

绿色金融何以提升农业碳全要素生产率？

孔凡斌^{1,2}, 张勇康¹, 徐彩瑶^{2*}, 翟郡¹

(1.南京林业大学 数字林业与绿色发展研究院/经济管理学院, 江苏 南京 210037;

2.浙江农林大学 浙江省乡村振兴研究院/“千万工程”研究院/经济管理学院, 浙江 杭州 311300)

摘要: 基于中国30个省域单元2012—2023年面板数据, 运用固定效应模型和中介效应模型实证检验绿色金融对农业碳全要素生产率的影响及其农村金融、财政支农和人力资本的中介效应。结果表明, 绿色金融能够显著提升农业碳全要素生产率, 经过一系列稳健性检验后, 结论依然成立。异质性分析结果表明, 在非粮食主产区、经济不发达地区、绿色金融改革创新试验区及高农业碳全要素生产率地区, 绿色金融能够显著提升农业碳全要素生产率, 虽然在非绿色金融改革创新试验区也有提升作用, 但效应要弱于试验区。机制分析结果表明, 绿色金融可以通过促进农村金融发展、财政支农和人力资本发展三个途径间接提升农业碳全要素生产率。

关键词: 绿色金融; 农业碳全要素生产率; 农村金融; 财政支农; 人力资本

中图分类号: F832; F323

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2025)04-0010-10

How does green finance improve agricultural carbon total factor productivity?

KONG Fanbin^{1,2}, ZHANG Yongkang¹, XU Caiyao^{2*}, ZHAI Jun¹

(1.Digital Forestry and Green Development Research Institute / College of Economics and Management, Nanjing Forestry University, Nanjing 210037, China; 2. Academy of Rural Revitalization of Zhejiang Province / “Ten Million Project” Research Institute / College of Economics and Management, Zhejiang Agriculture and Forestry University, Hangzhou 311300, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provincial units in China from 2012 to 2023, the impact of green finance on agricultural carbon total factor productivity (ACTFP) and the mediating effects of rural finance, fiscal agricultural support, and human capital was empirically examined by using a fixed-effect model and a mediating effect model. The results show that green finance can significantly improve ACTFP, and the conclusion remains valid after a series of robustness tests. Heterogeneity analysis demonstrates that green finance significantly boosts ACTFP in non-major grain-production areas, economically underdeveloped regions, green finance reform and innovation pilot zones, and regions with high ACTFP. Although there is also an enhancing effect in non-pilot zones, the effect is weaker than in the pilot zones. Mechanism analysis reveals that green finance indirectly promotes ACTFP through three pathways: promoting rural financial development, strengthening fiscal agricultural support, and advancing human capital development.

Keywords: green finance; agricultural carbon total factor productivity; rural finance; fiscal agricultural support; human capital

收稿日期: 2025-03-22

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(23ZDA105); 国家自然科学基金面上项目(42371294); 国家自然科学基金青年项目(42301328, 72203095); 江苏省研究生科研与实践创新计划项目(SJCX240373)

作者简介: 孔凡斌(1967—), 江西九江人, 博士, 教授, 主要从事农林经济、生态经济、资源环境经济研究。*为通信作者。

一、问题的提出

改革开放以来, 中国农业发展取得了举世瞩目的成就, 粮食产出水平得到了极大提升。2012年以来, 粮食产量连续9年稳定在1.3万亿斤以上, 2023年粮食产量达到13 908亿斤, 比2012年增加了2 117.2亿斤, 粮食单产也从2012年的353公斤/亩增长到2023年的390公斤/亩^①。然而, 伴随着粮食产量的持续增长, 包括二氧化碳等温室气体过量排放在内的农业

环境问题不断涌现^[1]。2023年中国温室气体排放总量为126亿吨二氧化碳当量(占全球的34%),其中农业碳排放量占全国总量的6.7%,农业成为中国重要的温室气体排放源。中国承诺2030年前“碳达峰”、2060年前“碳中和”,农业减排势在必行。2022年5月,农业农村部、国家发展改革委联合印发《农业农村减排固碳实施方案》,明确要协同推进农业增产与农业环境改善。在“双碳”战略和粮食安全战略下,提升农业碳全要素生产率实现农业低碳高产出是必然的选择。

农业碳全要素生产率是衡量农业生产效率的重要指标,它反映了在碳排放约束的条件下农业产出与全部生产要素投入之间的综合效率关系。提高农业碳全要素生产率的核心在于同时兼顾经济产出增长和碳排放减少,实现农业的绿色低碳发展^[2]。影响农业碳全要素生产率的因素可归纳为技术^[3]、要素配置^[4]、制度政策^[5]、自然条件^[6]及社会经济环境^[7]五大类。绿色金融兼具制度政策属性与社会经济环境特征。绿色金融能够通过市场化资金配置^[8]和政策激励^[9]直接影响农业生产的要素投入结构、技术选择和资源配置效率,从而推动农业碳全要素生产率的提升。早在2016年8月,中国人民银行等七部委联合发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》明确提出要通过绿色信贷、绿色债券、绿色股票指数和相关产品、绿色发展基金、绿色保险、碳金融等金融工具和相关政策支持经济向绿色化转型。绿色金融通过资金供给、风险管理和价格信号三大途径破解农业减排的资本与技术瓶颈,驱动农业碳全要素生产率的提升,逐渐成为改善农业环境、应对气候变化、促进资源高效利用^[10]和实现农业绿色发展^[11]的重要推动力。

明晰绿色金融影响农业碳全要素生产率的效应是科学评价绿色金融发展效果和优化政策的基础。研究绿色金融影响农业碳全要素生产率的本质在于探究纳入碳排放考量的绿色金融对农业生产效率的影响及其作用机制^[12]。当前,中国绿色金融进入农业领域的规模不断扩大、支持政策体系与标准日趋完善,处于挑战与机遇并存的新发展阶段,绿色金融与农业碳全要素生产率的关系引起了学界的重视。Ren等^[13]将绿色金融改革创新试验区的设立作为一项准自然实验,研究发现试验区的设立提升了试点区域的农业碳全要素生产率,并对邻近

地区的农业碳全要素生产率产生了显著的空间溢出效应。刘俊霞等^[14]从微观农户视角进一步证实了这一结论。但这两项研究均局限于试点区域,缺乏非试点城市的对比验证,削弱了研究结论的普适性。Li等^[15]通过构建绿色金融发展水平指标体系量化分析得出,绿色金融对农业碳全要素生产率的提升效应呈现倒“U”形特征。但此研究的绿色金融发展水平指标体系设计较为笼统,未能精准反映绿色金融在农业领域的具体贡献程度。Li和Cui^[16]测算了农业碳全要素生产率与绿色金融的耦合协调度,探明了两者耦合关系的时空演变规律及主要影响因素,但未能阐明绿色金融对农业碳全要素生产率的影响效应和作用机制。

从整体上看,既有关于绿色金融对农业碳全要素生产率影响的研究仍显薄弱,对二者因果关系及作用机制的研究存在明显欠缺,致使理论研究为政策实践创新提供的科学证据还有限,有必要进一步整理中国农业相关数据,全面准确地测度绿色金融和农业碳全要素生产率,科学分析绿色金融对农业碳全要素生产率的影响及多维度异质性特征,以期完善绿色金融支持农业绿色发展的政策提供学理支撑。

二、理论分析与研究假说

(一) 绿色金融对农业碳全要素生产率的影响

根据庇古税与科斯定理,农业碳排放具有负外部性,传统生产模式未能充分重视环境成本,绿色金融通过差异化定价(如优惠利率、碳定价)将环境外部性内部化,激励低碳技术应用,优化资源配置,提升农业碳全要素生产率。根据环境库兹涅茨曲线(EKC)理论,绿色金融可加速农业跨越“高污染、高排放”发展阶段,通过资金引导推动生产方式向低碳集约化转型,降低单位产出的碳排放强度。基于金融发展理论,绿色金融能够通过风险管理(如气候保险)、信息揭示(如碳信息披露)和资源动员(如绿色债券)等功能,缓解农业低碳转型中的市场失灵,提高资本、技术等要素的配置效率,降低单位产出的碳排放强度。根据信贷约束理论,农业面临低碳技术投资的融资约束,绿色金融通过专项信贷、风险补偿等工具解决资金短缺问题,促进减排技术(如精准农业、沼气工程)的普及,提升农业碳全要素生产率。不仅如此,绿色金融通过定向资金支持(如低息贷款、绿色基金)降

低低碳技术的采用成本,推动农业生产从高碳技术模式(如“化肥依赖”农业)转向绿色创新模式(如有机农业、光伏农业),通过规模化融资(如绿色债券支持大型沼气项目)加速低碳技术的应用,形成规模效应,从而提升农业碳全要素生产率。与此同时,绿色金融通过相关政策(如碳金融工具、环境信息披露)向市场明确低碳导向,增强农户和企业的减排动机,优化生产决策,推动农业系统向低碳高效均衡跃迁。既有研究也表明,绿色金融作为环境治理与经济发展协同推进的重要政策工具,能够通过定向资金投入缓解农业资金约束^[17]、引导技术变革和优化要素配置^[18,19],进而直接提升农业碳全要素生产率,助力实现“增产”与“降碳”的双重目标。综上,绿色金融能够从三个方面推动农业低碳转型:一是拓宽融资渠道,通过绿色信贷、债券、基金等工具破解低碳农业的融资难题;二是促进技术升级,借助差异化利率、专项贷款等定向支持减排设备购置,并发行绿色债券为沼气工程、光伏农业等长周期项目提供融资保障;三是优化要素配置,通过市场机制和政策协同引导资本、土地、劳动力和数据等要素向低碳领域流动,推动农业生产方式向集约化、可持续转型,有效降低碳排放并提升碳生产率。基于此,本文提出研究假说:

H₁: 绿色金融能够提升农业碳全要素生产率。

(二) 绿色金融促进农业碳全要素生产率提升的机制

绿色金融主要通过促进农村金融发展、财政支农和人力资本发展三大路径间接提升农业碳全要素生产率。

从公共经济学角度审视,农业低碳技术具有公共品属性,公共品的非排他性和非竞争性使得私人部门在投资时会面临“搭便车”困境,加之农业低碳技术初期投入高、回报周期长,进一步抑制了私人部门投资积极性^[20],不利于农业低碳转型。而传统农村金融体系在农业低碳发展方面更是存在显著缺陷。由于农业生产的自然依赖性和市场的不确定性,农村金融市场长期面临信息不对称问题。金融机构在风险评估的定价的过程中,难以准确获取农户和农业企业的真实经营状况和项目风险信息。为规避潜在风险,传统金融机构偏向于投资低风险领域,这加剧了农业领域的资金短缺,使得农业低碳技术发展陷入“资金瓶颈”。绿色金融为破解此

难题提供了新思路。绿色金融通过创新金融工具与金融产品,如央行碳减排支持工具、绿色信贷补贴等,有效降低了农业绿色项目的资金成本,扩大了农业绿色资本的来源渠道,为农业低碳技术研发与应用提供了坚实的资金保障。此外,绿色金融通过示范效应和信号传递机制,引导更多社会资本关注农业领域,促进农村金融市场的深化与拓展,有效促进了农村金融发展^[21]。农村金融发展对于优化农业资源配置、推动农业低碳转型具有不可替代的作用。一方面,农村金融发展能够增强金融机构对农业低碳项目的识别与评估能力,通过差异化定价与风险补偿机制,引导资金精准流向农业低碳领域,加快农业低碳技术的研发、应用和推广。这不仅有助于推动农业价值链向低碳环节延伸,还有利于降低农业碳排放和提升农业碳全要素生产率,实现农业经济增长和环境保护双赢。另一方面,农村金融发展能够有效改变农户与金融机构因“损失厌恶”心理而回避高风险低碳项目投资的现状。资金充足的农村金融机构通过创新金融产品与服务,如提供气候风险保险,将不可保风险转化为可保风险,降低农户与企业投资低碳项目的风险敞口,激发其投资积极性^[22]。此外,农村金融机构还可以通过构建风险共担机制,建立政府-银行-企业三方风险补偿基金,分担低碳技术前期投资风险,从而有利于提升农户和企业对低碳技术项目的投资意愿。这一系列举措不仅有利于提升农业生产效率,还能降低碳排放,进一步提升农业碳全要素生产率,为农业绿色发展奠定坚实基础。基于此,本文提出研究假说:

H₂: 绿色金融通过促进农村金融发展提升农业碳全要素生产率。

绿色金融通过放大财政资金杠杆效应^[23]、优化支出结构^[24]、强化绩效约束^[25]等路径提升农业碳全要素生产率。具体而言,一是绿色金融通过“财政贴息+绿色信贷”形式引导财政资金对绿色农业项目提供贴息,降低项目融资成本,促进银行扩大绿色信贷规模,还可以通过设计风险补偿基金,分担银行绿色贷款坏账风险,激励银行放贷,扩大绿色农业项目投资规模,从而有利于提升农业碳全要素生产率水平。二是绿色金融引导财政优化支出结构,以绿色定向转移支付方式将传统农业补贴转为对低碳技术的直接补助,通过绿色金融工具(如绿色债券)补充资金缺口,还能够通过PPP模式创新推

动财政资金与社会资本合作投资大型绿色农业项目，从而有利于提升农业碳全要素生产率水平。三是绿色金融对使用财政支农资金的主体设立农业碳全要素生产率年度提升目标，给予达标者后续融资优先权，实行财政支农资金和碳生产率绩效挂钩，有利于提升农业碳全要素生产率水平。不仅如此，财政支农投入的增加能够促进新型农业技术的研发、提高农业绿色技术采用率和农户的农业生产经营能力，进而在实现农业增产增收的基础上减少农业碳排放^[26]。基于此，本文提出研究假说：

H₃：绿色金融通过促进财政支农提升农业碳全要素生产率。

绿色金融通过融资支持教育培训和低碳技术推广应用等^[21,27]促进人力资本发展，从而提升农业碳全要素生产率。财政为农户提供贴息或担保，金融机构推出“绿色农业技能贷”，该贷款覆盖农户参加低碳技术培训的费用；财政还通过绿色债券支持农业院校建设智慧农场实训中心，帮助学员通过实操掌握减排技术，促进人力资本发展。金融机构通过绿色信贷提供流动性资金支持农业科技公司开发“低碳种植App”，财政资金设立“低碳技术推广奖补”激励农技员下沉指导农户应用低碳技术，使得农户能通过手机实时获取碳足迹诊断与优化建议。总之，绿色金融通过赋能人力资本发展可破解农业低碳转型中的“技术最后一公里”难题，其核心逻辑是融资支持培训→技能提升→低碳技术应用→要素配置优化→农业碳全要素生产率的提升。基于此，本文提出研究假说：

H₄：绿色金融通过促进人力资本发展提升农业碳全要素生产率。

三、研究设计

（一）模型设定

1. 基准回归模型

为了研究绿色金融对农业碳全要素生产率的影响，本文构建基准回归模型如下：

$$ACTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中，*i*代表省域单元；*t*代表年份；*GF_{it}*反映省域单元*i*在*t*年的绿色金融水平，*ACTFP_{it}*表示省域单元*i*在*t*年的农业碳全要素生产率水平，*Controls_{it}*为多个控制变量，*μ_i*为省份固定效应，*θ_t*为年份固定效应，*ε_{it}*为随机扰动项，*α₀*为常数项，*α₁*为待估系数。

2. 机制检验模型

为避免传统三步法中介效应模型的固有缺陷，本文参考江艇^[28]的研究，采用两步法中介效应模型检验绿色金融对农业碳全要素生产率的影响机制，在模型（1）的基础上，构建如下中介效应模型。

$$M_{it} = \rho_0 + \rho_1 GF_{it} + \rho_2 Controls_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中：*M_{it}*为机制变量，*ρ₀*为常数项，*ρ₁*为待估系数。

（二）变量定义

1. 解释变量

解释变量是绿色金融（*GF*）。根据《关于构建绿色金融体系的指导意见》的绿色金融体系定义，绿色金融覆盖的领域广泛，其资金投向的多样性使得现有绿色金融指标体系难以精准反映其对农业领域的具体影响。因此，为增强绿色金融在农业领域的针对性和实证性，本文结合政策导向和相关研究，对部分绿色金融指标进行领域化折算，以显现其在农业领域的具体应用部分。其中，绿色信贷^②、绿色保险^③、绿色债券^④的折算比例分别为1.56%、2%、2.5%。在具体的指标构建过程中，本文参考已有研究^[10,29]，选取7个二级指标构建绿色金融的评价指标体系。在此基础上，通过熵值法测算绿色金融水平，具体指标计算方法如表1所示。

表1 绿色金融水平指标体系

一级指标	二级指标	计算方法	权重
绿色金融	绿色信贷	绿色信贷额/总信贷额×1.56%	0.137
	绿色投资	环境治理投入/地区GDP	0.146
	绿色保险	绿色保险收入/总保费收入×2%	0.138
	绿色债券	绿色债券发行额/债券发行总额×2.5%	0.149
	绿色支持	财政绿色支出/财政一般预算支出	0.151
	绿色基金	绿色基金市值/基金总市值	0.143
	绿色权益	碳、用能权、排污权交易总额/权益交易总额	0.136

2. 被解释变量

被解释变量是农业碳全要素生产率(*ACTFP*)。在已有研究^[12]的基础上,本文采用考虑了非径向距离的SBM-GML测算,将农业碳全要素生产率分为投入、期望产出和非期望产出3类指标:投入指标为土地(农作物播种面积)、劳动力(第一产业从业人数)、化肥使用量、农药使用量、农业塑料薄膜使用量、农村用电量和农用机械总动力;期望产出为第一产业增加值;非期望产出为农业碳排放量。各指标具体情况如表2所示。

表2 农业碳全要素生产率的投入产出指标

类别	具体指标	单位
农业投入指标	农作物播种面积	千公顷
	第一产业就业人数	万人
	化肥使用量	万吨
	农药使用量	吨
	农业塑料薄膜使用量	吨
	农村用电量	万千瓦时
	农用机械总动力	万千瓦
农业产出指标	第一产业增加值	亿元
农业非期望产出指标	农业碳排放量	万吨

其中,农业排放量的测算方法:根据已有研究^[30-32]和IPCC温室气体清单,确立各农业碳排放源的碳排放系数(表3),采用当量因子法(“各环节能源消耗量×当量因子”)建立农业碳排放量测算公式如下:

$$C = \sum C_i = \sum S_i f_i \tag{3}$$

其中,*C*表示农业碳排放量,*i*表示碳排放源,*C_i*表示第*i*个碳排放源的碳排放量,*S_i*表示第*i*个碳排放源,*f_i*表示碳排放源的碳排放系数。

表3 农业碳源的碳排放系数

行业	碳排放源	碳排放系数
种植业	柴油	0.59 kg/kg
	化肥	0.89 kg/kg
	农药	4.93 kg/kg
	农膜	5.18 kg/kg
	灌溉	266.48 kg/hm ²
	翻耕	312.60 kg/hm ²
畜牧业	生猪	4.5 kg/(头·年)
	黄牛	48.8 kg/(头·年)
	羊	5.16 kg/(头·年)
	禽类	0.02 kg/(头·年)
渔业	捕捞、养殖、加工活动	0.083 5 kg/kwh

3. 控制变量

除绿色金融外,农业碳全要素生产率还受其他因素影响。参考已有研究^[33-36],并考虑数据的可得性和完整性,选择以下控制变量:农村居民收入(*INC*),用农村居民人均可支配收入的对数表示;产业结构(*IS*),用第三产业增加值与第二产业增加值的比值表示;城镇居民消费(*CL*),用城镇居民人均消费支出的对数表示;农业结构(*STR*),用农业产值与农林牧渔总产值的比值表示;种植结构(*PLA*),用粮食作物种植面积占农作物总种植面积的比重表示。

(三) 数据来源与描述性统计

本文以中国30个省、区、市(西藏、香港、澳门、台湾除外)作为研究样本,样本区间为2012—2023年。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》。此外,还包括各省级统计年鉴,部分缺失值采用线性差值法进行补全。各变量的描述性统计结果如表4所示。

表4 变量的描述性统计结果

变量名称	单位	均值	标准差	最大值	最小值
绿色金融(<i>GF</i>)	—	0.327	0.173	0.959	0.008
农业碳全要素生产率(<i>ACTFP</i>)	—	0.411	0.240	1.080	0.136
农村居民收入(<i>INC</i>)	元	9.541	0.413	10.669	8.503
产业结构(<i>IS</i>)	%	1.406	0.767	5.690	0.611
城镇居民消费(<i>CL</i>)	元	10.048	0.293	10.914	9.445
农业结构(<i>STR</i>)	%	0.533	0.086	0.736	0.363
种植结构(<i>PLA</i>)	%	0.648	0.146	0.971	0.355
农村金融(<i>FIN</i>)	%	0.440	0.123	0.780	0.197
财政支农(<i>FISC</i>)	%	0.400	0.608	3.447	0.018
人力资本(<i>EDU</i>)	年	8.278	1.276	12.989	6.256

四、结果与分析

(一) 基准回归结果

Hausman检验结果显示*p*值小于0.01,拒绝了“选择随机效应模型”的原假设,选用固定效应模型进行基准回归更为准确。本文采用固定效应模型分析绿色金融对农业碳全要素生产率的作用方向和程度,基准回归结果如表5的列(1)(3)所示。结果显示,未引入控制变量时,绿色金融的系数显著为正,引入控制变量后,其回归系数(0.621)仍在1%的水平下显著为正,即绿色金融能够显著提升农业碳全要素生产率,验证了H₁。

表5 基准回归结果

变量	未加入控制变量		加入控制变量	
	(1) 系数	(2) 稳健标准误	(3) 系数	(4) 稳健标准误
<i>GF</i>	0.466*	(0.265)	0.621***	(0.197)
<i>INC</i>			0.116	(0.952)
<i>IS</i>			-0.179**	(0.071)
<i>CL</i>			0.556*	(0.305)
<i>STR</i>			0.450	(0.476)
<i>PLA</i>			-0.305	(0.404)
Constant	0.259***	(0.087)	-6.274	(8.118)
年份固定效应	控制		控制	
省份固定效应	控制		控制	
<i>N</i>	360		360	
<i>R</i> ²	0.840		0.857	

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

（二）稳健性检验

为检验上述基准回归结果的稳健性，本文采用以下四种方法进行稳健性检验：第一，更换解释变量。针对核心解释变量可能存在的衡量偏误问题，选择绿色金融水平二级指标绿色信贷（*GC*）作为替代变量，重新代入式（1）进行回归。第二，控制时间区域项。考虑到各省域单元的地理位置和发展政策等不同，绿色金融水平可能有明显的差异。为缓解这些差异随着时间的变化对研究结果产生的影响，本文进一步构造区域虚拟变量^⑤和时间趋势变量的交互项加入式（1）中重新估计。第三，剔除2017年和2018年样本。2017年6月召开的国务院常务会议决定在浙江、江西、广东、贵州、新疆5省（区）选择部分地方建设各有侧重、各具特色的绿色金融改革创新试验区，在体制机制上探索可复制可推广的经验，此政策短时间内可能会使绿色金融水平产生较大变化，因此剔除两年样本重新代入式（1）。第四，考虑到绿色金融提升农业碳全要素生产率可能在时间上存在滞后性，将滞后一期的绿色金融作为核心解释变量代入式（1）重新回归。四种稳健性检验结果（表6）与基准回归结果保持一致，因此“绿色金融能够提升农业碳全要素生产率”的结论是稳健的。

（三）内生性检验

考虑到因遗漏变量等引起的内生性问题可能对估计结果造成偏误，参考易行健等^[37]的做法，本文采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行内生性检验。本文将绿色金融的一阶滞后项作为工具变量，满足“相关性”和“外生性”的假设条件。内生性检验结果如表7列（1）（2），Kleibergen–Paap rk *LM*统计量在1%的水平上显著，且Kleibergen–Paap Wald rk *F*统计量值为11.506，大于Stock–Yogo检验在10%水

平上的临界值，因此工具变量选择是合理的，不存在弱工具变量和不可识别问题。2SLS模型的结果表明，绿色金融能够显著提升农业碳全要素生产率，且影响程度较基准回归有所增强。除此之外，本文参考易行健等^[37]的方法，构建Bartik工具变量，即绿色金融一阶滞后项与绿色金融在时间上的一阶差分项的乘积，以进一步缓解可能出现的“反向因果”和“遗漏变量”的内生性问题。结果如表7列（3）（4）所示，Kleibergen–Paap rk *LM*统计量在1%的水平上显著，且Kleibergen–Paap Wald rk *F*统计量值为144.801，大于Stock–Yogo检验在10%水平上的临界值，因此，Bartik工具变量选择是合理的，且不存在弱工具变量和不可识别问题。2SLS模型的结果仍然表明，绿色金融能够显著提升农业碳全要素生产率。上述检验结果说明，在缓解了可能存在的内生性问题后，基准回归结论依然稳健。

表6 稳健性检验结果

变量	(1) 更换解释 变量	(2) 控制时间区 域项	(3) 剔除2017年 和2018年	(4) 解释变量 滞后一期
<i>GF</i>		0.616*** (0.188)	0.640*** (0.200)	0.639** (0.255)
<i>GC</i>	5.243** (2.016)			
Constant	-5.280 (8.280)	4.681 (18.762)	-6.751 (8.305)	-3.586 (9.651)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	360	360	300	330
<i>R</i> ²	0.857	0.859	0.849	0.854

表7 内生性检验结果

变量	2SLS模型		2SLS模型+Bartik变量	
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 第一阶段	(4) 第二阶段
<i>GF</i>		1.192** (0.485)		0.559***
<i>iv</i>	0.536*** (0.158)		1.761*** (0.146)	
Constant	3.544** (0.421)	-7.670 (5.039)	2.486*** (0.905)	-5.001 (4.706)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Kleibergen– Paap rk <i>LM</i>		10.306***		30.854***
Kleibergen– Paap Wald rk <i>F</i>		11.506		144.801
<i>N</i>	330	330	330	330
<i>R</i> ²		0.849		0.859

（四）异质性分析

1. 粮食主产区和非粮食主产区的异质性分析
绿色金融对农业碳全要素生产率的提升效应

与各地区重视农业的程度密切相关。作为保障国家粮食安全与农产品稳定供给的核心区域，粮食主产区相较于非主产区对于农业的重视程度更高。因此，本文将中国30个省、区、市分为粮食主产区和非粮食主产区^⑥进行分组回归，结果如表8所示。结果显示，在粮食主产区组，绿色金融的系数为正但不显著。而在非粮食主产区组，绿色金融的系数则在1%的水平下显著为正（0.798），即绿色金融能够显著提升农业碳全要素生产率。可能的原因是：粮食主产区的农业产业结构相对单一，主要以粮食作物种植为主，而粮食作物种植往往对化肥、农药等依赖度较高，导致绿色金融在推动农业绿色转型方面的效果有限。而在非粮食主产区，农业结构更加多元化，绿色金融在推动农业绿色转型方面具有更多的选择和空间。此外，政策与资金支持在两区域存在显著差异。一方面，绿色金融对非粮食主产区的支持力度大于粮食主产区；另一方面，绿色金融对非粮食主产区的支持偏向于农业绿色发展，而对粮食主产区的支持则偏向于粮食安全。综上，绿色金融在非粮食主产区对农业碳全要素生产率的提升作用更显著。

表8 粮食主产区和非粮食主产区的异质性

变量	(1) 粮食主产区	(2) 非粮食主产区
<i>GF</i>	0.257 (0.161)	0.798*** (0.241)
Constant	-0.064 (8.142)	-10.379 (9.661)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	156	204
<i>R</i> ²	0.822	0.896

2. 经济发展水平的异质性分析

中国地域辽阔，不同区域在经济发展和环境治理等方面存在较大差异。因此，本文将中国30个省、区、市划分为经济发达、次发达、不发达三大区域进行分组回归，结果见表9。结果显示，在经济不发达地区组，绿色金融的回归系数显著为正，而经济发达地区组和经济次发达地区组，绿色金融的回归系数未通过显著性检验。可能的原因在于：一是经济不发达地区的农业在经济结构中占比较大，且存在资源利用效率较低、农业技术水平不高及环境污染等问题，绿色金融提供的资金支持有效地促进了该地区农业绿色转型，对提升农业碳全要素生产率有巨大作用。经济发达和次发达地区的经济结构中

农业则占比较小，对农业绿色发展的关注有限，因此绿色金融对农业碳全要素生产率的提升作用不显著。二是政策支持存在差异，相较于经济发达和次发达地区，不发达地区更容易获得政府的政策支持和资源倾斜，如财政补贴、税收优惠等，有助于绿色金融的推广和应用，为农业碳全要素生产率的提升提供了更为有利的条件。

表9 不同经济发展水平的异质性

变量	(1) 经济发达地区	(2) 经济次发达地区	(3) 经济不发达地区
<i>GF</i>	0.574 (0.528)	0.277 (0.210)	0.669* (0.360)
Constant	32.191* (14.765)	0.405 (7.228)	-17.992** (7.638)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	84	144	132
<i>R</i> ²	0.855	0.907	0.892

3. 绿色金融改革创新试验区与非试验区的异质性分析

在全球经济绿色转型背景下，绿色金融作为支持可持续发展的重要工具，其重要性日益凸显。绿色金融改革创新试验区的设立，旨在探索适合不同地区的绿色金融发展路径，为构建中国绿色金融体系提供实践经验和示范。根据《建设绿色金融改革创新试验区总体方案》，本文将中国30个省、区、市为绿色金融改革创新试验区和非试验区进行回归，结果如表10所示。结果显示，在两组样本中，绿色金融系数均显著为正，且绿色金融对绿色金融改革创新试验区的农业碳全要素生产率的提升作用要明显大于非试验区，表明绿色金融改革创新试验区政策的设立能够产生明显的作用。可能的原因在于，第一，试验区内的资金可得性更高，金融机构能更好地为绿色农业项目提供资金支持，为农业绿色转型提供了更为可靠的资金保障。第二，试验区的政策支持力度更大，政策导向明确且稳定性强，绿色金融通过财政补贴、税收优惠等措施为绿色农业项目提供了有力的政策保障和资金支持，增强了金融机构和企业的长期投资信心。第三，试验区内的农业技术创新和应用更加活跃，企业和研究机构会加大对低碳农业技术的研发投入，而且在政策激励和市场机制推动下，绿色技术得以快速推广和应用，从而使得绿色金融能够更加显著地提高农业碳全要素生产效率。

表10 绿色金融改革创新试验区与非试验区的异质性

变量	(1) 试验区	(2) 非试验区
<i>GF</i>	2.060** (0.529)	0.344* (0.178)
Constant	-7.842 (10.522)	-3.441 (8.436)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	60	300
<i>R</i> ²	0.914	0.862

4. 农业碳全要素生产率水平的异质性分析

农业碳全要素生产率处于不同水平时，绿色金融对农业碳全要素生产率的影响程度可能存在差异。为检验这种差异，本文根据农业碳全要素生产率的中位数将全样本分为低、高农业碳全要素生产率组，进一步进行回归，结果如表11所示。

表11 不同农业碳全要素生产率水平下的异质性

变量	农业碳全要素生产率	
	低	高
<i>GF</i>	0.036 (0.060)	0.373* (0.194)
Constant	-5.373** (2.486)	23.815** (10.368)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	177	179
<i>R</i> ²	0.879	0.896

结果显示，在低农业碳全要素生产率组，绿色金融未对农业碳全要素生产率产生显著影响，在高农业碳全要素生产率组，绿色金融对农业碳全要素生产率有显著的正向影响。可能的原因在于：第一，相较于低农业碳全要素生产率地区，高农业碳全要素生产率地区具有更好的经济基础与绿色发展基础，使其能够合理有效地运用绿色金融资源，实现农业碳全要素生产效率的提升；第二，高农业碳全要素生产率地区通常具备更强的技术创新能力和研发实力，能更好地采用绿色低碳农业技术和生产模式，更加有利于提升农业碳全要素生产率。

（五）中介效应分析

1. 农村金融

鉴于农村贷款余额可以量化金融资源对农村的支持水平，且是评估乡村振兴进程的重要风向标，据此本文使用农村金融机构贷款余额^⑦占地区GDP的比重衡量农村金融水平^[38]进行中介效应分析，结果如表12列（1）所示。结果显示，绿色金融的系数在5%的水平下显著为正，说明绿色金融能够

促进农村金融发展。而不断发展的农村金融能显著优化农村金融融资环境，提升农业碳全要素生产率^[39-41]，从而有效发挥绿色金融对农业碳全要素生产率的提升作用。

2. 财政支农

鉴于农林水支出能够反应农业、林业、水利等领域的财政支出，据此使用农林水事务支出与农林牧渔总产值的比值衡量财政支农水平^[42]。中介效应结果如表12列（2）所示。结果显示，绿色金融的系数在10%的水平下显著为正，说明绿色金融能够促进财政支农。增加农业财政投入能够显著提升农业碳全要素生产率^[43-45]，从而有效发挥绿色金融对农业碳全要素生产率的提升作用。

表12 中介效应检验结果

变量	(1) 农村金融	(2) 财政支农	(3) 人力资本
	农村金融	财政支农	人力资本
<i>GF</i>	0.208** (0.083)	0.558* (0.312)	2.789* (1.552)
Constant	-0.878 (2.343)	16.202 (13.374)	0.559 (18.035)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	360	360	360
<i>R</i> ²	0.935	0.813	0.856

3. 人力资本

鉴于农民的知识技能水平与受教育年限密切相关，受教育年限越长，掌握的知识技能就越多，有助于其在农业生产、农村经济发展以及社会生活中发挥更大的作用，本文使用农村居民平均受教育年限的对数来衡量人力资本水平^[46]。中介效应分析结果如表12列（3）所示。结果显示，绿色金融的系数在10%的水平下显著为正，说明绿色金融能够促进人力资本发展。劳动力的受教育水平是农业生产率提升的重要源泉^[47-49]，接受过良好技术教育的劳动者能推进农业绿色低碳生产，从而有效发挥绿色金融对农业碳全要素生产率的提升作用。

以上结果验证了H₂、H₃、H₄。

五、结论及其启示

上述研究结果表明，第一，绿色金融能够显著提升农业碳全要素生产率，经过一系列稳健性检验后，结论依然成立。第二，绿色金融对农业碳全要素生产率的提升效应在不同区域存在显著差异。在非粮食主产区、经济不发达地区、高农业碳全要素生产率地区，绿色金融能够显著提升农业碳全要素

生产率;在粮食主产区、经济发达和次发达地区、低农业碳全要素生产率地区没有显著的提升效果,绿色金融改革创新试验区的提升效应要优于非试验区。第三,绿色金融通过促进农村金融发展、财政支农和人力资本发展三个途径间接提升农业碳全要素生产率。

以上结论对于完善绿色金融支持农业绿色发展政策具有如下启示:

一是政府应通过财政补贴、税收优惠等政策,引导资金投向绿色农业项目,同时应构建长期有效的政策实施机制,确保政策稳定性。金融机构需开发绿色信贷、债券、保险等多样化产品,探索供应链金融等创新模式,满足农业绿色发展的资金需求。企业和研发机构应加大研发投入,推动农业低碳和环保技术的创新与应用,通过政策和市场机制加快推广。与此同时,政府和金融机构应加强监管,建立项目评估机制,设计差异化融资产品,激励农业企业加快绿色转型。

二是在非粮食主产区和经济不发达地区,政府应继续保持政策支持,引导金融机构将资金投向绿色农业项目。粮食主产区、经济发达和次发达地区应将重点放在农业技术创新和产业升级上,加快推进绿色农业技术的创新与应用,提高资源利用效率,减少碳排放。绿色金融改革创新试验区应进一步推广其成功经验,加强与非试验区的跨地区合作与交流,推动绿色金融发展的均衡化。与此同时,要鼓励高农业碳全要素生产率地区在绿色金融产品和服务创新方面发挥引领作用,通过创新实践推动绿色金融与农业绿色发展的深度融合,为低农业碳全要素生产率地区提供示范和借鉴。

三是政府应加强对农村金融的支持,鼓励金融机构开发更多适合农村的金融产品和服务,满足农业绿色发展的资金需求。优化支农政策,提高财政资金的使用效率和投放精准度,确保资金能够真正用于支持农业绿色发展项目。与此同时,要加强人力资本建设,特别是要提高农业从业人员的教育水平和技能培训,培养更多具有绿色低碳技术和管理知识的人才,为农业绿色发展提供有力的人才支撑。

注释:

- ① 参见2024年新华社发布的《向着农业强国加速迈进——新中国成立75周年“三农”发展成就综述》。
- ② 绿色信贷作为农业资金的主要来源,其折算比例依据证监会的统计数据“2021年我国主要金融机构绿色信贷共计15.9万亿元,其中绿色农业项目贷款2480.4亿元,仅

占比1.56%”,因此按照1.56%的比例进行折算。

- ③ 绿色保险在减轻因环境问题导致的农业损失方面起到重要作用,我国每年农业保险保费收入占社会总保费收入比例不超过2%,且多年保持稳定,因此按照2%的比例进行折算。
- ④ 根据气候债券倡议组织发布的《中国绿色债券市场报告2021》,2016—2021年中国绿色债券的募集资金主要用于可再生能源、低碳交通与低碳建筑(占比近90%),而与农业直接相关的“土地利用”则占比不到5%,因此按到0~5%的中位数2.5%的比例进行折算。
- ⑤ 将不同省域单元划分为东部地区、中部地区和西部地区,东部地区包括北京、福建、广东、海南、江苏、浙江、河北、上海、天津、山东、辽宁;中部地区包括安徽、河南、湖北、湖南、山西、江西、吉林、黑龙江;西部地区包括甘肃、广西、宁夏、青海、四川、新疆、重庆、内蒙古、云南、陕西、贵州。
- ⑥ 根据《国务院关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》的划分标准,黑龙江、河南、山东、四川、江苏、河北、吉林、安徽、湖南、湖北、内蒙古、江西、辽宁13个省域单元为粮食主产区,其他省域单元归为非粮食主产区。
- ⑦ 据《中国农村金融服务报告(2023)》,2023年中国全口径涉农贷款23.6万亿元,占各项贷款余额比重28.1%,因此对金融机构年末存贷款余额按28.1%比例进行折算,表示农村金融机构贷款余额。

参考文献:

- [1] 于法稳. 新时代农业绿色发展动因、核心及对策研究[J]. 中国农村经济, 2018(5): 19-34.
- [2] 张宁. 碳全要素生产率、低碳技术创新和节能减排效率追赶——来自中国火力发电企业的证据[J]. 经济研究, 2022, 57(2): 158-174.
- [3] 陈卫平. 中国农业生产率增长、技术进步与效率变化: 1990—2003年[J]. 中国农村观察, 2006(1): 18-23, 38.
- [4] 刘魏, 张应良, 李国珍, 等. 工商资本下乡、要素配置与农业生产效率[J]. 农业技术经济, 2018(9): 4-19.
- [5] 张浩, 陈昭. 中国农业经济增长的要素贡献度研究——基于分省非稳定面板的实证分析[J]. 南方经济, 2008(1): 61-75.
- [6] 周津春, 王玉斌, 陈又玲. 改善财政支农政策应对WTO挑战[J]. 农业经济问题, 2003(4): 31-33.
- [7] 韩晓燕, 翟印礼. 中国农业生产率的地区差异与收敛性研究[J]. 农业技术经济, 2005(6): 54-59.
- [8] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 178-196.
- [9] 刘强, 王伟楠, 陈恒宇. 《绿色信贷指引》实施对重污染企业创新绩效的影响研究[J]. 科研管理, 2020, 41(11): 100-112.
- [10] 史代敏, 施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展: 机理、特征与实证研究[J]. 统计研究, 2022, 39(1): 31-48.
- [11] 马骏, 孟海波, 邵丹青, 等. 绿色金融、普惠金融与绿色农业发展[J]. 金融论坛, 2021, 26(3): 3-8, 20.

- [12] 王凤婷, 王浩, 孔凡斌. 农村数字化发展对农业全要素碳生产率的提升效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(3): 79-90.
- [13] REN Y, DING Z, LIU J, et al. How green finance boosts carbon efficiency in agriculture: A quasi-experiment from China[J]. China agricultural economic review, 2024, 16(2): 267-289.
- [14] 刘俊霞, 丁忠民, 任亚运. 绿色金融政策对农业生产低碳转型的影响——基于全国农村固定观察点数据的分析[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2024, 50(5): 152-166.
- [15] LI G, JIA X, KHAN A A, et al. Does green finance promote agricultural green total factor productivity? Considering green credit, green investment, green securities, and carbon finance in China [J]. Environmental science and pollution research, 2023, 30(13): 36663-36679.
- [16] LI J J, CUI C Y. Spatiotemporal trends and coordination of agricultural carbon efficiency in the Yangtze River Economic Belt and Yellow River Basin, China: An analysis of influencing factors and green finance integration[J]. PloS one, 2024, 19(8): e0308399.
- [17] 西南财经大学发展研究院, 环保部环境与经济政策研究中心课题组, 李晓西, 等. 绿色金融与可持续发展[J]. 金融论坛, 2015, 20(10): 30-40.
- [18] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188.
- [19] 张淑辉, 任崇韬. 绿色金融对农业高质量发展的影响——基于门槛效应和中介效应模型的检验[J/OL]. 工程管理科技前沿, 1-12[2025-04-16]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/34.1013.N.20241128.0949.008.html>.
- [20] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of political economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [21] 温涛, 何茜. 全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新: 逻辑转换、难点突破与路径选择[J]. 中国农村经济, 2023(1): 93-114.
- [22] KAI-INEMAN D, TVERSKY A. Prospect theory: An analysis of decision under risk[J]. Econometrica, 1979, 47(2): 363-391.
- [23] 陈经纬, 姜能鹏, 李欣. “绿色金融”的基本逻辑、最优边界与取向选择[J]. 改革, 2019(7): 119-131.
- [24] 宁译萱, 钟希余. 长江中游城市群绿色金融与绿色创新效率耦合协调的演变及驱动因素[J]. 经济地理, 2023, 43(12): 48-57.
- [25] 斯丽娟, 曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J]. 中国工业经济, 2022(4): 137-155.
- [26] 黄伟华, 祁春节, 聂飞. 财政支农、技术溢出与农业碳排放[J]. 软科学, 2023, 37(2): 93-102.
- [27] 国务院发展研究中心“绿化中国金融体系”课题组, 张承惠, 谢孟哲, 等. 发展中国绿色金融的逻辑与框架[J]. 金融论坛, 2016, 21(2): 17-28.
- [28] 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): 100-20.
- [29] 文书洋, 刘浩, 王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究, 2022(8): 1-17.
- [30] 徐皓, 刘晃, 张建华, 等. 我国渔业能源消耗测算[J]. 中国水产, 2007(11): 74-76, 78.
- [31] 邵桂兰, 孔海峥, 于谨凯, 等. 基于LMDI法的我国海洋渔业碳排放驱动因素分解研究[J]. 农业技术经济, 2015(6): 119-128.
- [32] 师帅, 李翠霞, 李媚婷. 畜牧业“碳排放”到“碳足迹”核算方法的研究进展[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(6): 36-41.
- [33] 唐红涛, 郭凯歌, 张俊英. 电子商务与农村扶贫效率: 基于财政投入、人力资本的中介效应研究[J]. 经济地理, 2018, 38(11): 50-58.
- [34] 刘传明, 孙喆, 张瑾. 中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(11): 49-58.
- [35] 龚斌磊, 王硕. 财政支出对我国农业增长的多途径影响[J]. 农业经济问题, 2021(1): 54-68.
- [36] 徐玉婷, 黄贤金, 陈志刚, 等. 农地转入规模扩大有助于农民农业增收吗?——基于中国中部5省农户调查的实证研究[J]. 自然资源学报, 2016, 31(10): 1624-1636.
- [37] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [38] 沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J]. 中国工业经济, 2010(6): 55-64.
- [39] 米建伟, 梁勤, 马骅. 我国农业全要素生产率的变化及其与公共投资的关系——基于1984—2002年分省份面板数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2009(3): 4-16.
- [40] 尹雷, 沈毅. 农村金融发展对中国农业全要素生产率的影响: 是技术进步还是技术效率——基于省级动态面板数据的GMM估计[J]. 财贸研究, 2014, 25(2): 32-40.
- [41] 刘战伟. 中国农业全要素生产率的动态演进及其影响因素分析[J]. 中国农业资源与区划, 2018, 39(12): 104-111.
- [42] 秦腾, 佟金萍, 支彦玲. 水权交易机制对农业用水效率的影响及效应分析[J]. 自然资源学报, 2022, 37(12): 3282-3296.
- [43] 黄伟华, 祁春节, 黄炎忠, 等. 财政支农投入提升了农业碳生产率吗?——基于种植结构与机械化水平的中介效应[J]. 长江流域资源与环境, 2022, 31(10): 2318-2332.
- [44] 邓晓兰, 鄢伟波. 农村基础设施对农业全要素生产率的影响研究[J]. 财贸研究, 2018, 29(4): 36-45.
- [45] 李谷成, 尹朝静, 吴清华. 农村基础设施建设与农业全要素生产率[J]. 中南财经政法大学学报, 2015(1): 141-147.
- [46] 张兵, 翁辰. 农村金融发展的减贫效应——空间溢出和门槛特征[J]. 农业技术经济, 2015(9): 37-47.
- [47] GRILICHES Z. Estimates of the aggregate agricultural production function from cross-sectional data[J]. Journal of farm economics, 1963, 45(2): 419-428.
- [48] GRILICHES Z. The sources of measured productivity growth: United States agriculture, 1940-60[J]. Journal of political economy, 1963, 71(4): 331-346.
- [49] GRILICHES Z. Research expenditures, education, and the aggregate agricultural production function[J]. The American economic review, 1964, 54(6): 961-974.

责任编辑: 李东辉