

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

刘俊霞¹,丁忠民¹,任亚运²

(1. 西南大学 经济管理学院 重庆 400715;

2. 贵州财经大学 经济学院,贵州 贵阳 550025)

摘要:农业低碳与粮食安全是现代农业必然的发展方向。在农业“保供”和“降碳”这一双重目标导向下,提升农业碳全要素生产率成为寻求粮食安全与农业生产低碳转型协调发展平衡点的关键所在。鉴于绿色金融日益成为农户农业生产低碳转型的重要融资来源,基于2011—2020年全国农村固定观察点微观数据,分析绿色金融试点政策对农业碳全要素生产率的影响、异质性及其作用机理。研究表明:(1)绿色金融试点政策实施后,试点地区农户农业碳全要素生产率实现了15%的平均增幅,促进了农户农业生产低碳转型。(2)绿色金融试点政策促进试点地区农户农业碳全要素生产率提升的主要驱动力是技术前沿进步,如影响当期农户的有机肥、配方肥施用等新型技术行为的采纳而实现农户农业生产低碳转型。(3)兼业农户、低收入农户、非规模经营农户更易受到绿色金融试点政策的影响而实现农业碳全要素生产率的显著提升,推进农业生产低碳转型。最后基于实证结果提出有针对性的对策建议。

关键词:绿色金融;农业生产;低碳转型;农业碳全要素生产率;双重差分

中图分类号:F830 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2024)05-0152-15

一、引言

面对严峻的全球气候变化问题,中国于2020年正式做出“30·60‘双碳’目标”的庄严承诺。“双碳”目标提出后,国内视野更多地聚焦碳排放体量巨大的工业等领域,致使农业这一大碳源较易被忽略。农业既是国民经济发展的根基,是全方位推行绿色生产、绿色流通、绿色生活、绿色消费等生态发展新模式的重要基础,同时又是重要的碳源部门,是低碳循环经济发展中最基础且与人民生活连接最紧密的重要环节。根据2020年全球碳预算(Global Carbon Budget,GCB)数据库的统计,2019年全球的碳排放量约为11亿吨,其中84.3%来源于化石能源排放,其余15.7%则由包括作物种植在内的农业土地利用领域产生^[1]。可见,农户实现农业低碳转型在推进中国“双碳”目标中的地位举足轻重。

作者简介:刘俊霞,西南大学经济管理学院,博士研究生。

通讯作者:任亚运,贵州财经大学经济学院,副教授。

基金项目:贵州省哲学社会科学规划项目“绿色金融与数字经济协同推进贵州‘双碳’目标的实现机制研究”(23GZQN21),项目负责人:任亚运。

然而,农业低碳转型必须保持粮食安全底线思维,受约束较大,实现 2030 年农业碳排放达到峰值的目标对于作为农业大国的中国来说任务十分艰巨,寻求“保供”和“降碳”协调发展的农业低碳转型方案成为新时代赋予农业科技创新的新使命。低碳技术进步作为低碳发展的核心驱动力,在整个“双碳”发展过程中有着不可替代的战略支撑作用,中国作为发展中大国,如何在保证粮食生产安全的前提下使农户生产技术向着绿色低碳发展方向转变从而合理控制农业碳排放成为一项重要的议题,这也是实现创新驱动农业绿色发展和乡村振兴的关键所在。此时,作为能够统筹考察碳排放负产出和粮食产量正产出且具备低碳技术创新特性的农业碳全要素生产率指标则无疑成为兼顾该双重目标的重要考量。当前,在低碳、零碳等农业技术研发与推广的过程中,“资金约束”是最大瓶颈,绿色融资问题的解决直接关系到现阶段及后期农业碳全要素生产率的持续提升。为应对全球气候变化,近年来中国一些金融机构进行了从排污权抵质押融资、节能项目融资,到碳排放权证券化、绿色保理等的尝试,使得金融业在促进中国碳达峰和碳中和方面具备良好的实践基础。虽然强化碳市场的金融属性、推进碳金融市场的发展可以在总体上有效推进碳减排,但其研究远未形成系统性的理论框架和体系^[2]。因此,作为涵盖内容更加广泛且已有一定实施基础的绿色金融,是当前为中国低碳技术、项目和产业等提供市场化专项资金保障的重要融资来源,能够更有效鼓励和引导社会绿色资本向低碳领域倾斜,填补农业低碳技术创新的巨大资金缺口,以稳步有序、精准直达的方式支持清洁能源、节能环保、碳减排技术三个重点减碳领域的发展,撬动更多社会资金促进农业碳减排,故对绿色金融试点政策的低碳效应进行评估亦有助于更好地确认中国金融体系建设未来发展的风向标。基于此,在“双碳”目标背景下研究绿色金融政策对农业低碳技术进步和农户农业低碳转型的影响,对确保技术创新更有力助推农业“保供”与“降碳”的协同发展具有积极的现实意义。

二、文献综述

为加快推动农业绿色低碳转型,众多学者聚焦农业关键领域,以农业绿色全要素生产率为主要表征对其进行了深入探究且成果丰硕。回溯已有文献,现有研究大致从生产率测算及其影响因素分析两个方面展开。

一是农业绿色全要素生产率的测度及其时空趋势变化分析。当前学者主要通过数据包络分析法(DEA)、改进的索洛增长核算法、随机前沿分析法(SFA)以及基于 CES 生产函数的增长核算法四类测算方法测度全要素生产率^[3-6],其中 DEA 法和 SFA 法国内学者使用较多。如:纪成君等通过构建 SBM-DEA 模型对中国农业绿色全要素生产率进行了测度,并基于空间角度对其收敛性进行了分析,提出在技术进步驱动下中国农业绿色全要素生产率呈波动式上升趋势,且空间效应可以加快中国农业绿色全要素生产率的收敛速度^[7];甘天琦等使用 SFA 法测算中国县域农业全要素生产率,发现“十一五”规划以来中国县域农业全要素生产率的增长率呈现出逐年下降并趋于稳定的态势,其区域差异明显但差距正在逐渐缩小^[8]。除测算方法种类多样外,学者对农业绿色全要素生产率进行测度时选取的指标也有所差异,尤其是农业非期望产出指标差别较大。当前学者们大多以农田化肥污染、农田固体废弃物污染、农业碳排放三类的其中一种或几种作为非期望产出测度中国农业绿色全要素生产率^[9],这也导致现有测度结果出现多元化趋势。聚焦仅以农业碳排放为非期望产出的农业碳全要素生产率而言,由于契合国家“双碳”目标,因而其成为衡量经济绩效高低的一个全新标准^[10],近年来逐渐得到学者关注,但成果数量仍然不多,如沈洋等从碳汇和碳排放两个视角测度农业绿色全要素生产率并进行空间收敛性分析^[11],张宁

对中国主要火力发电企业的碳全要素生产率的变化及其源泉展开分析^[12]。

二是农业绿色全要素生产率的影响因素分析。现有研究已从科技进步、环境规制、经济增长与人力规模、要素错配等多种角度展开了对传统农业绿色全要素生产率影响因素的研究^[13-16]，但关于农业碳全要素生产率的影响因素分析仅有寥寥几篇^[17-18]。除上述因素外，金融支持与农业绿色发展的关系也一直备受瞩目^[19]，但目前直接涉及金融与农业绿色全要素生产率关系研究的文献极少^[20]，已有相关研究主要集中在金融对绿色全要素生产率的影响方面，且二者关系呈现正相关、负相关及非线性的观点皆有学者提出并验证^[21-23]，结论不一。

相较于传统金融手段对绿色全要素生产率影响结果的不确定性，作为应对气候变化和环境治理的新型金融策略，绿色金融所发挥的确定性正向作用亟须被验证。中央全面深化改革领导小组第二十七次会议指出“发展绿色金融，是实现绿色发展的重要措施”^[24]，但受绿色金融发展较晚、数据获取难度大、不易量化等因素的影响，当前尚未见绿色金融与农业碳全要素生产率的关系研究。尽管一些理论探讨提出，碳金融市场在总体上可以成为富有效率的市场安排，但中国碳金融发展依然存在诸多挑战，学者们也尚未对碳金融市场发展进行系统的研究，其研究广度与深度远不及人们的预期^[2]。当前中国仍然以完善绿色金融体系为引领，着力提升绿色金融推进减碳的整体能力和水平。既有研究已经表明绿色金融是新时代金融机构遵循新发展理念推进农村生态文明建设的重要抓手^[25]，也是实现经济绿色转型的关键所在^[26]。作为绿色产业政策中的一种市场化工具^[27]，它可以通过资金支持低碳技术创新从而有效减少碳排放，实现低碳发展和可持续发展^[28-29]。因此，绿色金融对农业碳全要素生产率的影响是亟待探讨的前沿议题，这也是本文选题的原因所在。

综上所述，现有关于绿色全要素生产率的研究已较为深入，但针对农业碳全要素生产率的研究还需加强，在影响因素方面，以绿色金融这一创新型策略为视角的考察还未有涉及。相较于工业“三废”污染多年治理成就而言，碳排放问题愈发突出，高于全球平均排放水平的农业碳排放的治理问题已十分严峻，因此在“双碳”目标背景下评估绿色金融试点政策对农业低碳转型的影响十分必要。本文的创新点在于：（1）研究视角方面，在“双碳”目标背景下，着眼于农业这一碳排放大户，将农业碳排放因素作为唯一非期望产出对农业碳全要素生产率水平进行测量，并将较于碳金融而言内容更为广泛、发展更为成熟的绿色金融这一创新型环境与气候治理工具作为切入点，分析其对农业碳全要素生产率的影响。（2）研究内容方面，结合模型推导从理论上分析绿色金融对农业碳全要素生产率的作用机理，而后提出研究假说，有针对性地实证检验绿色金融试点政策对农户农业碳全要素生产率的提升效应，并深入剖析其驱动因素。（3）研究方法方面，基于农村固定观察点微观面板数据，结合双重差分模型考察绿色金融试点政策对农户层面农业碳全要素生产率的影响，使研究更具全面性。本文对中国今后的金融支持农业低碳转型工作的完善、农业绿色生产效率的提高、绿色金融体系的健全、区域农业绿色协调发展等具有一定的参考价值。

三、政策背景与作用机制

（一）政策背景

自金融行业绿色意识觉醒以来，各国纷纷开始进行以环境保护、资源节约、污染减排等为目标金融活动，出现了“可持续金融”“环境金融”等多样化的绿色金融相关术语^[30]。在中国，2007年国家环境保护总局等三部委联合出台《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》以后，绿色金融浪潮才在国内真正兴起。其后，国家陆续发布多个相关政策，绿色金融得到迅速发

展。2015年,“十三五”规划中明确提出“发展绿色金融”是推动供给侧结构性改革的一项重要任务。在2016年9月举行的杭州G20峰会上,应中国的积极倡议,“绿色金融”被首次纳入峰会议题。为确保绿色金融工作得以有序开展,2016年中国人民银行等七部委在《关于构建绿色金融体系的指导意见》中提出了绿色金融的定义,并清晰指明绿色金融的内涵、服务对象与其所包含的专属工具等内容^[31]。

绿色金融已成为全球金融发展新风口。为更好地协同金融与产业绿色发展,2017年6月绿色金融试点方案正式提出,浙江、广东、江西、贵州、新疆五省(区)被批准为首批绿色金融改革创新试验区,2019年11月甘肃获批建设国家绿色金融改革创新试验区,2022年8月增设重庆为绿色金融改革创新试验区。在这一顶层设计和核心纲领的引导下,各省份开始各有侧重、各具特色的绿色金融改革。这也为本文利用双重差分法构建计量模型提供了可能。

农业本身具有的弱质性及其外部性使其应成为绿色金融支持的重点领域之一。农业生产中各种化学品的使用以及残留物不仅会对生态环境造成直接的污染,也会增加农业碳排放对生态产生影响。当前,绿色金融支持绿色农业发展的方式已逐步多样化,包括绿色信贷、绿色债券、绿色基金、绿色保险、绿色租赁等绿色金融产品,以及供应链金融和金融科技等创新模式与载体^[32],金融机构以绿色金融培植发展厚土,将特色农产品融入信贷体系,创新信贷形式,从而实现农业领域的产融结合、银企互动、项目落地,推行订单融资服务^[33]。因此,在“双碳”目标背景下充分发挥绿色金融优势以激发农业低碳发展活力成为农业高质量发展的关键路径之一。就农业领域而言,绿色金融政策赋能农业低碳转型是新发展阶段金融服务的重要工作任务,以绿色金融政策为准自然实验,探究其农业低碳效应是对政策效果评价的重要内容之一。

(二)作用机制

与传统金融相比,提升环境效益和社会效益是绿色金融更为关注的目标,因此对碳减排的支持力度更大,可以通过“集聚资本”和“分配资本”功能动员和引导资金、技术、人力等要素投入绿色低碳化生产,从而优化传统金融情境下技术难以创新、资源配置和转移效率低下的问题^[34]。随着绿色金融逐渐渗透至“三农”领域,相关金融机构也认识到绿色资金支农的经济、环境和社会价值,并不断创新金融产品,运用绿色金融工具支持“三农”问题的解决。绿色信贷、保险、基金等手段和人工智能、云计算、大数据等技术也在不断助力绿色金融支持农户低碳农业转型。在中国,发展绿色金融既具有自上而下的顶层设计,也实现了自下而上的驱动^[35],金融机构践行以人为本的逻辑遵循,积极支持低碳环保类客户绿色融资需求是绿色金融试点政策效果的重要体现,其对农户低碳技术发展的激励作用^[36],有利于实现精准助力农户农业低碳转型。

一方面,绿色金融的发展有助于金融机构创新农业绿色信贷和绿色保险服务和产品,完善农村金融服务体系,从而为粮食低碳转型保驾护航。绿色金融改革创新试验区成立后,地方政府不断出台相应措施,引导金融资源合理向精准助力农户农业低碳转型倾斜。政府以财政贴息引导带动金融资源流向“三农”领域,可以调动银行放贷的积极性。一系列绿色金融政策的提出向人们释放出中国发展“绿色经济”的强烈信号^[37],人们的环境保护意识也日益提高,各行业面临的“规范压力”不断增强。在绿色发展大趋势下,绿色金融能够以一个较低的绿色贷款利率为绿色技术创新提供融资支持,使农户愿意采纳新技术生产农产品以赚取更多利润,并为其缓解绿色生产融资约束问题,强化其成为乡村振兴参与人的意愿^[38],进而对技术创新能力和低碳生产能力产生作用,实现技术创新成果的喷涌及其转化效率的提升,促进农业碳全要素生产率的增长。

另一方面,绿色金融试点政策可以推动“三农”领域绿色金融服务创新以支持农户农业低碳

转型。在农业可持续发展顶层设计的指引下,近年来,我国农业高质量发展与绿色转型皆取得阶段性成就。农业高质量发展以及绿色转型都需要充分运用先进技术、装备与农业管理经验,在转型中需要资金支持以及相关转型风险的管理。绿色金融能够通过债券、基金、保险等多种方式介入,设计符合与地方产业发展需求相匹配的绿色金融产品^[25]。同时,绿色信贷、绿色保险覆盖面的扩大,能够为农业绿色发展提供资金支持与风险保障^[39],为投资方提供收益的同时,也促使资本流入具有社会效益的低碳农业项目,支持农户农业低碳转型目标的实现。

此外,根据 Färer 等的研究^[40],基于 Malmquist 指数法得到的农业碳全要素生产率的增长来源可以进一步被分解为农业技术前沿进步与农业技术效率改善两部分。其中,农业技术效率改善代表着 t 到 $t+1$ 期间农业要素配置、农业投入规模等方面的变化,是对前沿面追赶程度的表征;农业技术前沿进步则是对 t 到 $t+1$ 期间生产前沿面外推移动程度的测度,能够反映绿色金融对农业先进技术设备引进和农业技术流程创新水平等促进作用的大小。具体而言,在进行实质性绿色技术采纳的过程中,农户要面临可能失败的风险以及创新周期较长所带来的不确定性^[41],从而缺乏足够的创新动力。绿色金融政策通过绿色信贷、绿色债券、绿色保险等一系列绿色金融产品及服务,为农户采纳低碳技术实现技术进步提供了多元化融资渠道与良好的创新环境,推动农户低碳转型。同时,农户生产过程中的借贷约束会影响农地经营规模、生产要素的投入与管理等,使得农户存在生产投入的双重约束效应,绿色金融政策的系列绿色金融产品及服务可以在农户转向规模化、机械化、低碳化农业生产经营过程中,增强其对农业各领域各环节的资源调节作用^[42],促进资源配置的进一步优化,推动农户采取与现行低碳技术水平匹配度更高的新型农业管理经营模式,通过实现农业技术效率改善从而助推农业低碳转型。因此,农业技术前沿进步与农业技术效率改善均可能作为农业碳全要素生产率提升的有效途径^[43]。

综上,本文在前述分析的基础上,提出如下研究假说:

H1:绿色金融试点政策可以有效提升试点地区的农业碳全要素生产率。

H2:绿色金融试点政策实现农业碳全要素生产率提升的驱动因素为农业技术前沿进步与农业技术效率改善。

四、研究模型与数据

(一)研究模型设定

由于绿色金融的体量对金融总量的占比不大,且现有绿色金融工具的多样化致使其规模计量难度较大,仅以绿色信贷变量表征绿色金融发展水平难以全面体现绿色金融内涵,而以碳金融作为研究变量进行实证分析仍然十分困难,多指标综合构建的地区绿色金融指数的科学性和代表性亦尚待考察。因此,本文经综合考虑后决定将绿色金融试点政策作为一项外生冲击,选用双重差分法进行政策效应评估,将农业碳全要素生产率作为衡量指标,对政策实施前后试点区与非试点区的该指标平均改变量差异进行比较,得到绿色金融试点政策对农业碳全要素生产率的作用效果。本文将浙江、广东、江西、贵州、新疆五地视为处理组,其他省份视为对照组,将 2017 年设置为时间节点,即 2011—2016 年为政策未实施期,2017—2020 年为政策实施期。基于此,本文设置双重差分模型如下:

$$ACTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 (policy_i \times post_t) + \sum \gamma_j X_{jit} + u_i + v_t + \epsilon_{it}, j = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1)$$

其中: $ACTFP_{it}$ 为农业碳全要素生产率, i 为农户, t 为时间。 $policy_i \times post_t$ 为双重差分变量,即非政策试点地区 $policy_i$ 取值是 0,政策试点地区 $policy_i$ 取值是 1;政策实施前 $post_t$ 取值是

0,政策实施后 $post_t$ 取值是1。 u_i 为个体固定效应, v_t 为时间固定效应, ϵ_{it} 为干扰项。 X_{jit} 代表一系列直接和间接影响农业碳全要素生产率的因素。

根据前面的理论分析和假设,绿色金融试点政策可能借助技术创新效应这一渠道促进试点地区农业碳全要素生产率的提升,因此运用中介模型进行进一步机制分析。本文将农业碳全要素生产率分解为技术进步(TC)与技术效率(EC)两个增长源,因此可以将二者作为中介变量,进一步探究绿色金融试点政策影响农业碳全要素生产率的驱动因素。基于此,参考相关研究^[44],本文在式(1)的基础上构建方程(2)和方程(3):

$$Mid_{it} = a_0 + a_1(policy_i \times post_t) + \sum c_j X_{jit} + m_i + n_t + \zeta_{it}, j = 1, 2, 3, \dots, n \quad (2)$$

$$ACTFP_{it} = b_0 + b_1(policy_i \times post_t) + b_2 Mid_{it} + \sum d_j X_{jit} + p_i + q_t + \xi_{it}, j = 1, 2, 3, \dots, n \quad (3)$$

其中, Mid_{it} 为中介变量。

(二)变量定义与数据说明

1. 被解释变量

农户农业碳全要素生产率($ACTFP$)。考虑到生产过程中产生的环境负外部性以及投入产出松弛的问题,本文运用MAXDEA软件,采用DEA方法中包含非期望产出的SBM模型和Global Malmquist Luenberger(GML)指数法对农业碳全要素生产率进行了有效的测度,并参考邱斌等的调整方法^[45],以基期生产率指数为1,对其他年份生产率指数进行累乘并将结果作为各年份农业碳全要素生产率的最终取值。全要素生产率是一种动态分析,它可以分析每个决策单元与生产边界的相对位置和向生产边界移动的情况^[46],农业碳全要素生产率则是绿色全要素生产率,是一种同时纳入农业投入、农业经济产出以及碳产出的全要素生产率,是衡量当前中国农业低碳化发展的关键指标,能够反映农业低碳发展水平^[47]。

已有研究提出土地、技术、劳动力是农业经济增长的决定因素^[48],因此本文选择以劳动、土地、资本作为投入指标,以农业产值和农业碳排放作为产出指标,具体含义如表1所示。其中,投入端的资本投入指标是以2011年为基期,借鉴张军等的永续盘存法(折旧率取9.6%)^[49]计算农业固定资产资本存量数据。产出端的农业碳排放指标计算借鉴李波等的观点^[50],主要以农用物资和农地利用产生的 CO_2 作为碳源,碳源及其碳排放系数分别为:化肥0.895 6 kg CE/kg、农药4.934 1 kg CE/kg、农膜5.180 0 kg CE/kg、柴油0.592 7 kg CE/kg、灌溉25.000 0 kg CE/hm²、翻土312.600 0 kg CE/km²。

表1 投入产出指标

指标类别	变量名称	指标含义	单位
投入指标	劳动投入	家庭劳动力数量	人
	土地投入	农作物种植面积	公顷
	资本投入	农业固定资产投资存量	万元
产出指标	合意产出	农业总产值	万元
	非合意产出	农地利用和农用物资排放大气 CO_2 总量	吨

2. 核心解释变量

双重差分变量($policy_i \times post_t$)。其中, $policy_i$ 为分组虚拟变量,当样本农户处于“绿色金融改革创新试验区”时取1,否则取0。具体而言,在基准回归中,若农户位于2017年绿色金融改革创新试验区试点的5个地区(浙江、广东、江西、贵州、新疆)时,其分组变量取1,否则为0。 $post_t$ 表示政策冲击的时间虚拟变量,“绿色金融改革创新试验区”试点前取0,之后则取1。 $poli-$

$cy_i \times post_i$ 即表示分组与时间虚拟变量的交互项,其系数则为双重差分估计的“绿色金融改革创新试验区”的政策效应。由于甘肃的政策实施期较短,为避免估计结果出现偏差,暂时不将甘肃地区纳入考量,同时重庆成为试点时在样本考察期之后,因此在本文中将其视为未试点地区。

3. 控制变量

根据已有研究^[51],本文控制变量包含农户、家庭以及村庄三个层面的特征变量,其中农户层面变量主要为户主特征,包括户主的年龄(岁)、户主性别(男=1,女=2)、户主是否受过农业技术培训(是=1,否=0)、户主文化程度(年)和户主自我认定的健康状况(优=1,良=2,中=3,差=4,丧失劳动能力=5)。家庭层面变量为恩格尔系数、年末家庭经营面积(亩)、生活水平(万元)。村庄层面变量为地势(平原=1,丘陵=2,山区=3)、农村经济发展程度(上等=1,中上等=2,中等=3,中下等=4,下等=5)、农村硬化道路占比。

(三)样本与数据

本文研究使用的是农业农村部全国农村固定观察点 2011—2020 年的调查数据。全国农村固定观察点的调查数据是以农户为基础的面板数据,调查覆盖 1986 年至今 31 个省(区、市)的上百个样本村、上万个农(牧)户,且各类粮食作物的产量、产值、播种面积与相关投入品的支出等数据均有翔实连续的调查记载,为本文研究提供了可靠的数据支撑。在剔除数据缺失的样本并对部分极端值不合理情况进行处理,同时剔除 2020 年甘肃这一新政策试点地区以保证结果的准确性后,本文农户层面的观测值数为 8 840 个。主要变量的描述性统计分析见表 2。

表 2 主要变量描述性统计

类型	变量	样本	均值	标准差
被解释变量	农户农业碳全要素生产率(/)	8 840	1.328	1.515
核心解释变量	双重差分变量(/)	8 840	0.045	0.207
控制变量	农村地势(平原=1,丘陵=2,山区=3)	8 840	2.004	0.823
	农村经济发展程度(上等=1,中上等=2,中等=3,中下等=4,下等=5)	8 840	2.881	0.793
	农村硬化道路占比(/)	8 840	0.622	0.411
	恩格尔系数(/)	8 840	0.410	0.170
	年末家庭经营面积(亩)	8 840	15.985	25.435
	生活水平(万元)	8 840	4.859	3.945
	户主年龄(岁)	8 840	56.363	10.932
	户主性别(男=1,女=2)	8 840	1.055	0.228
	户主文化程度(年)	8 840	6.961	2.219
	农业培训(是=1,否=2)	8 840	1.901	0.299
	户主健康状况(优=1,良=2,中=3,差=4,丧失劳动能力=5)	8 840	1.790	0.977

五、回归结果分析

(一)基准回归

为去除异方差和个别极端值的影响,本文在回归时选择对被解释变量农业碳全要素生产率进行取对数处理,如此也可获得更便于理解的变化率结果。同时,为了得到尽可能准确、明晰的回归结果,在时间个体效应双固定下无控制变量和引入控制变量以及引入控制变量但不控制个体时间效应三种模型进行基准双重差分回归,回归结果如表 3 所示。

表 3 DID 回归模型结果

变量	LNACTFP		
	(1)	(2)	(3)
$policy_i \times post_t$	0.373 *** (16.68)	0.198 *** (8.70)	0.140 *** (6.77)
农村地势	/	/	0.016 * (1.81)
农村经济发展程度	/	/	-0.017 ** (-2.15)
农村硬化道路占比	/	/	0.001 ** (2.16)
恩格尔系数	/	/	0.011 (0.48)
ln 年末家庭经营面积	/	/	-0.449 *** (-41.28)
ln 生活水平	/	/	0.001 (0.01)
ln 户主年龄	/	/	0.018 (0.85)
户主性别	/	/	-0.050 * (-1.78)
ln 户主文化程度	/	/	-0.010 (-0.59)
农业培训	/	/	0.017 (1.01)
户主健康状况	/	/	0.005 (0.83)
时间固定	否	是	是
个体固定	否	是	是
观测值	8 840	8 840	8 840
调整 R^2	0.014	0.144	0.301

注：***、**和*分别表示系数在1%、5%和10%水平上显著，括号中为*t*统计量。下同

由表 3 可以看出,无论是否控制外生变量,模型(1)至(3)中核心解释变量 $policy_i \times post_t$ 的系数均在 1%水平上显著为正,说明绿色金融试点政策对试点地区农户农业碳全要素生产率有显著的促进作用,假说 1 得到了验证。具体而言,模型(3)中 $policy_i \times post_t$ 的系数大小为 0.140,根据准确的估计公式 $\exp(\beta_1) - 1$ 计算^[52],绿色金融试点政策实施后,试点地区农户农业碳全要素生产率平均提升了约 15%的比例,成效十分可观。如前所述,绿色金融试点政策可能通过刺激绿色金融产品与服务的持续创新,推进更多农业低碳项目的实施和低碳技术的开发,鼓励和促进农户层面低碳产品和农业绿色要素的自由流动,从而实现低碳技术创新向外推动前沿面和绿色技术效率追赶前沿面这两条增长来源的改变,进而推动农业碳全要素生产率的提升,这也将在今后文得到具体分析。

(二)稳健性检验

1. 动态效应检验

处理组与对照组具有相同的事前趋势是确保双重差分法有效的前提,本文选择进行动态效应检验除了可以进一步佐证共同趋势的前提条件外,也便于更直观地分析绿色金融试点政策实施后其对农业碳全要素生产率产生的政策效应强度变化。具体做法为:将样本政策虚拟变量与各年份时间虚拟变量分别相乘得到多个虚拟交乘项,以 2011 年为基准,在控制变量不变的情况

下,将其与被解释变量再次进行回归,得到如图 1 所示的检验结果。

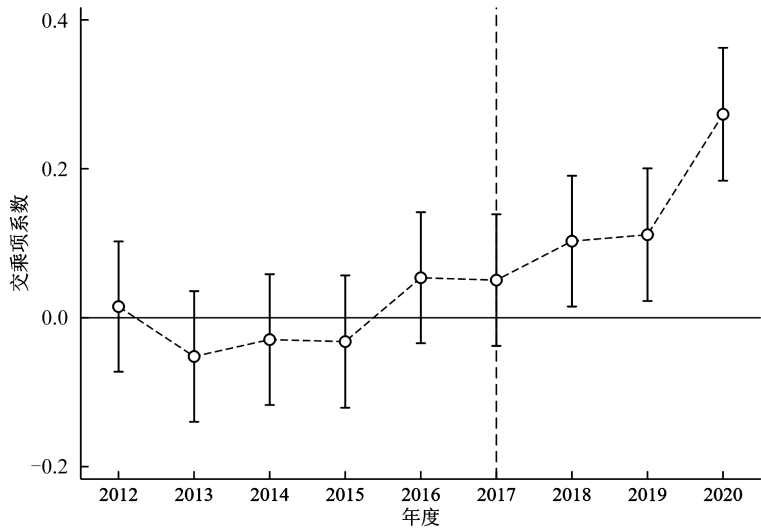


图 1 动态效应检验

由图 1 可知,政策实施前的 2012—2017 年交乘项系数的置信区间均与 0 轴相交,结果表现为不显著,即在此期间绿色金融试点政策对农业碳全要素生产率的政策效应为 0;2018—2020 年交乘项系数均显著大于 0,其置信区间位于 0 轴上方,未与 0 轴相交,表明绿色金融试点政策实施后的效应显著,与实际预期相符。此外,图 1 也进一步表明上述基准回归结果具有稳健性,且随着政策的实施时间拉长,核心解释变量系数的绝对值在不断增大,说明政策效应愈发明显,2020 年政策效应得到显著提升。

2. PSM-DID 检验

为排除自选择偏差问题和检验基准回归结果的可靠性,本文对样本数据进行了倾向得分匹配回归(PSM-DID)。PSM-DID 回归的具体做法为:采用 Logit 模型对政策前的样本数据进行一定比例的近邻匹配或核匹配后,仅保留匹配数据,将其与 2017 年政策实施后的数据进行纵向匹配得到更加平衡的样本,对新样本再次进行双重差分。因此,在控制与前文相同协变量的基础上,本文根据得分分别按照近邻 1:4 和核匹配的比例进行匹配,随后进行双重差分模型的回归,结果如表 4 所列。

表 4 PSM-DID 回归结果

变量	近邻匹配(1:4)		核匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$policy_i \times post_t$	0.207*** (8.91)	0.163*** (7.35)	0.205*** (9.00)	0.153*** (7.21)
控制变量	否	是	否	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
观测值	5 531	5 531	8 724	8 724
调整 R^2	0.184	0.272	0.147	0.267

从表 4 可以看出,匹配方法的更换未能影响实证结果的显著性,绿色金融政策效应都表现为正向影响,且在 1%的水平上显著,各系数值与基准回归模型的结果差别不大,即绿色金融试点政策实施后,试点地区农业碳全要素生产率实现了显著提升,与上述基准回归得到的最终结论一致,表明基准模型实证结果具有稳健性。

3. 缩短窗口期检验

考虑到政策前后的时效性问题,本文以 2017 年政策实施年为分界,选取其前后各 3 年的数

据得到更为均衡的样本区间(2013—2020 年)进行回归,回归结果见表 5。

表 5 第(1)(2)(3)列分别为不控制时间个体效应且无控制变量、控制时间个体效应且无控制变量、双向固定时间和个体效应并引入控制变量对农业碳全要素生产率的回归结果。由条件更为严苛的结果(3)可知,绿色金融的政策效应系数在 1%水平上保持显著,系数的大小和方向与前文基本一致,稳健性再次得到证明,即中国绿色金融试点政策显著提升了试点地区农业碳全要素生产率。

表 5 缩短窗口期稳健性检验

变量	LNACTFP		
	(1)	(2)	(3)
$policy_i \times post_t$	0.374 *** (17.21)	0.201 *** (9.40)	0.159 *** (8.03)
控制变量	否	否	是
时间固定	否	是	是
个体固定	否	是	是
观测值	7 040	7 040	7 040
调整 R^2	0.013	0.206	0.330

4. 安慰剂检验

自 2009 年中国 2020 年控制温室气体排放目标被提出以来,政府密集出台了一系列规章和政策控制碳排放,因此为排除其他相关政策的影响,本文进一步采用安慰剂检验进行验证。具体操作为:通过随机构造实验组,即打乱实施绿色金融试点政策的地区来进行安慰剂检验,本文进行了 500 次蒙特卡洛模拟的安慰剂检验,其结果如图 2 所示,图中竖虚线代表基准估计系数的真实值。

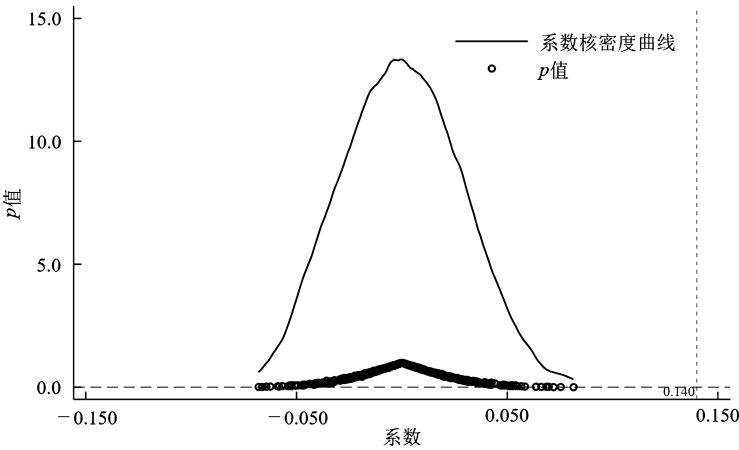


图 2 安慰剂检验

通过图 2 可知,绿色金融试点政策对农业碳全要素生产率的估计系数模拟值与原估计结果(0.140)相差甚远且不显著,其峰值出现在系数为 0 的位置,这说明绿色金融试点政策对农业碳全要素生产率提升效应的估计结果并未受到其他政策因素或随机性因素的影响,本文基准回归结果是稳健的。

六、异质性分析

现实经验和理论分析结果表明,绿色金融对农业碳全要素生产率增长的影响可能会因为农户的兼业经营状况,即农户对粮食或农业经营收入的依赖程度差异而有所不同,绿色金融对不同经营规模、不同收入水平农户的农业碳全要素生产率增长的影响也可能存在差异。对此,本文根

据农户兼业情况、农户收入水平(以中位数划分收入高低)以及家庭经营规模(以中位数划分规模大小)划分出不同的组别(I)(II)(III),从而就绿色金融对农业碳全要素生产率增长影响的异质性展开探讨,结果如图3所示。结果表明,对于高兼业化水平的家庭而言,其家庭剩余种粮农户的专业化水平较高,绿色金融对缓解此类投工量较小家庭的流动性约束作用力更明显,故对其农业碳全要素生产率增长的促进效果可能会更大。同时,引入绿色金融机制后,符合绿色发展理念的农户才具有增大其获得持续有效绿色金融支持的可能性,因此对于此类更易于实现低碳绿色经营模式转变的小规模种植农户而言,其农业碳全要素生产率受绿色金融影响后的提升效果较大。此外,由于低收入农户前期资金及技术的限制,其农业经营中化肥、农药等要素对土地破坏程度可能低于高收入农户,金融机构基于绿色金融的融资标准会更偏向于缓解低收入农户的绿色融资约束,因此低收入农户农业碳全要素生产率水平提升幅度略高于高收入农户。

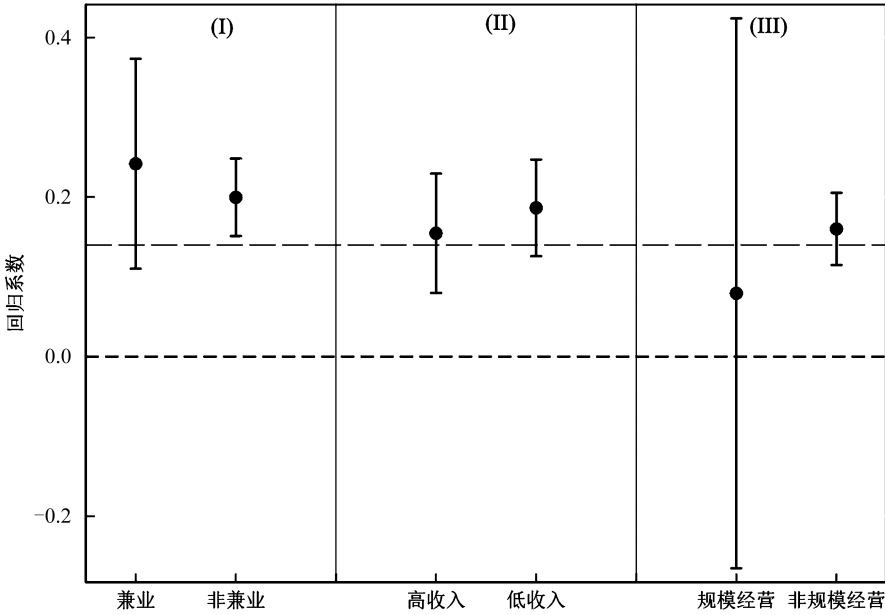


图3 异质性检验

七、机制分析

按照前文中介模型设定,依次对公式(2)和(3)中核心解释变量 $policy_i \times post_t$ 的系数 a_1 和 b_1 以及式(3)中介变量 Mid_{it} 的系数 b_2 是否显著进行检验,从而对绿色金融提升农业碳全要素生产率过程中的主要驱动因素进行探究,估计结果见表6所列。

表6 绿色金融对技术进步和技术效率变化的影响

变量	技术进步		技术效率	
	LNET(1)	LNACTFP(2)	LNEC(3)	LNACTFP(4)
$policy_i \times post_t$	0.078** (2.16)	0.117*** (3.23)	0.059 (1.36)	0.106*** (3.53)
LNET	/	0.302*** (7.55)	/	/
LNEC	/	/	/	0.583** (38.15)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
观测值	8 840	8 840	8 840	8 840
调整 R^2	0.624	0.351	0.420	0.612

当以技术效率指数作为中介变量时,核心解释变量的系数 a_1 并不显著;当以技术进步指数作为中介变量时,核心解释变量的系数 a_1 、 b_1 和技术效率指数的系数 b_2 都为正向显著,说明绿色金融试点政策促进了试点地区农业技术进步,在此基础上提升了试点地区的农业碳全要素生产率,本文假说 2 得到了一定的验证,即技术进步发挥了部分中介作用,是绿色金融试点政策促进农业碳全要素生产率提升的主要驱动因素,其中介效应占总效应的比例为 16.83%。这表明当前生产率的提升主要依赖于绿色金融支持下的先进技术研发,绿色金融试点政策可能通过有效地激励农场或农户积极采纳绿色技术实现现有低碳农业发展的技术进步,例如,新品种培育技术、化肥减施技术、生物农药技术、秸秆还田技术等^[53],从而提升当前农业碳全要素生产率。然而,技术效率改善的作用尚不显著,说明我国节能低碳型农业发展较为滞后,现仍以高耗型农业为主,在技术资源配置方面仍需优化,农户管理水平和生产能力有待提高。

为更准确地验证绿色金融影响农业碳全要素生产率的具体机制,本文在进行以上影响机制检验后,还考虑了是否施用有机肥、是否施用配方肥这两个更具备技术采纳特征的“农户行为”,分别将二者作为被解释变量进行影响机制的实证分析,结果如表 7 所示。结果进一步表明,绿色金融试点政策实施能够在当期促进农户的新型技术采纳行为而实现农业碳全要素生产率增长。其中,有机肥替代化肥作为一种生态生产行为,能培肥地力、减少农业污染、提高农业综合生产能力,增施有机肥既能解决我国化肥施用过量的问题,又能使畜禽粪污资源化利用,实现“双赢”^[54];配方肥是较为科学地提出各类化肥的施用数量、施肥时期和施用方法的一套技术体系,可以有效提高化肥利用率,有效改良农户在施肥过程中存在的不确定性^[55],多项田间试验也证明使用测土配方肥比传统的习惯施肥方法的肥效会更加持久,有利于增加单产,降低成本。因此,在绿色金融政策的引导下,农户的新型技术采纳行为得到支持,从而有利于推动技术进步,实现农业碳全要素生产率增长。

表 7 绿色金融对农户技术采纳行为的影响

变量	是否施用有机肥		是否施用配方肥	
	SFYJ (1)	LNACTFP (2)	SFPF (3)	LNACTFP (4)
$policy_i \times post_t$	0.011* (1.91)	0.140*** (6.77)	0.014*** (2.81)	0.139*** (6.73)
SFYJ	/	0.018* (1.86)	/	/
SFPF	/	/	/	0.050** (1.98)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
观测值	8 840	8 840	8 840	8 840
调整 R^2	0.041	0.301	0.036	0.301

八、结论及建议

本文在“双碳”目标下,着眼于农业这一碳排放大户,基于 2011—2020 年中国农村固定观察点数据,利用双重差分法考察绿色金融试点政策这一重要低碳发展融资策略对农户农业低碳转型的影响及其作用机制,并对其异质性进行探讨。主要研究结论为:(1)绿色金融试点政策可以有效提升试点地区的农业碳全要素生产率。随着绿色金融试点政策的实施,试点地区农业碳全要素生产率平均提升了 15% 的水平,有效促进了农户农业生产低碳转型,这一结果通过了一系

列稳健性检验。(2)绿色金融试点政策实现农业碳全要素生产率提升的驱动因素为农业技术前沿进步,农业技术效率改善作用尚不明显。机制分析结果表明绿色金融试点政策可以促进当期农户的有机肥、配方肥施用等新型技术行为的采纳,从而推动技术前沿进步以实现农业碳全要素生产率的提升,促进农户农业生产低碳转型。(3)兼业农户、低收入农户、非规模经营农户更易受到绿色金融试点政策的影响而实现农业碳全要素生产率的显著提升。基于此,本文提出如下建议:

第一,继续发挥试点地区优势,推广绿色金融试点经验。本文研究结果表明,绿色金融试点政策对农户农业低碳转型的作用效果十分显著,因此其可以作为中国实现“双碳”目标的应有之义持续推进。自绿色金融试点政策实施后,经过各方共同努力,中国的绿色金融发展全面提速,但总体仍处于探索阶段。中国必须探索可推广的经验做法,吸取试点经验教训,更好地探索绿色金融发展新模式,持续推进绿色金融改革创新试验区建设,加大金融对改善碳循环、高效利用资源的支持,增强区域绿色金融创新发展深度和广度,在“三农”领域发挥好绿色金融的导向作用。

第二,坚持科创驱动绿色低碳,追求技术创新与效率兼顾。本文研究结果表明,在农业碳全要素生产率提升过程中,绿色技术进步这一因素的作用更突出,而绿色技术效率改善的作用尚未显现,因此在今后的绿色金融地区建设中还应对农业碳排放强度较大的地区进行更大力度的绿色金融支持和低碳技术补贴,带动农户对环境农业技术的采纳,在提升企业和农户低碳技术的使用效率、减少资源浪费方面下足功夫,推动区域绿色农业的低碳转型,减少农业碳排放,使农业发展方向对接“双碳”目标。

第三,有必要制定细节化、精准化的政策内容。当前绿色金融政策效应具有显著的非平衡性特征,要细化对不同收入、不同兼业水平、不同规模化经营的农户的融资规定,围绕整体区域的农业生产部门、金融部门和政府部门三方的生态保护及其投融资需求,发挥绿色金融信息交流、绿色金融发展研讨、绿色金融人才培养、投融资供需双方对接等服务功能,以实现政府和市场的协调推进并加强区域间对话,为绿色金融促进农业农户低碳转型编织覆盖范围更广泛的密网,由“绿色金融省份”发展成“绿色金融区域”,促使绿色金融发展成为实现“双碳”目标的中坚力量,为中国实现碳减排承诺做出贡献。

参考文献:

- [1] PIERRE F, MICHAEL O, JONES MATTHEW W, et al. Global carbon budget 2020 [J]. *Earth system science data*, 2020(4): 3269-3340.
- [2] 雷鹏飞, 孟科学. 碳金融市场发展的概念界定与影响因素研究 [J]. *江西社会科学*, 2019(11): 37-44+254.
- [3] 杨蓓, 王珏, 李超, 等. 中国农业绿色全要素生产率的空间分异及其驱动因素 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2019(10): 21-37.
- [4] FEDER C. A Measure of total factor productivity with biased technological change [J]. *Economics of innovation and new technology*, 2018(3): 243-253.
- [5] 王留鑫, 姚慧琴, 韩先锋. 碳排放、绿色全要素生产率与农业经济增长 [J]. *经济问题探索*, 2019(2): 142-149.
- [6] JIANG W, LEÓN-LEDESMA M. Variable markups and capital-labor substitution [J]. *Economics letters*, 2018, 171: 34-36.
- [7] 纪成君, 夏怀明. 我国农业绿色全要素生产率的区域差异与收敛性分析 [J]. *中国农业资源与区划*, 2020(12): 136-143.
- [8] 甘天琦, 杜建国, 李波. 中国县域农业全要素生产率的分异特征与驱动因素 [J]. *经济问题*, 2022(4): 101-107.
- [9] 吕娜, 朱立志. 中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长研究 [J]. *农业技术经济*, 2019(4): 95-103.
- [10] 李强, 冯波. 中国省际碳全要素生产率增长及收敛性 [J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2014(3): 14-21+29.
- [11] 沈洋, 周鹏飞. 农业绿色全要素生产率测度及收敛性分析——基于碳汇和碳排放双重视角 [J]. *调研世界*, 2022(4): 58-68.
- [12] 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(2): 158-174.
- [13] 张颂心, 王辉, 徐如浓. 科技进步、绿色全要素生产率与农业碳排放关系分析——基于泛长三角 26 个城市面板数据 [J]. *科技*

- 管理研究,2021(2):211-218.
- [14] 徐永慧,尹朝静. 环境规制下中国农业绿色全要素生产率的测算 [J]. 统计与决策,2021(18):50-54.
- [15] SARKODIE S A,STREZOV V,WELDEKIDAN H,et al. Environmental sustainability assessment using dynamic Autoregressive-Distributed Lag simulations-Nexus between greenhouse gas emissions,biomass energy,food and economic growth [J]. The science of the total environment,2019,668:318-332.
- [16] 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(12):217-227.
- [17] 李晓龙,冉光和. 农产品贸易提升了农业绿色全要素生产率吗? ——基于农村金融发展视角的分析[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2021(4):82-92.
- [18] 许冬兰,于发辉,李丰云. 我国近海捕捞业低碳全要素生产率的空间异质性及其影响因素研究 [J]. 中国渔业经济,2018(4):55-63.
- [19] 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.
- [20] DEONANAN R, RAMKISSOON B, RAMKISSOON D, et al. Disentangling the relationship between remittances and financial development:Evidence from Jamaica [J]. International review of applied economics,2020(2):193-216.
- [21] 李双燕,谈笑,斯宏浩. 普惠金融与绿色全要素生产率——基于 R&D 投入视角 [J]. 当代经济科学,2021(6):77-88.
- [22] 王小腾,徐璋勇,刘潭. 金融发展是否促进了“一带一路”国家绿色全要素生产率增长? [J]. 经济经纬,2018(5):17-22.
- [23] 郭威,司孟慧. 金融集聚提升制造业绿色全要素生产率了吗[J]. 现代经济探讨,2021(6):38-48.
- [24] 习近平主持召开中央全面深化改革领导小组第二十七次会议强调强化基础注重集成完善机制严格督察 按照时间表路线图推进改革[N]. 人民日报,2016-08-31(1).
- [25] 杨世伟. 绿色金融支持乡村振兴:内在逻辑、现实境遇与实践理路 [J]. 农业经济与管理,2019(5):16-24.
- [26] 信瑶瑶,唐珏岚. 碳中和目标下的我国绿色金融:政策、实践与挑战[J]. 当代经济管理,2021(10):91-97.
- [27] 侯晓辉,王博. 金融供给侧结构性改革背景下的绿色金融发展问题研究 [J]. 求是学刊,2020(5):13-20.
- [28] SHAHBAZ M,SOLARIN S A,MAHMOOD H,et al. Does financial development reduce CO₂ emissions in Malaysian economy? A time series analysis [J]. Economic modelling,2013,35:145-152.
- [29] ZIOLO M,BAK I,CHEBA K. The role of sustainable finance in achieving sustainable development goals:Does it work? [J]. Technological and economic development of economy,2020(1):45-70.
- [30] 国务院发展研究中心“绿化中国金融体系”课题组. 发展中国绿色金融的逻辑与框架 [J]. 金融论坛,2016(2):17-28.
- [31] 王波,梅菱菱. 我国绿色金融“三元主体责任论” [J]. 环境保护,2019(14):52-55.
- [32] 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(3):3-8+20.
- [33] 闫旭,吴信科. 绿色金融促进河南农业绿色发展路径研究 [J]. 农业经济,2023(9):120-121.
- [34] 刘传江,张劭辉. 源头活水:绿色金融之于经济发展——基于金融理论视角的解构[J]. 西北师大学报(社会科学版),2022(3):134-144.
- [35] 王凤荣,王康仕. 绿色金融的内涵演进、发展模式与推进路径——基于绿色转型视角 [J]. 理论学刊,2018(3):59-66.
- [36] 王许,姚星,朱磊. 基于低碳融资机制的 CCS 技术融资研究 [J]. 中国人口·资源与环境,2018(4):17-25.
- [37] 江红莉,王为东,王露,等. 中国绿色金融发展的碳减排效果研究——以绿色信贷与绿色风投为例 [J]. 金融论坛,2020(11):39-48+80.
- [38] 王四春,许雪芳. 推进绿色金融助力乡村振兴 [J]. 人民论坛,2020(8):106-107.
- [39] 欧阳红兵,吴欣珂. 绿色金融支持乡村振兴发展效应研究[J]. 征信,2022(5):86-92.
- [40] FÄRER,GROSSKOPF S,NORRIS M, et al. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries [J]. The American economic review,1994,84:66-83.
- [41] 任乐,王性玉,赵辉. 农户信贷可得性和最优贷款额度的理论分析与实证检验——基于农业保险抵押品替代视角 [J]. 管理评论,2017(6):32-42.
- [42] 丁攀,金为华,陈楠. 绿色金融发展、产业结构升级与经济可持续增长 [J]. 南方金融,2021(2):13-24.
- [43] 车维汉,杨荣. 技术效率、技术进步与中国农业全要素生产率的提高——基于国际比较的实证分析[J]. 财经研究,2010(3):113-123.
- [44] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报,2004(5):614-620.
- [45] 邱斌,杨帅,辛培江. FDI 技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析 [J]. 世界经济,2008(8):20-31.
- [46] 李平. 环境技术效率、绿色生产率与可持续发展:长三角与珠三角城市群的比较 [J]. 数量经济技术经济研究,2017(11):3-23.

- [47] 张平淡,屠西伟. 制造业集聚对改进城市碳全要素生产率的影响研究 [J]. 城市问题,2023(6):37-45.
- [48] 蔡银寅,杜凯. 资本投入、劳动力转移和农业经济增长 [J]. 产业经济研究,2009(3):1-8.
- [49] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000 [J]. 经济研究,2004(10):35-44.
- [50] 李波,张俊飏,李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解 [J]. 中国人口·资源与环境,2011(8):80-86.
- [51] 高鸣,魏佳朔. 收入性补贴与粮食全要素生产率增长 [J]. 经济研究,2022(12):143-161.
- [52] 马述忠,郭继文. 制度创新如何影响我国跨境电商出口?——来自综试区设立的经验证据 [J]. 管理世界,2022(8):83-100.
- [53] 魏梦升,颜廷武,罗斯炫. 规模经营与技术进步对农业绿色低碳发展的影响——基于设立粮食主产区的准自然实验 [J]. 中国农村经济,2023(2):41-65.
- [54] 姜立康,赵伟,周霞. 感知价值及政策规制对农户有机肥替代化肥意愿与行为一致性的影响 [J]. 中国农业大学学报,2023(8):306-322.
- [55] 周力,冯建铭,曹光乔. 绿色农业技术农户采纳行为研究——以湖南、江西和江苏的农户调查为例 [J]. 农村经济,2020(3):93-101.

Research on the Impact of Green Finance Policies on the Low-carbon Transformation of Agriculture: Analysis based on Data from National Fixed Point Survey

LIU Junxia¹, DING Zhongmin¹, REN Yayun²

(1. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;
2. School of Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China)

Abstract: Low-carbon and food security are essential directions for modern agriculture. In the context of the dual goals of “ensuring supply” and “reducing carbon emissions” in agriculture, it is crucial to explore agricultural low-carbon transition options that harmonize the development of “supply preservation” and “carbon reduction” in agriculture, the enhancement of total factor productivity has become the key to the pursuit of a balance between the coordinated development of the two. As green finance has increasingly become an important source of financing for the low-carbon transformation in production, this paper uses the Difference-in-Differences method to examine the impact of green finance pilot policies on agricultural carbon total factor productivity and its driving factors based on microdata from China Fixed Point Survey for the period 2011—2020, and explores its heterogeneity and mechanism. The results show that, firstly, after the implementation of the policy, the average increase in agricultural carbon total factor productivity of farmers in the pilot area reached 15%, which promotes the agricultural low-carbon transformation. Secondly, the advancement of the technological frontier is the main driving force for the green finance pilot policy to promote the agricultural carbon total factor productivity, such as influencing the adoption of new technology behaviors of organic fertilizer and formulated fertilizer application by farmers in the current period, so as to realize the low-carbon transformation of household agriculture. Thirdly, part-time farmers, low-income farmers and non-scale operation farmers are more likely to be affected by the green finance pilot policy and realize the significant increase in agricultural carbon total factor productivity, thus promoting the agricultural low-carbon transformation. Finally, targeted countermeasures are put forward based on the empirical results.

Key words: green finance; agricultural production; low carbon transformation; agricultural carbon total factor productivity; Difference-in-Differences

责任编辑 任剑乔
网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>