



工程管理科技前沿
Frontiers of Science and Technology of Engineering Management
ISSN 1003-5192,CN 34-1013/N

《工程管理科技前沿》网络首发论文

题目： 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

作者： 张淑辉，任崇韬

网络首发日期： 2024-11-28

引用格式： 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.

<https://link.cnki.net/urlid/34.1013.N.20241128.0949.008>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

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

张淑辉¹, 任崇韬²

(1. 山西财经大学 国际贸易学院 山西 太原, 030006; 2. 西南财经大学 金融学院与中国金融研究院 四川 成都, 611130)

摘要：绿色金融是实现农业高质量发展的有效工具。本文基于中国省际面板数据测度农业绿色全要素生产率和绿色金融指数，利用门槛模型和中介效应模型探究绿色金融对农业高质量发展的影响与作用机制。研究发现：绿色金融能有效提升农业高质量发展水平，但其效用发挥存在门槛效应，依绿色金融发展水平和经济发展水平不同呈先增加后降低的趋势。环境规制强化了绿色金融对农业高质量发展的推动作用，高环境规制政策下效果更强。绿色金融对农业高质量发展的影响存在区域经济和环境治理力度异质性，东部地区的影响作用高于中西部地区，环境治理力度较高时其推动作用更大。绿色金融以农业技术进步与农业资源积累为中介间接助推农业高质量发展。

关键词：绿色金融；高质量发展；农业绿色全要素生产率；门槛效应；环境规制

中图类分号：F323 文献标识码：A doi:

Impact of Green Finance on Agricultural High-quality Development: A Test Based on Threshold Effects and Moderated Mediation Effect Model

ZHANG Shu-hui¹, REN Chong-tao²

(1. Faculty of International Trade, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006,
China; 2. Institute of Chinese Financial Studies of SWUFE, Chengdu 611130, China)

Abstract: Green finance is an effective tool to achieve high-quality agricultural development. Based on Chinese inter-provincial panel data, this paper measures the agricultural green total factor productivity and the green financial index, and studies the impact and mechanism of green finance on high-quality agricultural development by threshold model and mediation effect model. The study shows that there is a threshold effect for green finance to improve the level of high-quality agricultural development effectively, which increases and then decreases according to the level of green finance and economic development. Environmental regulation strengthens the role of green finance in promoting high-quality agricultural development, and the effect of high environmental regulation policies is stronger. The impact of green finance on high-quality agricultural development is heterogeneous in regional economic and environmental governance, the eastern region is higher than that of the central and western regions, which plays a greater role when the intensity of environmental governance is high. Green finance can indirectly promote high-quality agricultural development through the mediation of agricultural technological progress and agricultural resource accumulation.

Key words: green finance, high-quality development, agricultural green total factor productivity, threshold effect, environmental regulation

基金项目：教育部人文社会科学研究规划基金项目(21YJA790080)；山西省社会经济统计科研课题(KY[2022]241)
通讯作者简介：张淑辉，山西财经大学国际贸易学院副教授，研究方向：农业高质量发展与农村集体经济。E-mail: zhangshuhui0223@163.com。

1 引言

农业高质量发展是新发展阶段农村社会经济发展的主旋律，是落实绿色可持续发展理念的有效途径。改革开放 40 多年来，我国农业发展成绩斐然，量质齐增，粮食总产量不断登上新台阶，从 1978 年的 3.04765 亿 t 增加到 2022 年的 6.8653 亿 t，年均增长 1.86%，实现了“19 连丰”，成为构建新发展格局的重要支撑。但不容忽视的是，农业增产与农业经济增长以高投入、高排放为代价，导致资源耗损加快、生态破坏频发、农业面源污染加重，直接关乎居民福祉。面向高质量发展战略要求，党的十九大报告要求加强农业面源污染防治；党的二十大报告指出要推进环境污染防治；“双碳”目标的提出也促使农业高质量发展成为落实国家发展战略的重要一环^[1]。农业高质量发展是一项复杂的系统工程，是必须长期坚持的重大战略决策，有效驱动农业高质量发展对满足农业环境治理工程和环境管理需要，对推动绿色生态文明建设有重要意义。金融与经济之间的多维度、多层次联系促使人们探索利用金融工具解决农业高质量发展问题，作为一种创新的环境经济政策与服务，绿色金融兼具政策引导和市场运作双重特征，是经济高质量发展的新引擎。自绿色信贷政策出台以来，我国绿色信贷、绿色投资规模持续增长，多层次绿色金融产品和市场体系已初步形成。2022 年 7 月《中国绿色债券原则》发布，截至 2022 年末，本外币绿色贷款余额 22.03 万亿元，同比增长 38.5%，绿色贷款和绿色债券规模均处于世界领先地位。绿色金融是促进经济低碳转型的机制创新与实现路径^[2]，其助力农业高质量发展是均衡经济、人口、资源、环境的系统工程管理活动，国家也积极倡导绿色金融资本投向农业。但以增产为导向的金融支农政策在支持农业高质量发展过程中存在体系不完善、产品发展不平衡、政策指引缺位、信息披露机制不健全、资金供需矛盾凸显等问题。因此，在全面推进乡村振兴和金融发展步入转型深水区背景下，有必要厘清绿色金融赋能农业高质量发展的逻辑，研判资源环境约束下如何更好地发挥绿色金融政策工具对农业高质量发展的助推作用。

绿色金融研究肇始于资源环境压力等日趋严重，被视为基于环境保护和可持续发展目标，推动了对绿色经济转型问题和诸如绿色融资模式、激励制度、绿色金融规则等研究^[3]。农业高质量发展问题兼顾质量和效益双重价值取向，体现产品质量高、农民素质高、结构优化等范畴^[4]。早期学者利用生产函数、索洛模型等测度农业全要素生产率，但忽视了农业生产的环境影响^[5]。环境库兹涅茨曲线等理论的兴起推动了其中对环境因素的考量，将农业绿色全要素生产率（简称 GTFP）视为农业高质量发展的核心表征^[6]。绿色金融已成为推动经济结构转型和高质量发展的关键力量，其通过绿色信贷等手段抵御大规模经济动荡^[7]，通过资金支持和社会监督影响绿色全要素生产率，通过空间溢出效应、中介效应等带动区域经济高质量发展^[8]，但影响关系存在门限效应^[9]。绿色金融能够影响产业结构生态，对异质性产业发挥抑制或促进作用^[10]。对金融机构个体而言，绿色金融工具的系统开发能有效提升企业社会声望和责任感，有利于企业可持续发展^[11]。然而有研究发现直接分配效应下绿色财政政策可能对经济产生负效应，外部监管的不完善可能导致市场失灵等问题^[12]。实际运行中，部分地区还会出现农村信贷和农业保险对绿色农业发展作用不明显的情况^[13]。

现有文献多关注于绿色金融概念本身、评价测度及其对经济整体发展的影响，对绿色金融推动农业高质量发展的影响研究相对较少；环境规制对于绿色金融作用的发挥及其对农业高质量发展的促进作用缺乏进一步检验；且绿色金融对农业高质量发展的内部传导机制研究相对不足。综上，本文可能的边际贡献在于：第一，从农业高质量发展角度丰富绿色金融效应研究，厘清绿色金融对农业高质量发展作用的逻辑机理，利用门槛模型探究影响变化趋势。第二，对不同环境规制强度下绿色金融对农业高质量发展的影响进行研究。第三，以农业技术进步和农业资源积累为中介，廓清绿色金融影响农业高质量发展的内部传导机制，评价作用效果。

2 理论分析与研究假设

2.1 绿色金融与农业高质量发展

绿色金融与农业高质量发展之间具有较强的契合度，绿色金融助力农业高质量发展的关键在于畅通影响渠道。绿色投资以直接的资金支持推动乡村生态环境治理和节能高效农业发展；绿色保险尤其是农业保险为农业绿色生产提供风险分担，降低了农户过量施用化肥农药的道德风险^[13]，搭建起绿色发展保护网；绿色信贷改善了环保农业项目的投资环境，限制落后低效农企的信贷支持，监督绿色资金流向，提升农业企业社会责任感。从需求端来看，农业高质量发展对提质、增效提出更高要求，提质意味着农业绿色化和农业结构高级化转型，而增效则需要农业生产实现更高的产出效率和更优的产出质量。首先，绿色金融以资金导向带动技术、土地、劳动力等资源向绿色种植、智能化管理、生态农业等方面聚集，推动农业绿色化转型；新技术的应用、新模式的探索打破了农业生产原有格局，推动农业生产组织多元化、产品多样化发展，驱动农业产业结构升级。其次，绿色资金供给增加带来了资本的深化与广化，助力农业劳动力与生产资料高效对接，实现绿色农业、生态农业等规模扩大及农业整体效率提升^[14]。最后，绿色金融政策对有机种植、绿色农产品等产业发展的生态环境、物资投入和资金使用有严格要求，一定程度上能够约束生产者的行为，减少面源污染和非合意产出。由此，提出假设：

H1：绿色金融能够推动农业高质量发展。

2.2 环境规制对绿色金融与农业高质量发展的影响

绿色金融效果受到环境政策与研发资金投入的影响，环境规制可以驱动农业企业开展绿色技术创新^[15]。强化知识溢出渠道和环境规制协同治理是促进 GTFP 增长的有效渠道^[16]。作为特殊公共物品，环境资源的稀缺性导致了其与经济增长之间的冲突，农业生产对资源和环境的高度依赖性以及无效生产造成资源浪费和污染也使得环境规制的纳入能更合理地研究农业可持续问题^[17]。环境规制能够通过行政法规、条例等命令性约束和经济性惩罚约束市场主体的行为^[18]。这种约束一方面能够提高农业经营者对生产中要素利用率低、排放严重等问题的反思，树立生态环保意识，减少化肥农药的过度使用，提升农产品品质。另一方面，环境规制为绿色金融的推广提供了政策依据，通过成本改变与即时奖惩等途径驱动农业企业开展绿色技术创新。环境规制产生的长期“创新补偿”效应对农产品附加值增加、农业 GTFP 提高等作用明显^[19]。此外，市场激励型环境规制利用市场手段对经营主体的行为进行激励和约束，“污染者付费”的思路从运行成本和时效性方面都为农业绿色发展创造了良好的制度环境^[20]。由此，提出假设：

H2：环境规制在绿色金融助推农业高质量发展过程中发挥促进作用。

2.3 绿色金融影响农业高质量发展的传导机制

绿色金融耦合于机制创新与市场驱动中，通过推动农业技术进步、积累农业资源带动农业经济高质量发展。

技术进步是提升 GTFP 的主要推动力^[16]。农业技术创新与农业设备研发是多主体参与的工程管理活动，需要强有力的资金投入保障，绿色金融避免了资金资源错配，加快了农业绿色科研成果的市场转化和应用速度，以市场导向型绿色技术创新实现绿色资金在农业领域的有效配置。绿色知识、技术、理念通过行业间技术扩散、知识溢出由前沿行业向农业扩散，间接推动农业技术进步。技术创新打破了农业生产过程中资源依赖、劳动力限制的桎梏^[21]，更高的农业 GTFP 实现了经济绩效和环境绩效同增。“技术踏车效应”影响下，农业技术进步与经济绩效形成良性互动，双向激励^[22]。微观层面，农业技术进步变革了农业生产方式，对农户收入水平和生活质量的改善效果明显^[23]。技术升级下农产品质量的提升也大幅增强了我国农业的产业效益和国际竞争力。

农业资本和劳动力不足会抑制生产效率提高，阻碍农业高质量发展^[24]。绿色金融从宏微观层面增加农业资源禀赋。微观层面，绿色金融给予农业绿色项目资金支持，推动农业产业的绿色化、高级化转型。农业融资补贴降低了先进农机的应用成本，为农业技术普及提供了良好的融资环境，促进农业生产效率提高。宏观上，金融支持对社会资源的带动作用能引导私人资本、人才流向农业农村，为生态农业、科技农业等新兴产业的发展提供了人才储备，为农业产业深化和广化提供资源支持。在投融资联系、人才流动等作用下进一步促进城乡融合发展^[25]，有效缓解“二元”结构，形成溢出效应，直接或间接改善农业发展环境。由此，提出假设：

H3a：绿色金融以农业技术进步为中介对农业高质量发展发挥间接推动作用。

H3b：绿色金融以农业资源积累为中介对农业高质量发展发挥间接推动作用。

3 变量测算与说明

3.1 农业高质量发展水平测算

农业高质量发展要求投入产出的高效转化，以农业绿色生产技术升级和推广导向更高的产出质量和产出效率。农业 GTFP 将包含环境因素的多种投入和产出指标纳入核算，能较好地刻画农业高质量发展水平^[26]。SBM 模型将松弛变量的影响纳入考量时无需考虑投入最小化或产出最大化的测度角度问题。全局参比的 Global Malmquist-Luenberger (GML) 指数克服了传统 ML 指数在跨期比较中可能出现非传递性及线性规划中无可行解的不足。因此，本文基于 SBM-GML 测度 2008—2019 年我国 31 省农业 GTFP 指数。

投入变量包括：①劳动力投入，以第一产业就业人员数（万人）表示；②土地投入，以农作物总播种面积（千公顷）表示；③化肥投入，以农用化肥施用折纯量（万吨）表示；④农药投入，以农药使用量（万吨）表示；⑤农膜投入，以农用塑料薄膜使用量（万吨）表示；⑥灌溉投入，以有效灌溉面积（千公顷）表示；⑦机械投入，以农业机械总动力（万千瓦）表示。产出方面，以农林牧渔业总产值（亿元）代表合意产出并以 2008 年进行不变价处理，以农业生产过程中农药、化肥、柴油、农膜和灌溉五项碳排放为非合意产出，碳排放系数为 4.9341kg/kg、0.8956kg/kg、0.5927kg/kg、5.18kg/kg、266.48kg/hm²^[27]。数据来源于《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国农业统计资料》、《中国农业年鉴》和各省份统计年鉴。测算结果表明，2009—2019 年我国农业 GTFP 指数均值 1.0512，除 2010 年外，历年均值都大于 1，整体呈上升趋势。由指数分解可知，除 2010、2015 年外，技术差距整体高于技术效率，农业 GTFP 更多地由农业技术效率进步贡献。

3.2 绿色金融发展指数测算

我国绿色金融体系是由绿色证券、绿色保险、绿色信贷、碳金融等组成的多维发展格局，决定了其影响因素复杂多元，需将多项指标拟合汇集成综合评价体系。基于此，采用绿色信贷、绿色投资、绿色证券、绿色保险和碳金融五个分指标，利用熵值法估算绿色金融指数 (gf)。其中，以规模以上高耗能工业企业利息支出占比反向代表绿色信贷发展水平；以地方财政环境保护支出在地方财政总支出中的占比代表绿色投资发展水平；以节能环保企业 A 股市值在 A 股中的总市值占比代表绿色证券发展水平；以农业保险保费收入与财产保险保费收入的比值作为农业保险占比代表绿色保险发展水平；以二氧化碳排放总量与地方生产总值的比值作为碳排放强度反向代表碳金融发展水平。数据来源于统计年鉴、《中国工业统计年鉴》、RESSET 金融数据库和 CEADs 中国碳排放核算数据库。

3.3 变量说明

被解释变量。借鉴刘亦文^[26]做法，以农业 GTFP 代表农业高质量发展水平。由于全要素生产率以上一年度为 100 的环比计算得来，故以 2008 年为基期进行累积处理，得到被解释变量 $\ln gtfp = \ln(1+gtfp)$ 累积指数)。

核心解释变量。绿色金融发展水平，以绿色金融指数 (gf) 表示。用熵值法测度 gf 指数兼顾了绿色金融各维度影响，具有较强的代表性。本文拟进一步探讨以相关变量为门槛时绿色金融推动农业高质量发展的趋势特征。

控制变量。以人均国内总产值（元）代表经济发展水平 ($Inpgdp$)；以农林水事务财政支出在政府总财政支出中的占比代表财政支农水平 ($Inafin$)；以第三产业产值占国内生产总值的比重代表产业结构 ($Inind$)；以农村居民家庭人均纯收入（元）代表收入水平 ($Inincome$)；以农村公路里程（公里）代表农业基础设施 ($Inroad$)；以受灾面积占农作物总播种面积的比重代表受灾率 ($Indisa$)；以农业机械总动力（万千瓦）代表机械化程度 ($Inmach$)；以全社会农林牧渔业固定资产投资（亿元）代表农业投资 ($Ininvest$)。数据来源于国家统计局、统计年鉴和 EPS 数据库，为避免异方差的影响进行对数处理。考虑到我国绿色金融相关政策实施，选取 2009—2019 年数据回归。

4 实证分析

4.1 绿色金融对农业高质量发展的影响分析

根据 Hausman 检验结果，本文分别进行面板固定和双向固定效应回归。如表 1 中（1）、（2）所示，绿色金融对农业高质量发展表现出显著正效应，固定时间效应后系数有所下降。（3）、（4）中绿色金融系数分别在 1% 与 5% 的显著性水平下仍为正，说明绿色金融能够提升农业高质量发展水平，假设 H1 得到验证。

我国绿色金融发展较快，观察期前后差异较大，不同的发展水平对 GTFP 的影响程度不同，常规的线性模型可能造成估计结果偏误，故在模型中加入 gf 的平方项。表 1 中（5）、（6）的平方项系数为负，说明农业高质量发展随绿色金融增长表现出“倒 U 型”的特征。

控制变量方面，除收入水平和基础设施外，其余变量均保持较高的显著性。产业结构、农业投资的提升和受灾率的降低均对农业高质量发展发挥促进作用，财政支农和机械化水平系数为负值得注意，财政支农可以提高农业产出，推动农业经济增长，但并不意味着这种增长是高质量的。以往财政支农扶持存在精准性缺乏现象，出现了资金使用错位、监管不到位等问题，补贴式、漫灌式的财政支持在减轻农业经营者压力的同时易滋长技术创新惰性，致使农业资金使用效率大打折扣，对高质量发展促进作用不再明显。而机械化水平系数为负可能源于分散化经营方式下小型农机为主带来的低能效和高污染等不良影响。

表 1 绿色金融与农业绿色全要素生产率的模型回归

方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gf	4.253*** (11.53)	1.156*** (3.41)	1.391*** (3.90)	0.713** (2.06)	9.786** (1.98)	8.591* (1.92)
gf^2				-3.059* (-1.70)	-2.874* (-1.77)	
$Inafin$			-0.322*** (-2.68)	-0.273** (-2.50)	-0.303** (-2.51)	-0.253** (-2.31)
$Inind$			0.654*** (4.02)	0.136 (0.69)	0.629*** (3.86)	0.110 (0.56)
$Inincome$			0.121 (1.36)	-0.192 (-0.59)	0.106 (1.19)	-0.263 (-0.80)
$Inroad$			0.366 (1.63)	0.264 (1.26)	0.360 (1.61)	0.267 (1.28)
$Indisa$			-0.052** (-2.59)	-0.033* (-1.72)	-0.050** (-2.53)	-0.032* (-1.70)

<i>Inmach</i>		-0.507*** (-5.93)	-0.443*** (-5.42)	-0.498*** (-5.83)	-0.433*** (-5.30)
<i>Ininvest</i>		0.139*** (4.84)	0.171*** (6.18)	0.140*** (4.91)	0.175*** (6.30)
<i>cons</i>	-4.351*** (-8.94)	-0.480 (-1.09)	-4.414** (-1.96)	1.437 (0.44)	-9.976** (-2.52)
个体固定	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	不控制	控制	不控制	控制	不控制
<i>Observations</i>	341	341	341	341	341
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>R-squared</i>	0.3009	0.6293	0.6264	0.7085	0.6299
					0.7116

注: ***、**、*分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著, 以下各表均同。

4.2 门槛模型回归分析

绿色金融在其自身不同发展水平对农业 GTFP 的影响程度有所区别; 同时, 经济发展水平变化也可能影响绿色金融效用发挥。利用 Hansen^[28]提出的门槛模型, 以绿色金融指数 *gf* 和经济发展水平 *Inpgdp* 为门槛变量, 进一步研究不同门槛区间内绿色金融对农业高质量发展的效应及变动趋势。使用 Bootstrap 抽样法模拟似然比统计量 300 次确定门槛数量, 见表 2, 以 *gf* 与 *Inpgdp* 为门槛变量时均适用双门槛模型。

表 2 绿色金融与农业绿色全要素生产率——门槛值个数检验

门槛变量	原假设	门槛值	区间	P 值
<i>gf</i>	单一门槛	1.3621	[1.3611, 1.3638]	0.7433
	双重门槛	1.3638***	[1.3621, 1.3654]	0.0000
	三重门槛	1.2206	[1.2166, 1.2208]	0.2867
<i>Inpgdp</i>	单一门槛	10.9007	[10.8985, 10.9019]	0.2900
	双重门槛	10.8943***	[10.8879, 10.8985]	0.0033
	三重门槛	10.7230	[10.7217, 10.8350]	0.6733

因此, 设立门槛模型:

$$Ingtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gf (\text{threshold} < \beta_1) + \alpha_2 gf (\beta_1 < \text{threshold} \leq \beta_2) + \alpha_3 gf (\text{threshold} > \beta_2) + \sum \alpha_i control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中 *threshold* 为门槛变量, 对应 *gf* 和 *Inpgdp*, β_1 、 β_2 为门槛值, 分别对应以 *gf* 为门槛变量的 1.3621 和 1.3638 及以 *Inpgdp* 为门槛变量的 10.8943 和 10.9007。*control_{it}* 表示一系列控制变量, ε_{it} 表示残差项。

由表 3 回归结果来看, 绿色金融发展有助于农业 GTFP 的提升, 不同门槛变量下, 绿色金融对农业 GTFP 的促进作用表现出先增加后降低的趋势。以 *gf* 为门槛变量时, 当 *gf* 低于 1.3621 时, 回归系数为 1.709; 当 $1.3621 < gf \leq 1.3638$ 时, 系数增至 2.608; 跨越门槛值 1.3638 后, 系数减少为 1.647。以 *Inpgdp* 为门槛变量时, 绿色金融对农业 GTFP 的边际影响亦呈现先增后减的趋势, $Inpgdp \leq 10.8943$ 时系数为 1.314, $10.8943 < Inpgdp \leq 10.9007$ 时的系数为 1.853, 之后减少到 1.386。说明绿色金融能通过增加资金供给、优化资源配置、提升市场主体社会责任意识促进农业高质量发展, 经济发展水平的提高也为绿色金融提供了良好的运用环境, 绿色金融的助推作用沿着规模报酬先递增、再递减的趋势变化, 再次验证 H1。

表 3 绿色金融与农业绿色全要素生产率的模型回归

门槛变量	<i>gf</i>	<i>Inpgdp</i>
方程	(1)	(2)
$gf \leq 1.3621$	1.709*** (4.22)	
$1.3621 < gf \leq 1.3638$	2.608*** (6.13)	
$1.3638 < gf$	1.647*** (4.28)	
$Inpgdp \leq 10.8943$		1.314*** (3.88)
$10.8943 < Inpgdp \leq 10.9007$		1.853*** (5.30)
$10.9007 < Inpgdp$		1.386*** (4.10)
<i>cons</i>	-6.051*** (-2.79)	-2.860 (-1.33)
控制变量	控制	控制
<i>Observations</i>	341	341
<i>P</i> 值	0.0000	0.0000
<i>R-squared</i>	0.6670	0.6658

4.3 环境规制影响分析

环境规制政策对市场主体行为具有较强的约束性和引导性，而绿色金融和农业高质量发展都对生态效益提出较高要求。因此，有必要将环境规制 (*ev_regu*) 作为重要因素纳入分析。以 2009—2019 年北大法宝中与“环境”“治理”“防治”“污染”相关的政策性法规文件数量代表各省环境规制强度。以中位数分组：低环境规制组和高环境规制组。由于分组过后不再是平衡面板，故进行面板固定效应回归和基于门槛值的固定效应回归。

表 4 中高环境规制组系数均明显高于低环境规制组，符合 H1 假设。这表明环境规制政策的规范、引导功能对农业生产经营发挥一定的约束作用，为绿色金融在农业领域的运用提供良好的政策环境。

表 4 绿色金融与农业绿色全要素生产率的环境规制影响分析

分组	低环境规制			高环境规制		
	模型	OLS-FE	门槛模型	OLS-FE	门槛模型	
方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>gf</i>				1.503** (2.20)		
$gf \leq 1.3621$	1.214*** (3.16)		1.207** (2.41)		1.472* (1.79)	
$1.3621 < gf \leq 1.3638$		—			1.445* (1.78)	
$1.3638 < gf$		1.208** (2.57)			1.478** (1.88)	
$Inpgdp \leq 10.8943$			1.217*** (3.21)			1.412** (2.06)
$10.8943 < Inpgdp \leq 10.9007$		—				1.472** (2.14)
$10.9007 < Inpgdp$			1.320*** (3.46)			1.501** (2.20)
<i>cons</i>	-3.761 (-1.60)	-3.761 (-1.59)	-2.764 (-1.17)	-3.956 (-0.84)	-3.847 (-0.77)	-2.989 (-0.63)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	158	158	158	183	183	183

<i>P</i> 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>R-squared</i>	0.6680	0.6680	0.6804	0.5545	0.5546	0.5638

4.4 稳健性检验

4.4.1 因变量替换检验

标准效率模型在多个决策单元均有效率时难以做出进一步比较，因此利用超效率 SBM 模型计算得到新的农业 GTFP(*lngtfp1*)并进行回归。金芳和金荣学^[29]认为柴油碳排放系数应为 0.8864kg/kg，以此重新测算非合意产出，得到新的农业 GTFP (*lngtfp2*) 进行检验。结果系数特征与 *lngtfp* 为被解释变量时保持一致，说明农业 GTFP 的核算差异并不会对结果造成明显估计偏误。

4.4.2 模型替换检验

为避免模型设定不合理造成结果偏误，利用面板固定效应模型和双固定效应模型对其进行检验。绿色金融回归系数均在 1% 的置信水平上显著，且先增后减的趋势并未改变，足以说明结论的稳健性良好。

4.4.3 逐一剔除单个体检验

每次剔除单个省份进行检验剔除不同省份后，绿色金融的回归系数小幅变动，但总体位于 1.3—1.5 之间，且均在 1%置信水平上显著。表明回归结果并不是由单个特定省份推动的。

4.5 异质性分析

4.5.1 区域经济发展异质性分析

表 5 报告了按东、中、西部地区的分组回归，结果显示，东、中部地区的影响系数显著性水平较高，西部地区回归系数不显著，东部地区在各门槛区间内的回归系数均高于中西部，这与东部地区较为成熟的绿色金融运行机制与相对宽松的应用环境密切相关，说明经济水平越高的地区，绿色金融和农业现代化水平越高，二者间易形成供需互动机制。西部地区显著性差可能是由于绿色金融相关制度不完善、经营主体零散、过程控制困难等原因导致。同时，金融工具固有的逐利性特征易造成东中西部地区金融资源禀赋的较大差异，西部地区农业发展难以获得有效的绿色金融支持。

表 5 区域经济发展异质性分析

分组	东部地区		中部地区		西部地区	
	<i>gf</i>	<i>lnpgdp</i>	<i>gf</i>	<i>lnpgdp</i>	<i>gf</i>	<i>lnpgdp</i>
门槛变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方程						
<i>gf</i> ≤1.3621	1.235*		1.123***		0.098	
	(1.79)		(3.63)		(0.11)	
1.3621< <i>gf</i> ≤1.3638	1.229*		—		—	
	(1.79)					
1.3638< <i>gf</i>	1.257*		1.096***		-0.050	
	(1.89)		(3.64)		(-0.06)	
<i>lnpgdp</i> ≤10.8943		1.316**		1.005***		-0.946
		(2.17)		(3.53)		(-1.35)
10.8943< <i>lnpgdp</i> ≤10.9007		1.403**		—		-0.603
		(2.30)				(-0.86)
10.9007< <i>lnpgdp</i>		1.367**		1.031***		-0.796
		(2.24)		(3.58)		(-1.12)
<i>cons</i>	-12.154*	-12.548*	1.488	2.410	12.719	4.390
	(-1.75)	(-1.79)	(0.53)	(0.87)	(1.12)	(0.38)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	121	121	88	88	132	132

P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R-squared	0.7786	0.7806	0.9450	0.9450	0.7571	0.7693

4.5.2 环境治理异质性分析

环境治理反映了各地对农业生态环境的重视程度，环境治理力度差异可能造成绿色金融对农业高质量发展的边界条件不同。以地方财政环境保护支出（亿元）作为环境治理评价指标，以中位数为标准进行分组回归。表 6 中高环境治理组的绿色金融回归系数及显著性远高于低环境治理组，原因可能在于增加环境治理投入能够有效改善农业生产状况，降低绿色金融进入农业领域的难度，同时生态改善产生的虹吸效应吸引绿色企业或劳动力，提高地方人力资本积累，产生知识溢出，直接或间接推动农业高质量发展^[15]。相反，对绿色金融重视程度不够易使绿色资金使用缺乏有效监督，获得绿色信贷的农户偏好于增加农机、农资甚至建房等非生产性支出^[13]，绿色资金具体利用方式的偏差影响其效力的发挥。

4.6 进一步分析

绿色金融为农业绿色技术创新和普及提供资金支持，通过对其他产业释放出的“同群效应”，推动农业技术进步。同时，金融活动对社会资源的调动能够以增加农业资金、壮大人才队伍等方式积累农业资源，间接提升农业 GTFP。为探索农业技术进步和资源积累在此过程中的中介效应，构建模型：

$$Ingtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gf_{it} + \sum \alpha_i control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 gf_{it} + \sum \beta_i control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Ingtfp_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 gf_{it} + \gamma_2 M_{it} + \sum \gamma_i control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式（2）、（3）分别为绿色金融对农业高质量发展和中介变量的单独回归，式（4）是加入中介变量的整体回归，联立（3）、（4）可知 $\gamma_2 \times \beta_1$ 为中介效应， γ_1 为直接效应，二者之和为总效应。

农业技术进步的测算：

$$technology_{it}^t = \frac{Y_{it}^t - Y_{it}^0}{Y_{it}^0} - a \frac{K_{it}^t - K_{it}^0}{K_{it}^0} - b \frac{L_{it}^t - L_{it}^0}{L_{it}^0} - c \frac{A_{it}^t - A_{it}^0}{A_{it}^0} \quad (5)$$

式（5）中各比值分别表示农业总产值、物质费用、劳动力和耕地的增长率。 a 、 b 、 c 分别表示物质费用产出弹性、劳动力产出弹性和耕地产出弹性，数值为 0.55、0.20 和 0.25。物质费用采用农林牧渔业中间消耗近似代替，以 2001 年为基期对农林牧渔业总产值和中间消耗作不变价处理。农业生产资源包括土地、资本和劳动力，考虑到耕地面积相对稳定而不作考量，以农林牧渔业固定资产投资（亿元）代表农业资本，以初中以上学历人口在农业总人口中的占比代表农业人力资本，利用熵值法计算农业资源指标（resource）。

表 6 环境治理异质性分析

分组	低环境治理		高环境治理	
	gf	Inpgdp	gf	Inpgdp
门槛变量	(1)	(2)	(3)	(4)
方程				
$gf \leq 1.3621$	-0.937 (-1.37)		1.232** (2.08)	
$1.3621 < gf \leq 1.3638$	—		1.171** (1.99)	
$1.3638 < gf$	-1.030 (-1.58)		1.255** (2.18)	
$Inpgdp \leq 10.8943$		-1.361** (-2.31)		1.352** (2.54)

10. 8943< $Inpgdp$	\leq 10. 9007	-1. 194** (-2. 00)	1. 337** (2. 47)
	10. 9007< $Inpgdp$	-1. 248** (-2. 08)	1. 352** (2. 54)
	<i>cons</i>	9. 620 (1. 58)	8. 142 (1. 30)
	控制变量	控制	控制
	<i>Observations</i>	170	170
	<i>P</i> 值	0. 0000	0. 0000
	<i>R-squared</i>	0. 6979	0. 7033
			0. 7403
			0. 7391

表 7 中 gf 和 *technology* 的系数均显著为正, 表明绿色金融可以通过推动农业技术进步促进农业高质量发展, 存在部分中介效应, 验证了 H3a。绿色金融对绿色、高效农业项目的资金支持推动了农业生产设备更新和推广, 刺激农业装备制造业、先进农业技术研发行业的技术创新。农业技术进步促进农业生产效率、环境效益、产品质量及农户生活水平的提升, “赋能”绿色金融为农业高质量发展带来内生动力的影响。因此, 现阶段仍需加大农业科研投入力度, 推进农业技术进步。

方程(4)中绿色金融系数为 0.338, (5)中绿色金融系数与农业资源积累系数为正, 通过了 1% 的显著性水平检验, 表明绿色金融对农业高质量发展的影响存在部分中介效应, 验证了 H3b。因此, 要继续发挥绿色金融固有的资源配置属性, 有效引导社会资源向农业领域流动, 促进私人资本、农业人才队伍等农业资源积累。

表 7 绿色金融与农业 GTFP 的中介效应模型回归

方程	基准回归		农业技术进步		农业资源积累	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
被解释变量	<i>Ingtfp</i>	<i>technology</i>	<i>Ingtfp</i>	<i>resource</i>	<i>Ingtfp</i>	
<i>gf</i>	1. 391*** (3. 90)	0. 451*** (2. 94)	1. 170*** (3. 52)	0. 338** (2. 43)	1. 394*** (3. 86)	
<i>technology</i>			0. 854*** (6. 97)			
<i>resource</i>					0. 677*** (3. 94)	
<i>cons</i>	-4. 414*** (-1. 96)	-12. 122*** (-13. 91)	4. 128* (1. 70)	-4. 414*** (-6. 34)	-5. 760** (-2. 53)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Observations</i>	341	341	341	341	341	
<i>P</i> 值	0. 0000	0. 0000	0. 0000	0. 0000	0. 0000	
<i>R-squared</i>	0. 6264	0. 8448	0. 6783	0. 3004	0. 6171	

5 结论与建议

本文得出如下主要结论: (1) 绿色金融发展能够有效提升农业高质量发展水平, 但效用的发挥存在门槛效应, 依据绿色金融发展水平和经济发展水平不同而呈现先增加后降低的趋势特征。(2) 环境规制的加入强化了绿色金融对农业高质量发展的推动作用, 但存在异质性, 高环境规制政策的作用效果更强。(3) 绿色金融对农业高质量发展存在区域经济发展异质性和环境治理力度异质性影响, 东部地区的影响作用高于中、西部, 环境治理力度较高时绿色金融推动农业高质量发展的作用更大。(4) 进一步分析表明, 绿色金融以农业技术进步和农业资源积累为中介, 实现对农业高质量

发展的间接推动。

基于此，提出如下政策建议：

(1) 继续支持绿色金融发展，践行绿色金融赋能农业高质量发展的机制，有效引导其为农业高质量发展注入新动能。增加绿色金融供给，深化以绿色金融为主导的农村金融供给侧改革，进一步创新农业绿色金融服务方式，开发符合当地需求的“接地气”的金融服务产品，提高供求匹配度。完善绿色金融市场，拓宽绿色融资渠道，畅通反馈通道，在风险可控前提下，撬动社会资本进入绿色金融领域，二者结合更多地流向农业。根据地区资源禀赋，向处于低门槛区间的地区适当政策倾斜，优化绿色金融资源的区域配置，提高其使用效率。增加对西部地区的金融支持，鼓励东部与中西部地区绿色金融互联互通，实现绿色金融区域均衡发展。(2) 增强环境规制政策导向，加大政策实施力度，提高环境规制政策的适配性。建立市场型环境规制引导机制，创新环境规制实施方式，推动环境规制政策工具多元化发展，减少命令型环境政策可能存在的政策时滞和预料外政策影响。严格落实环境信息披露制度，增强污染预警与风险管理能力。加大环境治理投入力度，增加政府绿色补贴扶持，释放绿色金融对农业高质量发展的助推效应。(3) 推动绿色资金与技术融合，增加农业科研投入力度，推进农业技术进步。加大对农业绿色技术的研发力度，重视农业绿色技术推广普及，不断提高农业 GTFP。加强农业经营主体绿色金融素养培训，重视农业人才队伍建设，促进农业资源积累。提升农业绿色化、专业化水平，减少农业生产者对绿色金融的自我排斥，变革农业绿色金融资源配置模式，扩大绿色金融在农业的覆盖度与使用深度。

参 考 文 献：

- [1] 刘涛, 杜思梦. 基于新发展理念的农业高质量发展评价指标体系构建[J]. 中国农业资源与区划, 2021, 42(4): 1-9.
- [2] 范德成, 张修凡. 绿色金融改革创新对高排放企业碳减排的效果分析[J]. 工程管理科技前沿, 2022, 41(4): 55-61.
- [3] Beck T, Chen T, LIN C M. Song. Financial innovation: The bright and the dark sides[J]. Journal of Banking and Finance, 2016, 72(2): 28-51.
- [4] 蒋辉, 张驰, 蒋和平. 中国农业经济韧性对农业高质量发展的影响效应与机制研究[J]. 农业经济与管理, 2022(1): 20-32.
- [5] John McMillan, John Whalley, Lijing Zhu. The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(4) : 781-807.
- [6] 陈燕翎, 庄佩芬, 彭建平. 贸易开放对农业经济高质量发展的影响——基于农业绿色全要素生产率的视角[J]. 生态经济, 2021, 37(12): 105-114.
- [7] Motoko Aizawa, Chaofei Yang. Green Credit, Green Stimulus, Green Revolution? China's Mobilization of Banks for Environmental Cleanup[J]. Journal of Environment & Development, 2010, 19(2) : 119-144.
- [8] 刘锡良, 文书洋. 中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验[J]. 经济研究, 2019, 54(3): 38-54.
- [9] 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.
- [10] 高锦杰, 张伟伟. 绿色金融对我国产业结构生态化的影响研究——基于系统 GMM 模型的实证检验[J]. 经济纵横, 2021(2): 105-115.
- [11] Ralph Chami, Thomas F Cosimano, Connel Fullenkamp. Managing ethical risk: How investing in ethics adds value[J]. Journal of Banking and Finance, 2002, 26(9) : 1697-1781.
- [12] Irene Monasterolo, Marco Raberto. The EIRIN Flow-of-funds Behavioural Model of Green Fiscal Policies and Green

- Sovereign Bonds[J]. Ecological Economics, 2018, 144: 228-243.
- [13] 张军伟, 费建翔, 徐永辰.金融支持对绿色农业发展的激励效应[J].中南财经政法大学学报, 2020(6): 91-98.
- [14] 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.
- [15] 肖振红, 谭睿, 史建帮, 王芳.环境规制对区域绿色创新效率的影响研究——基于“碳排放权”试点的准自然实验[J].工程管理科技前沿, 2022, 41(2):63-69.
- [16] 杨书, 范博凯, 顾芸 . 投资型环境规制对绿色全要素生产率的非线性影响 [J] . 中国人口·资源与环境, 2022, 32(5): 120-131.
- [17] 卢维学, 吴和成, 王励文.环境规制政策协同对经济高质量发展影响的异质性[J].中国人口·资源与环境, 2022, 32(3): 62-71.
- [18] 金昕, 管浩辛, 陈松.环境规制工具如何影响企业绿色技术创新?——基于双重视角的异质效应研究[J].工程管理科技前沿, 2022, 41 (4): 62-68.
- [19] 马国群, 谭砚文. 环境规制对农业绿色全要素生产率的影响研究——基于面板门槛模型的分析[J]. 农业技术经济, 2021(5): 77-92.
- [20] 郭海红, 李树超. 环境规制、空间效应与农业绿色发展[J]. 研究与发展管理, 2022, 34(2): 54-67.
- [21] 李红莉, 张俊飚, 罗斯炫, 何可. 农业技术创新对农业发展质量的影响及作用机制——基于空间视角的经验分析 [J]. 研究与发展管理, 2021, 33(2): 1-15.
- [22] 程士国, 普友少, 朱冬青. 农业高质量发展内生动力研究——基于技术进步、制度变迁与经济绩效互动关系视角 [J]. 软科学, 2020, 34(1): 19-24.
- [23] 刘宇薇, 汪红梅. 农业技术进步、劳动力转移与农业高质量发展[J]. 税务与经济, 2022(2): 88-97.
- [24] 王艳伟, 黄宜. 农业资源错配对农业生态效率的影响: 来自中国 13 个粮食主产区的证据[J]. 生态经济, 2022, 38(5): 129-137.
- [25] 刘赛红, 罗美方, 朱建, 陈修谦. 农村金融发展、农业科技进步与城乡经济融合研究[J]. 农业技术经济, 2021(11): 31-45.
- [26] 刘亦文, 欧阳莹, 蔡宏宇. 中国农业绿色全要素生产率测度及时空演化特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(5): 39-56.
- [27] 龚锐, 谢黎, 王亚飞. 农业高质量发展与新型城镇化的互动机理及实证检验[J]. 改革, 2020 (7): 145-159.
- [28] Hansen, Bruce E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [29] 金芳, 金荣学.农业产业结构变迁对绿色全要素生产率增长的空间效应分析[J].华中农业大学学报(社会科学版), 2020 (1): 124-134+168-169.