Finance 金融, 2026, 16(6), 697-707
Published Online November 2026 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/fin
https://doi.org/10.12677/fin.2026.166069

Hans汉斯

数字普惠金融与农民增收：机制与边界

皋筱雅，倪晓璐，臧守芳*

盐城师范学院数学与统计学院，江苏 盐城

收稿日期：2026年9月5日；录用日期：2026年9月16日；发布日期：2026年11月11日

摘　要

在乡村振兴背景下，数字普惠金融为促进农民持续增收提供了新的金融支持路径。本文基于2011~2023年全国31个省级面板数据，采用双向固定效应模型和面板门槛模型，考察数字普惠金融对农民收入的影响、作用机制及边界条件。研究发现：数字普惠金融能够显著促进农民增收，经过一系列稳健性检验后，结论仍然成立；数字普惠金融通过推动农村产业结构升级、提升农业绿色全要素生产率和增强农村创业活跃度发挥增收作用；其增收效应在东部和中部地区显著；人口老龄化存在双重门槛效应，随着老龄化程度加深，数字普惠金融的边际增收效应逐渐减弱。研究结论表明，应完善农村数字金融基础设施和涉农金融服务，并针对西部及老龄化程度较高地区实施差异化支持政策。

关键词

数字普惠金融，农民增收，农村创业活跃度，人口老龄化

Digital Inclusive Finance and Farmers' Income Growth: Mechanisms and Boundaries

Xiaoya Gao, Xiaolu Ni, Shoufang Zang*

School of Mathematics and Statistics, Yancheng Teachers University, Yancheng Jiangsu

Received: September 5, 2026; accepted: September 16, 2026; published: November 11, 2026

Abstract

Against the backdrop of rural revitalization, digital inclusive finance provides a new form of financial support for sustaining farmers' income growth. Based on panel data from 31 provincial-level regions in China from 2011 to 2023, this study employs a two-way fixed-effects model and a panel

*通讯作者。

文章引用: 皋筱雅, 倪晓璐, 臧守芳. 数字普惠金融与农民增收: 机制与边界[J]. 金融, 2026, 16(6): 697-707.
DOI: 10.12677/fin.2026.166069

threshold model to examine the effects, mechanisms, and boundary conditions of digital inclusive finance on farmers' income. The results show that digital inclusive finance significantly increases farmers' income, and this finding remains robust after a series of robustness tests. Digital inclusive finance promotes farmers' income growth by facilitating rural industrial upgrading, improving agricultural green total factor productivity, and stimulating rural entrepreneurial activity. Its income-enhancing effect is significant in eastern and central China. Moreover, population aging produces a double-threshold effect, with the marginal income-enhancing effect of digital inclusive finance gradually diminishing as the degree of population aging increases. These findings suggest that rural digital financial infrastructure and agriculture-related financial services should be improved, while differentiated support policies should be implemented for western regions and regions with higher levels of population aging.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Farmers' Income Growth, Rural Entrepreneurship Activity, Population Aging

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.
This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).
http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/
Open Access

1. 引言

在乡村振兴战略持续推进的背景下，促进农村居民持续增收已成为缩小城乡差距、增强农村经济内生动力的重要任务。传统金融服务受地理距离、信息不对称和抵押物不足等因素制约，难以充分满足农村居民多样化的融资需求。因此，探索与农村经济发展相适应的金融支持方式，对于拓宽农民增收渠道、激发农村发展活力具有重要意义。数字普惠金融借助大数据和移动互联网突破传统金融的时空限制，降低服务门槛与交易成本，不仅能够改善农户资金可得性，还可能通过优化要素配置、提升绿色生产效率和激发创业活力促进农村居民增收。

现有研究普遍肯定了数字普惠金融的增收效应，并从产业发展、创业激励和资源配置等角度讨论了其作用机制，但仍存在进一步拓展的空间。一方面，已有文献多关注单一传导机制，对产业结构升级、绿色生产效率和农村创业活力等作用渠道缺乏统一分析；另一方面，数字普惠金融的增收效应可能受到区域经济基础、数字基础设施和人口结构等因素制约，尤其是人口老龄化可能通过劳动力流出和数字技能不足削弱数字金融红利，但相关非线性影响尚未得到充分检验。

基于此，本文利用 2011~2023 年全国 31 个省级面板数据，采用双向固定效应模型考察数字普惠金融对农村居民收入的影响，并从产业结构升级、农业绿色全要素生产率和农村创业活跃度三个方面检验其作用渠道。在此基础上，本文进一步考察数字普惠金融增收效应的区域异质性，并运用面板门槛模型识别人口老龄化的非线性影响。

本文的边际贡献主要体现在两个方面：第一，将产业结构升级、农业绿色全要素生产率和农村创业活跃度纳入统一框架，从“结构–效率–活力”三个维度分析数字普惠金融促进农村居民增收的作用渠道；第二，将区域异质性与人口老龄化门槛纳入分析，进一步识别数字普惠金融增收效应的适用条件和变化边界，为因地制宜完善农村数字金融政策提供经验证据。

2. 文献综述

随着数字经济的深入发展，数字普惠金融与农村居民增收之间的关系日益受到学界关注。

一是数字普惠金融对农村居民收入的直接效应。现有文献对数字普惠金融增收效应的验证已较为充分。俞泳和吴新佐(2024) [1]指出，数字金融通过拓宽资金渠道有效弥补了农村经济发展的资金短板；宋诚(2025) [2]发现，其对农村集体经济高质量发展的促进作用在非粮食主产区和产权制度改革试点区尤为突出；雷舰(2024) [3]则从收入分配视角证实，数字普惠金融显著促进了经济增长与居民收入提升。然而，上述研究多停留于是否增收的判断，对如何增收的传导路径缺乏深入揭示。

二是数字普惠金融促进农村增收的传导路径。第一，数字普惠金融通过优化信贷资源配置推动产业结构升级，进而拓宽农村居民的非农收入渠道。陈永强和杨文举(2025) [4]、杨海丽和张鸣(2024) [5]均对此给予实证支持。曹菲和聂颖(2021) [6]进一步指出，产业融合对农民增收的促进具有长期性，且增收效应存在群体差异。第二，数字金融能够引导信贷资源向节能环保型农业集中，推动农业生产绿色转型。高国生等(2024) [7]实证发现，数字普惠金融可有效降低农业碳排放强度，验证了增收和减排的双重目标协同实现。赵向豪和杨景淳(2024) [8]则表明，这一绿色转型效应主要通过提高土地流转率和激活农村创业活力两条路径传导。第三，数字普惠金融通过缓解融资约束，直接激活农村创业活力。李晓园和刘雨濛(2021) [9]基于省级面板数据证实，覆盖广度、使用深度与数字化程度三个维度均能提升农村创业积极性。张书慧和赵婷婷(2026) [10]进一步验证，数字普惠金融显著提高了农户创业意愿与创业行为发生率，是农村创业活跃度提升的核心金融驱动力。

三是增收效应的异质性边界。数字普惠金融的增收效应受区域禀赋与人口结构的双重约束，并非均质分布。贾云赟(2024) [11]发现，东部与南方地区的增收赋能效果更为突出，折射出数字基础设施与人力资本水平对金融红利转化的关键制约。人口老龄化是另一个不可忽视的结构性因素。随着农村老龄化程度加深，劳动力流出加速、老年群体数字技能不足等问题叠加，共同削弱了数字金融效能的释放。

综上，现有研究对数字普惠金融增收效应的记录较为丰富，但在三条传导路径的整合检验、老龄化的非线性调节机制等方面仍存在明显缺口。鉴于此，本文基于 2011~2023 年省级面板数据，系统考察数字普惠金融对农村居民收入的影响效应及其“结构－效率－活力”三重传导路径，并引入人口老龄化门槛变量，以进一步识别数字普惠金融增收效应的边界条件。

3. 理论设计与假说

3.1. 数字普惠金融的直接增收效应

传统金融在农村地区面临网点覆盖不足、信息不对称和抵押要求较高等问题，导致部分农户难以获得有效金融支持。数字普惠金融借助大数据和移动互联网突破时空限制，降低金融服务门槛与交易成本，扩大农村金融服务覆盖范围。一方面，数字金融利用交易和信用数据开展风险评估，减少对传统抵押物的依赖，缓解农户融资约束，为扩大生产经营和采用新技术提供资金支持；另一方面，移动支付、数字理财和普惠保险能够提高农户资金管理和风险应对能力，改善资产配置效率。因此，数字普惠金融能够促进农村居民经营性收入和财产性收入增长。据此提出：

H_1：数字普惠金融能够显著促进农村居民收入增长。

3.2. 数字普惠金融的间接增收效应

首先，数字普惠金融通过优化信贷资源配置，引导资本和劳动力向高效率部门流动，为农产品加工、农村电商和乡村旅游等产业提供资金支持，推动农村产业融合和价值链延伸。产业结构升级能够提高农业附加值、创造非农就业岗位，进而增加农村居民的经营性收入和工资性收入。其次，数字普惠金融通过降低绿色农业项目识别和融资成本，引导资金流向绿色种植、节水灌溉和清洁生产等领域，促进农业绿色技术应用。农业绿色全要素生产率的提升能够提高资源利用效率、降低生产和环境成本，为农村居

民持续增收提供支撑。另外，数字普惠金融利用多维数据开展信用评价，减少对抵押担保的依赖，为农村创业者提供便捷的融资和支付服务，从而缓解资金约束和信息不对称。农村创业活动既能直接增加经营性收入，也能通过创造就业岗位带动工资性收入增长。据此提出：

H_2：数字普惠金融能够通过推动产业结构升级、提升农业绿色全要素生产率和增强农村创业活跃度促进农村居民收入增长。

3.3. 人口老龄化的门槛效应

数字普惠金融增收效应的发挥受到人口结构制约。随着农村人口老龄化程度加深，青壮年劳动力持续流出，农村生产经营和创业活动受到限制。同时，部分老年群体在智能设备使用、信息识别和线上金融操作等方面存在困难，对数字金融产品的使用深度和接受程度相对较低。因此，当人口老龄化程度跨越一定临界值后，劳动力不足和数字技能约束可能集中显现，削弱数字金融资源向收入增长转化的能力。据此提出：

H_3：人口老龄化对数字普惠金融的增收效应具有门槛作用。

本文的理论框架如图 1 所示。

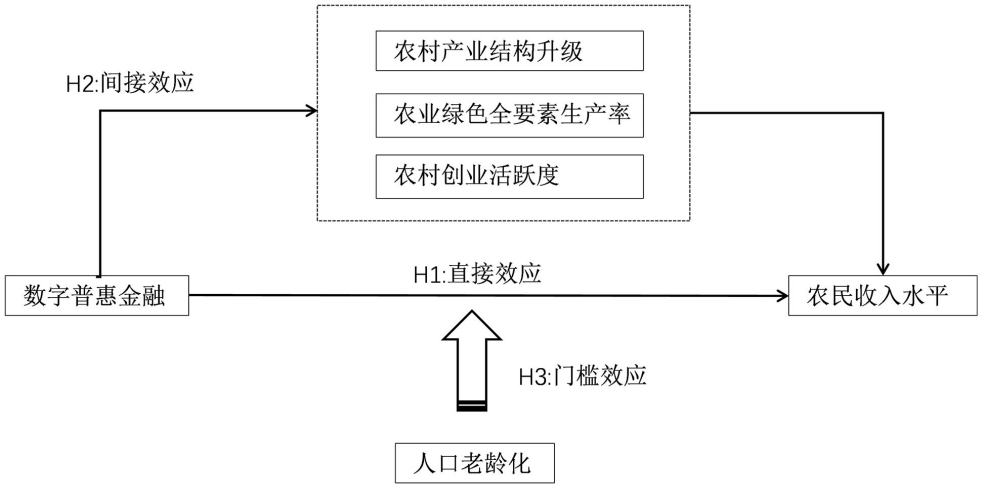


Figure 1. Theoretical framework of how digital inclusive finance affects farmers' income levels
图 1. 数字普惠金融影响农民收入水平的理论框架

4. 研究设计

4.1. 变量设定

被解释变量为农村居民人均可支配收入(*IRI*)，反映农民收入水平，是衡量农民增收的核心指标。核心解释变量为北京大学数字普惠金融指数(*DIF*)。该指数从数字金融覆盖广度(*DIC*)、数字金融使用深度(*DFU*)和普惠金融数字化程度(*FIFD*)三个维度出发，衡量数字普惠金融发展水平和演变趋势。控制变量包括：(1) 经济发展水平(*LED*)，根据人均地区生产总值，取对数进行衡量；(2) 对外开放水平(*LTW*)，采用进出口总额与地区生产总值之比衡量；(3) 城镇化水平(*LU*)，选用城镇人口占总人口的比重来反映该指标；(4) 人力资本水平(*HCL*)，根据高等教育在校人数与常住人口之间的比值进行衡量；(5) 产业结构(*IS*)，根据第一产业增加值占地区生产总值的比重来测度；(6) 农业机械化水平(*LAM*)，根据农业机械总动力取对数进行衡量。相关变量的描述性统计如表 1 所示。

Table 1. Descriptive statistics results
表 1. 描述性统计结果

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
IRI	403	1.451	0.675	0.428	4.299
DIF	403	2.545	1.113	0.162	4.738
LED	403	1.681	0.471	0.472	2.997
LTW	403	8.026	1.724	3.063	11.336
LU	403	0.597	0.129	0.227	0.896
HCL	403	211.225	62.096	80.437	437.367
IS	403	0.097	0.052	0.002	0.258
LAM	403	1.269	0.65	0.09	2.664

4.2. 数据来源

本文以研究数字普惠金融对农民收入的促进作用为核心，基于数据可得性，选取 2011~2023 年全国 31 个省级行政单位的相关经济指标为研究样本(由于数据的可得性原因，本文研究不包含我国港澳台地区的样本数据)，数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心，其余数据主要来源于《中国统计年鉴》[1]、《中国农村统计年鉴》[2]及各省统计年鉴。

4.3. 模型设定

本文基于 2011 年到 2023 年全国省级的面板数据，采用固定效应模型展开研究，构建如下计量模型检验数字普惠金融对农民收入的影响：

$$IRI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot DIF_{it} + \beta \cdot X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量 IRI_{it} 为农村居民人均可支配收入，核心解释变量 DIF_{it} 为北京大学数字普惠金融指数，X_{it} 为可能影响农民收入水平的其他控制变量，包括经济发展水平、对外开放水平、城镇化水平、人力资本水平、产业结构和农业机械化水平，i 表示全国各地省市以及自治区，t 表示年份，α_0 为模型截距项，α_1 为北京大学数字普惠金融指数系数，β 为控制变量系数，μ_i 用于控制个体 i 的不可观测特征，时间固定效应 λ_t 用于控制时间 t 的不可观测特征，ε_{it} 是随机扰动项。

5. 实验结果与分析

5.1. 基准回归

本文从宏观经济和对外开放、人口结构和人力资本、产业分布和农业技术三个角度选取了六个控制变量，表 2 第(1)列控制省份和年份固定效应，仅加入核心解释变量，显示农村居民人均可支配收入与数字普惠金融指数之间存在显著正相关。第(2)列加入宏观经济和对外开放层面的控制变量，即经济发展水平(LED)和对外开放水平(LTW)；第(3)列加入人口结构和人力资本层面的控制变量，即城镇化水平(LU)和人力资本水平(HCL)；第(4)列加入产业分布和农业技术层面的控制变量，即产业结构(IS)和农业机械化水平(LAM)。表 2 各列回归结果均显示回归系数显著为正，说明数字普惠金融能够有效推动农村增收。

[1]https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/
[2]https://www.tongjinianjian.com/china-rural-statistical-yearbook.html

Table 2. Baseline regression model estimation results
表 2. 基准回归模型估计结果

变量	(1) *IRI*	(2) *IRI*	(3) *IRI*	(4) *IRI*
DIF	1.173*** (0.081)	1.250*** (0.080)	0.690*** (0.065)	0.663*** (0.067)
LED		−0.550*** (0.102)	0.017 (0.084)	0.042 (0.085)
LTW		−0.026 (0.021)	0.047*** (0.016)	0.044*** (0.017)
LU			−4.063*** (0.327)	−4.153*** (0.331)
HCL			−0.003*** (0.000)	−0.002*** (0.000)
IS				−0.295 (0.528)
LAM				−0.081* (0.048)
截距值	0.300*** (0.039)	1.129*** (0.189)	2.667*** (0.173)	2.835*** (0.216)
观测值	403	403	403	403
R^2	0.948	0.952	0.975	0.975
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是

注：括号内为省级聚类稳健标准误，***、**和*分别表示参数在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著，下同。

5.2. 稳健性检验

为验证结果的稳健性和可靠性，本文对基准回归模型进行稳健性测试。第一，替换核心解释变量，第(1)~(3)列分别用数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度三个子维度对农民收入水平做回归；第二，为在一定程度上缓解可能存在的反向因果问题，本文对数字普惠金融指数进行滞后一期的处理，回归结果如表 3 第(4)列所示；第三，由于直辖市与其他地方的经济发展水平存在巨大差异，为减少特殊样本的影响，删除北京市、天津市、上海市、重庆市四个直辖市的样本数据后做回归，结果见表 3 列(5)。回归结果表明，以上稳健性检验的操作下基准回归的主要结果依然显著为正，即“数字普惠金融能够有效推动农村增收”这一结果具有稳健性。

Table 3. Robustness test model results
表 3. 稳健性检验模型结果

变量	(1) *IRI*	(2) *IRI*	(3) *IRI*	(4) *IRI*	(5) *IRI*
DIF					0.660*** (0.073)
DIC	0.521*** (0.090)				

续表

DFU		0.230*** (0.042)			
FIFD			0.244*** (0.026)		
L.DIF				0.669*** (0.066)	
控制变量	是	是	是	是	是
截距值	3.403*** (0.226)	2.887*** (0.243)	3.024*** (0.214)	2.821*** (0.245)	2.256*** (0.267)
观测值	403	403	403	372	351
R^2	0.971	0.971	0.975	0.974	0.972
年份固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是

5.3. 机制检验

为检验数字普惠金融推动农村增收的作用机制，本文从结构、效率和活力三个方面进行检验。第一，选取农村产业结构升级(*AISU*)作为机制变量[12]，以农林牧渔服务业占农林牧渔业总产值的比重来衡量农村产业结构升级。第二，引入农业绿色全要素生产率(*GTFP*)作为机制变量，采用刘慧敏和尚杰(2023) [13]的做法，利用非期望产出 SBM 模型与 GML 模型测度农业绿色全要素生产率。第三，参考张书慧和赵婷婷(2026) [10]的做法，选取农村创业活跃度(*RE*)为机制变量，即农村个体就业人数与私营企业就业人数之和占农村人口比重。

Table 4. Mechanism analysis model results
表 4. 机制分析模型结果

变量	(1) *AISU*	(2) *GTFP*	(3) *RE*
DIF	0.051*** (0.006)	0.234** (0.104)	0.346*** (0.073)
控制变量	是	是	是
截距值	0.036* (0.020)	0.687** (0.332)	1.761*** (0.236)
观测值	360	390	403
R^2	0.547	0.699	0.654
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是

表 4 报告了机制检验结果。第(1)列显示，数字普惠金融显著推动农村产业结构升级。产业结构升级能够促进农村产业融合、提高农业附加值并拓宽非农收入渠道，从而带动农民增收。第(2)列显示，数字普惠金融显著提升农业绿色全要素生产率。绿色生产效率的提高有助于降低资源环境成本、提升农业产

出，为农民持续增收提供支撑。第(3)列显示，数字普惠金融显著增强农村创业活跃度。创业活动既能增加经营性收入，也能通过创造就业岗位提高工资性收入。综上，数字普惠金融对三个机制变量均具有显著正向影响，表明其能够通过结构优化、效率提升和活力激发三条渠道促进农村居民增收，H2 得到支持。

5.4. 异质性检验

由于不同地区在经济发展水平、政策环境和资源上存在巨大差异，可能使数字普惠金融对农村增收的作用产生明显的差异性[14]。因此本文将样本划分为东、中、西部三个子样本进行回归，以验证数字普惠金融作用的差异性。表 5 第(1)~(3)列结果显示，数字普惠金融对于东部和中部地区的影响显著，而对于西部地区的影响不显著。这一结论说明数字普惠金融的影响具有鲜明的地区边界，为缓解这种现象，本文认为可能需要相关的部门加强对于西部地区的技术创新，以及政府加强对于西部地区经济发展的扶持。

Table 5. Heterogeneity test results
表 5. 异质性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
	IRI	*IRI*	*IRI*
DIF	0.557***	0.147**	0.054
	(0.136)	(0.062)	(0.092)
控制变量	是	是	是
截距值	1.761***	−0.485*	1.534***
	(0.568)	(0.246)	(0.226)
观测值	156	104	143
R^2	0.984	0.997	0.990
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是

5.5. 门槛效应

本文基于面板门槛模型，以人口老龄化(*aging*)作为门槛变量，采用 65 岁及以上人口占常住人口的比重衡量，用 Bootstrap 自抽样法重复抽样 1000 次对门槛效应的存在性进行检验，检验结果如表 6 所示。从表 6 可以看出，单一门槛效应在 1%的水平上显著，双重门槛效应在 5%的水平上显著，表明数字普惠金融的增收效应存在双重门槛特征。

Table 6. Threshold effect test results
表 6. 门槛效应检验结果

模型	F 值	P 值	BS 次数	置信水平		
				10%	5%	1%
单一门槛	51.69	0.000	1000	12.828	14.614	18.868
双重门槛	18.92	0.013	1000	13.246	14.907	19.197

表 7 表明，第一门槛估计值为 0.0608，95%置信区间为[0.0601, 0.0608]；第二门槛估计值为 0.1007，95%置信区间为[0.0976, 0.1017]。两个门槛值的置信区间均较为紧凑，表明估计结果具有良好的稳健性。

据此，可依据人口老龄化程度将样本划分为三个区间：低龄化区(*aging* < 0.0608)、中度老龄化区(0.0608 ≤ *aging* ≤ 0.1007)以及深度老龄化区(*aging* > 0.1007)。

Table 7. Threshold values and confidence interval estimation results
表 7. 门槛值与置信区间估计结果

变量	模型	门槛估计值	95%置信区间
人口老龄化(*aging*)	第一门槛模型	0.0608	[0.0601, 0.0608]
	第二门槛模型	0.1007	[0.0976, 0.1017]

图 2 是双重门槛值的 LR 图形，展示了双重门槛的 LR 统计量变化轨迹，纵轴是 LR 统计量，横轴表示人口老龄化(*aging*)，虚线表示 95%置信水平下似然比统计量的临界值。由图可知，第一门槛在 *aging* = 0.0608 处 LR 统计量下降至最低点且显著低于临界线，门槛特征清晰；第二门槛在 *aging* = 0.1007 处同样存在低于临界值的区域，与数值检验结果相互印证。

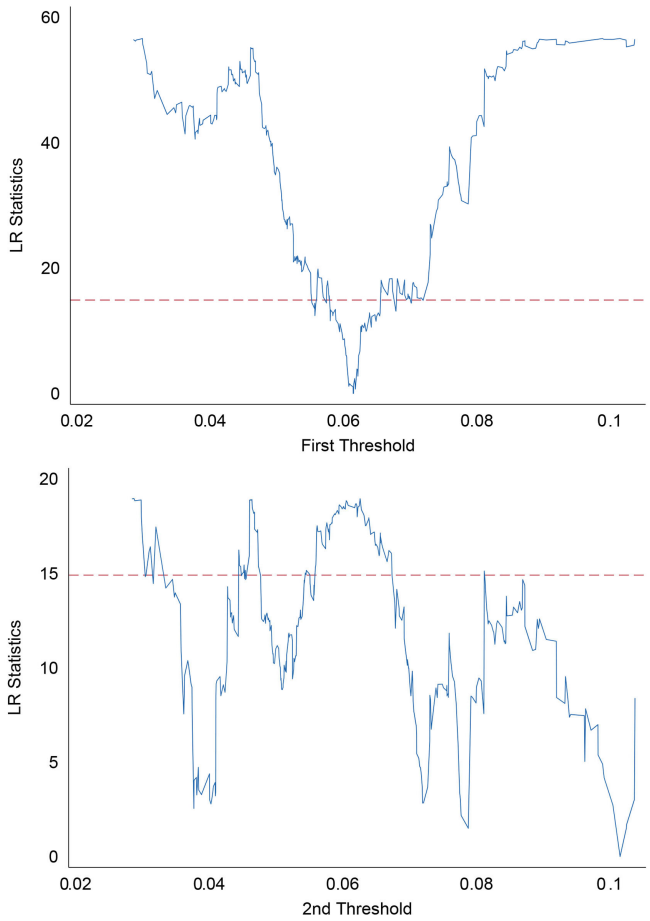


Figure 2. Threshold LR statistic
图 2. 门槛 LR 统计量

表 8 报告了双重门槛模型的回归结果。三个区间内回归系数均在 1%水平上显著为正，但随老龄化程度加深呈现递减特征。这表明人口老龄化程度越深，数字普惠金融对农村居民收入的边际促进效应越弱。

原因在于老龄化程度较高地区劳动人口持续流出、老年群体数字技能不足，叠加数字基础设施相对滞后，共同制约了数字金融效能的充分释放。

Table 8. Regression results of the threshold effect
表 8. 门槛效应回归估计结果

变量	门槛回归
DIF (*aging* < 0.0608)	0.4151***
	(0.0276)
DIF (0.0608 ≤ *aging* < 0.1007)	0.3656***
	(0.0249)
DIF (*aging* ≥ 0.1007)	0.3161***
	(0.0248)
控制变量	控制
截距项	2.0572***
	(0.3162)
观测值	403
R^2	0.9736

6. 研究结论与政策建议

6.1. 研究结论

本文基于 2011~2023 年全国 31 个省级面板数据，考察数字普惠金融对农村居民收入的影响、作用机制及边界条件。研究发现：第一，数字普惠金融能够显著促进农村居民增收，且在替换核心解释变量、滞后一期和剔除直辖市后，结论仍然成立。第二，数字普惠金融能够推动农村产业结构升级、提升农业绿色全要素生产率并增强农村创业活跃度，表明其可能通过“结构优化–效率提升–活力激发”三条渠道促进农民增收。第三，数字普惠金融的增收效应在东部和中部地区显著，在西部地区未达到统计显著水平，呈现一定的区域异质性。第四，数字普惠金融的增收效应存在基于人口老龄化的双重门槛，且其边际效应随老龄化程度加深而递减。

6.2. 政策建议

基于上述结论，为充分释放数字普惠金融的农民增收潜力，推动乡村振兴目标实现，本文提出以下政策性建议。

第一，完善农村数字金融基础设施与服务体系。加快移动网络、数字支付和信用信息体系向农村延伸，鼓励金融机构结合农业生产周期和经营特点开发涉农信贷、保险等产品，降低农村居民使用数字金融服务的门槛和成本。第二，发挥数字金融对产业、绿色生产和创业活动的支持作用。引导金融资源投向农产品加工、农村电商和农业绿色技术等领域，完善农村创业融资与信息服务，促进产业结构升级、绿色生产效率提升和创业就业增长。第三，对西部地区实施差异化支持。加大西部农村数字基础设施和金融服务投入，加强数字金融人才培养与区域经验交流，改善数字金融服务供给，提升金融资源向农民收入增长转化的能力。第四，提高老龄化地区数字金融的可及性。推进数字金融产品适老化改造，保留必要的线下辅助服务，并通过数字金融培训和基层服务站点帮助老年居民使用数字金融工具，缓解数字

技能不足造成的金融排斥。

基金项目

2025 年江苏省大学生创新创业训练计划项目(项目名称：数字普惠金融推动农业产业链延伸实现农民增收的策略分析，项目编号：202510324069Y)。

参考文献

[1] 俞泳, 吴新佐. 农村数字普惠金融促进农业经济高质量发展策略研究[J]. 农家参谋, 2024(32): 17-19.

[2] 宋诚. 共同富裕背景下数字普惠金融赋能农村集体经济高质量发展机制研究[J]. 青海金融, 2025(1): 10-19.

[3] 雷舰. 数字普惠金融与共同富裕: 影响效应及实践启示[J]. 西部金融, 2024(8): 62-69.

[4] 陈永强, 杨文举. 数字普惠金融与乡村产业发展: 影响效应与机制分析[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2025, 39(3): 118-130.

[5] 杨海丽, 张鸣. 数字普惠金融、新质生产力与产业结构升级[J]. 贵州商学院学报, 2024, 37(6): 33-48.

[6] 曹菲, 聂颖. 产业融合、农业产业结构升级与农民收入增长——基于海南省县域面板数据的经验分析[J]. 农业经济问题, 2021(8): 28-41.

[7] 高国生, 王奇珍, 支海兵. 数字普惠金融对农业碳排放强度的影响效应分析[J]. 经济问题, 2024(1): 57-65.

[8] 赵向豪, 杨景淳. 数字普惠金融发展的农业绿色转型效应——基于土地流转和农村创业活力视角[J]. 农业现代化研究, 2024, 45(6): 1049-1060.

[9] 李晓园, 刘雨濛. 数字普惠金融如何促进农村创业? [J]. 经济管理, 2021, 43(12): 24-40.

[10] 张书慧, 赵婷婷. 数字普惠金融对农村产业融合的影响效应——基于农户创业活跃度视角[J]. 湖南财政经济学院学报, 2026, 42(1): 73-83.

[11] 贾云赟. 数字普惠金融、财政补贴与农民农村共同富裕[J]. 统计与决策, 2024, 40(15): 16-21.

[12] Wang, F. and Mao, J. (2026) Research on the Impact of Digital Inclusive Finance on Industrial Green Development Efficiency. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, **26**, 213-226. https://doi.org/10.9734/ajeba/2026/v26i72326

[13] 刘慧敏, 尚杰. 农地流转对农业绿色全要素生产率的影响研究: 兼论门槛效应与空间效应[J]. 中国生态农业学报(中英文), 2023, 31(9): 1482-1495.

[14] Wei, Z., Min, H., Pengcheng, S., *et al.* (2023) Can Digital Inclusive Finance Promote Agricultural Green Development? *Environmental Science and Pollution Research International*, 1-21. Prepublish. https://link.springer.com/article/10.1007/s11356-023-29557-8