

数字普惠金融对长江中下游农业全要素生产率的影响研究

田丽¹, 杨伶俐¹, 姚春美¹, 袁一君¹

(1.重庆师范大学, 重庆 401331)

摘要: 数字普惠金融是现代农业提质增效的关键支撑, 长江中下游地区实现农业现代化的核心路径是提升农业全要素生产率。基于长江中下游7个省市地级市2011-2023年的面板数据, 研究发现: 数字化普惠金融在覆盖广度、使用深度、数字化程度等方面都具有正向推动作用, 能够显著提升区域农业全要素生产率。从作用机制上看, 通过推动农业技术创新, 扩大农业规模经营, 进而提高农业生产效益, 数字普惠金融的作用机制已经显现; 通过异质性分析, 数字普惠金融的赋能效应在市场化程度较高的地区表现得更加突出。据此, 应完善农村数字金融配套设施, 推行差异化涉农金融服务, 释放数字金融惠农效能, 助力长江中下游农业高质量发展。

关键词: 数字普惠金融; 农业全要素生产效率; 长江中下游;

DOI: doi.org/10.70693/202608071226

一、引言

在乡村振兴战略持续推进的背景下, 我国农业发展从单纯追求产量转向提质增效, 提高农业全要素生产率成为推动农业高质量发展的核心抓手。长江中下游地区水土条件优越, 农业根基扎实, 是我国重要粮食生产与农产品供应基地, 在全国农业布局中占据关键地位。但区域农业发展仍存在明显短板: 小农分散经营模式普遍, 土地细碎化问题突出, 传统粗放生产方式难以搭建标准化、规模化现代农业体系, 农业生产效率提升速度受限。

与此同时, 传统农村金融体系长期存在供给短板, 金融资源大量集中于城市, 涉农贷款门槛高、流程烦琐、融资成本居高不下。广大农户、家庭农场等经营主体长期面临资金约束, 无力引进先进农机、流转连片耕地、开展农业技术研发, 资金短缺持续制约区域农业效率提升。数字普惠金融可以利用互联网与大数据相关的技术, 将金融服务所能触及的范围向外拓宽, 这一服务具有贷款门槛低、业务办理速度快、服务人群覆盖面广等特点, 农业经营主体产生的各类资金需求都能精准对接, 农村经营主体借钱难、贷款难、贷款农业产业也可以获得全新的资金支持, 以便完成升级改造。

数字普惠金融与农业生产效率的关联, 目前已有文献进行探讨, 但尚有研究空白: 大部分研究选取的是针对长江中下游地级市专项实证较少的全国省级面板资料; 现有成果大多只是对单一传导路径的检验, 没有对农业技术创新和规模经营的双重机制进行同步考察, 也缺乏分层异质性的基于市场层面的分析。因此, 利用2011年至2023年长江中下游七个省市的地级市面板数据, 实证分析数字普惠金融对农业全要素生产率的总体影响、传导机制以及市场化差异性。丰富对粮食主产区数字金融支农的研究, 为地方优化数字惠农金融政策和推进区域农业现代化提供实证依据。

二、文献综述

数字普惠金融依托大数据、云计算、移动互联网等数字技术重构传统农村金融服务体系, 打破物理网点、地

作者简介: 田丽(2000—), 女, 硕士研究生, 研究方向为农村发展;

杨伶俐(2001—), 女, 硕士研究生, 研究方向为农村发展;

姚春美(1997—), 女, 硕士研究生, 研究方向为农村发展;

袁一君(2002—), 女, 硕士研究生, 研究方向为农村发展。

通讯作者: 田丽

域条件的限制,以低门槛、低成本、广覆盖为核心特征,面向农户、家庭农场、涉农企业等经营主体提供信贷、保险、支付结算等多元化金融服务。郭峰等(2020)编制的北京大学数字普惠金融指数,从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度构建指标体系,是目前国内应用最为广泛的测度工具^[1]。国际层面 Tok 等(2022)指出金融科技虽拓宽金融普惠边界,但城乡、阶层数字鸿沟问题依旧客观存在^[2],Sinha(2024)基于印度数字支付发展经验,证实数字化金融服务能够快速下沉乡村市场,但低收入群体金融获得感提升有限^[3]。唐建军等(2022)从要素流动与技术扩散视角出发,发现数字普惠金融通过促进农业技术扩散,加快农业全要素生产率收敛^[4]。胡宗义等(2025)基于广义数字普惠金融指数的研究发现,数字普惠金融能够显著促进创业、培育新型农业经营主体,缩小城乡收入差距^[5]。

农业全要素生产率是衡量农业生产效率的核心指标,指在各类生产要素投入水平既定的条件下,所达到的额外生产效率。林青宁等(2023)系统梳理其演化脉络,提出该指标经历了索洛余值、内生增长到绿色包容的发展阶段^[6]。OECD(2022)发布权威指南,提出农业全要素生产率增长代表以更少投入换取更多产出的能力,包含技术进步、技术效率改善两大内核^[7]。海外学者 Sheng(2025)依托 18 个 OECD 国家长面板数据,证实技术进步是农业效率提升核心驱动力,但技术偏向性会拉大区域生产效率差距^[8]。Tekiner-Mogulkoc(2022)对土耳其区域农业数据测算后,同样验证技术变革是影响农业全要素生产率的核心因素^[9]。李伟等(2024)证实农业技术扩散可显著拉动农业全要素生产率^[10]。吴国松等(2021)则发现土地、劳动力要素市场扭曲会显著抑制农业生产效率提升^[11]。长江中下游作为核心粮食产区,农业全要素生产率能够直观反映区域农业现代化发展成色,是评判农业提质增效的核心依据。

关于数字普惠金融对农业全要素生产率的影响,学界形成了差异化研究结论。张启文等(2023)基于面板数据证实数字普惠金融能够显著提升农业全要素生产率,且使用深度的促进作用最强^[12]。但 Liu 等(2021)持相反观点,认为数字普惠金融会拉大非农与农业效率差距,降低农户务农积极性^[13]。机制层面,任健华等(2022)发现数字普惠金融通过农业资本深化赋能农业全要素生产率^[14],唐勇等(2023)验证农村人力资本发挥门槛约束作用^[15]。赵锦春(2024)结合跨国面板数据佐证,数字普惠金融能够依靠农业科技创新、资本深化双重路径提升农业生产效率^[16]。赵丹玉等(2023)提出数字普惠金融可依托数字乡村建设间接改善农业生产效率^[17]。由此可见,现有文献针对二者的作用效果、传导路径尚未形成统一结论,本文将在此基础上进一步深入探究。

目前相关研究仍存在明显不足:现有文献多选取全国省级样本,针对长江中下游七省市地级市的专项研究较少;多数研究仅单一检验某一条传导路径,未综合考察农业技术创新、规模经营多重机制;同时缺少基于市场化水平的分层异质性分析。基于此,本文依托 2011—2023 年长江中下游地级市面板数据,实证检验数字普惠金融对农业全要素生产率的总体效应、三维度差异、传导路径与市场化水平异质性,丰富粮食主产区数字金融支农的实证研究,为区域完善数字惠农政策提供参考依据。

三、理论分析与研究假设

3.1 数字普惠金融对长江中下游农业全要素生产率的直接影响

传统农村金融体系存在服务覆盖不足、信贷门槛偏高的现实短板,广大农户和各类新型农业经营主体,长久以来都会受到资金借贷方面的限制,无法充足购置农机、流转连片耕地、配套节水灌溉等生产资料,要素投入不足直接抑制农业产出效率提升^[18]。数字普惠金融依托移动互联网、大数据技术搭建线上金融服务渠道,简化涉农贷款审批流程、压缩线下交易成本,有效缓解农业生产阶段的流动性约束,为土地、劳动力、农资等基础要素合理配置提供稳定资金支撑^[19]。同时,数字化征信系统可以实现差异化的信贷投放,将金融资源更多地倾斜到拉长区域农业产业链、减少要素错配现象的农产品加工等高附加值行业和特色种养行业;以一扶一控的双向机制,共同优化农业资源配置效率,直接促进农业全要素生产率增长^[20]。对粗放型经营主体适度收紧授信额度,倒逼农业生产模式转型升级。据此提出假设:

H1: 数字普惠金融能够显著提升长江中下游地区农业全要素生产率。

3.2 数字普惠金融对农业全要素生产率的间接影响

数字普惠金融除产生直接促进效应外, 依托两条核心中介渠道形成间接驱动作用, 分别通过农业技术创新、农业规模经营传导至农业全要素生产率。其一为技术创新传导渠道。良种研发、智能农机普及、绿色耕作模式推广具备投入成本高、回报周期长、经营风险突出的特征, 传统金融工具难以充分对冲创新投入风险, 无法满足农业科创资金需求^[21]。数字普惠金融创新农业科创贷、涉农科技保险等专属金融产品, 分散技术落地过程中的不确定性, 降低经营主体创新融资成本, 加速先进农业技术大范围普及应用。先进技术能够优化生产要素配比, 减少化肥、人力等无效投入, 向外拓展农业生产前沿边界, 已有研究证实技术进步是数字普惠金融赋能农业全要素生产率的核心路径^[12]。由此提出假设:

H2: 数字普惠金融能够通过促进农业技术创新, 间接提升长江中下游农业全要素生产率。

其二为规模经营传导渠道。连片土地流转、规模化农机作业、标准化种养前期资金投入大, 普通农户依靠自有资金难以开展规模经营, 细碎化土地持续制约生产效率提升。数字普惠金融为农户、家庭农场提供低门槛土地流转信贷, 缓解土地整合、连片经营的资金约束, 推动小农户分散耕地集中连片, 扩大农业适度规模经营面积; 规模化生产便于统一引入智能农机、标准化耕作方案, 摊薄农业生产固定成本, 充分释放土地要素生产潜力, 进而提升区域农业全要素生产率。据此提出假设:

H3: 数字普惠金融能够通过扩大农业规模经营, 间接提高长江中下游农业全要素生产率

四、研究设计

4.1 模型构建

(1) 基准回归模型:

为验证数字普惠金融对长江中下游地区农业全要素生产率的整体直接作用, 本文构建双向固定效应面板基准模型, 同时控制地区固定效应与年份固定效应, 规避各区域先天农业条件、历年宏观经济与涉农政策扰动引发的估计偏误, 模型形式设定为:

$$ATFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 phjr_{it} + \sum \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $ATFP_{it}$ 表示下标*i*个省市第*t*年农业全要素生产率; $phjr_{it}$ 为第*i*个省市第*t*年数字普惠金融指数; $Controls_{it}$ 代表一系列控制变量; α_0 为常数项; α_1 、 α_2 分别为各变量对应的待估系数; μ_i 、 γ_t 、 ε_{it} 依次代表地区固定效应、年份固定效应与随机扰动项。

(2) 中介效应模型:

为探究数字普惠金融作用于农业全要素生产率的内在传导路径, 本文采用中介效应模型, 分别以农业技术创新、农业规模经营作为中介变量 M_{it} 分步检验, 模型设定如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 phjr_{it} + \sum \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$ATFP_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 phjr_{it} + \varphi_2 M_{it} + \sum \varphi_3 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, (2) 检验数字普惠金融对中介变量的影响: M_{it} 为中介变量, 依次指代农业技术创新、农业规模经营三类指标; β_0 为常数项; β_1 、 β_2 为各变量待估系数; 其余变量含义与基准回归模型保持一致。(3) 将核心解释变量与中介变量同时纳入回归方程:

φ_0 为常数项; φ_1 、 φ_2 、 φ_3 分别为对应变量的待估系数; 其余变量定义与前文相同。模型同步控制省市、年份双向固定效应, 缓解遗漏变量带来的估计偏差, 若 (2) 中的 β_1 、(3) 中的 φ_2 均显著, 则表明存在中介传导效应。

4.2 数据来源

本文把 2011 至 2023 年划定为研究时段, 选取长江中下游七个省市当作分析样本, 其中包含上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南; 文章衡量数字金融发展水平时, 采用北京大学编制的数字普惠金融整体指数, 同时搭配覆盖范围、使用深度、数字化程度三项分项指数, 这些指数的原始资料, 都来源于对外开放的数字普惠金融数据库; 想要算出农业综合生产效率 $ATFP$, 就要收集七类农业投入相关数据, 分别是务农劳动力、耕种土

地、农业机械、化肥、农药、农膜、有效灌溉面积，种植业总产值作为测算时的理想产出指标，以上所有投入、产出数据，均整理自各个省市逐年发布的统计年鉴与农村统计年鉴。

4.3 变量选取

(1) 被解释变量：为农业全要素生产率 (ATFP)。该变量是指农业要素投入下的综合产出效率。它是通过超效率 SBM 模型进行测量的，它能够有效克服传统 DEA 模型由于输入松弛而造成的测量错误。测算构建完整的投入产出体系，投入维度包含劳动力投入、土地投入、农机投入、化肥投入、农药投入、农膜投入、灌溉投入等七大农业基础生产要素，产出只设定种植业总产值作为预期产出，完整的测算指标如表 1 所示。

(2) 核心解释变量：数字普惠金融 (phjr)。本文选用北大数字普惠金融指数作为核心解释指标，整体分为覆盖广度、使用深度、数字化程度三个细分维度，能够完整反映长江各省市金融服务的普及和发展情况，如信贷、农业保险、数字支付等在涉农线路上的应用情况。基准回归使用指数总体数值，同时将指标滞后一期带入模型，缓解二者双向因果带来的内生偏差；拓展分析阶段分别对三个子维度回归，对比不同维度对农业全要素生产率的差异化影响，数据取自公开数字普惠金融数据库。

表 1 ATFP 的投入和产出指标

指标类型	变量名	变量说明	单位
投入指标	劳动力投入	种植业从业人员数	万人
	土地投入	农作物播种总面积	千公顷
	农业机械投入	农业机械总动力	万千瓦
	化肥投入	农用化肥投入	万吨
	农药投入	农药使用量	万吨
	农膜投入	农用塑料薄膜使用量	吨
	灌溉投入	农业有效灌溉面积	千公顷
产出指标	农业总产值	种植业总产值	亿元

(3) 中介变量。本文设置农业技术创新、农业规模经营两类中介指标，采用逐步回归中介模型检验内在传导机制。第一类是农业技术创新，数字普惠金融可以缓解农业经营主体的研发资金压力，降低技术交易的信息壁垒，激活区域农技市场，利用各地的技术市场成交额进行测算；第二类是农业规模经营。数字普惠金融为农户连片土地流转和规模化种植提供信贷支持，缓解土地整合资金压力，衡量农业规模化发展水平的是农作物总播种面积与种植业从业人员的比值。

(4) 控制变量。模型计算结果容易出现偏差，偏差大多来自部分变量没有纳入模型，基准回归里一共设置六项控制指标来缓解这类问题：粮食播种面积和农作物总播种面积的比值，用来代表当地农业结构，区域城镇常住人口占总人口的比例，对应城镇化发展水平，农林水务财政支出在地方财政总支出中的占比，可以体现财政对农业的扶持力度，耕地总面积除以务农从业人数，能够得到人均耕种土地规模，农村居民平均受教育年限，用来衡量农村人口文化水平，农机总动力经过对数转换后，代表当地农业机械化发展情况；后续拓展回归分析中，文章额外增加农村金融发展、道路交通基础设施、城乡收入差距三类控制指标，全部控制变量对应的原始数据，都从 CSMAR、CNRDS 数据库中收集整理。

五、实证结果与分析

5.1 描述性统计分析

文章里全部核心变量的描述统计相关数值，都在表格 2 当中完整展示出来。被解释变量农业全要素生产率 ATFP 均值为 0.526，整体农业生产效率水平偏低，区域间极值差距较大，说明各地农业提质增效进度分化明显；核心解释变量数字普惠金融 phjr 均值 212.503，但标准差达到 80.177，反映长江中下游各地市数字金融发展不均衡，区域数字鸿沟问题突出。其余城镇化率、财政支农、人均受教育年限等控制变量取值均处于合理区间，无极端异常数值，样本数据满足后续实证回归要求。

表 2 描述性统计

变量名称	样本	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ATFP	1027	0.526	0.194	0.263	0.479	1.037
phjr	1027	212.503	80.177	27.080	221.705	373.221
城镇化率	1027	0.591	0.117	0.234	0.589	0.896
财政支农力度	1027	10.478	1.536	4.110	10.817	12.881
GDP	1027	10.966	0.577	9.592	11.007	12.097
人均受教育年限	1027	9.256	0.395	8.367	9.282	10.654
农业土地流转率	1027	0.453	0.135	0.145	0.472	0.665
成灾受灾率	1027	0.055	0.046	0.001	0.050	0.285

5.2 基准回归结果

这一部分搭建基础回归模型,通过实证计算,分析数字普惠金融整体会对长江中下游各个地级市的农业综合生产效率产生什么样的影响。为规避双向因果引致的内生偏差,将核心解释变量数字普惠金融滞后一期处理,模型同步控制地区、年份双重固定效应,并纳入城镇化、财政支农、土地流转等多类控制变量,剥离其他因素对农业生产效率的干扰。整体数字普惠金融指数带来的综合作用,只会在基准回归部分做相关检验,是全文实证分析的基础核心结果,用于验证数字普惠金融对区域农业全要素生产率是否存在显著正向提升效应,为后续分维度、机制、异质性检验奠定实证基础。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)
	ATFP	ATFP
phjr	0.0008*** (5.00)	0.0007*** (4.52)
城镇化率	-0.3420*** (-4.39)	0.2057** (2.48)
GDP	0.0940*** (5.56)	-0.0689*** (-3.42)
财政支农力度	-0.0701*** (-14.81)	-0.0329*** (-12.81)
人均受教育年限	0.1228*** (4.44)	0.0286** (2.63)
农业土地流转率	-0.0667 (-0.92)	-0.4278*** (-9.29)
成灾受灾率	-0.0933 (-1.39)	-0.1478*** (-8.37)
常数项	-0.8324*** (-3.31)	1.2826*** (5.26)
年份	NO	YES
地区	NO	YES
N	1027	1027
R2	0.8066	0.9600

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著;括号内为 t 值。下同。

5.3 稳健性检验

(1) 替换变量 X 分解效应

基准回归采用数字普惠金融总指数进行分析,为区分不同维度的差异化影响,同时佐证结论稳健性,将总指数拆解为覆盖广度、使用深度、数字化程度三个分项指标分别回归,结果如表 4。回归结果显示,覆盖广度、使用深度、数字化程度的系数分别在 1%、5%、10% 的水平显著为正,三个维度均对农业全要素生产率存在正向推动作用,与基准回归所得核心结论保持一致。

表4替换变量X

	(1)	(2)	(3)
	ATFP	ATFP	ATFP
覆盖广度	0.0003*** (2.84)		
使用深度		0.0007** (2.17)	
数字化程度			0.0002* (1.99)
城镇化率	0.2676** (2.46)	0.2747** (2.40)	0.2729** (2.45)
财政支农力度	-0.0316*** (-12.59)	-0.0312*** (-12.35)	-0.0305*** (-11.94)
GDP	-0.0794*** (-3.64)	-0.0789*** (-3.51)	-0.0774*** (-3.50)
人均受教育年限	0.0312** (2.53)	0.0292** (2.30)	0.0284** (2.26)
农业土地流转率	-0.3938*** (-7.11)	-0.3617*** (-6.23)	-0.3643*** (-6.29)
成灾受灾率	-0.1701*** (-8.35)	-0.2162*** (-10.30)	-0.1937*** (-8.93)
常数项	1.4068*** (5.87)	1.3040*** (5.29)	1.4024*** (5.80)
年份	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES
N	1027	1027	1027
R2	0.9579	0.9583	0.9578

(2) 滞后一期

为缓解数字普惠金融与农业全要素生产率之间双向因果造成的内生性问题,将核心解释变量滞后一期得到 L.phjr 重新回归,结果如表 5。样本量缩减至 948 组,无论是否控制双向固定效应,滞后一期数字普惠金融的系数均通过 1% 水平显著性检验,各控制变量的回归规律也与基准回归基本吻合,再次验证二者正向关系稳定存在。

表5滞后一期

	(1)	(2)
	ATFP	ATFP
L.phjr	0.0007***	0.0005***

	(3.84)	(3.65)
城镇化率	-0.3206***	0.2695***
	(-3.93)	(2.79)
财政支农力度	-0.0668***	-0.0297***
	(-12.10)	(-12.00)
GDP	0.0958***	-0.0822***
	(5.42)	(-3.68)
人均受教育年限	0.1272***	0.0366***
	(3.99)	(3.04)
农业土地流转率	-0.0040	-0.4366***
	(-0.05)	(-9.84)
成灾受灾率	-0.0843	-0.1896***
	(-0.99)	(-7.54)
常数项	-0.9390***	1.3712***
	(-3.38)	(5.14)
年份	NO	YES
地区	NO	YES
N	948	948
R2	0.7971	0.9586

5.4 中介效应检验

(1) 农业技术创新机制

本文采用逐步回归中介模型检验农业技术创新的传导路径,回归结果见表6。列(1)验证数字普惠金融总效应显著为正;列(2)结果显示数字普惠金融能够显著推动农业技术创新;列(3)同时纳入核心解释变量与中介变量,二者系数均通过显著性检验,说明农业技术创新发挥部分中介作用,假设H2成立。数字普惠金融可降低农业科创融资成本、分散技术落地风险,加速良种、智能农机等先进农业技术普及,拓宽农业生产前沿,进而提升农业全要素生产率。

表6 农业技术创新机制

	ATFP	农业科技专利	ATFP
phjr	0.0007***	0.0015*	0.0007***
	(4.52)	(1.68)	(4.71)
农业科技专利			0.0205***
			(2.88)
城镇化率	0.2057**	-0.3364	0.2126**
	(2.48)	(-1.22)	(2.53)
财政支农力度	-0.0329***	0.0108	-0.0331***
	(-12.81)	(0.59)	(-13.32)
GDP	-0.0689***	-0.1728	-0.0653***
	(-3.42)	(-1.39)	(-3.22)
人均受教育年限	0.0286**	0.2619***	0.0233**
	(2.63)	(7.02)	(2.36)
农业土地流转率	-0.4278***	3.5674***	-0.5009***
	(-9.29)	(9.06)	(-14.55)

成灾受灾率	-0.1478*** (-8.37)	1.0326*** (4.63)	-0.1690*** (-9.48)
常数项	1.2826*** (5.26)	5.7865*** (4.70)	1.1641*** (4.42)
年份	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES
N	1027	1027	1027
R2	0.9600	0.9486	0.9605

(2) 农业规模经营

同理检验农业规模经营的中介传导效应，回归结果如表 7。列 (1) 总效应显著为正；列 (2) 表明数字普惠金融能够有效扩大农业适度规模经营；列 (3) 中核心解释变量与农业规模经营系数均显著，证实存在部分中介效应，假设 H3 成立。数字普惠金融为农户土地连片流转提供低成本信贷支持，缓解土地细碎化约束，规模化生产摊薄固定生产成本，充分释放土地要素产出潜力，最终改善区域农业生产效率。

表 7 农业规模经营

	(1)	(2)	(3)
	ATFP	农业规模经营	ATFP
phjr	0.0007*** (4.52)	0.0138** (2.31)	0.0007*** (4.56)
农业规模经营			0.0020** (2.43)
城镇化率	0.2057** (2.48)	5.2240 (1.39)	0.1953** (2.47)
财政支农力度	-0.0329*** (-12.81)	0.3992** (2.20)	-0.0337*** (-13.99)
GDP	-0.0689*** (-3.42)	-0.5748 (-0.55)	-0.0677*** (-3.39)
人均受教育年限	0.0286** (2.63)	-1.0758 (-1.25)	0.0308*** (2.99)
农业土地流转率	-0.4278*** (-9.29)	3.0816 (0.98)	-0.4340*** (-9.91)
成灾受灾率	-0.1478*** (-8.37)	-15.6431*** (-6.93)	-0.1167*** (-5.85)
常数项	1.2826*** (5.26)	21.6290 (1.40)	1.2395*** (5.23)
年份	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES
N	1027	1027	1027
R2	0.9600	0.8026	0.9605

5.5 异质性分析

基准回归只能体现数字普惠金融给农业生产综合效率带来的平均影响水平，本文引入市场化水平交互项开展异质性检验，结果见表 8。控制双向固定效应后，数字普惠金融与市场化水平交互项 $phjr \times market$ 系数显著为正，意味着市场化水平越高，数字普惠金融对农业全要素生产率的赋能效果越强。高市场化区域土地流转、农资

交易、涉农投融资机制更为完善,数字信贷资金可顺畅投入农机购置、连片种植与农业技术研发;市场化程度偏低地区要素流通存在壁垒,数字金融惠农红利难以充分释放,完善农村要素市场是放大数字金融支农效能的重要配套条件。

表 8 异质性

	(1)	(2)
	ATFP	ATFP
phjr	0.0006*** (5.45)	0.0005*** (2.80)
phjr × market	0.0002*** (11.53)	0.0001*** (5.59)
market	0.0017 (0.20)	-0.0120*** (-2.97)
城镇化率	-0.2797*** (-3.64)	0.1952** (2.37)
财政支农力度	-0.0462*** (-15.96)	-0.0256*** (-7.19)
GDP	0.0685*** (4.00)	-0.0611*** (-2.89)
人均受教育年限	0.1317*** (7.44)	0.0384*** (4.03)
农业土地流转率	-0.1127 (-1.44)	-0.2845*** (-7.48)
成灾受灾率	0.1391** (2.51)	-0.1777*** (-8.80)
常数项	-0.8776*** (-4.35)	1.0196*** (4.29)
年份	NO	YES
地区	NO	YES
N	1027	1027
R2	0.8617	0.9628

6. 结论和建议

本文基于 2011—2023 年长江中下游地级市面板数据开展实证研究,结果表明数字普惠金融及其覆盖广度、使用深度、数字化维度均能显著提升农业全要素生产率,多重稳健检验证实结论可靠;机制检验显示农业技术创新、农业规模经营发挥显著部分中介作用,市场化水平存在正向调节效应,市场环境越好数字金融支农效果越突出。据此,应完善农村数字金融服务,推出适配农业科创、土地流转的专项信贷,同时健全农村要素流通市场,破除流转壁垒,针对市场化薄弱地区加大配套扶持,差异化下沉数字金融资源,引导资金流向新型经营主体,依托技术升级与规模发展,持续推动长江中下游农业高质量发展。

参考文献:

- [1] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(04):1401-1418.
- [2] Tok Y W, Heng D, Kee S H. Fintech and financial inclusion: Is there a digital divide?[R]. Asian Development Bank Economics Working Paper Series, No. 658, 2022.

- [3] Sinha A. Digital payment revolution in India: The role of UPI and JAM trinity[J]. *Economic and Political Weekly*, 2024, 59(12): 45-53.
- [4] 唐建军, 龚教伟, 宋清华. 数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J]. *中国农村经济*, 2022(07): 81-102.
- [5] 胡宗义, 闫建超, 李毅, 等. 数字普惠金融的统计测度与时空演化特征[J]. *经济学动态*, 2025(12): 169-188.
- [6] 林青宁, 毛世平. 农业全要素生产率的演化过程、测算方法与未来展望[J]. *中国农业大学学报*, 2023, 28(04): 248-256.
- [7] OECD. Agricultural total factor productivity and the environment: A guide to emerging best practices in measurement[R]. OECD Food, Agriculture and Fisheries Paper No. 177, 2022.
- [8] Sheng Y. Agricultural productivity growth in OECD countries: Technological change, efficiency improvement and input scale[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2025, 76(1): 45-68.
- [9] Tekiner-Mogulkoc H. Using Malmquist TFP Index for evaluating agricultural productivity: Agriculture of Turkiye NUTS2 regions[J]. *Sigma Journal of Engineering and Natural Sciences*, 2022.
- [10] 李伟, 董涵, 石贝贝. 农业技术扩散与市场集中度对我国农业全要素生产率的影响效应[J]. *南方农业学报*, 2024, 55(07): 2192-2200.
- [11] 吴国松, 姚升. 要素市场扭曲对农业全要素生产率空间影响效应分解研究[J]. *中国农业资源与区划*, 2021, 42(12): 217-227.
- [12] 张启文, 田静. 数字普惠金融能否提升农业全要素生产率? ——基于异质性与空间溢出效应视角[J]. *东北农业大学学报(社会科学版)*, 2023, 21(01): 45-56.
- [13] Liu Y, Liu C, Zhou M. Does digital inclusive finance promote agricultural production for rural households in China? Research based on the Chinese family database (CFD)[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2021, 13(2): 475-494.
- [14] 任健华, 雷宏振. 数字普惠金融、资本深化与农业全要素生产率[J]. *社会科学家*, 2022(06): 86-95.
- [15] 唐勇, 吕太升. 数字普惠金融能提升农业全要素生产率吗? [J]. *哈尔滨商业大学学报(社会科学版)*, 2023(03): 3-16.
- [16] 赵锦春. 数字普惠金融能否提升农业全要素生产率? ——基于跨国面板数据的经验证据[J]. *现代经济探讨*, 2024(03): 109-121.
- [17] 赵丹玉, 崔建军. 数字普惠金融能够缩小城乡多维差距吗——基于农业全要素生产率中介效应的视角[J]. *西南民族大学学报(人文社会科学版)*, 2023, 44(08): 81-93.
- [18] 周月书, 苗哲瑜. 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响[J]. *中国农村观察*, 2023, (1): 40-58.
- [19] 罗光强, 王焕. 数字普惠金融对中国粮食主产区农业高质量发展的影响[J]. *经济纵横*, 2022, (7): 107-117.
- [20] 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.
- [21] 唐勇, 胡宇威. 数字普惠金融、技术创新与农业高质量发展——以我国粮食主产区为例[J]. *新疆农垦经济*, 2025, (4): 23-34.

A Study on the Impact of Digital Inclusive Finance on Agricultural Total Factor Productivity in the Middle and Lower Reaches of the Yangtze River

Tian Li¹, Yang Lingli¹, Yao Chunmei¹, Yuan Yijun¹

1. School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing, China

Abstract: Digital inclusive finance is an important support for modern agriculture to improve quality and efficiency, and improving agricultural total factor productivity is the core path to realize agricultural modernization in the middle and lower reaches of the Yangtze River. Based on the prefecture-level panel data of seven provinces and municipalities in the middle and lower reaches of the Yangtze River from 2011 to 2023, the study finds that digital inclusive finance has a significant positive effect on improving regional agricultural total factor productivity, and its coverage breadth, usage depth and digitalization degree all play positive driving roles. In terms of mechanism, digital inclusive finance can boost agricultural production efficiency by promoting agricultural technological innovation and expanding large-scale agricultural operation. Heterogeneity analysis shows that the empowering effect of digital inclusive finance is more significant in regions with higher marketization. Therefore, it is necessary to improve rural digital financial supporting facilities, implement differentiated agriculture-related financial services, release the efficiency dividend of digital finance benefiting agriculture, and promote high-quality agricultural development in the middle and lower reaches of the Yangtze River.

Keywords: digital inclusive finance; agricultural total factor productivity; the middle and lower reaches of the Yangtze River