

绿色金融改革创新试验区政策 对农业绿色全要素生产率的影响研究

袁一君

(重庆师范大学, 重庆 401331)

摘要: 绿色金融是农业绿色转型的关键驱动力, 而提高绿色农业的全要素生产率是实现农业可持续发展的核心途径。本文基于2011—2023年我国30个省份的面板数据, 采用双重差分模型分析绿色金融改革创新试验区政策对农业绿色全要素生产率的影响效应及其传导机制。研究发现: 绿色金融改革创新试验区政策显著提高了农业绿色全要素生产率。从作用机制来看, 该政策通过促进技术创新与提升人力资本, 进而对农业绿色全要素生产率产生积极影响; 通过异质性分析可知, 政策效应在非粮食主产区、水资源丰沛地区的促进作用更为显著。据此, 应深化绿色金融改革创新试验区建设, 着力促进技术成果转化, 并强化人力资本积累以实现农业可持续发展。

关键词: 绿色金融改革创新试验区; 农业绿色全要素生产率; 双重差分模型

DOI: doi.org/10.70693/rwsk.v2i6.563

1. 引言

党的十八大以来, 我国粮食安全保障能力持续增强, 农业在总量平衡和丰年有余的基础上, 进一步向更高水平的供给能力迈进。但在取得成就的同时, 长期依赖高强度要素投入的发展方式也带来了资源透支和环境压力。《2023 中国农业农村低碳发展报告》指出, 当前我国农业规模化生产水平依然不高, 减排能力相对薄弱, 低碳转型与效益提升之间还缺乏有效协同。农业绿色全要素生产率是衡量农业可持续发展能力的一个核心指标, 提升这一生产率, 既是破解增产与减排两难困境的关键, 也是推动农业绿色发展的根本出路。2026年中央一号文件明确提出, 要坚持推广绿色生产方式和节水灌溉技术, 发展生态低碳农业, 并深入推进农业农村污染治理攻坚战。这表明, 农业污染防治仍是一项长期而艰巨的战略任务。然而, 农业生产过程中碳排放污染严重、绿色生产技术采纳门槛高以及资金不足等现实困境, 在一定程度上阻碍农业绿色全要素生产率的提高。

作为服务市场发展和维护生态安全的重要工具, 绿色金融正逐步成为协调农业经济增长与环境保护的关键环节。为引导资金更多投向绿色低碳领域, 国家自2017年起在浙江、江西、广东、贵州、新疆五省(区)的部分地区启动绿色金融改革创新试验区试点。该政策围绕构建绿色信贷体系、创新环境权益交易机制和完善风险补偿制度展开, 目的就是打通绿色项目的融资堵点, 控制高污染、高耗能行业的扩张, 同时支持绿色技术创新。经过多年探索, 试验区在拓宽农业绿色融资渠道、推动低碳技术应用等方面已经积累不少实践经验。然而农业生产的绿色转型具有投资周期长、风险感知强、技术采纳门槛高等特点, 绿色金融改革创新试验区政策的效力, 能否突破产业特性的约束, 有效实现农业绿色全要素生产率提升? 其影响机制是什么? 以上问题亟待讨论。为此, 本文深入探究绿色金融改革创新试验区政策对农业绿色全要素生产率的影响及机制, 以期完善绿色金融体系, 激发农业绿色技术创新活力, 为现代农业的绿色持续发展提供经验证据和新思考。

2. 文献综述

绿色金融是一种兼顾环境保护和经济效益的金融模式, 它的核心作用是为绿色项目的投融资、运营和风险管理等环节提供持续的资金支持^[1]。绿色金融改革创新试验区政策则是以政府为主导, 目标是推动产业绿色升级, 把更多资金引导到绿色项目中去。这项政策也鼓励各地根据自身实际情况, 开展有地方特色的绿色金融探索。已有不少研究发现, 绿色金融改革创新试验区政策在促进碳减排方面确实起到了积极作用。谭显春等(2023)指出试验区政策的实施通过优化产业结构降低了试点地区的碳排放强度, 高水平地区的金融发展进一步强化了政策的碳减排效果^[2]。绿色金融政策通过激励企业提升绿色创新水平并吸引更多媒体关注, 从而对其环境绩效产生实质影响, 最终表现为企业碳排放强度的显著下降^[3]。绿色金融政策作为绿色金融发展的重要手段和支撑, 是促进我国低碳经济转型的重大机制创新^[4]。郭希宇(2022)强调了绿色金融对低碳经济的促进作用, 表明绿色金融是推

作者简介: 袁一君(2002—), 女, 硕士研究生, 研究方向为农村发展;

通讯作者: 袁一君

动低碳经济增长、实现“双碳”目标的重要路径^[5]。

农业绿色全要素生产率(Agricultural Green Total Factor Productivity)把资源消耗和农业碳排放这类负面产出也考虑了进去,能够更全面地衡量农业生产效率和绿色转型的实际效果^[6]。该指标不仅关注农业要素投入与正向、负向产出之间的关系,还把资源消耗和环境压力加入分析,在追求经济效益的同时也兼顾污染物排放问题。针对农业绿色全要素生产率的测算模型选取,学界初期多采用参数法估算农业绿色全要素生产率,如随机前沿法(SFA)和索洛残差法(SRA),但此类方法难以处理多维产出等缺陷,其适用性存在瓶颈。在此情况下,无需预设生产函数、善于处理多变量问题的数据包络分析(DEA)方法应运而生,并逐渐成为生产率测算的重要工具。由于ML指数不具备传递性和累加性,且无法通过线性规划求解。OH(2010)在此基础上提出了基于全球参照系的GML指数,有效解决了ML指数存在的局限性^[7]。某些学者基于非径向、非导向的松弛变量,兼顾投入与产出,采用超效率SBM-GML指数对农业绿色全要素生产率进行有效测算,进而使测得的效率结果更加准确^[8-9]。SBM模型到考虑投入和产出的松弛量,避免传统DEA模型的局限性。GML指数既考虑了非期望产出,又将生产单元包含在全局参考集内。关于绿色金融对农业绿色全要素生产率的影响,Gujie等(2022)研究发现,绿色金融对农业绿色全要素生产率的赋能作用存在“先增长后下降”的动态变化特征^[10]。富豪(2025)指出农业绿色全要素生产率的提升离不开绿色金融的推动作用,并指出人力资本在其中发挥了关键的中介作用^[11]。李彩平(2025)认为绿色金融发展能够通过助推数字乡村建设,间接推动农业绿色全要素生产率的提升,并且相较于一般区域,绿色金融改革创新试验区内的促进作用更为显著^[12]。由此可知,关于绿色金融对农业绿色全要素生产率的作用尚存不同观点,本文将在这一基础上进一步探究。

目前绿色金融改革创新试验区政策的研究大多数基于工业生产领域视角促进碳减排效应,对于农业领域相关的系统性研究仍显匮乏。其次,当前学术界尚未充分探讨绿色金融改革试验区建设对绿色全要素生产率的具体影响路径与作用机制。基于此,本文采用超效率SBM-GML测度农业绿色全要素生产率,并基于双重差分法来研究该政策的实施效果及其影响农业绿色全要素生产率的机制,从而拓展绿色金融改革创新试验区政策在农业领域的绿色发展效应研究,为后续研究提供参考依据。

3.理论分析与研究假设

3.1 绿色金融政策对农业绿色全要素生产率的直接影响

绿色金融改革创新试验区政策对农业绿色全要素生产率的直接影响主要体现在以下两个方面。首先是从资本导向的角度分析,该政策通过设置绿色信贷专项额度,对绿色项目提供贴息或担保等,降低了农业绿色技术采纳的融资成本与融资门槛;引导资金流向绿色低碳农业项目,驱动减排技术普及,提升农业绿色全要素生产率^[13]。这项政策引导生产要素向绿色农业集聚,优化资源配置,减轻农业对生态环境的压力,持续推动农业绿色全要素生产率增长。同时,试验区在信贷审批中纳入环境绩效评估,对化肥农药过量使用、养殖污染超标等行为形成融资约束。农业经营主体为获得信贷支持,需调整生产方式,淘汰落后产能转向绿色技术。这种机制形成了对农业绿色转型的外部压力,加速了低效率生产方式的退出。绿色金融政策能够从正向激励与负向约束两个方向,协同助力农业绿色全要素生产率提升。据此第一个研究假设如下。

H1: 绿色金融改革创新试验区政策能显著促进农业绿色全要素生产率的提升。

3.2 绿色金融政策对农业绿色全要素生产率的间接影响

技术创新既是经济增长的根本动力,也是农业绿色转型的重要支撑。试验区政策鼓励金融机构与保险公司合作,开发绿色科技保险、设立绿色产业引导基金,为农业技术创新提供风险分担机制。这种机制降低了研发活动的不确定性,有助于推动农业技术创新。融资能力和创新意愿同时得到改善,绿色技术创新也因此更加活跃。另一方面,该试验区政策提供更多的专项资金、风险投资等金融工具,为农业技术创新提高资金支持,完善农业科技成果转化。农业技术进步促使化肥、农药及水资源得以更高效地利用,其过度使用状况得到改善,进而实现单位产出碳排放下降^[14]。根据内生增长理论,技术进步是经济增长的源泉。此外,技术进步的推进能够实现生产效率的增进、资源配置的改善,并降低对环境的负面影响。因此该政策可以在农业产值增加的同时并缓解农业碳排放污染问题。假设如下:

H2: 绿色金融改革创新试验区政策借助技术创新推动农业绿色全要素生产率的提高。

在人力资本方面,试验区政策为人力资本升级提供了金融支持。绿色金融引导农业向绿色化、集约化转型,相关项目往往伴随新的技术与管理要求。在政策激励下,人才可通过助学贷款、奖学金等途径提升专业能力。高级人力资本具备较强的技术吸收与再创新能力,有助于资本、技术等要素集聚,从而更有效地提升生产效率^[15]。同时,绿色金融政策的推进将扩大农业对高素质、高技能人才的吸纳需求,缓解当前就业市场中的供需结构失衡问题产生影响^[16]。农业人力资本的高级化,有利于提高农业经济发展水平,为提升农业绿色全要素生产率打下坚实基础。据此,假设如下:

H3: 绿色金融改革创新试验区政策通过提升人力资本水平提高农业绿色全要素生产率。

4.研究设计

4.1 模型构建

1)双重差分模型

本文借助双重差分法，评估 2017 年首批绿色金融改革创新试验区政策的实施对农业绿色全要素生产率的影响。在控制多种变量的基础上，该模型可消除研究事件的事前组间差异，进而精准估计该政策作用于农业绿色全要素生产率的效应大小。具体模型如下：

$$AGTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 CON_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，AGTFP_{it} 是指在某一省份在 t 年的农业绿色全要素生产率； DID_{it} 为政策虚拟变量和时间虚拟变量的交乘项； CON_{it} 代指控制变量，α₀ 作为常数项，α₁ 和 α₂ 则代表各个变量待估系数； μ_i、δ_t、ε_{it} 分别代表省份固定效应、时间固定效应以及随机干扰项。

2)中介模型

为了检验绿色金融改革试验区政策对农业绿色全要素生产率的影响机制，其中的 Mit 为中介变量，式 (3) 被用来评估中介变量对被解释变量的影响程度。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 CON_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$AGTFP_{it} = \rho_0 + \rho_1 M_{it} + \rho_2 DID_{it} + \rho_3 CON_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

4.2 变量选取

1)被解释变量:为农业绿色全要素生产率(AGTFP)。该变量是指在农业生产投入保持固定的情形下，同步追求产出增长与环境损耗降低，所体现出的综合生产效率。它与其他全要素生产率不同的是其包括期望产出与非期望产出所得到的生产效率指标^[17]。在测算农业绿色全要素生产率的过程中，本文采用了超效率 SBM-GML 模型。投入与产出指标的设定参考杨玉秀 (2023) 和李谷成 (2019) 的研究，投入指标包括农业劳动投入、农用地投入、农机投入、农药投入、农用化肥投入、农用塑料薄膜投入、农业用水投入，期望产出和非期望产出分别为农业总产值和农业碳排放^[18-19]。农业绿色全要素生产率指标体系如表 1 所示。

表 1 AGTFP 的投入和产出指标

指标类型	变量名	评价指标	单位
投入指标	劳动力投入	种植业从业人员	万人
	农用地投入	农作物播种总面积	千 hm ²
	农机投入	农业机械总动力	亿 KW · h
	农药投入	农药使用量	万 t
	农用化肥投入	农用化肥 (折纯) 使用量	万 t
	农膜投入	农用塑料薄膜使用量	万 t
	农业用水投入	有效灌溉面积	千 hm ²
产出指标	期望产出	以 2011 年为基期的农业总产值	亿元
	非期望产出	农业碳排放总量	万 t

2)解释变量:关键解释变量为交互项 DID，它由政策虚拟变量 treat 和时间虚拟变量 post 相乘构成。treat 依据省份是否被选为试验区进行赋值，实验组省份 treat=1，对照组省份 treat=0。post 依据观测年份是否处于政策实施后赋值，2017 年及以后年份 post=1，2017 年之前年份 post=0。

3)控制变量:参考孙钰森与夏芳^[20]的研究，选取农业结构(Stua)、城镇化水平(Urban)、财政支农力度(Infin)、人均耕种面积(Labor)、受教育程度(Edu)和农业机械化水平(Ma)作为控制变量。农业结构选取粮食作物播种面积占农作物总面积的比值表示；城镇化水平选取城镇人口占总人口的比重表示；财政支农力度选取涉农支出占财政支出比例表示；人均耕种面积选取耕地面积与农业从业人员数量的比值表示；受教育程度选取农村平均受教育年限来衡量；农业机械化水平选取农业机械总动力的对数来表示。

4)中介变量:技术创新 (Gt)，根据前文的分析，绿色金融改革创新试验区政策不但经由传统信贷渠道支持绿色项目，更重要的是它通过优化金融生态，降低绿色技术交易的信息不对称和融资约束，激活区域性技术市场活跃度，从而提升农业绿色全要素生产率。本文采用技术市场成交额来表示技术市场活跃度。人力资本 (Hg) 的提升，在绿色金融在促进农业绿色转型中起到重要作用,同时其能为农业生产提供充足的“新农人”,提高农业生产效率。因此，采用农林牧渔增加值与人均受教育年限的比值来衡量人力资本水平。

4.3 数据来源

选取 2011—2023 年中国 31 个省份的相关数据(港澳台数据不计算入内)开展描述性统计分析，所有原始数据取自历年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》以及《中国环境统计年鉴》。各变量的描述性统计如下表 2。

表 2 描述性统计

变量名称	样本数	均值	均值	标准差	最小值	最大值
AGTFP	403	0.816	0.269	0.313	0.773	1.337
Hg	403	5.040	1.166	2.187	5.387	6.599
Gt	403	4.923	2.121	-3.219	5.016	9.052
Stru	403	0.659	0.147	0.355	0.664	0.971
Infin	403	11.460	3.439	3.870	11.439	20.384
Edu	403	7.709	0.828	3.804	7.844	10.065
Urban	403	0.597	0.129	0.230	0.590	0.900
Ma	403	7.650	1.138	4.543	7.850	9.499
Labor	403	4.979	0.677	3.687	4.916	6.873

5. 实证结果与分析

5.1 基准回归结果

本文借助双重差分模型, 评估绿色金融政策如何影响各地区的绿色全要素生产率。基准回归结果呈现在表 3 中, 该回归模型已纳入个体固定效应以及时间固定效应。模型(1)未加入控制变量, 显示对于未设立试验区的省份, 含试验区省份的农业绿色全要素生产率提高 0.100, 在 1%水平上显著; 模型(2)为纳入控制变量后的回归结果, 同时引入双向固定效应, 结果显示其回归系数仍为正且为 0.117, 并在 1%水平上显著。由此可知, 受影响省份的农业绿色全要素生产率提高了 0.117。该结果表明, 该政策的落地执行对农业绿色全要素生产率的提升具有一定程度的正向贡献, 假设 1 得到支持。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	AGTFP	AGTFP
Did	0.100*** (3.81)	0.117*** (3.99)
Stru		1.260*** (4.04)
Infin		0.005 (0.95)
Edu		-0.081** (-2.06)
Urban		0.933** (2.02)
Lnma		-0.167*** (-4.10)
Lnlabor		0.075 (1.51)
Constant	0.807*** (134.59)	0.894 (1.61)
Observations	403	403
R-squared	0.857	0.883

注: ***, **, * 分别为在 1%、5%、10%的显著性水平上显著; 下同

5.2 平衡趋势检验

使用双重差分方法须满足平行趋势假设, 即在绿色金融改革试验区正式设立之前, 试验区省份与非试验区省份在农业绿色全要素生产率方面应表现出相似的变化趋势。由于涉及的年份较多, 本文构建政策实施的前三年、实施年份(2017年)以及实施后四年后的年份虚拟变量与对应政策虚拟变量的交互项进行平行趋势检验。检验结果如图 1 所示, 在政策实施前三年所对应的系数均未通过显著性检验, 观察期内试验区与非试验区的发展动态

并未偏离平衡趋势假设。随着政策落地，回归系数全部表现为显著的正向数值，这与平行趋势假设所预期相符。

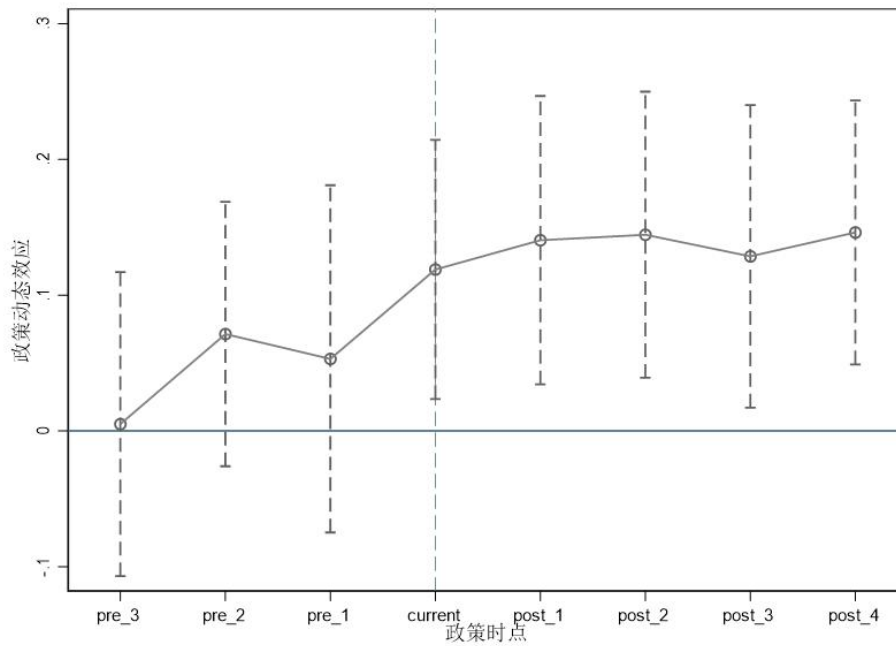


图 1 平衡趋势检验

5.3 稳健性检验

1) 安慰剂检验

为检验研究结果的稳健性，本文采用随机抽样方法，在全样本中随机设定虚拟处理组并构造交互项，重复操作 500 次。根据 500 次抽样结果绘制系数分布图，如图 2 所示。图中显示，虚构交互项的回归系数主要集中在零值附近，分布近似正态，且绝大多数 P 值大于 0.1。这一结果表明，未观测到的偶然事件不太可能对估计结果产生干扰，基本可以排除其他未知因素的影响，进一步支持了假设 1 的稳健性。

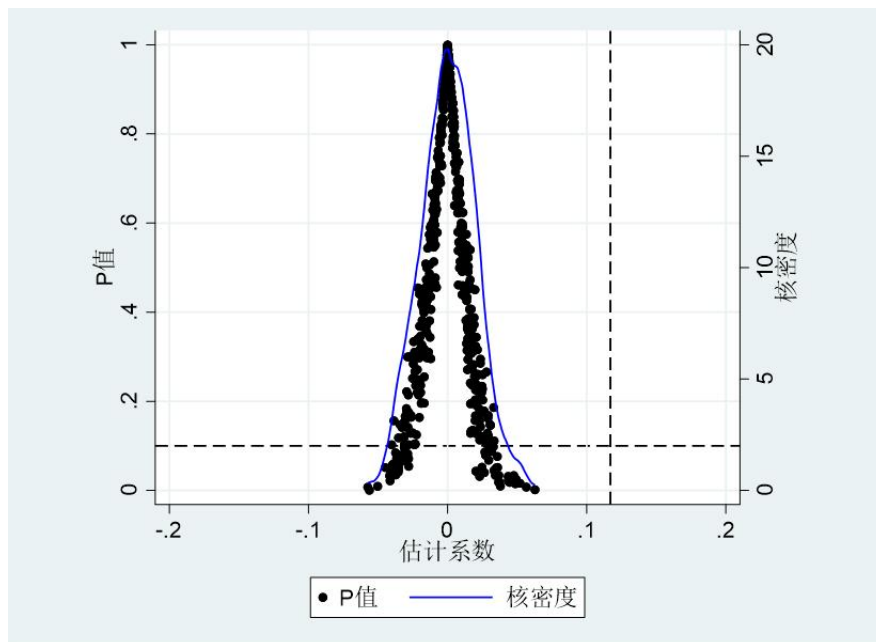


图 2 安慰剂检验

2) 更换被解释变量的测度方法

本文的研究中,使用 SBM-GML 模型测度农业绿色全要素生产率。为确保结论不依赖于特定的效率测算模型,我们采用另外一种数据包络分析方法 EBM-GML 模型重新测算了农业绿色全要素生产率,并以其作为被解释变量重复基准回归。EBM-GML 模型可以有效避免由于生产函数方程设定导致的偏误。如表 5 列(1)所示,核心解释变量 did 的系数依然在 1%水平上显著为正,且其系数为 0.080 与原回归系数大小接近。这说明不同的测算方法的变化不会影响到本文的实证结果,证实了本文的基准回归具有高度的稳健性。

3) 缩短时间窗口检验

由于样本时间跨度较长,为了减少其他因素的影响,本文选取绿色金融改革创新试验区政策实行前后三年(2014-2020 年)为样本,同时控制时间与个体固定效应。回归结果如下表 5 列(2)可知,交互性的估计系数为 0.113,在 1%水平上显著且与基准回归的符号方向一致。由此可知,该检验再次证明绿色金融改革创新试验区政策对农业绿色全要素生产率依然发挥正向作用,为假设 H1 的稳健性提供了支撑。

4) 考虑同期其他政策的影响

由于绿色金融改革创新试验区政策并非唯一作用于农业绿色全要素生产率的外部因素,其他政策同样可能对该变量造成扰动,因此要排除其他政策的影响。碳排放权交易试点政策是“市场激励型”环境规制的核心代表^[21],能够有效促进碳排放效率,从而影响到回归结果。所以我们构建新的虚拟变量 Did_new(若该省份在当年有碳交易试点则取 1,否则取 0),在基准模型中控制了该政策的影响。表 4 列(3)结果显示,在控制碳交易政策后绿色金融改革创新试验区政策的系数与基准结果相比保持稳定且依然显著。这表明,绿色金融改革创新试验区政策对农业绿色全要素生产率的促进作用既显著又可靠稳健。

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Did	0.080*** (3.88)	0.113*** (3.21)	0.115*** (4.02)
Did_new			0.078* (1.89)
控制变量	YES	YES	YES
Constant	-0.317 (-0.57)	2.445*** (3.08)	0.669 (1.14)
省份FE	YES	YES	YES
时间FE	YES	YES	YES
Observations	403	248	403
R-squared	0.862	0.919	0.884

5.4 异质性分析

1) 粮食资源禀赋的异质性

由于各地区农业生产结构的不同,可能会导致绿色金融改革创新试验区政策影响农业绿色全要素生产率存在异质性。我国粮食主产区粮食生产总值超全国 70%,在全国粮食生产中占有至关重要的战略地位^[22]。因此,本文将研究样本划分为粮食主产区组、非粮食主产区组,再一次开展实证研究。表 5 列 (1) 和 (2) 可知,试验区对农业绿色全要素生产率的影响呈现显著分化,非粮食主产区显在 1%水平上显著,其系数为 0.135。这是因为非粮食主产区的农业结构更多元,更易于转向生态农业、特色农产品等绿色高附加值业态,与绿色金融的支持能形成更有效的协同。而在粮食主产地区,其对该地区农业绿色全要素生产率的影响并不显著。这可能是由于绿色金融政策提供的市场激励,可能尚不足以完全对冲主体对减产风险的顾虑。其次,从路径依赖看,主产区已形成以高产为导向的、高度依赖化肥农药的集约化生产体系,其转型的沉没成本和制度惯性更大。

表 5 异质性回归结果

变量	(1) 非粮食主产区	(2) 粮食主产区	(3) 水资源紧张	(4) 水资源丰沛
Did	0.135*** (3.51)	0.003 (0.13)	0.010 (0.27)	0.144*** (3.62)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Constant	0.634 (0.82)	1.324*** (2.75)	1.522** (2.17)	-0.035 (-0.03)
省份FE	YES	YES	YES	YES
时间FE	YES	YES	YES	YES
Observations	234	169	201	199
R-squared	0.843	0.943	0.923	0.864

2) 农业水资源的异质性

水资源是农业生产的基础，丰水地区和缺水地区在用水成本和技术选择上会有所不同。不同水资源禀赋条件下，农业主体对绿色技术的接受意愿、资金需求以及政策反应也可能存在系统性的差异。由于农业绿色全要素生产率受到水资源状况的影响，比较绿色金融政策在丰水和缺水地区的效果差异，有助于弄清楚政策在什么条件下更有效，也能为制定差异化政策提供参考。选取人均水资源量作为农业水资源的代理变量，计算各省的年均人均水资源值并进行排序。依据中位数将各省分为两组：高于中位数的为水资源丰沛组，低于中位数的为水资源紧张组。下表 5 列 (3) 和 (4) 可知，在供水条件充裕的地区，政策产生了显著的正向影响，而在水资源紧张地区则不显著。这个结果说明政策效果存在条件依赖。在水资源紧张的地区，虽然对绿色技术有现实需求，但往往面临更高的技术应用门槛、更强的风险规避倾向，以及相对薄弱的技术推广体系。单靠绿色金融政策，很难在短时间内突破这些限制。相比之下，水资源丰沛地区的基础条件更完善，政策效果也更容易发挥出来。因此，在缺水地区推行绿色金融政策时，最好结合水利设施建设、节水技术推广和农业保险等手段，通过协同发力来提升政策效果。

5.5 中介效应检验

为进一步探究试验区政策影响农业绿色全要素生产率的作用路径，本文以技术进步 (Gt) 作为中介变量进行中介效应分析。既有文献常采用专利申请数或专利授权数作为衡量技术进步的指标，但其难以直接展示技术商业化与扩散，难以成为纸面创新转化为市场应用的直接证据。参考马海良与杨清^[23]的做法，本文用技术市场成交额 (万亿元) 来衡量技术进步，其可以更为直观的展示出技术的应用推广情况。表 6 列(1)和列 (2) 可见，绿色金融改革创新试验区政策和技术进步对农业绿色全要素生产率的影响系数分别为 0.097 和 0.037,且该试验区政策系数小于直接影响系数,说明存在中介效应。最后，因此，该试验区的发展可以通过促进技术进步，并应用于农业生产中，提升各省技术市场成交额，优化资源配置的效率，从而使得农业绿色全要素生产率得到提升。

对于人力资本 (Hg)，本文使用农林牧渔增加值与人均受教育年限的比值作为人力资本的代理变量，它衡量的是单位人力资本存量的经济产出效率。农林牧渔业增加值反映了农村地区的经济发展情况，单位人力资本的产出效率可以体现出人力资本对农业发展的贡献度。下表 6 列(3)和 (4) 可见，18.722 为交互项的估计系数显著为正，并且绿色金融改革创新试验区政策和人力资本对农业绿色全要素生产率的影响系数分别为 0.107 和 0.001,表明人力资本的中介效应存在。绿色金融政策设立专项信贷、聚集资金，并高效流转至绿色农业项目倾斜，有效盘活农村闲置资源，缓解农村生产建设资金散、资金少、资金链断裂等问题^[24]。这带来了两方面影响：其一，直接激励了农业经营主体，增加对高素质劳动力的需求和雇佣；其二，其改善了农业行业的整体预期收益，为绿色农业专业人才提供资金支持与物质激励，从而进一步促进农业绿色全要素生产率。

表6 中介检验结果

变量	(1) Gt	(2) AGTFP	(3) Hg	(4) AGTFP
Did	0.550*** (4.19)	0.097*** (3.56)	18.722* (1.90)	0.107*** (3.94)
Gt		0.037*** (3.28)		
Hg				0.001** (2.57)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Constant	0.034 (0.01)	0.893 (1.64)	-364.322*** (-2.64)	1.076* (1.92)
省份FE	YES	YES	YES	YES
时间FE	YES	YES	YES	YES
Observations	403	403	403	403
R-squared	0.928	0.889	0.971	0.886

6. 结论和建议

绿色金融是推动经济绿色转型的重要手段，而提升农业绿色全要素生产率则是实现农业可持续发展的关键所在。研究发现，绿色金融改革创新试验区政策对农业全要素生产率具有积极的正向影响，其中技术创新和人力资本水平的提高是两个重要的中介渠道。基于上述结论，提出以下建议：第一，进一步深化绿色金融改革创新试验区建设，因地制宜推广成熟经验。相关部门可稳步扩大试验区覆盖面，持续完善绿色金融体系。第二，加大对技术创新的投入与支持力度，着力促进技术成果转化。政府加大对农业绿色技术研发和成果转化的金融支持，设立农业绿色技术风险补偿基金，鼓励金融机构为绿色专利产业化，加快建设区域性农业技术交易市场，降低技术供需双方的信息不对称，促进绿色技术的市场化扩散。第三，强化人力资本积累，释放绿色金融的“人才红利”。针对绿色农业生产、绿色金融产品应用、碳汇核算等新兴领域，教育部门可以开设专项培训课程，系统提升农业从业者的绿色生产技能和金融素养；同时，鼓励地方政府设立绿色农业人才引进专项补贴，吸引高校毕业生、返乡青年等群体投身绿色农业，为农业绿色转型注入新鲜血液。

参考文献：

- [1]黄小勇,陈飞羽,查育新.绿色金融与生态产品价值实现——基于全国百强县数据的实证研究[J].江西财经大学学报,2023,(06):27-39.
- [2]谭显春,高瑾昕,曾桢,等.绿色金融改革创新试验区政策对碳排放的影响评估[J].气候变化研究进展,2023,19(02):213-226.
- [3]李晓康.绿色金融政策改善我国制造企业环境绩效——基于绿色金融改革创新试验区的准自然试验研究[J].产业创新研究,2025,(17):74-76.
- [4]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(04):55-61.
- [5]郭希宇.绿色金融助推低碳经济转型的影响机制与实证检验[J].南方金融,2022,(01):52-67.
- [6]王晶晶,周发明,刘忠秀.农旅融合对农业绿色全要素生产率的影响——基于动态空间杜宾模型与门槛效应的检验[J].经济地理,2025,45(06):161-172.
- [7]OH D H. A global Malmquist-Luenberger productivity index [J] . Journal of Productivity Analysis, 2010, 34(3): 183-197.
- [8]周伊佳,陈军.农业数字化、数据要素配置与中国农业绿色全要素生产率——基于数据价值链视角[J].中国农业资源与区划,2025,46(11):167-184.
- [9]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,(05):77-92.

- [10]Gujie L., Xiaoman J., Ahmad A.K. Does Green Finance Promote Agricultural Green Total Factor Productivity? Considering Green Credit, Green Investment, Green Securities, and Carbon Finance in China. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2022, (13) .
- [11]官豪,耿莹斐,王江晨,等.绿色金融对农业绿色全要素生产率的影响[J].*中国农机化学报*,2025,46(05):343-352.
- [12]李彩平.绿色金融、数字乡村建设与农业绿色全要素生产率[J].*江西社会科学*,2025,45(10):57-70.
- [13]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(03):3-8+20.
- [14]缪佳怡,李俊汝,储文沛,等.绿色金融改革创新试验区政策对农业碳生产率的影响研究[J].*商展经济*,2026,(01):123-129.
- [15]王思敏,王金营.人力资本结构高级化、产业结构变迁对绿色发展效率的作用机制[J].*科技管理研究*,2025,45(16):172-184.
- [16]谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].*经济学(季刊)*,2018,17(04):1557-1580.
- [17]金绍荣,任赞杰,慕天媛.农业保险对我国农业全要素生产率的动态影响——基于中国 2007-2018 年省级面板数据的实证研究[J].*西南大学学报(自然科学版)*,2022,44(04):134-143.
- [18]李谷成.中国农业的绿色生产率革命:1978—2008 年[J].*经济学(季刊)*,2014,13(02):537-558.
- [19]杨秀玉,全锦涛.农产品贸易对农业绿色全要素生产率的空间溢出效应——基于农业产业集聚的调节作用[J].*中国农业资源与区划*,2023,44(11):15-27.
- [20]孙钰森,夏芳.农业机械化对农业绿色全要素生产率的影响研究[J].*云南农业大学学报(社会科学)*,2025,19(06):35-44.
- [21]范丹,付嘉为,王维国.碳排放权交易如何影响企业全要素生产率?[J].*系统工程理论与实践*,2022,42(03):591-603.
- [22]开丽曼·帕尔哈提,穆哈拜提·帕热提,陈远卓.我国粮食主产区农业生产保障水平评价及障碍因子研究——基于熵权 TOPSIS 法[J].*中国农机化学报*,2026,47(04):268-275.
- [23]马海良,杨清.绿色金融对农业全要素生产率的影响及作用机制[J/OL].*中国农业资源与区划*,1-16[2026-04-13].<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.s.20251125.0945.004>.
- [24]周肖肖,贾梦雨,赵鑫.绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J].*中国工业经济*,2023,(06):43-61.

A Study on the Impact of Policies in Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones on Green Total Factor Productivity in Agriculture

Yuan Yijun

(School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing, China)

Abstract: Green finance is a key driver of the green transformation of agriculture, and improving agricultural green total factor productivity (AGTFP) is the core pathway to achieving sustainable agricultural development. Based on panel data from 30 Chinese provinces covering 2011–2023, this study employs a Difference-in-Differences (DID) model to analyze the impact of the green finance reform and innovation pilot zone policy on AGTFP and its underlying transmission mechanisms. The findings reveal that the pilot zone policy has significantly increased AGTFP. In terms of its mechanism, the policy positively affects AGTFP by promoting technological innovation and enhancing human capital. Heterogeneity analysis indicates that the policy's positive effects are more pronounced in non-major grain-producing regions and areas with abundant water resources. Accordingly, we should deepen the development of green finance reform and innovation pilot zones, focus on promoting the transformation of technological achievements, and strengthen human capital accumulation to achieve sustainable agricultural development.

Keywords: green finance reform and innovation pilot zone policy; agricultural green total factor productivity; difference-in-difference model