

数字普惠金融促进农民增收

——城镇化与产业结构升级的双重机制及空间异质性

刘志鹏, 钱佰慧

哈尔滨商业大学经济学院, 黑龙江 哈尔滨

收稿日期: 2026年5月4日; 录用日期: 2026年5月20日; 发布日期: 2026年7月8日

摘要

农民增收是推进乡村全面振兴、实现共同富裕的核心任务。本文基于2014~2023年282个地级市面板数据, 本文运用双向固定效应及工具变量法, 证实了数字普惠金融对农民增收的显著赋能效应。分析表明, 其主要通过加速城镇化与推动产业结构升级这一“双轮驱动”路径发挥作用。异质性视角下, 增收效应呈现“中部隆起”及“主产区优先”格局, 不同区域对覆盖广度、深度及数字化程度的依赖各异, 需关注部分地区数字金融深化过程中可能存在的资源配置失衡风险。进一步分析揭示, 随着数字普惠金融深化, 其对增收的边际红利已进入递减阶段。

关键词

数字普惠金融, 农民收入, 城镇化, 产业结构升级, 中介效应

Digital Inclusive Finance Promotes Farmers' Income Growth

—Dual Mechanisms of Urbanization and Industrial Structure Upgrading and Spatial Heterogeneity

Zhipeng Liu, Baihui Qian

College of Economics, Harbin University of Commerce, Harbin Heilongjiang

Received: May 4, 2026; accepted: May 20, 2026; published: July 8, 2026

Abstract

Increasing farmers' income is the core task of advancing comprehensive rural revitalization and achieving common prosperity. Based on the panel data of 282 prefecture-level cities from 2014 to

2023, this paper employs the two-way fixed effect model and instrumental variable method, and confirms that digital inclusive finance has a significant empowering effect on farmers' income growth. Mechanism analysis shows that such effect is mainly exerted via the two-wheel driving paths of accelerating urbanization and promoting industrial structure upgrading. From the heterogeneity perspective, the income-increasing effect features a pattern of central regional prominence and priority advantages in major agricultural producing areas. Regions vary greatly in their dependence on coverage breadth, usage depth and digitalization degree of digital inclusive finance. Moreover, it is necessary to guard against the risk of shifting from real economy to virtual economy caused by excessive digitalization in western China and production-sales balanced areas. Further analysis demonstrates that alongside the deepening development of digital inclusive finance, its marginal dividend effect on farmers' income growth has entered a diminishing stage.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Farmers' Income, Urbanization, Industrial Structure Upgrading, Mediating Effect

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

农民增收不仅是乡村振兴的核心目标，也是实现共同富裕的重点任务。2025 年中央文件再次将“农民增收”置于“三农”工作的重要位置¹；与此同时，为进一步深化农村金融改革，中国人民银行、农业农村部联合印发《关于加强金融服务农村改革 推进乡村全面振兴的意见》²，强调了“完善农村金融服务体系、提升金融资源配置效能，在推进农业农村现代化、实现建设农业强国目标中发挥更大力量”。在此背景下，数字技术与普惠金融的深度融合已成为激发农村内生发展动力、缩小城乡收入差距的关键路径。中国数字普惠金融已进入高质量发展阶段，系统评估其对农民增收的净效应、传导机制及空间分异特征，不仅具有重要的理论价值，更可为差异化政策设计提供经验证据。

现有文献主要围绕数字普惠金融对农民增收的“效应、渠道与异质性”三个维度展开。第一，在直接增收效应方面，学界已基本达成共识。研究普遍认为，数字普惠金融通过突破传统金融服务的地理边界与物理网点限制，显著提升了金融服务的可得性，从而对农村居民的工资性、经营性及财产性收入产生显著正向溢出效应[1]-[3]。部分学者进一步利用县域及地市级面板数据验证了该结论的稳健性，并指出数字普惠金融在缓解财政依赖、促进农户可持续增收方面具有独特优势[4]。第二，在传导机制方面，现有研究倾向于从单一路径剖析。主流观点聚焦于信贷约束缓解、农户创业激励以及人力资本提升等路径[5] [6]。近期研究开始关注农业产业链延伸的中介作用[7] [8]，认为数字金融通过助推农业新质生产力与产业融合，拓展了农民的非农就业渠道与增收空间。第三，在异质性与空间效应方面，已有成果关注到了区域发展不平衡的影响。研究多基于东、中、西地理区划进行划分，探讨了数字基础设施建设对增收效应的约束[9] [10]。尽管部分文献发现东部地区增收效应较强，但也有学者指出本地金融发展可能对邻近地区存在负向虹吸效应[11]。

¹中共中央 国务院关于进一步深化农村改革 扎实推进乡村全面振兴的意见(2025-02-23).

https://www.gov.cn/zhengce/202502/content_7005160.htm

²中国人民银行 农业农村部印发《关于加强金融服务农村改革 推进乡村全面振兴的意见》(2025-07-24).

https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202507/content_7033659.htm

既有研究的局限性在于：一是多聚焦于单一机制检验，缺乏对“城镇化与产业结构升级”双重并行机制的系统联动视角；二是异质性分析多停留在宏观地理维度，缺乏结合农业功能区划的精准识别；三是对数字普惠金融发展水平的非线性门槛特征关注不足，需关注部分地区数字金融深化过程中可能存在的资源配置失衡风险。鉴于此，本文将从双重转型视角出发，通过门槛模型揭示其背后的边际效应规律，以期提供更具针对性的实证证据。

2. 理论分析与研究假设

（一）数字普惠金融对农民收入的直接影响

传统金融体系受制于地理网点约束与高昂交易成本，导致农村地区普遍存在“金融排斥”[12]。数字普惠金融凭借大数据风控与移动互联网技术，显著降低了信贷门槛与服务成本。一方面，数字信贷与支付便利化为农户提供了低成本的生产性资本，支撑其扩大经营规模并采用先进技术，直接提升经营性收入[13]；另一方面，数字理财与保险产品的普及增强了农户抵御风险的能力，平滑了消费波动，促进了财产性收入增长[14]。据此，提出假设 H1：数字普惠金融对农民收入具有显著促进作用。

（二）数字普惠金融对农民收入的中介传导机制

数字普惠金融对农民收入的促进不仅源于直接效应，还通过优化资源配置驱动结构性转型，产生深远的中介作用：

（1）城镇化渠道：农村劳动力向城镇非农部门转移是农民增收的核心动力。数字普惠金融通过供需双侧联动：在供给端，移动金融服务降低了农民就业搜寻与异地安居的金融交易成本，加速劳动力空间再配置[15]；在需求端，精准滴灌城镇小微企业，提升了其就业吸纳能力，从而增加农民工资性收入[16]。

（2）产业结构升级渠道：农业产业链延伸长期面临融资约束。数字普惠金融通过高效的线上信贷与融资服务，突破了传统“抵押依赖”，为新型农业经营主体与农村电商提供了资金支持，推动农业产业向高附加值环节延伸[17]。同时，该融资便利化引致了农村高素质劳动力的需求上升，带动人力资本积累与技能提升，实现了从低端农业向三产融合型产业的转型，拓展了农民的增收来源[18]。

据此，提出假设 H2：数字普惠金融通过驱动城镇化发展及促进产业结构转型升级，进而促进农民收入提升。

（三）异质性分析

不同区域的要素禀赋差异构成了数字普惠金融发挥作用的边界条件[19]。作为粮食主产区，农业生产规模化与资本密集特征显著，数字普惠金融在缓解其生产性信贷约束上效用更为突出；中部地区处于传统金融覆盖不足但数字基建快速完善的“追赶窗口期”，技术溢出效应最为显著；而东部地区传统金融相对饱和，西部地区受限于产业基础薄弱与数字鸿沟，其增收效应可能呈现边际递减或被抑制特征。

据此，提出假设 H3：数字普惠金融对农民增收存在显著的区域异质性，其在粮食主产区、中部地区的作用效果更为强劲。

3. 研究设计与数据来源

（一）模型设定

（1）基准模型构建

为检验数字普惠金融对农民收入的影响，构建数字普惠金融发展影响农村居民收入的基础回归模型。

$$\ln(Income)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(DFI)_{it} + \sum_k \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Income_{it}$ 为被解释变量农村居民收入, $\ln(DFI)_{it}$ 为核心解释变量数字普惠金融发展水平, 其系数 α_1 为总效应, 其显著性与符号方向将用于判断 H1 是否成立, X_{kit} 是一系列控制变量, μ_i 为城市个体固定效应, 用以控制不随时间变化的地区特质, δ_t 为时间固定效应, 用以控制共同的时间趋势冲击, ε_{it} 为随机扰动项。

(2) 中介效应模型

考虑到江艇[20] (2022)指出传统三步法可能存在估计偏差, 本文主要采用修正后的“两步法”进行机制检验, 即重点关注核心解释变量对中介变量的影响, 构建如下回归模型:

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(DFI)_{it} + \sum_k \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 为中介变量——城镇化和产业结构升级。当 γ_1 显著时, 表明存在中介效应, 否则表明不存在。

此外, 为保证结果稳健, 本文同时参考 Baron & Kenny (1986)及温忠麟等[21] (2004)的三步法进行补充检验, 在方程(2)的基础上, 构建如下回归模型。

$$\ln(Income)_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln(DFI)_{it} + \lambda_2 M_{it} + \sum_k \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 当 λ_1 、 λ_2 显著且与 γ_1 方向一致时, 代表存在部分中介效应, 若方向不一致则表明存在遮掩效应。

(二) 变量选择

(1) 被解释变量

被解释变量是农民收入, 以农村居民人均可支配收入作为衡量指标。该指标能够综合反映农村居民全年通过各种途径获得的收入情况, 是衡量其经济状况和生活水平的关键依据。

(2) 核心解释变量

核心解释变量是数字普惠金融, 采用北京大学数字金融研究中心编制的“数字普惠金融指数”的对数形式来度量。该指数从覆盖广度(cover)、使用深度(usage)和数字化程度(digit)三个维度, 全面、科学地刻画了中国各地区的数字普惠金融发展水平。

(3) 中介变量

中介变量是城镇化率和产业结构升级。其中, 城镇化率反映了人口从乡村向城镇集聚的进程, 是衡量城镇化水平的核心统计指标, 用于刻画“要素空间配置优化”的理论机制, 采用地区城镇常住人口占全市总人口的比重衡量; 产业结构升级采用第三产业增加值与第二产业增加值之比(ISA)衡量[22], 刻画的是数字普惠金融通过缓解新型农业经营主体与农村小微企业的融资约束, 促进非农产业吸纳农村劳动力转移、提供高附加值就业岗位的潜在能力, 使要素禀赋结构向服务型经济转型, 推动产业链向高附加值环节延伸与一二三产业融合, 进而促农增收的过程。

(4) 控制变量

参考已有文献, 本文选取以下控制变量: 1) 公共财政支出(gov), 采用人均地方财政一般公共预算支出进行衡量; 2) 农村机械化水平(pow), 采用农业机械总动力的自然对数形式衡量, 以消除量纲差异并缓解异方差问题; 3) 人口密度($\ln pop$), 采用行政区域常住人口与行政区域土地面积比值的自然对数进行衡量, 以反映人口集聚规模与收入分布的结构性差异; 4) 金融发展水平(fin), 采用金融机构年末存贷款余额占地区生产总值(GDP)的比重进行衡量; 5) 产业结构($aovr$), 采用农业产值占地区生产总值的比重进行衡量; 6) 经济发展水平($pgdp$), 采用人均地区生产总值进行衡量; 7) 教育投入力度(edu), 采用地方财政教育支出占地区生产总值的比重进行衡量。

(三) 数据来源

本文选取 2014~2023 年中国 282 个地级及以上城市面板数据进行研究。原始样本涵盖全国 286 个地

级以上城市，考虑到部分地区存在核心变量缺失严重、统计口径不连续或异常值等问题，最终剔除 4 个样本城市，形成平衡面板数据。

研究所使用的数据主要来源于《中国统计年鉴》³《中国农村统计年鉴》⁴《中国城市统计年鉴》⁵以及各地级市国民经济和社会发展统计公报。其中，2023 年部分指标来源于地方统计公报及官方公告数据，属于政府正式发布数据，具有较高权威性。数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心，夜间灯光数据来源于 NOAA/NCEI 发布的 VIIRS DNB 夜间灯光遥感数据。

对于缺失比例较低的连续型变量，本文采用线性插值法进行补充处理；同时，对非比率型变量进行对数化处理，以缓解异方差问题。为避免样本筛选可能带来的估计偏误，本文进一步进行了稳健性检验，结果未发生实质变化。

4. 实证检验与结果分析

(一) 描述性统计与共线性检验

主要变量的描述性统计特征见表 1。农村居民人均可支配收入的均值与极差反映出地级市间收入分化格局依然明显；数字普惠金融指数的均值为 5.431，标准差 0.244，体现了地区间数字金融发展的非均衡性。从子维度看，覆盖广度与使用深度的标准差均高于数字化程度，反映出当前“数字基础设施建设均等化快于实际应用渗透”的阶段性特征。中介变量方面，城镇化率与产业结构升级指数的较大极差，表明我国城镇化进程及服务化转型在空间上存在显著差异，多数城市仍处于二产主导阶段。为规避多重共线性对回归结果的干扰，本文对主要变量进行了 VIF 检验，结果显示 VIF 最大值为 3.41 (均小于 5)，说明变量间不存在严重共线性问题，模型设定稳健。

Table 1. Descriptive statistics (N = 2820)

表 1. 描述性统计(N = 2820)

变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
农村居民人均可支配收入	<i>income</i>	9.668	0.371	8.300	10.813
数字普惠金融	<i>dft</i>	5.431	0.244	4.660	5.922
覆盖广度	<i>cover</i>	5.410	0.284	4.638	6.012
使用深度	<i>usage</i>	5.360	0.274	4.264	5.870
数字化程度	<i>digit</i>	5.583	0.867	4.903	6.365
地方政府公共服务水平	<i>gov</i>	11.043	4.579	2.710	50.421
农业机械总动力	<i>pow</i>	14.224	2.120	4.040	16.831
人口密度	<i>lnpop</i>	5.715	0.998	1.708	8.363
教育投入	<i>edu</i>	0.171	0.037	0.015	0.304
经济发展水平	<i>lnpgdp</i>	10.912	0.498	9.260	12.482
金融发展水平	<i>fin</i>	2.804	1.270	0.717	21.302
农业产值占比	<i>aovr</i>	0.112	0.087	0.003	0.643
城镇化率	<i>urban</i>	0.589	0.137	0.246	0.971

³<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/>

⁴<http://www.tjnjw.com/hangye/n/zhongguo-nongcun-tongjinnianjian.html>

⁵<http://www.tjnjw.com/hangye/c/zhongguo-chengshi-tongjinnianjian.html>

续表

夜间灯光数据	<i>light</i>	30.282	25.836	5.500	261.610
产业结构升级	<i>ISA</i>	2.338	0.135	1.878	2.846
产业结构整体升级	<i>CUIS</i>	1.216	0.648	0.262	6.387
农村居民人均消费支出	<i>consume</i>	9.411	0.353	8.244	10.467

(二) 基准回归

表 2 报告了基准回归结果。列(5)在逐步加入地方政府公共服务、农业机械化、人口规模、教育投入及产业结构等系列控制变量后，核心解释变量数字普惠金融总指数(*difi*)的系数依然在 1%水平上显著为正(0.184)。这表明，在剔除地区异质性与共同的时间趋势冲击后，数字普惠金融对农民增收具有稳健的促进作用，假设 H1 得证。

Table 2. Baseline regression

表 2. 基准回归

被解释变量 解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>	<i>income</i>
<i>difi</i>	0.257*** (0.053)	0.250*** (0.051)	0.257*** (0.048)	0.183*** (0.045)	0.184*** (0.046)
<i>gov</i>		0.017** (0.008)	0.0182** (0.007)	0.0163** (0.008)	0.015** (0.008)
<i>pow</i>			0.029*** (0.009)	0.029*** (0.008)	0.027*** (0.009)
<i>lnpop</i>			0.080*** (0.024)	0.069*** (0.024)	0.073*** (0.024)
<i>edu</i>				0.191*** (0.068)	0.196*** (0.068)
<i>lnpgdp</i>				0.056*** (0.008)	0.064*** (0.010)
<i>fin</i>					0.003 (0.002)
<i>aovr</i>					0.029 (0.050)
<i>cons</i>	8.018*** (0.262)	8.040*** (0.256)	7.133*** (0.260)	6.936*** (0.251)	6.839*** (0.267)
<i>CityFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YearFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2820	2820	2820	2820	2820
<i>R</i> ²	0.987	0.986	0.987	0.988	0.988

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

(三) 稳健性检验

为确保实证结果的稳健性，本文从变量度量与样本选择两个维度开展多重检验(表 3)。首先，替换被解释变量与核心解释变量。以农村居民消费支出替代收入进行回归，结果显示数字普惠金融不仅促进增收，亦显著推动消费提升；进一步对总指数进行子维度拆解发现，覆盖广度与使用深度的增收效应依然稳健，而数字化程度的系数不显著，说明当前农村金融红利仍主要源于账户普及与使用频次的提升，技术支撑的“赋能效应”有待进一步转化。其次，筛选特殊子样本。剔除四个直辖市样本以排除超大城市资源集聚效应的影响；排除 2020~2022 年公共卫生事件发生期间特殊波动期以验证效应的稳定性。结果显示，核心系数在符号方向与显著性上均未发生实质性改变。上述系列检验有力支撑了基准回归结论，证实数字普惠金融对农民收入的正向促进作用具有高度的一致性与跨期稳定性。

Table 3. Robustness test
表 3. 稳健性检验

	(1) 替换被解释变量 <i>consume</i>	(2) 替换解释变量			(3) 剔除直辖市	(4) 剔除特殊年份
<i>dfi</i>	0.371*** (0.111)				0.183*** (0.046)	0.196*** (0.051)
<i>cover</i>		0.188*** (0.032)				
<i>usage</i>			0.068*** (0.026)			
<i>digit</i>				-0.014 (0.012)		
<i>cons</i>	5.531*** (0.947)	7.062*** (0.217)	7.657*** (0.256)	8.082*** (0.220)	7.162*** (0.287)	7.024*** (0.301)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>CityFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YearFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2820	2820	2820	2820	2780	1974
<i>R</i> ²	0.953	0.995	0.995	0.995	0.995	0.994

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

(四) 内生性检验

为缓解内生性问题，参考已有研究，本文选取数字普惠金融指数的滞后一期和滞后二期作为工具变量，并采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。滞后期指数与当期指数高度相关，但与当期扰动项无关，理论上满足工具变量的外生性和相关性要求。工具变量有效性检验结果显示(表 4)：第一阶段回归中，滞后项系数均在 1%水平下显著为正，且 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量远超 10，成功排除弱工具变量偏差。第二阶段结果显示，在使用滞后一期与滞后二期工具变量后，数字普惠金融对农民收入的估计系数分别为 0.283 与 0.905，且均通过了 1%的显著性检验。工具变量估计结果虽在数值上较基准回归有所增大，但其显著性水平与正向符号保持高度一致。上述分析表明，在修正内生性偏差后，数字普惠金融对农民收入的稳健促进作用依然成立。

Table 4. Endogeneity test 2SLS
表 4. 内生性检验 2SLS

变量	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)	第一阶段 (3)	第二阶段 (4)
<i>L.dfi</i>	0.382*** (0.036)			
<i>L2.dfi</i>			0.128*** (0.029)	
<i>dfi</i>		0.283*** (0.078)		0.905*** (0.262)
<i>cons</i>	3.306*** (0.194)	7.393*** (0.415)	4.837*** (0.259)	4.059*** (1.442)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>CityFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YearFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2,538	2,538	2,256	2,256
<i>R²</i>	0.993	0.990	0.989	0.986
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i>	12143.40		5297.50	

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

(五) 安慰剂检验

为排除不可观测因素对基准回归的随机干扰，本文开展了 1000 次随机置换的安慰剂检验，结果见图 1。由随机置换产生的虚假估计系数序列呈均值为 0 的正态分布，其估计值主要集中在[-0.020, 0.020]区间。相较之下，基准回归所得的真实系数(0.184)位于该分布的极端右尾且 P 值小于 0.001，绝大多数随机估计均无法达到显著性水平。上述结果有力排除了未观测系统性偏差对回归结果的潜在干扰，证实了数字普惠金融促进农民增收的因果效应确切可信。

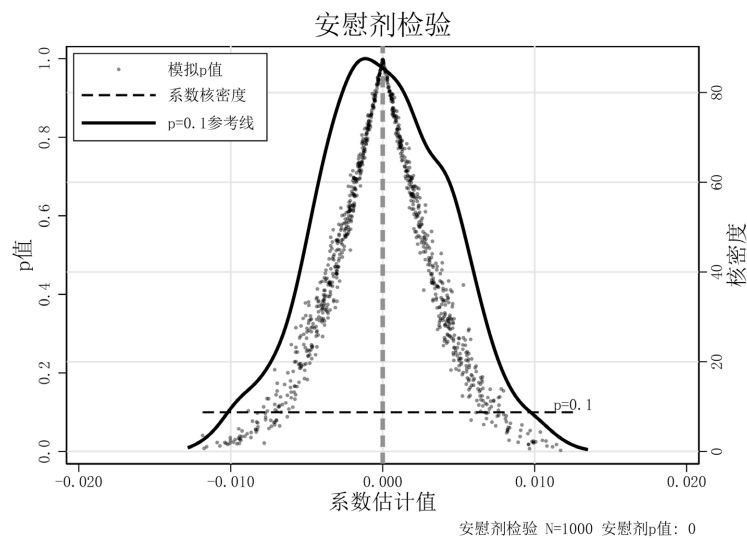


Figure 1. Placebo test
图 1. 安慰剂检验

5. 机制检验

(一) 两步法机制检验

为检验数字普惠金融是否可以通过城镇化和产业结构优化升级进而间接驱动产业结构转型, 此处采用江艇[20] (2022)的两步法进行检验分析。

对式(2)进行回归分析, 结果见表 5。列(2)和列(4)表明数字普惠金融的系数在 1%的水平下显著为正, 表明数字普惠金融与城镇化率及产业结构升级之间存在显著正向关联。同时, 现有研究表明, 城镇化无论表现为传统异地转移还是就地城镇化, 均对农民收入具有显著正向影响, 前者主要通过非农就业提升工资性收入, 后者则同时提高经营性与工资性收入, 其核心机制在于放松劳动力与土地要素流动约束、推动资源再配置[23] [24]。就产业结构而言, 现有研究表明, 产业结构升级通过推动三产融合、构建现代农业产业体系、发展农产品加工与乡村旅游等新业态新模式, 显著增加就业创业机会、提升就业质量并拓展多元收入来源, 从而构成农民工工资性与经营性收入增长的重要动力[25]-[27]。

(二) 替代指标稳健性检验

为进一步验证城镇化与产业结构升级中介路径的稳健性, 本文采用替代指标重新估计方程(2)夜间灯光数据因具有连续性、客观性以及较强的空间识别能力, 被广泛用于测度区域经济活动与城镇化水平。参考王一航[28] (2023)等的结论, 以夜间灯光强度(light)代理城镇化; 产业结构升级本质上是产业结构高级化, 是经济增长的重要驱动力, 主要表现为产业结构向更高附加值、更技术密集方向发展, 进一步采用产业结构整体升级指数作为产业结构升级的代理指标[29], 参考袁航[30] (2018)等人的做法, 其具体计算公式为: $CUIS = (\text{第一产业占比} \times 1) + (\text{第二产业占比} \times 2) + (\text{第三产业占比} \times 3)$, 列(6)、列(7)为稳健性检验的结果, 数字普惠金融对夜间灯光强度的系数为 1.221, 在 1%水平显著; 对产业结构升级指数的系数为 0.179, 亦在 1%水平显著, 其核心结论未发生实质改变, 进一步说明结果的稳健性。

(三) 三步法机制稳健性检验

参考江艇[20] (2022)的研究方法后, 本文进一步结合中介三步法及 Bootstrap、Sobel 检验对模型进行扩展验证。在满足式(1) (2)显著性的条件下, 式(3)的回归结果(表 5 列 3、列 5)表明, 数字普惠金融、城镇化率和产业结构升级的系数均显著为正($P < 0.01$)。由于系数 λ_1 , λ_2 显著为正且与 γ_1 同号, 满足部分中介效应的判定条件, 证实了上述两项中介指标在传导机制中的有效性, 也就是说数字普惠金融不仅促进了农民增收, 还进一步通过城镇化和产业结构升级推动了农民增收。

为确保研究结果的稳健性, 在此基础上, 本研究进一步引入 Bootstrap 置换检验(5000 次)及 Sobel 统计量作为补充验证手段。结果见表 5, 在 1%的显著性水平下, 所有中介变量的直接与间接效应置信区间(95%)均未包含 0 值, Sobel 检验的结果同 Bootstrap 检验结果一致, 表明了中介效应回归结果的稳健性。即假设 H2 得证。

Table 5. Mechanism test
表 5. 机制检验

被解释变量 \ 解释变量	(1) <i>income</i>	(2) <i>urban</i>	(3) <i>income</i>	(4) <i>ISA</i>	(5) <i>income</i>	(6) <i>light</i>	(7) <i>CUIS</i>
<i>dfi</i>	0.184*** (0.046)	0.128*** (0.036)	0.164*** (0.043)	0.763** (0.328)	0.174*** (0.045)	1.221*** (0.145)	0.179*** (0.047)
<i>urban</i>			0.158*** (0.049)				

续表

<i>ISA</i>					0.014***		
					(0.004)		
<i>cons</i>	6.839***	-0.122	6.858***	1.998	6.812***	-7.597***	1.332***
	(0.266)	(0.279)	(0.256)	(2.531)	(0.263)	(1.144)	(0.431)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>CityFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YearFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2820	2820	2820	2820	2820	2820	2820
<i>R</i> ²	0.988	0.630	0.988	0.515	0.988	0.790	0.582
Bootstrap 检验 (间接效应)		0.0203** [0.0043 0.03632]			0.010*** [0.0031 0.0175]		
Sobel 检验		3.400 ***			4.700***		
中介效应比例		0.110			0.056		

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

6. 区域异质性分析

(一) 基于农业功能区划分的异质性分析

中国区域资源禀赋与农业功能定位的差异，引致了数字普惠金融增收效应的非均衡分布，区域异质性回归结果见表 6。分农业功能区回归显示，粮食主产区的增收效应最强(0.273, $P < 0.01$)，主销区次之(0.153, $P < 0.05$)，产销平衡区则未达显著水平。这表明主产区凭借规模化农业的融资强需求，形成了显著的金融赋能效应；主销区因传统金融高度饱和，数字普惠金融仅作为补充性资源发挥作用；产销平衡区受制于薄弱的产业基础与生态约束，金融增收效应尚未有效释放。表 7 为进一步的子维度分解估计，结果显示主产区增收主要依赖“广覆盖 + 深使用”的生产性信贷支撑；主销区由于传统金融替代效应明显，增收动能向供应链金融、数字保险等高阶场景迁移；产销平衡区可能面临数字金融失衡风险，即便使用深度与数字化程度提升，也可能导致消费贷款错配和资源配置失衡。上述结果揭示了数字普惠金融的增收效应具有明显的农业功能依赖性：主产区应持续优化生产性信贷供给，主销区需深化数字化精耕细作，而产销平衡区则须警惕高阶金融维度过度渗透引发的结构性失衡。

Table 6. Regional heterogeneity

表 6. 区域异质性

	农业功能区域			地理区域		
	主产区	主销区	产销平衡区	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>dfi</i>	0.273***	0.153**	0.051	0.261***	0.345***	0.086
	(0.054)	(0.070)	(0.097)	(0.061)	(0.089)	(0.079)
<i>cons</i>	6.979***	6.642***	7.688***	6.541***	6.284***	7.402***
	(0.328)	(0.970)	(0.991)	(0.425)	(0.413)	(0.668)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续表

<i>CityFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YearFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1700	450	670	990	1000	830
<i>R</i> ²	0.989	0.997	0.984	0.993	0.991	0.984

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

Table 7. Heterogeneity of agricultural functional regions

表 7. 农业功能区域异质性

	主产区			主销区		产销平衡区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>cover</i>	0.217*** (0.042)			0.050 (0.077)			0.314*** (0.104)		
<i>usage</i>		0.127*** (0.030)			0.030 (0.035)			-0.023 (0.052)	
<i>digit</i>			0.016 (0.018)			0.033** (0.012)			-0.050* (0.028)
<i>cons</i>	7.223*** (0.281)	7.514*** (0.289)	6.979*** (0.328)	7.182*** (1.050)	7.467*** (0.888)	7.248*** (0.837)	5.987*** (0.834)	8.103*** (0.875)	8.218*** (0.866)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>CityFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YearFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1700	1700	1700	450	450	450	670	670	670
<i>R</i> ²	0.989	0.989	0.989	0.997	0.997	0.997	0.986	0.984	0.985

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

(二) 基于地理区域划分的异质性分析

中国区域经济发展的梯度差异深刻重塑了数字普惠金融的增收效应边界。表 6 的区域异质性的实证结果显示，数字普惠金融对农民收入的促进呈现明显的“中部隆起”非线性特征：中部地区效应最强(0.345, $P < 0.01$)，东部居中(0.261, $P < 0.01$)，西部表现不显著(0.086)。这种格局源于各区域要素禀赋的差异化匹配：中部地区正处于传统金融缺口填补与数字技术加速扩散的“窗口期”，比较优势得以最大化释放；东部地区虽起步较早，但受制于传统金融的高度替代性，边际效应呈现递减；西部地区受限于产业基础薄弱与数字鸿沟，触达成本制约了其效能转化。表 8 为地理区域进一步维度分解，结果显示东部增收仍依赖账户普及等基础金融补充；中部已步入数字化驱动的高阶转型阶段，技术红利成为“隆起”的核心动力；西部地区可能存在数字金融深化与实体经济承载能力不匹配的问题，过度拓展使用深度或将加大资源配置偏离实体经济的风险。上述结论证实，数字普惠金融的增收效应并非单纯遵循“经济越发达效应越强”的线性规律，而是取决于区域产业承载力与数字化发展阶段的动态契合。因此，中部应持续巩固数字化转型红利，东部需应对边际递减挑战，西部则须以夯实实体经济基础为前提，避免盲目推动高阶金融维度扩张。

Table 8. Geographical regional heterogeneity
表 8. 地理区域异质性

	东部			中部			西部		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>cover</i>	0.152*** (0.054)			0.320*** (0.066)			0.237*** (0.083)		
<i>usage</i>		0.163*** (0.033)			0.036 (0.044)			-0.011 (0.048)	
<i>digit</i>			0.027 (0.020)			0.062* (0.032)			-0.044* (0.023)
<i>cons</i>	6.941*** (0.404)	7.086*** (0.406)	7.613*** (0.357)	6.378*** (0.335)	7.568*** (0.299)	7.517*** (0.257)	6.476*** (0.733)	7.857*** (0.687)	7.851*** (0.639)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>CityFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YearFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	990	990	990	1000	1000	1000	830	830	830
<i>R²</i>	0.993	0.993	0.993	0.991	0.990	0.990	0.985	0.984	0.984

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

(三) 门槛效应分析

考虑到数字普惠金融对农民增收的影响可能存在非线性效应，本部分使用门槛面板模型分别检验总指数以及覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度的门槛效应。使用 Bootstrap 方法进行 500 次抽样得出 F 统计量和 P 值，门槛效应检验结果见表 9。结果显示，总指数及各子维度的单门槛和双门槛效应均显著成立，未能通过三门槛效应。

Table 9. Threshold effect test results
表 9. 门槛效应检验结果

门槛变量	检验类型	F 值	P 值	临界值		
				10%	5%	1%
<i>dfi</i>	单门槛	665.60 ***	0.000	15.144	18.504	27.658
	双门槛	447.13 ***	0.000	11.362	13.797	19.396
	三门槛	51.77	0.693	349.558	382.333	448.663
<i>cover</i>	单门槛	691.80 ***	0.000	13.658	15.790	24.541
	双门槛	349.12 ***	0.000	12.082	14.513	22.231
	三门槛	313.79	0.807	407.098	417.734	455.804
<i>usage</i>	单门槛	412.63 ***	0.000	14.751	17.357	26.386
	双门槛	178.44 ***	0.000	14.701	18.314	26.409
	三门槛	61.30	0.730	180.486	190.365	214.503
<i>digit</i>	单门槛	854.51 ***	0.000	15.672	19.853	28.765
	双门槛	141.46 ***	0.000	12.273	15.199	18.904
	三门槛	172.98	0.760	234.287	249.828	277.318

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

表 10 的门槛回归结果表明，数字普惠金融对农民增收的正向赋能存在显著的非线性特征(均通过 1% 显著性检验)，整体遵循“边际报酬递减”规律。具体而言，核心总指数在跨越 5.006 与 5.176 双门槛时，其促收弹性由 1.033 阶梯式回落至 0.994。这深刻揭示了：在发展初期，填补传统“金融排斥”空白能释放极高增收红利；但随着发展水平迈向高阶，边际促进效应呈现阶段性递减趋势。

子维度进一步印证了上述动能转换特征：覆盖广度的系数始终在 0.6 的低位震荡，表明单纯依靠“账户扩容”的增收空间已遭遇瓶颈；而使用深度(0.978 降至 0.946)与数字化程度(0.985 降至 0.948)虽仍是当前核心的增收引擎，但也双双步入边际效能衰减区间，表明业务高频次化与技术深层赋能的拉动作用正在稳步放缓。

Table 10. Regression estimation results of threshold model
表 10. 门槛模型回归估计结果

门槛变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>dft</i>	<i>cover</i>	<i>usage</i>	<i>digit</i>
<i>dft</i>	1.033*** (28.55)			
$5.006 < dft \leq 5.176$	1.011*** (28.76)			
$dft > 5.176$	0.994*** (28.89)			
$cover \leq 5.351$		0.592*** (0.020)		
$5.3512 < cover \leq 5.570$		0.602*** (0.020)		
$cover > 5.570$		0.616*** (0.021)		
$usage \leq 4.797$			0.978*** (0.041)	
$4.797 < usage \leq 5.145$			0.962*** (0.040)	
$usage > 5.145$			0.946*** (0.039)	
$digit \leq 5.063$				0.985*** (0.035)
$5.063 < digit \leq 5.487$				0.963*** (0.034)
$digit > 5.487$				0.948*** (0.034)
<i>cons</i>	1.432*** (0.346)	2.983*** (0.373)	1.326*** (0.344)	0.563* (0.329)

续表

<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2820	2820	2820	2820
<i>R</i> ²	0.968	0.967	0.962	0.967

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

7. 结论与政策启示

此外，随着数字普惠金融发展水平提升，其对农民收入的边际促进效应呈现递减趋势。本文基于 2014~2023 年中国 282 个地级市面板数据，证实了数字普惠金融通过“城镇化推进”与“产业结构升级”的双重路径显著促进了农民增收。研究发现，该增收效应呈现出显著的空间异质性与门槛效应：在区域格局上，表现为粮食主产区与中部地区的“效能隆起”；在维度特征上，粮食主产区依赖基础覆盖与深度使用，主销区则更倚重数字化赋能，而产业基础薄弱区存在“数字化陷阱”风险；在发展阶段上，其增收效应随水平提升而呈现边际递减规律。基于此，提出以下政策建议：

基于以上结论，本文提出如下政策启示：

第一，实施区域差异化数字金融政策。针对粮食主产区，应优先保障生产性信贷和普惠保险供给，支持规模经营主体和技术应用，巩固其增收效应最强的比较优势。针对中部地区，应抓住数字基础设施追赶窗口期，加快填补传统金融空白，促进区域协调发展。针对西部地区和产销平衡区，需警惕高阶维度过度扩张风险，以稳固特色产业基础和提升实体经济承载力为前提，稳步推进数字普惠金融应用，防范资源配置偏离实体经济的潜在风险。

第二，强化结构转型协同机制。深化数字普惠金融与新型城镇化的融合，开发适配农村转移人口的住房、创业和消费信贷产品，降低融入成本；同时，推动金融资源向县域产业链高附加值环节倾斜，利用大数据风控支持农产品加工、农村电商和三产融合，构建“产城融”互促格局。

第三，构建长效风险防控体系。建立数字普惠金融发展动态监测机制，防范边际效应递减背景下的资源错配与过度负债风险；强化金融素养教育和监管科技应用，确保数字红利可持续释放，助力农民持续增收与乡村全面振兴。

参考文献

[1] 李牧辰, 封思贤. 数字普惠金融与城乡收入差距——基于文献的分析[J]. 当代经济管理, 2020, 42(10): 84-91.

[2] 杨林, 赵洪波. 数字普惠金融助力农民增收的理论逻辑与现实检验[J]. 山东社会科学, 2022(4): 149-155.

[3] 吴本健, 罗玲. 数字普惠金融促进农民持续增收的理论逻辑与实践进路[J]. 农村经济, 2025(3): 60-69.

[4] 邓金钱, 蒋云亮. 财政依赖、数字普惠金融与农民增收——基于县域面板数据的实证分析[J]. 农林经济管理学报, 2023, 22(3): 330-340.

[5] 何婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(1): 112-126.

[6] 张汉飞, 吴童. 数字普惠金融对农民收入增长的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 农村经济, 2024(2): 66-76.

[7] 李杰义, 胡静澜. 数字普惠金融、农业产业链延伸与农民增收[J]. 统计与决策, 2024, 40(3): 81-85.

[8] 单培轩, 陈瑾, 何二毛. 数字普惠金融、农业产业链延伸与农民增收[J]. 中国农业资源与区划, 2026, 47(1): 235-246.

[9] 郭劲光, 张景媛. 数字普惠金融对农民可持续性增收的影响效应——兼论相对贫困治理对策[J]. 学术交流, 2023(5): 128-139.

[10] 姚阁阁, 于佳怡, 石周昊. 数字普惠金融、农民增收与共同富裕[J]. 农业经济与管理, 2024(3): 93-109.

[11] 刘桂英, 陈跃灵, 谢文君, 等. 数字普惠金融对农民增收的影响机制及空间效应研究[J]. 农林经济管理学报,

- 2026, 25(1): 100-109.
- [12] 李雅瑾, 李琛, 陈国华. 数字普惠金融、农村产业融合与共同富裕[J]. 统计与决策, 2025, 41(16): 123-129.
- [13] 翁飞龙, 霍学喜. 数字金融对规模经营农户新技术采用的影响[J]. 中国农村观察, 2024(1): 85-107.
- [14] 杨雪美, 孙静, 彭国富. 数字普惠保险与乡村振兴: 理论机制与实证检验[J]. 经济问题, 2025(8): 67-75.
- [15] 陈腾鹏, 朱谢群. 数字普惠金融对农民工就业质量的影响研究[J]. 金融经济研究, 2026, 41(2): 160-176.
- [16] 薛永基, 杨晨钰婧, 张圆圆. 从“一枝独秀”到“百花齐放”: 农村创业扩散何以驱动农业产业集群发展[J]. 中国农村经济, 2025(3): 41-60.
- [17] 高博, 李红艳, 王菲. 数字普惠金融赋能农民增收: 理论机制与空间溢出效应检验——基于河南省面板数据的实证分析[J]. 价格理论与实践, 2025(3): 167-172.
- [18] 温涛, 廖家旭. 数字乡村建设何以驱动乡村创新创业?——来自 1750 个县域的经验证据[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2025, 26(5): 24-35.
- [19] 王勇, 樊仲琛, 李欣泽. 禀赋结构、研发创新和产业升级[J]. 中国工业经济, 2022(9): 5-23.
- [20] 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(5): 100-120.
- [21] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620.
- [22] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16, 31.
- [23] 高延雷, 王志刚, 郭晨旭. 城镇化与农民增收效应——基于异质性城镇化的理论分析与实证检验[J]. 农村经济, 2019(10): 38-46.
- [24] 吕炜, 凡盼来. 城镇化对本地农户收入的影响——基于要素再配置的视角[J]. 中国农村观察, 2024(3): 142-162.
- [25] 徐鹏杰, 张文康, 曹圣洁. 产业结构升级、构建现代产业体系与农民农村共同富裕[J]. 经济学家, 2023(5): 78-88.
- [26] 高鸣, 胡原. 坚持促进农民持续增收: 愿景、挑战和战略构想[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2023, 23(6): 1-13.
- [27] 李靖, 张晖, 韩青. 县域城乡融合促进农民增收的路径与效应研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2025(4): 1-10.
- [28] 王一航, 吕彩凤, 潘鑫豪, 等. 青藏高原城镇化水平时空动态及影响因素——基于长时间序列夜间灯光数据的分析[J]. 北京师范大学学报(自然科学版), 2023, 59(1): 163-174.
- [29] 刘伟, 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究, 2008, 43(11): 4-15.
- [30] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.