应”能够增加农民非农就业机会和工作收入<sup>[12]</sup>。第二, 数字普惠金融覆盖面扩大、效率提高, 缩短低收入群体与金融资源之间的距离, 有助于推动城乡间的平衡发展<sup>[13]</sup>。第三, 数字普惠金融借助金融机构与互联网公司的力量, 在传统金融基础上, 不仅降低了金融服务门槛并增加了农村金融服务的供给, 还显著提升了“长尾客户”的金融可及性, 拓宽了农业经营主体获取金融服务的途径, 促进了农村产业的升级与转型, 为农村经济增长注入了新动力<sup>[14]</sup>。第四, 数字普惠金融能够有效克服地理距离带来的成本高昂及信息不对称难题, 从而减轻农村居民在消费结构升级过程中遇到的流动性限制; 同时, 它还能农村居民提供更便捷的支付条件, 激发他们的消费结构升级意愿, 为农村经济增长开辟新的驱动力<sup>[15]</sup>。因此, 数字普惠金融对农村经济增长具有正向促进作用。基于此, 文章提出:

假设 1: 数字普惠金融能够显著促进农村经济增长。

## 2.2 数字普惠金融对农村经济增长的作用机制

数字普惠金融不仅可以发挥自身优点直接促进农村经济增长, 还可以通过推动绿色创新和民生改善间接影响农村经济增长。

### 2.2.1 数字普惠金融—绿色创新—农村经济增长

绿色创新是提高能源等有限资源利用效率的创新, 是在推动经济发展的同时, 注重环境保护和资源利用的可持续性, 旨在实现经济、社会和环境三者协调发展的创新方式, 通过创新手段降低资源消耗、减少环境污染, 实现可持续发展<sup>[16]</sup>。

数字普惠金融对绿色创新的推动作用体现在两大层面: 首先, 在技术革新方面, 数字普惠金融能够减轻融资障碍并优化产业结构, 进而提升技术创新水平。具体而言, 数字普惠金融通过削弱商业信用的再分配效应(该效应有时会限制融资优势企业的进一步发展), 有助于企业去杠杆、增强财务稳健性, 从而激励技术创新活动。其次, 在绿色发展层面, 数字普惠金融通过强化绿色金融的服务效率与降低成本, 推动绿色发展。此外, 它还能通过提升企业内部管控质量及增加环保投资, 促进绿色技术创新。在缓解融资压力的同时, 数字普惠金融还借助绿色信贷政策激励节能环保型企业投身于绿色创新。数字化转型对绿色发展的催化作用, 主要遵

循“绿色结构优化—绿色能力提升—绿色杠杆效应增强”的内在逻辑路径。

提升绿色创新水平同样对农村经济增长具有正面效应。技术创新能够增强生态资源的利用效率, 从而提高农村经济的韧性。在重视环境保护与生态平衡的前提下推动技术创新, 不仅能够带来农村经济收益, 还能实现生态效益与社会效益的双重增长<sup>[12]</sup>。作为影响农村经济的关键因素, 增加对农业研发的投资将促进技术创新能力的提升, 进而成为推动农村经济增长的重要动力<sup>[17]</sup>。基于以上理论, 文章提出:

假设 2: 数字普惠金融能够通过绿色创新促进农村经济增长。

### 2.2.2 数字普惠金融—民生改善—农村经济增长

数字普惠金融凭借其提供的便捷金融服务, 有效提升了农村居民的生活品质与消费潜力。通过推广金融知识, 提高金融素养, 从而增强了农村居民的金融意识及风险应对能力。此外, 数字普惠金融还促进了农村地区的就业与创业活动, 为居民开辟了更多就业途径与收入来源。数字普惠金融打破了传统金融机构布局不足的局限, 通过移动支付、互联网银行等渠道, 使得农村居民能够便捷地获取金融服务。这不仅满足了农村居民的基本金融需求, 如存取款、转账等, 还为他们提供了更多的金融产品和服务选择。通过数字平台, 农村居民可以更加便捷地获取金融信息, 了解金融产品和服务的特点和风险<sup>[18]</sup>, 从而提高他们的金融素养和风险管理能力。

数字技术的使用降低了金融服务的成本, 高效地处理业务, 减少人工成本和运营成本。同时, 数字普惠金融也降低了农村居民获取金融服务的门槛, 使他们能够以更低的成本享受到金融服务。此外, 数字普惠金融凭借其出色的风险管理和资金融通能力, 能够提升农村居民的投资效率, 增强农户的收入预期, 降低其预防性储蓄需求, 提振消费信心, 并优化农村消费结构。这一系列正面效应有助于提高农村居民的生活品质, 进而推动农村经济的持续健康发展。基于以上分析, 文章提出:

假设 3: 数字普惠金融能够通过民生改善促进农村经济增长。

### 2.2.3 数字普惠金融影响农村经济增长的非线性特征

随着数字技术的不断进步, 数字普惠金融的普

及程度显著增强, 这可能导致数字普惠金融对农村经济增长的影响展现出非线性的特征<sup>[15]</sup>。简而言之, 数字普惠金融凭借其服务广泛覆盖、面向大众、交易成本低等优势, 能够顺利渗透至农村地区, 为农户和农村企业提供便捷的线上金融服务, 有效缓解农村短期资金需求, 为农村经济增长注入动力。根据梅特卡夫法则, 数字普惠金融的不断发展将增强其对农村经济的积极影响。随着数字普惠金融在农村地区的深入普及, 利用金融服务和产品的成本大幅降低, 这将加速农户和企业的财富积累, 推动农村经济持续增长。

假设 4: 数字普惠金融对农村经济增长的影响存在边际递增的非线性特征。

### 3 研究设计

#### 3.1 模型构建

##### 3.1.1 基准回归模型

为了验证数字普惠金融对农村经济增长的直接影响机制, 构建以下基准模型:

$$Reg_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Duf_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \pi_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $Reg_{it}$  为省份  $i$  在  $t$  年的农村经济增长情况,  $Duf_{it}$  为省份  $i$  在第  $t$  年的数字普惠金融发展水平,  $Controls_{it}$  为控制变量,  $\pi_i$  表示个体固定效应,  $\xi_t$  表示时间固定效应,  $\varepsilon$  为随机扰动项。

##### 3.1.2 机制检验模型

为进一步探讨数字普惠金融是否可以通过绿色创新和民生改善效应促进农村经济增长, 参考江艇<sup>[19]</sup> (2022) 的研究, 在模型 (1) 基础上构建如下检验模型:

$$Med_{it} = \mu_0 + \mu_1 Duf_{it} + \mu_2 Controls_{it} + \pi_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $Med_{it}$  为省份  $i$  在  $t$  年的中介变量, 分别为绿色创新 ( $Gri$ ) 和民生改善 ( $Imp$ )。  $\mu_0$ 、 $\mu_1$  与  $\mu_2$  均表示待估计系数, 其余变量与模型 (1) 一致。

##### 3.1.3 门槛效应模型

为了研究数字普惠金融发展水平和民生改善可能对数字普惠金融促进农村经济增长的非线性动态溢出产生间接作用, 文章构建如下面板门槛效应模型:

$$Reg_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Duf_{it} (Conit \leq \delta_1) + \gamma_2 Duf_{it} (\delta_1 < Thit \leq \delta_2) + \dots + \gamma_n Duf_{it} (\delta_{n-1} < Thit \leq \delta_n) + \gamma_{n+1} Duf_{it} (\delta_n < Thit) + \gamma_{n+2} Controls_{it} + \pi_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $Th_{it}$  是数字普惠金融和农村经济韧性的门槛变量。  $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n$  为  $n+1$  个门槛区间下的特定门槛值, 且  $\delta_1 < \delta_2 < \dots < \delta_n$ , 具体的门槛个数需要通过特定门槛模型的  $F$  值与  $P$  值进行判断才能确定, 其余变量与模型 (1) 一致。

#### 3.2 变量测度与说明

##### 3.2.1 被解释变量: 农村经济增长 ( $Reg$ )。

文章借鉴赵洪丹<sup>[20]</sup>等 (2019) 的研究, 并综合考虑了数据的可获得性、完整性以及统计口径的一致性, 采用农业生产总值作为衡量农村经济增长的主要指标。为了进一步消除数据中的量纲差异以及潜在的共线性问题, 对农业生产总值进行了对数处理。

##### 3.2.2 核心解释变量: 数字普惠金融 ( $Duf$ )。

文章采用北京大学数字普惠金融研究中心所构建的数字普惠金融指数, 为了增强数据检验流程的稳定性与可靠性, 对该指数进行了对数化处理。

##### 3.2.3 中介变量: 绿色创新 ( $Gri$ )、民生改善水平 ( $Imp$ )。

文章借鉴郑威<sup>[21]</sup> (2025) 的研究, 采用每万人绿色专利申请数衡量绿色创新水平。民生改善水平以农村居民人均消费支出作为衡量指标。

##### 3.2.4 控制变量

为了全面反映数字普惠金融对农村经济增长的影响, 文章选取以下变量作为控制变量:

(1) 对外开放程度 ( $Dou$ )。对外开放为农村地区带来了更多的投资和市场机会, 促进了农村产业结构的优化。文章用农业进出口总额与地区生产总值之比衡量对外开放程度。

(2) 城镇化水平 ( $Urb$ )。城镇化促进了农村剩余劳动力向城市的转移, 农民通过在城市就业可以获得更高的收入, 进而促进农村经济增长。文章用城镇人口与总人口之比衡量城镇化水平。

(3) 区域经济发展水平 ( $\ln gdp$ )。区域经济发展水平较高的地区, 往往拥有更多的资金和技术资源。这些资源可以通过多种途径流向农村地区, 支持农村经济的发展。文章用取对数的地区生产总值衡量区域经济发展水平。

(4) 产业结构升级 ( $Upi$ )。产业结构升级过程中, 农业与第二、第三产业的融合成为重要趋势。这有助于形成农业产业链, 促进农产品的深加工和增值, 推动农村产业升级。文章借鉴徐敏<sup>[22]</sup>等 (2022)

对产业结构升级的测量方法，测算公式为  $Upi = \sum y_i \times i$ 。其中， $y_i$  表示第  $i$  产业的产值比重。

### 3.3 数据来源与描述性统计

文章基于 2011—2022 年我国 30 个省份（不包括西藏、港澳台地区）面板数据展开实证研究。数据来源于北京大学编制的数字普惠金融指数、《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》、各省级的统计年鉴以及官方统计公报等资料。以上各变量描述性统计分析见下表 1 所示。

## 4 实证分析

### 4.1 基准回归结果

基于 *Huasman* 检验，*Huasman* 统计量为 153.26，且在 1% 的水平上显著拒绝了原假设，故使用固定效应模型。表 2 为数字普惠金融指数影响农村经济增长的基准回归结果。列（1）和列（2）分别展示了在不

考虑地区和时间固定效应的条件下，数字普惠金融对农村经济增长的直接作用以及在加入控制变量后的回归结果。结果显示，无论是否加入控制变量，数字普惠金融对农村经济增长都具有正向且显著的影响。进一步观察表 2 中的列（3）和列（4），在考虑地区和时间固定效应的条件下，数字普惠金融的估计系数均在 1% 的显著水平上为正，表明随着数字普惠金融水平的提高，农村经济随之增长，验证了假设 1。其中，产业结构升级（*Upi*）系数为负的原因可能是农业劳动者教育程度和技能水平相对较低，他们在产业间的流动可能面临障碍。同时，农业信息市场不完善和城镇化水平较低也可能限制了农业劳动者的就业机会，使得大量劳动力滞留在第一产业内。这种劳动力转移不畅的情况导致了产业结构与就业结构的偏离，进一步抑制了农村经济的增长。

表 1 变量的描述性统计结果

| 变量类型   | 变量代码                     | 观测数 | 均值    | 标准差   | 最小值      | 最大值   |
|--------|--------------------------|-----|-------|-------|----------|-------|
| 被解释变量  | 农村经济增长（ <i>Reg</i> ）     | 360 | 7.269 | 1.079 | 4.565    | 8.748 |
| 核心解释变量 | 数字普惠金融综合指数（ <i>Duf</i> ） | 360 | 5.334 | 0.663 | 2.909    | 6.165 |
| 中介变量   | 绿色创新（ <i>Gri</i> ）       | 360 | 0.647 | 0.904 | 0.00230  | 5.601 |
|        | 民生改善（ <i>Imp</i> ）       | 360 | 1.128 | 0.450 | 0.386    | 2.748 |
|        | 对外开放程度（ <i>Dou</i> ）     | 360 | 0.250 | 0.285 | 0.000256 | 1.548 |
| 控制变量   | 城镇化水平（ <i>Urb</i> ）      | 360 | 0.593 | 0.113 | 0.350    | 0.896 |
|        | 区域经济发展水平（ <i>lngdp</i> ） | 360 | 9.905 | 0.870 | 7.421    | 11.77 |
|        | 产业结构升级（ <i>Upi</i> ）     | 360 | 2.384 | 0.128 | 2.166    | 2.836 |

表 2 基准回归结果

| 变量                  | （1）Reg              | （2）Reg               | （3）Reg              | （4）Reg               |
|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| <i>Duf</i>          | 0.270***<br>(0.012) | 0.150***<br>(0.024)  | 0.459***<br>(0.061) | 0.157***<br>(0.057)  |
| <i>Dou</i>          |                     | 0.264**<br>(0.082)   |                     | 0.681***<br>(0.063)  |
| <i>Urb</i>          |                     | 0.362<br>(0.316)     |                     | 0.452*<br>(0.236)    |
| <i>lngdp</i>        |                     | 0.669***<br>(0.054)  |                     | 0.333***<br>(0.046)  |
| <i>Upi</i>          |                     | -1.578***<br>(0.231) |                     | -1.156***<br>(0.178) |
| 时间、个体固定             | NO                  | NO                   | YES                 | YES                  |
| _cons               | 5.830***<br>(0.205) | 3.323***<br>(0.561)  | 5.278***<br>(0.223) | 5.408***<br>(0.593)  |
| N                   | 360                 | 360                  | 360                 | 360                  |
| R <sup>2</sup>      | 0.595               | 0.738                | 0.778               | 0.859                |
| adj. R <sup>2</sup> |                     |                      | 0.750               | 0.839                |
| F                   |                     |                      | 93.120              | 120.048              |

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性；括号内数值为标准误，下表同。

#### 4.2 机制分析

表 3 显示了中介机制的检验结果。列 (2) 中的数字普惠金融 (*Duf*) 对绿色创新 (*Gri*) 的估计系数显著为正, 说明数字普惠金融发展促进了绿色创新发展水平, 原因在于, 数字普惠金融的发展不仅促进了产业的转型升级, 通过提供多样化的金融产品和服务, 缓解了涉农企业的融资约束, 使得涉农企业能够更有动力进行绿色创新。因此, 数字普惠金融能够推动绿色创新释放效应提升农村经济。因此, 假设 2 得到验证。列 (3) 数字普惠金融的系数估计值显著为正, 说明随着各区域数字普惠金融水平的不断提升, 能够在一定程度上增强地区金融服务的效能, 减轻农村居民在消费上面临的预算限制与流动性束缚, 进而促进农村消费结构的优化升级, 更有效地响应农村居民对高品质生活的向往与追求。因此, 假设 3 得到验证。

#### 4.3 门槛效应

考虑数字普惠金融所展现出的网络效应及遵循梅特卡夫法则, 其对农村经济增长产生了非线性的正向外部影响。基于此, 本研究选取数字普惠金融发展程度与民生改善状况作为门槛变量, 采用门槛回归模型深入探究数字普惠金融如何影响农村经济

的增长。表 4 和表 5 是数字普惠金融水平作为门槛变量时的回归结果。由表 4 可知, 单一门槛、双重门槛的显著性水平皆为 5%, 三重门槛不显著。根据实证得出不同门槛值, 将数字普惠金融水平划分为  $Duf \leq 5.62$ 、 $5.62 < Duf \leq 5.7$  和  $Duf > 5.7$  三个样本区间。从表 5 的回归结果可以看出, 随着数字普惠金融水平的提升, 数字普惠金融对农村经济增长的影响系数不断增大且显著, 即随着数字普惠金融水平的提高, 数字普惠金融对农村经济增长的溢出效应表现为显著正向且边际递增的非线性特征。

表 6 和表 7 是民生改善水平作为门槛变量, 数字普惠金融对农村经济增长的回归结果。由表 6 可知, 单一门槛的显著性水平为 1%, 双重门槛不显著。根据不同门槛值, 将民生改善水平划分为  $Imp \leq 1.106$  和  $1.106 < Imp$  两个样本区间。当民生改善水平小于门槛值 1.106 时, 数字普惠金融的估计系数为 0.084 并在 1% 的水平上显著; 当数字普惠金融大于门槛值 1.106 时, 数字普惠金融的估计系数为 0.102 并在 1% 的水平上显著。数字普惠金融对农村经济增长的促进作用依旧显著, 说明数字普惠金融对农村经济增长的影响不仅受自身发展水平的影响, 还存在民生改善产生的调节影响, 验证了假设 3。

表 3 机制检验

| 变量         | (1) <i>Reg</i>     | (2) <i>Gri</i>      | (3) <i>Imp</i>      |
|------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| <i>Duf</i> | 0.157***<br>(2.75) | 0.018***<br>(-3.87) | 0.005***<br>(-4.92) |
| _cons      | 2.349***<br>(3.67) | 1.681<br>(0.64)     | -1.098**<br>(-2.24) |
| 控制变量       | YES                | YES                 | YES                 |
| 时间、个体固定    | YES                | YES                 | YES                 |
| <i>N</i>   | 360                | 360                 | 360                 |

表 4 绿色创新门槛效应检验结果

| 核心解释变量     | 模型   | 门槛值  | <i>F</i> 值 | <i>P</i> 值 | 临界值/%   |         |         |
|------------|------|------|------------|------------|---------|---------|---------|
|            |      |      |            |            | 10      | 5       | 1       |
| <i>Duf</i> | 单一门槛 | 5.62 | 32.83      | 0.05       | 29.4583 | 35.6334 | 52.3662 |
|            | 双重门槛 | 5.7  | 29.33      | 0.03       | 21.3969 | 25.4624 | 34.4502 |
|            | 三重门槛 | 6.04 | 20.4       | 0.162      | 33.044  | 44.3173 | 56.9024 |

表 5 绿色创新门槛模型回归结果

| 数字普惠金融 ( <i>Duf</i> ) | 系数    | 标准误   | <i>T</i> 值 |
|-----------------------|-------|-------|------------|
| $Duf \leq 5.62$       | 0.084 | 0.018 | 4.8        |
| $5.62 < Duf \leq 5.7$ | 0.101 | 0.021 | 4.92       |
| $5.7 < Duf$           | 0.119 | 0.022 | 5.32       |

表 6 民生改善门槛效应检验结果

| 核心解释变量     | 模型   | 门槛值   | F 值   | P 值    | 临界值/%   |         |         |
|------------|------|-------|-------|--------|---------|---------|---------|
|            |      |       |       |        | 10      | 5       | 1       |
| <i>Imp</i> | 单一门槛 | 1.106 | 62.62 | 0.0000 | 36.0333 | 41.7630 | 54.7501 |
|            | 双重门槛 | 2.080 | 41.68 | 0.1140 | 49.1103 | 64.8072 | 92.5056 |

表 7 民生改善门槛模型回归结果

| 民生改善 ( <i>Imp</i> ) | 系数    | 标准误   | <i>T</i> 值 |
|---------------------|-------|-------|------------|
| $Imp \leq 1.106$    | 0.084 | 0.021 | 4.07       |
| $1.106 < Imp$       | 0.102 | 0.023 | 4.53       |

#### 4.4 异质性分析

考虑到我国各省份在经济发展上存在显著差异,文章依据地理位置将样本细分为东部、中部和西部三个子样本,以探究数字普惠金融对这三个区域农村经济增长的不同影响,结果见表 8 所列。表 8 结果表明,数字普惠金融在东部和西部地区均对农村经济增长产生显著的正向影响。虽然西部地区经济水平低于东部地区,但西部地区数字普惠金融对农村经济增长产生更显著作用。这有力地证明了数字普惠金融具有很强的地域渗透能力;同时,农村经济的提升受数字普惠金融的助力,而这种助力又依赖于地区产业结构的优化和基础设施的完善。

#### 4.5 稳健性与内生性检验

为了增强研究结论的可靠性,文章通过改变样本估计量和缩短时间,验证数字普惠金融对农村经济增长的影响是否依然成立。

##### 4.5.1 改变样本估计量

考虑我国各地区在经济政策、政府支持程度等方面存在显著差异,文章在进行分析时,首先排除了四个直辖市和五个自治区的相关数据,随后重新进行了

回归分析,结果见表 9 所列。根据表 9 中的列(1)和列(2)所示,无论是否纳入控制变量,数字普惠金融均对农村经济增长产生了显著且正面的影响,这进一步证实了基准回归结果的稳定性和可靠性。

缩短时间。有研究表明,2011 年至 2013 年期间,我国数字普惠金融经历了快速发展阶段,而自 2014 年起,其发展态势趋于平稳。为确保研究的严谨与连贯性,文章在分析时排除了 2014 年之前的数据,仅采纳了 2014-2022 年的数据,并运用双向固定效应模型进行了深入分析。表 9 中的列(3)和列(4)揭示,无论是否纳入控制变量,解释变量的系数始终保持正值,这进一步印证了前文研究结论的稳健性。

##### 4.5.2 内生性处理

考虑模型构建中潜在的遗漏变量问题以及反向因果关系可能引发的内生性问题。采用滞后一期的数字普惠金融水平作为工具变量并进行 2SLS 估计,结果如表 9 列(5)所示。结果表明,滞后一期的数字普惠金融指数仍然会对农村经济增长产生显著的正向影响,这说明,数字普惠金融对农村经济增长作用具有较高的可信度。

表 8 区域异质性分析

| 变量                    | (1) 东部  | (2) 中部   | (3) 西部   |
|-----------------------|---------|----------|----------|
| <i>Duf</i>            | 0.377*  | -0.433** | 0.280*** |
|                       | (0.177) | (0.156)  | (0.056)  |
| 控制变量                  | YES     | YES      | YES      |
| 时间、个体固定               | YES     | YES      | YES      |
| <i>_cons</i>          | 1.207   | 7.840*** | 2.535*   |
|                       | (2.331) | (0.568)  | (1.073)  |
| <i>N</i>              | 144     | 108      | 108      |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.586   | 0.942    | 0.981    |
| <i>N</i>              | 144     | 108      | 108      |
| <i>F</i>              | 11.041  | 90.318   | 282.290  |

表 9 稳健性与内生性回归结果

| 变量                         | 改变样本估计量             |                     | 缩短时间窗口             |                    | 工具变量法               |
|----------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
|                            | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)                | (5)                 |
| <i>Duf</i>                 | 0.314***<br>(0.060) | 0.245***<br>(0.046) | 0.919**<br>(0.304) | 0.997**<br>(0.340) | 0.555***<br>(0.212) |
| <i>_cons</i>               | 6.146***<br>(0.491) | 5.508***<br>(0.491) | 2.394<br>(1.576)   | 2.710<br>(1.552)   |                     |
| 控制变量                       | NO                  | YES                 | NO                 | YES                | YES                 |
| 时间、个体效应                    | YES                 | YES                 | YES                | YES                | YES                 |
| <i>N</i>                   | 264                 | 264                 | 270                | 270                | 330                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup>      | 0.861               | 0.928               | 0.749              | 0.762              | 0.841               |
| <i>adj. R</i> <sup>2</sup> | 0.841               | 0.916               | 0.708              | 0.719              | 0.816               |
| <i>F</i>                   | 118.491             | 194.187             | 76.617             | 60.719             | 131.372             |

## 5 研究结论与政策建议

### 5.1 研究结论

文章选取了 2011 年至 2022 年中国 30 个省份(不包括港、澳、台以及西藏自治区)的面板数据,以研究数字普惠金融对农村经济增长的影响机制。通过运用固定效应模型、中介效应模型和门槛效应模型,本研究进行了多维度的实证分析。结论如下:

(1) 数字普惠金融对农村经济增长具有显著的正向作用。(2) 机制检验结果显示,数字普惠金融能够通过推动绿色创新和改善民生间接作用提升农村经济增长。(3) 通过门槛模型研究发现,数字普惠金融对农村经济的影响呈现边际递增的非线性特征。

(4) 异质性分析发现,数字普惠金融能促进东、西部地区农村经济增长,且区域差异显著,即西部地区的促进效果最明显,东部次之。

### 5.2 政策建议

根据以上实证检验结论,文章提出以下政策建议:

#### 5.2.1 加大对农业绿色创新的支持力度

推动农业绿色创新是激发农村经济增长的核心策略。第一,应实施税收优惠政策,以激励企业和投资者在绿色农业领域进行更深入的研究与投资。同时,完善绿色知识产权保护体系,确保创新成果得到充分保护和广泛传播,从而提升创新者的热情。第二,推行人才引进计划,吸引更多具备绿色创新专业知识与技能的人才。此外,加强人才培训和教育,确保农业领域拥有充足的人才储备,以满足绿色创新的需求。第三,建立绿色创新合作平台,促进政府、企业、学术机构和金融机构之间的信息交

流、资源整合和研发合作,加速创新成果的转化,并构建一个规模更大、效应更显著的创新生态系统。同时,设立绿色创新示范项目,鼓励更多的农业从业者和企业投身于绿色创新的实践中。

#### 5.2.2 加大对民生改善的投入力度

推动民生改善是促进农村经济增长的关键因素。第一,政府应持续提升农业补贴标准,例如,对购买农机具提供更高比例的资金支持,并且完善农业保险体系,扩大保险的覆盖范围,包括为特色农产品提供保险,以降低农民从事农业生产的潜在风险。第二,应加强农村电商平台的建设,培养农民的电商技能,帮助他们通过网络将农产品销售至全国各地,从而拓宽销售渠道。第三,结合农村的自然风光和民俗文化,开发乡村旅游项目,如创建农家乐、民宿等,以增加农民的收入来源。

#### 5.2.3 强化数字普惠金融基础设施建设

通过比较不同地区的异质性,我们发现数字普惠金融对农村经济的影响存在显著差异。确保各地区数字普惠金融的均衡发展,必须采取适应当地实际情况的策略。第一,在数字普惠金融发展较为先进的地区,应当完善金融监管体系,促进数字技术、普惠金融与科技监管的协同进步。第二,在数字普惠金融发展处于中等水平的地区,应重视数字普惠金融推广政策的实施,并与发达地区进行交流与学习。第三,在数字普惠金融发展相对滞后的地区,需要增加对金融基础设施建设的投入。

5.2.4 推动区域间的数字普惠金融合作、交流与技术共享

第一,应加速推进 5G 网络的普及与建设、智能



化应用的推广以及大数据中心基础设施的构建, 积极发挥数字普惠金融的普及性和渗透性作用。第二, 建议建立一个跨区域的数字普惠金融知识共享平台, 以促进本地与周边地区金融机构之间的合作, 实现最佳实践、技术创新和市场洞察的有效交流。第三, 应完善数字普惠金融的相关法规与政策, 通过吸引金融机构、科技企业、社会群体与政府的参与, 增强金融的包容性, 并实现“普惠金融”的跨地区覆盖。

### 参考文献

- [1] 胡振华, 金旗. 数字普惠金融发展与城乡收入差距: 扩大还是缩小?——基于空间计量模型的实证检验[J]. 数学的实践与认识, 2021, 51(16): 67-76.
- [2] 杨鑫垚, 叶家硕, 李杰, 等. 数字普惠金融何以赋能乡村振兴?——基于产业结构升级的视角[J]. 南方金融, 2024, (06): 18-31.
- [3] 汪博文, 盛苏宇, 商海, 等. 数字普惠金融与传统农村金融关系研究——基于农户融资行为视角[J]. 江苏农业科学, 2024, 52(15): 262-270.
- [4] 张新洁, 温凤荣, 张务伟, 等. 数字普惠金融增收减贫效应——基于山东省 17 地市数据的实证分析[J]. 科学决策, 2022, (09): 1-19.
- [5] 胡联, 姚绍群, 杨成喻, 等. 数字普惠金融有利于缓解相对贫困吗? [J]. 财经研究, 2021, 47(12): 93-107.
- [6] 赵敏, 郭伟建. 数字普惠金融能否促进农业高质量发展?——兼论影响机制与空间效应[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(02): 79-94.
- [7] 黄卓, 王萍萍. 数字普惠金融在数字农业发展中的作用[J]. 农业经济问题, 2022, (05): 27-36.
- [8] 郭振海. 数字农业发展及金融实践[J]. 中国金融, 2021, (08): 42-44.
- [9] 王兴国, 于婷. 数字普惠金融、产业结构升级与城乡收入差距——基于中介效应和门槛效应的实证检验[J]. 东岳论丛, 2024, 45(11): 129-138+192.
- [10] 谢源祁, 刘辉. 数字金融发展对县域农业经济增长的影响研究[J]. 技术经济与管理研究, 2023, (03): 104-109.
- [11] 曹俊勇, 张乐柱. 数字普惠金融与农村产业融合耦合区域差异及时空演变特征——基于 Dagum 基尼系数分解和 Kernel 核密度估计的实证研究[J]. 农村金融研究, 2023, (03): 55-68.
- [12] 刘自强, 张天. 数字普惠金融对农民收入的影响及其空间溢出效应[J]. 当代经济研究, 2021, (12): 93-102.
- [13] 王亚平, 魏立乾, 罗剑朝. 数字普惠金融发展、收入差距与农村经济增长[J]. 统计与决策, 2022, 38(18): 130-135.
- [14] 张林, 温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. 中国农村经济, 2022, (07): 59-80.
- [15] 杜家廷, 何勇, 顾谦农. 数字普惠金融对农村居民消费结构升级的非线性影响[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(09): 63-74.
- [16] 李润, 丁伊丽. 数字经济、绿色金融与绿色创新高质量发展——基于长江三角洲 41 个城市的经验证据[J]. 现代商业, 2024, (22): 64-70.
- [17] 孙学涛, 于婷, 于法稳. 数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国 1869 个县域的证据[J]. 中国农村经济, 2022, (02): 76-93.
- [18] 梁坤丽, 刘维奇. 农村产业结构升级对农村经济韧性的影响[J]. 经济与管理, 2023, 37(03): 63-73.
- [19] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (05): 100-120.
- [20] 赵洪丹, 赵宣凯, 丁志国. 农村金融创新与农村经济发展——基于 2000—2015 年吉林省县级面板数据的分析[J]. 中国农业大学学报, 2019, 24(12): 215-228.
- [21] 郑威. 数字金融赋能绿色技术创新的作用机制与门槛效应——基于绿色金融与制度环境的双重视角[J]. 贵州师范大学学报(社会科学版), 2025, (02): 84-97.
- [22] 徐敏, 杨珍珍. 数字普惠金融与区域协调发展能力的时空耦合协调分析[J]. 北方金融, 2022, (08): 20-27.
- [23] Xiong M., Fan J., Li W., Sheng X.B.T. Can China's digital inclusive finance help rural revitalization? A perspective based on rural economic development and income disparity[J]. Frontiers in Environmental Science, 2022, 10: 985620.
- [24] 徐健. 中国流通产业升级与乡村振兴耦合协调发展研究[J]. 商业经济研究, 2024, (21): 92-95.

**版权声明:** ©2025 作者与开放获取期刊研究中心(OAJRC)所有。本文章按照知识共享署名许可条款发表。

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



**OPEN ACCESS**