

数字金融能否提升农户粮食绿色全要素生产率?

——基于黄河流域中上游 1250 户粮食种植户的调查数据

查建平¹, 蔡威熙², 赵 凯¹

(1.西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨凌 712100;

2.山东农业大学 马克思主义学院, 山东 泰安 271018)



摘 要 基于黄河流域中上游 1250 户粮食种植户的调查数据,运用 Tobit 模型和 2SLS 模型实证分析数字金融对粮食绿色全要素生产率的提升效应。研究结果表明:(1)数字金融能够显著提升粮食绿色全要素生产率。(2)数字金融通过促进农户非农就业,提高资本劳动比,以及促进农户采用绿色生产技术,进而提升粮食绿色全要素生产率,且数字金融对接受政府农技推广的农户群体影响更大。(3)随着粮食绿色全要素生产率分位点的上升,数字金融对粮食绿色全要素生产率的影响呈现出先下降后上升的“U”型趋势;对处于非粮食主产区、开展土地综合整治和家庭处于赡养期阶段农户群体而言,数字金融的绿色提升效应更明显。因此,应加快农村数字金融基础设施建设,加快农业劳动力转移并促进资本深化,加快农业绿色技术推广,同时把握农户不同适用情境的异质性。

关键词 粮食绿色全要素生产率; 数字金融; 黄河流域; 非农就业; 绿色生产技术

中图分类号: F3.3.3 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2025)05-0063-12

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.05.006

农业绿色发展事关国家粮食安全、资源安全与生态安全^[1]。黄河流域属于国家生态脆弱区,同时又是国家重要粮食生产区,2024 年粮食产量占到全国粮食总量的 35.08%^①。2024 年 9 月,习近平总书记在全面推动黄河流域生态保护和高质量发展座谈会上强调“推动发展方式全面绿色转型”“毫不放松抓好粮食和重要农产品生产”。然而黄河流域“高投入、高产出、高排放”的农业生产方式引发了资源短缺、环境污染等问题^[2],制约了农业生产方式的绿色转型。党的二十届三中全会提出“协同推进降碳、减污、扩绿、增长”“健全绿色低碳发展机制”。粮食绿色全要素生产率能够同时兼顾经济效益和环境效益的双重目标,在实现粮食增产的同时促进减污降碳,实现绿色低碳发展。因此,提升粮食绿色全要素生产率成为实现黄河流域生态保护和高质量发展的必由之路。

关于绿色全要素生产率的研究主要聚焦以下方面:一是测度方法。目前测量绿色全要素生产率的方法包括随机前沿分析(SFA)和数据包络分析(DEA)。在此基础上,Tone^[3]开发了超效率 SBM 模型,成为评估绿色全要素生产率的有效工具。二是指标选取。绿色全要素生产率考虑了生态环境污染,其指标体系涵盖了要素投入、期望产出以及非期望产出三方面的内容^[4]。三是影响因素,宏观层面包括农业环境规制^[5]、城镇化水平^[6]和区域经济发展水平^[7]等;微观层面包括劳动力转移^[8]、土地综合整治^[9]、农业生产外包^[10]和加入合作社^[11]等。

收稿日期:2024-08-30

基金项目:国家社会科学基金青年项目“习近平总书记关于黄河流域生态保护治理重要论述的理论创新及时代价值研究”(23CKS004);陕西省农业协同创新与推广联盟软科学项目“陕西粮食安全背景下榆林沙漠变农田的实现路径研究”(LMR202202)。

① 通过国家统计局公布数据计算得到:https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202412/t20241213_1957744.html。

近年来,中国数字金融服务不断向“三农”领域渗透,为提升粮食绿色全要素生产率提供了新方案。唐建军等^[11]发现,数字金融能够有效提升农业全要素生产率,但其研究未能反映数字金融的绿色效应。关于数字金融与农业绿色发展的关系,研究发现数字金融能够提升农业产出^[12],同时促进农户采用绿色生产技术^[13],降低农业碳排放强度^[14],实现农业绿色发展。从影响路径来看,数字金融通过促进信息获取^[15]、激励绿色技术创新^[16]、促进农地流转^[14]进而提升绿色全要素生产率,实现农业绿色发展^[17]。然而,现有研究主要聚焦于数字普惠金融指数的绿色效应,但数字金融的发展并不一定意味着普惠金融的实现^[18]。现实中由于数字鸿沟的存在,部分农户可能无法实际享受到数字红利。由此可见,微观视角下数字金融与粮食绿色全要素生产率关系的研究相对缺乏,尤其是数字金融能否通过影响技术效率和技术进步,实现粮食绿色全要素生产率长效提升的问题尚未得到验证。

鉴于此,本文基于2023年黄河流域小农户的微观调研数据,探讨了数字金融对粮食绿色全要素生产率的提升效应及作用机制。本文可能的边际贡献在于:第一,在研究视角上,本文基于微观视角探讨农户使用数字金融对粮食绿色全要素生产率的影响,能够更好地反映农户对数字金融的需求和响应。第二,在作用机制上,本文尝试从技术效率和技术进步视角剖析微观作用机制,有利于深化不同路径下数字金融与粮食绿色全要素生产率内在关系的理解。第三,在适用情境上,本文从效率情境、区域情境、政策情境以及家庭情境等方面,深入探析数字金融提升粮食绿色全要素生产率的适用情境,为发挥数字金融的绿色效应提供针对性、差异化的政策方案。

一、理论分析与研究假设

1. 概念阐释

(1)数字金融。数字金融泛指传统金融机构与互联网公司运用数字信息技术从而实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式^[19],包括数字支付、数字转账、数字借贷、数字理财、数字保险等手段^[20]。

(2)粮食绿色全要素生产率。粮食绿色全要素生产率指在粮食生产过程中,通过减少资源消耗和环境污染,获得最大化的期望产出,进而实现经济效益、社会效益与环境效益的协调统一^[6]。已有研究中与之相关的名词有环境技术效率^[10]、生态效率^[9]、绿色生产效率^[8]等,虽然定义不同但其本质基本一致,都是将非期望产出纳入指标体系,用以衡量农业绿色发展情况。

2. 数字金融对粮食绿色全要素生产率的直接影响分析

(1)数字金融通过“资金支持”效应提升粮食绿色全要素生产率。一方面,数字金融能够为农户提供资金支持,满足其资金需求。具体而言,数字借贷能够降低信贷门槛,为农户提供便捷的信贷支持;数字理财拓宽了农户投资渠道,为农业生产提供了资金积累;数字转账打破了资金使用的空间限制,提高了资金的流动性和使用效率。另一方面,数字金融的“资金支持”效应有利于鼓励农户改善农业新技术投入从而增加农业产出,同时新技术能够降低农业生产的资源消耗和污染物排放^[21],减少非期望产出。

(2)数字金融通过“风险应对”效应提升粮食绿色全要素生产率。根据风险感知理论,风险规避程度较高的农户通常做出偏离利润最大化目标的决策^[22],过量投入化肥、农药等化学品。其一,数字保险能分散农业生产风险带来的机会损失,改变了农户的风险偏好,有助于农户合理投入化学品,降低非期望产出。其二,数字借贷和数字保险是农户应对不确定性的重要手段,二者的协同发展能够充分发挥“资金+保障”的功能,提高农户投资能力和风险应对能力,提升粮食绿色全要素生产率^[11]。

(3)数字金融通过“成本优化”效应提升粮食绿色全要素生产率。一方面,数字金融的移动支付功能具有便捷性和透明性优势^[23],不仅提高了交易效率和安全性,降低交易成本,还有利于加速资金周转,提高资金利用效率。另一方面,依托于大数据技术,数字金融平台能够为农户精准匹配绿色生产技术产品,降低农户的信息搜寻成本^[24]。综上,本文提出假设H₁。

H₁:数字金融对粮食绿色全要素生产率具有提升作用。

3. 数字金融对粮食绿色全要素生产率的间接影响分析

粮食绿色全要素生产率包括技术效率和技术进步。其中,技术效率通常源自要素配置优化和管理效率提升等^[25],技术进步则主要源于新技术的采用和传播。

(1)数字金融可能通过优化要素配置提升粮食绿色全要素生产率。劳动力是最基础的生产要素。一方面,数字金融能够促进农户非农就业。首先,数字金融提高了农户获取就业信息的效率。例如,一些数字支付平台通过手机APP为农户提供最新的就业机会信息,打破了传统就业信息渠道的局限性。其次,数字金融打破了转账汇款的时间和空间限制,使得外出务工的农户能够随时随地进行资金转账,减少了非农就业的“阻力”^[26]。此外,数字金融为农户提供资金支持,以满足农户非农就业的出行、食宿等消费需求。

另一方面,非农就业造成了农业劳动力不足,使得农户通过提升资本劳动比进而提升粮食绿色全要素生产率。首先,数字金融缓解了农业生产的流动性约束,激励农户通过购买外包服务等方式弥补农业劳动力短缺,提升了资本劳动比。其次,资本劳动比的提高能够优化要素投入结构并提升生产效率,同时通过机械化作业提高了化学要素的使用效率^[4],最终提升了粮食绿色全要素生产率。综上,本文提出假设H₂。

H₂:数字金融通过促进农户非农就业进而提高资本劳动比,最终提升粮食绿色全要素生产率。

(2)数字金融可能通过促进农户采用绿色生产技术提升粮食绿色全要素生产率。一方面,数字金融能够促进农户采纳绿色生产技术。第一,数字金融有利于提高资金获取效率并降低交易成本,缓解农户的信贷约束。第二,数字金融的保险功能能够分散和转移技术采用风险,提高农户的风险承担水平,进而促进其采纳绿色生产技术^[13]。另一方面,绿色生产技术作为一种资源节约型和环境友好型技术,能够有效节约生产要素并缓解农业污染,提升粮食绿色全要素生产率。

技术推广通过技术示范、现场指导的方式,向农户传递了绿色生产理念并提高了绿色技术使用水平,降低了绿色技术运用不当的风险。此外,技术推广具有一定的“光环效应”,农户对政府的信任能够激发农户采纳绿色技术的积极性^[27]。因此,数字金融与技术推广发挥协同作用,能够同时缓解农户的资金约束和技术制约,促进农户采纳绿色技术进而提升粮食绿色全要素生产率。综上,本文提出假设H₃。

H₃:数字金融能促进农户采纳绿色生产技术进而提升粮食绿色全要素生产率,且数字金融对接受政府农技推广的农户群体影响更大。

本文的逻辑框架如图1所示:

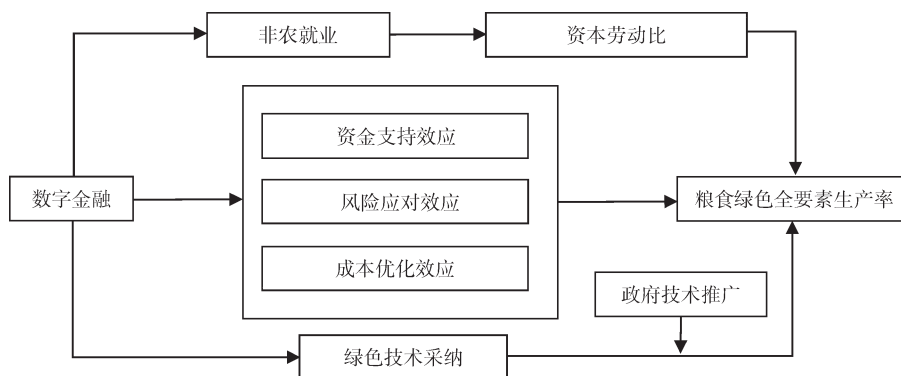


图1 逻辑框架

二、数据来源、变量选取与模型构建

1. 数据来源

本文数据源自西北农林科技大学“黄河流域生态保护和高质量发展”团队于2023年在黄河中上游地区开展的专项调研,包括甘肃、宁夏、内蒙古、山西、河南5个省(自治区)。黄河流域是中国重要

的农业经济带和粮食生产基地,同时面临生态环境脆弱、农业环境污染等问题,亟需实现农业绿色转型。

第一,结合黄河流域中上游地区自然地理条件和经济社会发展条件等突出特点,采用分层抽样的方法,选取12个县作为样本县。第二,综合考虑每个县的农业发展情况,在每个县随机抽取3~6个乡镇。第三,在每个乡镇随机抽取2~4个行政村作为样本村。第四,调研组采取随机入户的方式,在每个村随机抽取10~15个样本农户。由调研团队成员对农户开展访谈和结构化问卷调查。结合本文的研究内容,剔除关键信息缺失样本并保留以粮食生产为主的农户样本,最终获得有效样本1250份。

2. 模型设定

(1)超效率SBM模型:粮食绿色全要素生产率测算。超效率SBM模型采用非径向和非角度的测度方法,有利于避免偏差性问题,使得效率评估结果更加准确可靠。粮食绿色全要素生产率的计算方法如下:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{j=1}^{s_1} \frac{s_j^g}{y_{j0}^g} + \sum_{k=1}^{s_2} \frac{s_k^b}{y_{k0}^b} \right)} \tag{1}$$
$$s.t. \begin{cases} x_0 = X\lambda + s^-, y_0^g = Y^g\lambda - s^g, z_o^b = Z^b\lambda + s^b \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases} \tag{2}$$

式(1)和(2)中, s^- 、 s^g 、 s^b 分别为投入、期望产出和非期望产出的松弛变量。 x 为粮食生产中的要素投入量; y^g 表示期望产出量,包括粮食总产值和碳汇; s^b 表示非期望产出量,包括碳排放和面源污染。 X 、 Y^g 、 Z^b 分别为投入指标、期望产出、非期望产出指标的矩阵; λ 表示权重向量。当 $\rho=1$ 时,表示决策单元达到有效状态,否则表示无效率状态。

本文在构建指标体系时,参考相关研究^[1,4],考虑了粮食安全和环境保护的协同发展问题,从投入、期望产出和非期望产出3方面选取测度指标,见表1。

表1 粮食绿色全要素生产率的指标体系

类型	一级指标	二级指标	指标说明	单位
投入指标	土地投入	土地投入	2022年粮食播种面积	亩
	劳动力投入	劳动力投入	2022年粮食生产中自投工和雇工总投入量	工时
	资本投入	种子投入	2022年粮食生产中种子(种苗)投入费用	万元
		化肥投入	2022年粮食生产中化肥投入费用	万元
		农药投入	2022年粮食生产中农药投入费用	万元
		农膜投入	2022年粮食生产中农膜投入费用	万元
		机械投入	2022年粮食生产中农业机械(自用、租赁)投入费用	万元
	水资源投入	农业用水投入	2022年粮食生产中有效灌溉面积	亩
产出指标	期望产出	粮食产值	2022年粮食销售价格×产量	万元
		碳汇	2022年粮食生产中的总碳汇量	吨
	非期望产出	碳排放	2022年粮食生产中的碳排放量	吨
		面源污染	2022年粮食生产中的面源污染排放量	立方米

①投入指标。根据萨伊的价值理论^①,商品的价值是由土地、劳动、资本三种要素创造。本文首先选取土地投入、劳动力投入和资本投入作为投入指标(表1)。其次,考虑到水资源是农业生产中必不可少的生产要素,本文将水资源投入作为投入指标。参考相关做法^[1],将有效灌溉面积作为水资源投入的代理变量,选取依据为:一方面,由于各地区农业水价不同,导致农业用水无法用货币直接衡

① 萨伊认为“效用是由劳动、资本、土地共同创造的,生产三要素是价值的源泉。”

量;另一方面,小农户的农业用水来源一般为河流、水渠等地表水以及自然降水,且主要以大水漫灌为主,难以对农业用水量进行准确估计。

②期望产出指标。本文从粮食总产值和农业碳汇两方面表征粮食生产的期望产出。本文基于粮食作物的有机质总量计算农业碳汇,具体计算公式如下:

$$C = \sum_i^k C_i \times D_i = \sum_i^k C_i \times Y_i / H_i \quad (3)$$

式(3)中, C 表示粮食作物的碳汇总量, k 为粮食作物种类数量, C_i 为第 i 种粮食作物的碳吸收率, D_i 、 Y_i 、 H_i 分别表示第 i 种粮食作物的生物碳量、经济产量和经济系数。其中碳吸收率与经济系数参考陈罗焯等^[28]设定。

③非期望产出指标。本文从碳排放和农业面源污染两方面测度非期望产出。首先,对于粮食生产碳排放,本文从农地利用碳排放和粮食作物碳排放两方面测度。参考相关研究^[1],农地利用碳排放和粮食作物碳排放的具体计算公式如下:

$$E = \sum E_i = \sum T_i \times \delta_i \quad (4)$$

$$E_r = \sum_{i=1}^n S_i \times \omega_i \quad (5)$$

式(4)和(5)中, E 、 E_r 分别表示农地利用和粮食作物的碳排放总量; E_i 为第 i 类碳源的碳排放量; T_i 表示各种类碳排放源的数量; δ_i 表示各类碳排放源的碳排放系数,系数设定参考刘华军等^[29]的做法; S_i 为第 i 个省份样本农户的粮食种植面积, ω_i 指代农户所对应省份相应的 CH_4 排放系数,系数参照相关研究^[30]设定。

其次,参考潘丹等^[31]的做法,利用单元调查评估法核算农业面源污染,计算公式如下:

$$P = \sum_i^n P U_i \rho_i (1 - \eta_i) F_i \quad (6)$$

式(6)中, P 表示农业面源污染排放量; $P U_i$ 为农户 i 的指标统计数; ρ_i 表示产污强度系数; η_i 表示污染物的资源利用系数; F_i 为污染物的排放系数,由农户 i 的指标数和空间特征决定,表示区域内降水条件和管理政策对农业污染的综合影响。

参考相关研究^[4],本文重点关注粮食生产中由化肥和秸秆导致的农业面源污染。上述公式中的相关系数均参照相关研究^[32-33]和《污染源普查农业源系数手册》获得,同时借鉴畅倩等^[10]的思路,将总氮(TN)、总磷(TP)和化学需氧量(COD)转换为“等标污染排放量”,最终得到农业面源污染总量。

(2)基准回归模型。为实证检验数字金融对粮食绿色全要素生产率的影响,构建基准回归模型如下:

$$TFP_i = \alpha_0 + \alpha_1 DF_i + \alpha_2 X_i + \epsilon_i \quad (7)$$

式(7)中, TFP_i 表示第 i 个农户的粮食绿色全要素生产率;核心解释变量 DF_i 为农户数字金融使用; X_i 表示影响第 i 个农户粮食绿色全要素生产率的一系列控制变量; α_1 、 α_2 为相应的待估计参数, α_0 为截距项, ϵ_i 为误差残差项。

数字金融使用是农户决策行为,可能存在因遗漏变量和双向因果而导致的内生性问题。一方面,尽管本文尽可能将影响粮食绿色全要素生产率的因素纳入控制变量,但仍可能存在遗漏的不可观测变量;另一方面,模型可能存在反向因果问题,即粮食绿色全要素生产率更高的农户可能更倾向于使用数字金融。鉴于此,采用工具变量法解决上述问题,模型形式如下:

$$DF_i = \beta_0 + \beta_1 IV_i + \beta_2 X_i + \mu_i \quad (8)$$

式(8)中, DF_i 表示第 i 个农户的数字金融使用行为, IV_i 表示工具变量, X_i 为一系列控制变量, β_1 、 β_2 表示待估计参数, β_0 为截距项, μ_i 为误差残差项。

参考相关研究^[13,34],本文按照农户年龄与其所在的村庄进行分组,得到分组后其他农户数字金融使用的平均值,以此作为工具变量。具体而言:先将农户按照年龄划分为5组(小于等于30岁、(30,

40]、(40, 50]、(50, 60]、60 岁以上),再计算农户所在村庄中同年龄段其他农户数字金融使用的平均值,将其作为工具变量。其合理性在于:一方面,农户具有模仿效应,即农户通过观察他人行为来收集信息,使得农户自身行为趋同于他人^[35],农户使用数字金融会受到同村庄内同一年龄段的其他农户数字金融使用行为的影响,因此二者具有一定的相关性;另一方面,同村庄同年龄段其他农户的行为不会直接影响农户的粮食绿色全要素生产率,工具变量满足外生性要求。

(3)机制分析模型。参照江艇^[36]的研究,本文构建机制分析模型,具体形式如下:

$$CAP_i = \phi_0 + \phi_1 DF_i + \phi_2 X_i + \nu_i \tag{9}$$

$$CAP_i = \gamma_0 + \gamma_1 DF_i + \gamma_2 DF_i \times NFP_i + \gamma_3 NFP_i + \gamma_4 X_i + \sigma_i \tag{10}$$

$$TEC_i = \delta_0 + \delta_1 DF_i + \delta_2 X_i + o_i \tag{11}$$

上式中, CAP_i 和 TEC_i 分别表示农户资本劳动比和绿色技术采用, NFP_i 为农户非农就业, X_i 为控制变量, ϕ_0 、 ϕ_1 、 ϕ_2 、 γ_0 、 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 、 γ_4 、 δ_0 、 δ_1 、 δ_2 均表示待估计参数, ν_i 、 σ_i 、 o_i 表示随机误差项。

3. 变量选取

(1)被解释变量:粮食绿色全要素生产率。本文以 Dearun 为计算软件,运用超效率 SBM 模型进行测算。对于使用数字金融的农户来说,其粮食绿色全要素生产率均值为 0.420,比未使用数字金融农户的粮食绿色全要素生产率均值(0.387)高 0.033,且其差值在 1% 的统计水平上显著。变量定义和描述性统计见表 2。

(2)核心解释变量:农户数字金融使用。参照已有研究^[20],从数字支付、数字转账、数字借贷、数字理财、数字保险 5 个维度评估数字金融使用。若农户至少使用其中一种功能,则认为农户存在数字金

表 2 变量定义和描述性统计

变量名称	变量定义	总体 均值	处理 组均值	对照 组均值	差值
粮食绿色全要素生产率	使用超效率 SBM 模型测得	0.410	0.420	0.387	0.033***
数字金融	是否至少使用数字支付、数字转账、数字借贷、数字理财、数字保险中的一项:是=1;否=0	0.693			
性别	户主性别:男=1;女=0	0.943	0.951	0.924	0.026*
年龄	户主实际年龄	57.111	56.757	57.910	-1.153*
受教育年限	户主受教育年限	7.687	7.952	7.091	0.862**
健康状况	户主自评健康状况:不健康=1;一般=2;健康=3	2.655	2.680	2.598	0.082**
数字参与	手机上农业类相关 APP 的个数	0.540	0.572	0.465	0.107
人口规模	家庭总人数	4.101	4.181	3.920	0.262**
家庭总收入	2022 年家庭年总收入/万元(取对数)	10.868	10.859	10.888	-0.029
非农就业	家庭非农就业人数占比	0.326	0.345	0.284	0.061***
土地经营规模	家庭实际经营的耕地面积/亩(取对数)	2.102	1.984	2.370	-0.386***
土壤肥力	耕地土壤肥力:非常差=1;较差=2;一般=3;较好=4;非常好=5	3.375	3.367	3.395	-0.028
水利设施	村庄农田水利设施完善程度:不完善=1;不太完善=2;一般=3;较完善=4;非常完善=5	2.560	2.533	2.621	-0.088
道路便利性	村庄道路便利性:非常差=1;较差=2;一般=3;较便利=4;非常便利=5	3.717	3.676	3.809	-0.134**
乡镇距离	村庄距离乡镇政府的距离/里(取对数)	1.876	1.860	1.910	-0.050
银行距离	村庄距离最近银行网点的距离/里(取对数)	1.639	1.599	1.729	-0.130**
资本劳动比	亩均农业外包服务费用/农业劳动力(加 1 后取对数)	3.352	3.639	2.704	0.935***
技术采纳	是否采用节水灌溉、测土配方、有机肥、水肥一体化、生物农药等绿色生产技术:是=1;否=0	0.684	0.750	0.535	0.215***

注:①***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;②差值由处理组和对照组对应变量的均值相减得到;③空白单元格表示该项不适用。

融使用行为,即赋值为1,否则赋值为0。从描述性统计来看,69.300%的农户具有数字金融使用行为,未使用数字金融的农户占比为30.700%。

(3)控制变量。参考相关研究^[1,4,10],从户主个人特征、家庭特征、农业经营特征和村庄特征4方面选取控制变量。户主个人特征包括性别、年龄、受教育年限、健康情况、数字参与;家庭特征包括人口规模、家庭总收入、非农就业;农业经营特征包括土地经营规模、土壤肥力;村庄特征包括水利设施、道路便利性、乡镇距离、银行距离。

(4)机制变量。本文机制变量为资本劳动比和技术采纳。关于资本劳动比,张正平等^[37]使用农业资本总投入与农业劳动力人数的比值作为代理变量。随着外包服务市场发展,农业外包服务破解了农户高投资需求和低购买能力的矛盾,实现了资本对劳动的替代^[38],成为资本投入的重要形式。因此,本文采用亩均外包服务费用与农业劳动力的比值表示资本劳动比。

考虑到绿色生产技术能够提高要素使用效率并降低非期望产出,参考相关研究^[13],本文将农户是否采纳节水灌溉、测土配方、有机肥、水肥一体化、生物农药等绿色生产技术作为代理变量。

三、结果与分析

1. 基准估计结果

运用Stata15.0软件进行Tobit和2SLS回归,所有回归均采用聚类到村级层面的稳健标准误,结果如表3所示。多重共线性检验表明,所有变量的方差膨胀因子(VIF)均远远小于10,平均值为1.193,表明变量间不存在严重的多重共线性问题。Tobit估计结果表明,数字金融在1%的统计水平上正向显著,表明农户使用数字金融可以显著提升粮食绿色全要素生产率,研究假设H₁得以初步验证。

表3同样汇报了2SLS模型的回归结果。结果表明,工具变量的回归系数显著为正,表明工具变量满足相关性要求。在此基础上,本文对工具变量的有效性进行检验。DWH检验和LM统计量均显著为正,表明模型通过了内生性检验和不可识别检验。*F*统计量1077.780远大于10,且Cragg-Donald Wald *F*统计量高于10%水平的临界值16.38,两类统计量强烈拒绝弱工具变量的原假设。2SLS估计结果同样表明,数字金融能够显著提升粮食绿色全要素生产率。数字金融能够缓解农户绿色生产中的资金约束、提高风险管理水平并降低绿色生产成本,通过减少农业投入、增加农业产出并降低非期望产出,提升粮食绿色全要素生产率。

2. 稳健性检验

(1)更换解释变量。借鉴相关研究^[34],将农户使用数字金融的不同维度进行加总,得到数字金融使用水平作为代理变量重新进行估计。本文采用2SLS模型进行估计,由表4结果可知数字金融使用水平的回归系数显著为正,与基准估计结果一致。

(2)缩尾处理。分别对农户家庭总收入和土地经营规模进行1%的缩尾处理,以避免极端值对模型估计结果的影响。2SLS估计结果(表4)显示,数字金融仍通过了显著性检验,表明基准回归模型具有稳健性。

表3 基准估计结果 N=1250

变量	Tobit 模型		2SLS 模型	
	系数	标准误	系数	标准误
数字金融	0.041***	0.006	0.032***	0.007
性别	-0.005	0.007	-0.005	0.007
年龄	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000
受教育年限	-0.002**	0.001	-0.001**	0.001
健康状况	0.004	0.003	0.004	0.003
数字参与	0.001***	0.000	0.001***	0.000
人口规模	-0.001	0.001	-0.001	0.001
家庭总收入	0.001	0.006	0.0005	0.006
非农就业	-0.023***	0.006	-0.022***	0.007
土地经营规模	0.013***	0.003	0.013***	0.002
土壤肥力	0.006***	0.002	0.006***	0.002
水利设施	0.004**	0.002	0.004**	0.002
道路便利性	-0.002	0.002	-0.002	0.002
乡镇距离	-0.000	0.002	-0.000	0.002
银行距离	0.004	0.003	0.004	0.003
常数项	0.369***	0.063	0.378***	0.066
工具变量			1.006***	0.012
DWH检验			3.440*	
F统计量			1077.780	
Cragg-Donald Wald F统计量			1077.783	
LM统计量			582.766***	

注:①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;②标准为聚类到村级层面的稳健标准误;③工具变量的估计结果为2SLS模型第一阶段回归结果。下同。

表 4 稳健性检验:更换解释变量、缩尾处理及随机抽取样本

变量	更换解释变量		对家庭总收入缩尾		对土地经营规模缩尾		随机抽取样本	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字金融	0.070**	0.025	0.034***	0.006	0.032***	0.006	0.034***	0.007
控制变量	控制		控制		控制		控制	
常数项	0.406***	0.059	0.277***	0.033	0.377***	0.030	0.396***	0.072
工具变量	0.459***	0.140	1.009***	0.031	1.006***	0.031	0.994***	0.019
观测值	1250		1250		1250		1000	

(3)随机抽取样本。为避免抽样方式对模型估计结果的干扰,本文随机抽取 80% 的样本进行估计。结果显示,数字金融的回归系数仍正向显著,表明本文的核心结论未发生变化。

(4)使用倾向得分匹配法。表 5 汇报了数字金融影响粮食绿色全要素生产率平均处理效应,采用三种匹配方法得到的 *ATT* 值均通过显著性检验,且数值为正,表明前文的结论依然稳健。

表 5 稳健性检验:使用倾向得分匹配法 $N=1250$

匹配方法	处理组	对照组	<i>ATT</i>	标准误
K 近邻匹配	0.432	0.387	0.045***	0.005
卡尺匹配	0.420	0.379	0.040***	0.004
核匹配	0.420	0.379	0.040***	0.004
平均值			0.042	

3. 异质性分析

(1)效率情境。根据技术扩散理论,技术效率提升取决于农户资源禀赋和技术特征的适配度。由于资源禀赋、技术吸收能力和规模效应的不同,不同效率水平的农户在提升粮食绿色全要素生产率的能力和 demand 上存在显著差异。为了进一步探究数字金融的绿色提升效应是否存在异质性,本文采用分位数回归模型进行估计,并绘制了数字金融在不同分位数上的系数分布图(图 2)。

表 6 的估计结果表明,随着分位点的上升,数字金融对粮食绿色全要素生产率的影响呈现先下降后上升的“U”型趋势,即数字金融对粮食绿色全要素生产率水平较低和水平较高农户群体的提升效应更强。这表明,数字金融对粮食绿色全要素生产率的影响具有包容性和马太效应。其包容性表现为:粮食绿色全要素生产率较低的农户存在较大的效率提升空间,数字金融能够迅速改善其生产条件,显著提升粮食绿色全要素生产率。其马太效应体现在:粮食绿色全要素生产率水平较高的农户通常已经具备一定的生产效率和农业生产能力,此类农户往往能够更好地利用数字金融提高技术效率。

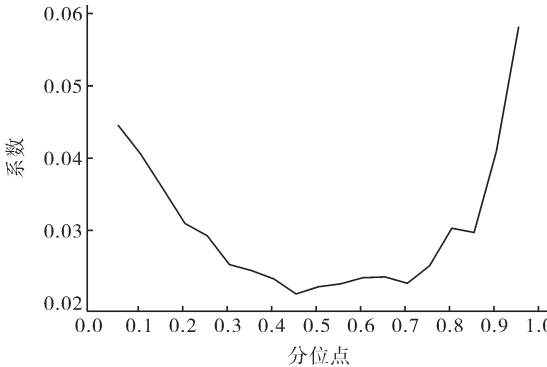


图 2 全分位数回归系数变化趋势

(2)区域情境。粮食生产功能区的制度导向与资源约束差异,导致数字金融的绿色效应存在区域差异。第一,粮食主产区^①长期承担粮食“产量安全”任务,形成以化学要素投入为核心的增产路径依赖。第二,粮食主产区传统农村金融机构服务体系相对完善,数字金融难以突破农户固有的融资

表 6 数字金融对粮食绿色全要素生产率影响的分位数回归结果 $N=1250$

变量	0.1 分位点		0.25 分位点		0.5 分位点		0.75 分位点		0.9 分位点	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字金融	0.041***	0.003	0.029***	0.002	0.022***	0.003	0.025***	0.005	0.041**	0.018
控制变量	控制		控制		控制		控制		控制	
常数项	0.331***	0.022	0.335***	0.013	0.351***	0.019	0.321***	0.037	0.317***	0.124

① 本文研究区域包括甘肃、宁夏、内蒙古、山西、河南等沿黄 5 省(自治区),其中内蒙古和河南为粮食主产区,其余 3 省(自治区)为非粮食主产区。

行为模式。接下来,本文将基于粮食生产功能区视角识别区域情境的异质性,估计结果见表7。

结果表明,数字金融对非粮食主产区农户的粮食绿色全要素生产率具有显著的提升作用,而对于粮食主产区没有显著影响。费舍尔检验的组间系数差异通过了10%统计水平的显著性检验,表明数字金融的绿色提升效应存在明显的区域异质性。其一,粮食主产区具有较完善的信贷支持政策,导致数字金融难以发挥其绿色效应;其二,粮食主产区化学要素使用强度大且碳排放总量过高^[39],导致实现绿色发展的阻碍较大^[21]。

(3)政策情境。土地综合整治是政府部门按照土地总体规划,通过土地平整、田间道路建设、水利设施建设等方式进行综合整治,从而改善农村基础设施条件的系统工程。土地整治后的耕地集中连片经营,打破了细碎化耕地对机械作业的物理阻隔,有利于实现绿色投入的边际成本递减。接下来本文将从耕地是否开展综合整治探究政策情境带来的异质性,估计结果如表8所示。

从结果来看,数字金融对开展土地综合整治的农户群体的影响更大,且二者的组间差异系数通过了显著性检验。农田综合整治加速了现代生产要素在耕地空间的集聚^[9],为农户采用农业外包服务和绿色技术提供了有利条件,更大程度提升了粮食绿色全要素生产率。

(4)家庭情境。家庭生命周期反映了家庭劳动力结构的变化。处于抚养期的年轻化家庭通常部分或完全脱离农业^[40]。随着生命周期阶段演变,家庭生命周期后期的农户就业优势下降,主要从事农业生产活动。因此,本文将基于农户家庭生命周期视角,探讨数字金融提升粮食绿色全要素生产率的适用情境。参考相关研究^[34],本文以农户家庭中是否有未满16岁的子女以及是否有65岁以上的老人作为划分依据,将农户家庭生命周期划分为抚养期、负担期、稳定期、赡养期和空巢期。具体划分方式如表9所示。

本文将农户按照家庭生命周期进行分组,分别构建了数字金融与不同阶段虚拟变量的交互项,并运用2SLS方法进行实证检验。由于样本中不存在处于空巢期的农户,因此本文仅分析其余4个阶段农户群体的异质性。由表10可知,数字金融对处于赡养期农户的粮食绿色全要素生产率具有显著的正向影响,对其他阶段的农户群体影响不显著。赡养期农户主要从事农业生产活动,且成年子代具有较强的技术采纳能力,能够充分利用数字金融优化资源配置和引入绿色生产技术,从而显著提升粮食绿色全要素生产率;而抚养期、负担期和稳定期农户由于农业生产目标、生计策略选择等方面的约束,数字金融的绿色提升效应难以显现。

4. 机制分析

表11为数字金融通过优化要素配置进而提升粮食绿色全要素生产率的回归结果。列(1)显示,数字金融对农户资本劳动比具有显著的正向影响。这表明数字金融能够激励农户采用农业外包服务代替农业劳动力,提升了资本劳动比。

表7 基于区域情境的异质性估计结果

变量	粮食主产区		非粮食主产区	
	系数	标准误	系数	标准误
数字金融	0.021	0.017	0.040***	0.009
控制变量	控制		控制	
常数项	0.187**	0.092	0.423***	0.067
工具变量	0.951***	0.039	1.000***	0.016
观测值	359		891	
组间系数差异			-0.019*	

表8 基于政策情境的异质性估计结果

变量	开展土地综合整治		未开展土地综合整治	
	系数	标准误	系数	标准误
数字金融	0.043***	0.008	0.021*	0.011
控制变量	控制		控制	
常数项	0.350***	0.097	0.380***	0.057
工具变量	1.016***	0.028	0.937***	0.037
观测值	588		662	
组间系数差异			0.022**	

表9 农户家庭生命周期阶段的划分依据

家庭生命周期阶段	划分依据
抚养期	有未满16岁的子女,无65岁以上的老人
负担期	有未满16岁的子女,有65岁以上的老人
稳定期	无未满16岁的子女,无65岁以上的老人
赡养期	无未满16岁的子女,有65岁以上的老人
空巢期	仅有65岁以上的老人

表 10 基于家庭情境的异质性估计结果

N=1250

变量	抚养期		负担期		稳定期		赡养期	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字金融	0.031***	0.009	0.032***	0.008	0.026**	0.012	0.027***	0.009
数字金融×抚养期	0.006	0.013						
抚养期	0.001	0.010						
数字金融×负担期			0.001	0.022				
负担期			0.003	0.017				
数字金融×稳定期					0.013	0.013		
稳定期					−0.011	0.010		
数字金融×赡养期							0.021*	0.012
赡养期							−0.018**	0.008
控制变量	控制		控制		控制		控制	
常数项	0.378***	0.065	0.378***	0.066	0.385***	0.068	0.382***	0.067
工具变量	0.882***	0.015	0.959***	0.014	0.709***	0.023	0.856***	0.018

由列(2)可知,数字金融与非农就业的交互项对资本劳动比具有显著正向影响,这表明数字金融能够促进农户非农就业进而提升资本劳动比,验证了研究假设H₂。此外,数字金融对资本劳动比的直接影响不显著,这恰好表明数字金融对资本劳动比的影响是通过优化劳动力配置实现的。因此,数字金融能够促进农户非农就业,并通过社会分工促进农户采用农业外包服务,进而提升粮食绿色全要素生产率。

由表 12 全样本回归结果可知,数字金融对农户采纳绿色生产技术的的影响显著为正,这表明数字金融通过促进农户采纳绿色生产技术进而提升粮食绿色全要素生产率。

表 12 分组回归结果表明,数字金融对接受农技推广的农户群体影响更大,且组间系数差异显著为正。这表明,数字金融与技术推广的协同作用发挥了“资金+技术”的功能,促进了农户采纳绿色生产技术,最终提升粮食绿色全要素生产率。研究假设H₃得以验证。

四、结论与启示

本文基于黄河流域中上游地区粮食种植户的微观数据,探究了数字金融对粮食绿色全要素生产率的影响及作用机制,主要结论如下:(1)数字金融能显著提升粮食绿色全要素生产率,且农户数字金融使用水平越高,粮食绿色全要素生产率越高。(2)机制分析表明,数字金融主要通过提升资本劳动比和采用绿色生产技术进而提升粮食绿色全要素生产率。(3)随着粮食绿色全要素生产率分位点的上升,数字金融对粮食绿色全要素生产率的影响呈现出先下降后上升的“U”型趋势;对于非粮食主产区、开展土地综合整治和家庭处于赡养期农户的粮食绿色全要素生产率提升效应更明显。

表 11 要素配置视角下数字金融提升粮食绿色全要素生产率的影响机制结果

N=1250

变量	(1)资本劳动比		(2)资本劳动比	
	系数	标准误	系数	标准误
数字金融	0.811***	0.181	0.449	0.295
数字金融×非农就业			1.176**	0.506
非农就业			−0.251	0.406
控制变量	控制		控制	
常数项	1.837**	0.862	2.128**	0.867
工具变量	1.001***	0.013	0.696***	0.024

表 12 技术采纳视角下数字金融提升粮食绿色全要素生产率的影响机制结果

变量	绿色生产技术					
	全样本		接受农技推广		未接受农技推广	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字金融	0.274***	0.085	0.440***	0.116	0.179**	0.090
控制变量	控制		控制		控制	
常数项	0.776***	0.223	0.715***	0.220	0.787**	0.330
工具变量	1.006***	0.012	1.014***	0.043	1.002***	0.022
观测值	1250		456		794	
组间系数差异					0.261***	

基于上述结论,本文得到如下启示:

(1)加快农村数字金融基础设施建设,提高农户数字金融使用能力。其一,加大农村地区数字基础设施建设,简化线上贷款流程,提高数字金融的供给能力。其二,开展数字金融知识的政策宣传和教育培训,提高农户的数字金融素养和使用能力,从需求端促进农户数字金融的响应和参与。

(2)加快农业劳动力非农转移,促进资本深化。其一,建立外出就业人员数字金融服务机制,为就业人员提供数字转账、数字借贷等服务。其二,将绿色生产纳入财政支持体系,通过以奖代补、税收减免等形式引导农业社会化服务组织从事绿色化生产。

(3)加快农业绿色技术推广,促进农户技术采用。其一,通过宣传、培训等方式提高农户绿色生产意识和技术使用技能,鼓励农户采用绿色生产技术。其二,充分发挥“数字+政府”的协同作用,鼓励金融机构与农业技术推广部门共同开发绿色金融产品,为农户提供精准的技术指导和资金支持。

(4)准确把握不同适用情境的异质性,开展多元化、差异化的政策方案。将农村金融资源重点向较低和较高绿色生产效率、非粮食主产区、开展土地综合整治以及家庭生命周期处于赡养期阶段的农户群体倾斜,从而发挥数字金融的绿色功能。

参 考 文 献

- [1] 薛永基,薛艳金,张圆圆.加入合作社能否提高家庭农场绿色全要素生产率——基于苏赣陕892家种植类家庭农场的调查数据[J].中国农村经济,2024(2):67-89.
- [2] 查建平,周霞,周玉玺.黄河流域农业绿色发展水平综合评价分析[J].中国农业资源与区划,2022,43(1):18-28.
- [3] TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J].European journal of operational research, 2002,143(1):32-41.
- [4] 张仁慧,马林燕,赵凯,等.农业生产托管对粮食绿色生产效率的提升作用[J].资源科学,2023,45(11):2248-2263.
- [5] 黄伟华,祁春节,方国柱,等.农业环境规制促进了小麦绿色全要素生产率的提升吗?[J].长江流域资源与环境,2021,30(2):459-471.
- [6] 陆杉,熊娇.基于GWR的长江经济带农业绿色效率时空分异及影响因素研究[J].地理科学,2023,43(2):337-348.
- [7] LIU D, ZHU X, WANG Y. China's agricultural green total factor productivity based on carbon emission: an analysis of evolution trend and influencing factors[J].Journal of cleaner production, 2021,278:123692.
- [8] 赵雯歆,罗小锋,唐林.劳动力转移对农户粮食绿色生产效率的影响——兼论技术推广的作用[J].资源科学,2023,45(7):1440-1454.
- [9] 吴诗嫚,丁如,匡兵,等.土地综合整治对耕地利用生态效率的影响研究——基于农户微观数据的实证分析[J].中国土地科学, 2023,37(11):95-105.
- [10] 畅倩,蔡瑜,赵敏娟.生产环节外包与农业环境技术效率的“U”型关系——来自中国粮食主产区的证据[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2023,23(2):138-150.
- [11] 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(7):81-102.
- [12] 方观富,蔡莉.数字普惠金融如何影响农业产出:事实、机制和政策含义[J].农业经济问题,2022(10):97-112.
- [13] 李家辉,陆迁.数字金融对农户采用绿色生产技术的影响[J].资源科学,2022,44(12):2470-2486.
- [14] 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.
- [15] LIU D, LI Y, YOU J, et al. Digital inclusive finance and green total factor productivity growth in rural areas[J].Journal of cleaner production, 2023,418:138159.
- [16] GAO Q, CHENG C, SUN G, et al. The impact of digital inclusive finance on agricultural green total factor productivity: evidence from China[J].Frontiers in ecology and evolution, 2022,10:905644.
- [17] GUO H, GU F, PENG Y, et al. Does digital inclusive finance effectively promote agricultural green development? A case study of China[J].International journal of environmental research and public health, 2022,19(12):6982.
- [18] HE J, LI Q. Can online social interaction improve the digital finance participation of rural households?[J].China agricultural economic review, 2020,12(2):295-313.
- [19] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.
- [20] 翁飞龙,霍学喜.数字金融对苹果种植大户农地转入的影响:作用机制与异质性研究[J].农村经济,2023(6):64-73.
- [21] 王磊,马金铭.数字普惠金融影响农业绿色发展的机制与效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(6):14-27.

- [22] 仇焕广, 栾昊, 李瑾, 等. 风险规避对农户化肥过量施用行为的影响[J]. 中国农村经济, 2014(3): 85-96.
- [23] 熊健, 杨军. 数字化背景下的农村金融排斥: 数字机遇还是数字鸿沟[J]. 农业技术经济, 2023(12): 111-122.
- [24] 邓伟华, 米运生, 詹舒琪, 等. 数字金融与农地流转的市场化转型: 影响效应与作用机制[J]. 财经论丛, 2023(9): 47-58.
- [25] 赵文哲. 财政分权与前沿技术进步、技术效率关系研究[J]. 管理世界, 2008(7): 34-44.
- [26] 王晶, 吕新业, 吕开宇. 数字金融使用对农户生计多样化的影响研究[J]. 农村经济, 2021(8): 62-71.
- [27] 杨兴杰, 齐振宏, 杨彩艳. 公共农技推广与数字农技服务促进了农户采纳稻虾共作模式吗[J]. 农业技术经济, 2024(6): 107-123.
- [28] 陈罗烨, 薛领, 雪燕. 中国农业净碳汇时空演化特征分析[J]. 自然资源学报, 2016, 31(4): 596-607.
- [29] 刘华军, 鲍振, 杨骞. 中国农业碳排放的地区差距及其分布动态演进——基于 Dagum 基尼系数分解与非参数估计方法的实证研究[J]. 农业技术经济, 2013(3): 72-81.
- [30] 闵继胜, 胡浩. 中国农业生产温室气体排放量的测算[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(7): 21-27.
- [31] 潘丹, 应瑞瑶. 资源环境约束下的中国农业全要素生产率增长研究[J]. 资源科学, 2013, 35(7): 1329-1338.
- [32] 赖斯芸, 杜鹏飞, 陈吉宁. 基于单元分析的非点源污染调查评估方法[J]. 清华大学学报(自然科学版), 2004(9): 1184-1187.
- [33] 石凯含, 尚杰. 农业面源污染防治政策的演进轨迹、效应评价与优化建议[J]. 改革, 2021(5): 146-155.
- [34] 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.
- [35] 唐若迪, 吉小燕, 陈超. 生产外包服务对小农户劳动力配置的优化作用——基于成员就业决策和家庭收入的视角[J]. 农业技术经济, 2023(4): 52-63.
- [36] 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.
- [37] 张正平, 王琮. 数字普惠金融发展对农业生产有资本替代效应吗? ——基于北京大学数字普惠金融指数和 CFPS 数据的实证研究[J]. 金融评论, 2021, 13(6): 98-116.
- [38] 唐林, 罗小锋, 张俊飏. 购买农业机械服务增加了农户收入吗——基于老龄化视角的检验[J]. 农业技术经济, 2021(1): 46-60.
- [39] 付舒斐, 朱丽萌, 吕添贵, 等. 乡村数字化转型对耕地绿色利用效率的影响机制及门槛效应研究[J]. 中国土地科学, 2024, 38(4): 90-100.
- [40] 李敏, 陈尧, 唐鹏, 等. 家庭生命周期对农户宅基地退出意愿的影响[J]. 资源科学, 2020, 42(9): 1692-1703.

Can Digital Finance Enhance Farmers' Green Total Factor Productivity in Grain Production

——An Empirical Study Based on 1250 Grain Growers in the Upper and Middle Reaches of the Yellow River Basin

CHA Jianping, CAI Weixi, ZHAO Kai

Abstract Drawing on survey data from 1250 grain farmers in the upper and middle reaches of Yellow River Basin, this study employs Tobit and Two-Stage Least Squares (2SLS) models to empirically analyze the impact of digital finance on the improvement of green total factor productivity of grain production (GGTFP). The findings are as follows: 1) Digital finance significantly boosts GGTFP. 2) Digital finance promotes non-agricultural employment among farmers, increases the capital-labor ratio, and encourages the adoption of green production technologies, thereby enhancing GGTFP, with stronger effects observed among households that participate in government agricultural technology extension programs. 3) As the quantile of GGTFP increases, the impact of digital finance on GGTFP exhibits a “U-shaped” trend, initially declining and then rising. For farmers in non-major grain-producing areas, those engaged in comprehensive land consolidation, and those in the family support stage, the positive effect of digital finance on GGTFP is more pronounced. Therefore, efforts should be intensified to advance the construction of rural digital financial infrastructure, accelerate the transfer of agricultural labor, promote capital deepening, and expedite the dissemination of green agricultural technologies, while tailoring policies to the heterogeneous conditions of different farmer groups.

Key words green total factor productivity of grain production; digital finance; Yellow River basin; non-farm payrolls; green production technology

(责任编辑:王 薇)