

绿色基金投资对企业绿色转型的影响

——来自公募基金签署 PRI 的引导与监督效应

王怀明, 杨嘉琪

(南京农业大学 金融学院, 江苏 南京 210095)

[摘要] 发挥绿色金融的生态价值是实现中国“双碳”目标的重要内容。作为绿色金融体系的重要抓手,绿色基金能否发挥治理效应推动企业实现绿色转型是实现经济社会高质量发展的重要议题。以2012—2022年中国A股上市公司为研究样本,借助公募基金签署PRI这一场景识别绿色基金,基于信息不对称理论和股东积极主义理论,从引导效应和监督效应两种互补性视角,实证检验了绿色基金投资对企业绿色转型的影响。研究发现:绿色基金投资能够显著提升企业绿色转型水平。作用机制检验结果表明,绿色基金不仅能够降低信息不对称程度引导资金流向企业,降低企业融资成本,还能够发挥股东积极主义监督企业加强绿色供应链管理、提高绿色创新水平,实现绿色转型。异质性分析结果表明,内部控制质量低、非重污染行业以及地区金融发展水平高的企业,绿色基金投资对其绿色转型的促进作用更显著。经济后果分析表明,企业绿色转型能够显著降低污染排放水平,并且在绿色基金的参与下能够产生更大的减排效应。区域效应分析表明,区域内获得绿色基金投资的企业处于资源禀赋一端,会对未获得绿色基金投资企业的绿色转型产生“挤出效应”。研究丰富了绿色基金治理效应的相关文献,为探索企业绿色发展新路径,加强基金行业参与绿色投资,推进经济可持续发展提供了有益的政策启示。

[关键词] 绿色基金;绿色转型;债务融资成本;权益融资成本;绿色供应链管理;绿色创新;污染排放

[中图分类号] F830.59 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2025)02-0087-13

一、引言

改革开放以来,传统经济模式驱动的规模增长,为中国创造了前所未有的物质财富,但也产生了难以弥补的生态创伤,使中国的经济增长面临着资源瓶颈与环境代价的双重困境。经济高质量发展,坚持生态优先,推进绿色转型成为破解这种困境与实现可持续发展的必然选择。企业作为经济社会发展的主要贡献力量,践行绿色转型发展理念,是推动经济可持续发展的现实基础。然而,企业绿色转型普遍面临着资金需求大、风险系数高、回报周期长等客观问题,导致其在信息透明度低且信贷体系不健全的背景下难以获得有效的资金支持。并且,由于绿色转型具有长期性和外部性,在追求经济效益的同时,容易造成企业绿色行为的短期性^[1],以及可能存在企业管理层为获得绿色私有收益,减少绿色投入等隐性行为,导致转型效果大打折扣。因此,如何打破企业绿色转型困境,推动企业绿色发展是当前中国面临的迫切挑战。

近年来,以政府为主导的环境规制工具是影响企业绿色转型的最直接因素。随着环境规制力度不断加强,企业迫于合规成本压力逐渐增加绿色研发投入^[1],通过创新补偿效应提高企业竞争力^[2],实现经济效益与社会效益的双重目标^[3]。然而,这种“压力式”规制措施虽然可以提振企业转型活力,但也在无形中加剧企业的制度遵循成本,严重挤占生产和创新投入资金^[4],对企业全要素生产率的提升产

[收稿日期] 2024-05-23

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金项目资助(23YJA630093);中央高校基本科研业务费专项资金资助(SKYZ2024020)

[作者简介] 王怀明(1963—),男,江苏泰州人,南京农业大学金融学院教授,博士生导师,主要研究方向为公司金融与财务管理,邮箱:whm8096@njau.edu.cn;杨嘉琪(2000—),女,福建泉州人,南京农业大学金融学院硕士生,主要研究方向为公司金融与财务管理。

生抑制作用^[5],并且由于不同区域环境规制的差异所引起的资源错配问题^[6],也容易引发企业的机会主义行为^[7],最终导致企业绿色转型效果与预期相背离。事实上,通过“自上而下”的环境规制工具实现绿色转型普遍面临着“政府主动、企业被动”的难题^[8],从根本上难以解决企业绿色转型的资金困境与治理困境,严重抑制了政策制度下的红利释放^[9]。相比之下,不同于政府主导的环境规制工具,借助市场化驱动机制,缓解企业内外需求矛盾,能够有效激发企业内在动力,促进企业主动转型升级。从现有研究来看,诸多学者分别基于信息不对称理论和股东积极主义理论,集中探讨了绿色债券^[10]、绿色信贷^[11]、ESG 评级^[1]作为信号传递中介对提高企业信息透明度,缓解企业绿色转型资金困境所发挥的作用,以及考察了机构投资者通过实地调研^[12]、与管理层私下沟通^[13]等积极介入的方式对监督企业行为决策、改善企业绿色转型治理困境所发挥的作用。然而,信息不对称下的资金需求和转型背景下的治理完善作为企业实现绿色转型不可分割的整体,鲜有学者将两者置于同一研究框架之下。而基金行业作为特殊的机构投资者,同时兼具金融中介和股东治理角色的双重身份,为本研究提供了现实可能。理论上,基金公司不仅可以凭借信息优势,缩小外部投资者与企业间的信息差距,引导金融资金流向企业,为企业获得稳定的资金流提供现实条件;还可以凭借专业优势,发挥股东积极主义参与企业经营管理决策^[12],监督企业行为,为其绿色转型创造良好的内部环境。国家监管当局为推进基金行业绿色投资实践进行了有益探索。2018年11月,中国证券投资基金业协会发布《绿色投资指引(试行)》,明确绿色投资的内涵,推动基金行业发展绿色投资,改善投资活动的环境绩效,促进可持续的经济增长。2022年4月,中国证监会印发《关于加快推进公募基金行业高质量发展的意见》,指出“公募基金可利用其对被投公司的影响力,在一级市场上参与优化上市公司的内部治理,直接影响上市公司的重大事项和重要决策”,进一步强化了基金行业的绿色投资实践,为基金公司影响企业绿色转型提供政策指引。

在基金绿色投资发展进程中,公募基金一马当先,成为最活跃的“探路者”。目前,超过30家中国公募基金签约加入联合国“负责任投资原则”(Principles for Responsible Investment,以下简称PRI)。PRI作为首个明确倡导ESG(Environmental, Social, Governance)投资的国际组织,旨在引导负责任投资者致力于构建和拓展可持续发展市场。公募基金签署PRI,一方面,既是向社会公众表明其在投资决策和所有权中纳入环境、社会和治理因素的承诺,将长期投资哲学更加明确和系统地应用到工作流程中^①,充分发挥价值发现与资金引导功能,促进行业前沿理念与本土实践结合^②;另一方面,更是通过对接国际绿色治理经验,鼓励和监督被投资企业将绿色理念纳入长期发展中,有效发挥绿色投资创造经济和生态价值的作用。现有研究表明,公募基金公司签署PRI,不仅能够发挥良好的声誉效应和资源效应,吸引外部资金的流入^[14],提高基金业绩,还能促进基金公司积极参与绿色投资实践^[15]。以华夏基金为例,自签署PRI以来,华夏基金以领头投资者和协作方的身份,坚决履行负责任投资六项原则,将ESG因素充分融入投资管理实践,通过采取策略制定、基本面分析、组合管理、风险控制、上市公司沟通以及定期跟踪的“六位一体”ESG投资流程,建立了完善的ESG风险管理框架体系和ESG投资研究团队^③。2023年度,华夏基金ESG团队针对19家上市公司开展公司参与,践行股东积极主义,与上市公司保持一对一沟通,有力推进了被投资企业的可持续发展实践^④。在此背景下,兼具金融中介和股东双重身份的公募基金签署PRI参与绿色投资,也理应能够对被投资企业的绿色转型产生影响。然而,遗憾的是,尚未有文献对这一问题予以回应。尽管已有文献从公募基金签署PRI考察其对企业绿色创新绩效的影响^[15],但并未进一步构建两者之间的内在影响逻辑,难以厘清公募基金签署PRI究竟如何参与企业绿色发展。并且,相比于单一的绿色创新,企业绿色转型涵盖企业全生命周期绿色管理,从多层面

①<https://36kr.com/p/1843756688411527>,《融资中国》,2022年7月26日。

②《20家公募已加入PRI国内ESG投资继续深入》,《证券时报》,2022年6月23日。

③《华夏基金构建ESG投资新生态》,北京商报,2023年5月18日。

④《争当行业排头兵!华夏基金践行ESG理念 做好绿色金融大文章》,东方财富网,2024年5月22日。

考察企业的可持续发展能力,能够更合理地作为企业参与绿色发展实践的检验对象。基于以上分析,本文聚焦于中国公募基金签署 PRI 的绿色治理行为,研究绿色基金投资是否可以促进企业进行绿色转型。更重要的是,如果绿色基金投资能够加快企业的绿色转型进程,其能否有效缓解企业转型过程中的资金约束问题和治理问题,促进企业实现可持续发展?另外,由于企业独特的内部环境、行业属性和地区条件的异质性,绿色基金投资所带来的影响是否存在显著差异?以及在影响企业内在转变的情况下绿色基金能否创造积极的环境影响和区域影响?

本文以企业绿色转型为研究对象,利用 2012—2022 年中国 A 股上市公司面板数据,借助中国公募基金签署 PRI 这一场景,识别绿色基金,基于信息不对称理论和股东积极主义理论深入考察绿色基金对企业绿色转型的影响、机制及经济后果。本文可能的研究贡献如下:(1)基于公募基金签署 PRI 这一场景,考察绿色基金对微观企业绿色转型的实质性效益,将国际制度驱动的 ESG 投资框架与国内市场环境相结合,完成“公募基金签署 PRI—绿色基金投资—提升企业绿色转型绩效”这一转换过程,论证了绿色基金在引导资金流向和监督企业行为的积极效应,深入厘清绿色基金参与微观企业绿色发展的逻辑链条。(2)从内部控制质量、行业属性以及地区金融发展水平特征因素逐层深入,研究绿色基金投资对企业绿色转型可能存在的差异性驱动效果。为保障绿色基金发挥引导和监督作用以促进企业绿色转型提供重要的政策启示。(3)从企业减排效应层面,拓展了绿色基金治理行为的经济后果研究,为增强基金行业参与绿色投资,实现经济与社会价值双重目标提供经验证据。此外,进一步针对企业间的行为互动逻辑,探究了绿色基金投资的区域效应,拓展了微观主体共同参与社会绿色发展的交互机理,为政府和有关部门优化绿色发展政策提供新思路。

二、理论分析与研究假设

企业绿色转型是构建新发展格局、实现经济高质量发展的关键。而企业绿色转型目标的实现往往离不开资金、技术、知识以及人力资源的相互配合。以绿色金融体系为代表的绿色基金兼具政策扶持和满足功能两大作用,是促进企业实现绿色转型的重要角色。作为特殊的机构投资者,绿色基金能够以金融中介和股东的双重身份参与企业的经营管理,在与企业形成的“一荣俱荣,一损俱损”的合作关系中能够发挥资金优势和专业优势,为企业绿色转型创造有利的资源环境和现实基础。基于此,本文将立足于信息不对称理论和股东积极主义理论,从资金引导效应和行为监督效应两种互补性视角,分析绿色基金投资对企业绿色转型的影响。

在信息不对称理论层面,绿色基金投资能够有效发挥信号传递作用,引导资金流向被投资企业,降低企业的融资成本,为企业绿色转型提供源动力。由于信息资源在个体间分配的差异性,企业比其他利益相关方掌握更多的内部私有信息,从而容易引致企业管理层的道德风险与逆向选择行为。从企业需求的角度出发,绿色转型是一个不确定性高、时间跨度长、覆盖领域广的投资赛道。技术创新的研发成本、内部绿色治理成本以及环境治理成本是企业绿色转型所需要面对和解决的主要难题。此时,企业作为信息优势一方,可能通过操纵信息或提供不完整的信息来获得更多资金支持。从投资者的角度出发,大部分的企业投资者较为分散且持股比例较低,持股拥有的话语权和表决权能够发挥的作用也较为有限,难以有效监督和约束管理层的机会主义行为,导致投资者缺乏投资意愿^[16]。同时,中国作为典型的银行主导的金融体系,以银行为主导的间接融资是企业资金供给的重要来源^[17]。银行对企业绿色转型的风险感知会显著影响企业债务融资的难易程度。因此,为了缓解信息不对称造成的融资约束问题,应增强交易双方的信息透明度,创造良性循环的市场环境。兼具金融中介与股东身份的绿色基金,有机结合了投资导向和转型需求,为企业获得资金提供了可能。一方面,绿色基金签署 PRI 所带来的声誉影响能够有效发挥“头部效应”与“标签效应”引起积极的市场反馈,最大化集合社会资本,吸引资金流向被投资企业。在这一过程中,为配合绿色基金,提高资金的可得性,企业也愿意提供更多的增量信息,为其

他利益相关者深入了解企业的经营状况、战略方针等提供条件。另一方面,绿色基金签署 PRI 需要承担来自投资者和社会公众对环境保护的关注^[18],定期向 PRI 组织全面、详细、精确地进行披露报告,以及接受独立的外部鉴证。因此,为践行 ESG 投资承诺,绿色基金会主动发挥“领头羊”作用,聚集其他利益相关方,增强“绿色”话语权^[19],参与企业的经营决策,积极向外界传递企业绿色转型的可靠信号,打破企业与投资者、债权人之间的信任障碍,缓解投资者与企业之间的信息不对称问题。

在股东积极主义理论层面,绿色基金作为 ESG 投资主体,更加注重投资企业的长期性与可持续性,能够积极发挥股东治理作用,参与企业的绿色转型实践^[19]。首先,绿色基金投资有利于被投资企业将更高的绿色治理标准引入供应链管理中,增强企业绿色供应链管理绩效,促进企业实现绿色转型。《中国制造 2025》明确指出要“强化产品全生命周期绿色管理”,督促企业落实自身和供应链温室气体减排承诺,实现减污降碳协同增效,充分推动企业实现绿色转型。伴随着市场对供应链绿色表现关注地持续升温,进行绿色供应链管理从企业绿色转型的“加分项”变为“必答题”。绿色基金作为投资企业的股东,可以就企业的治理结构和现实情况进行分析和研究,通过行使权利向管理层施加压力,促使企业改善经营管理策略,实现转型升级。一方面,绿色基金作为践行可持续发展理念的先行者,在追踪投融资组合项目的环境影响和碳足迹的同时,积极督促企业加强自身绿色治理,并向供应链上下游延伸,使其在纵向贸易关系中将供应商与客户的绿色表现纳入供应链流程的考量中,进而促进企业实现全价值链的有效绿色管理。另一方面,绿色基金签署 PRI 能够学习更多国内外绿色治理经验,在投融资关系的构建中,促进被投资企业充分学习与模仿,并将其转移到供应链关系中,进一步强化绿色低碳知识在企业纵向贸易关系中产生的溢出效应,提高企业绿色供应链管理绩效。其次,绿色基金投资有利于被投资企业加快绿色创新技术产出,推进企业绿色转型进程。创新驱动理论认为,内生创新发展是经济长期稳定的引擎^[20]。在坚持实施可持续发展战略背景下,绿色创新既是宏观经济体由高速增长转向高质量发展的核心要义,也是微观经济个体践行绿色转型发展的关键。然而,绿色创新作为一项兼具前期投入高、时间周期长、不确定风险大等因素的经济活动^[20],较高的研发成本和较低的创新激励严重阻碍企业进行绿色创新研发投入。在此情况下,绿色基金为推进企业绿色创新,实现绿色转型提供现实可能。一方面,绿色基金投资能够有效拓宽企业资金来源,弥补企业绿色创新研发投入的资金缺口。同时,能够向外界传递企业绿色创新需求,为企业进行绿色创新研发引进人力资源和技术支持,有助于企业打破绿色技术壁垒,增强绿色竞争力,为绿色转型奠定坚实的基础。另一方面,绿色基金在参与企业治理的过程中以监督和约束者的身份对企业资金使用进行严格监管,有效落实绿色创新投入,加快绿色创新产出和应用,促进企业提高能源使用效率,减少生产过程中的污染排放,最终实现绿色基金可持续发展投资与企业绿色转型的双重目标。

基于以上分析,本文提出假设 H。

H:绿色基金投资有助于被投资企业实现绿色转型。

三、研究方法

(一) 样本选择和数据来源

本文以 2012—2022 年为时间窗口,选择中国 A 股上市公司作为研究对象。其中,绿色基金筛选数据来自 UN PRI 官网,并从国泰安数据库公司研究系列“机构投资者明细表”与基金市场系列“基金主体信息表”进行季度数据匹配,当公司在当年年末存在此类基金投资时,则认为当年存在绿色基金投资。污染物排放数据来源于中国工业企业污染排放数据库、企业污染排放数据库和国泰安上市公司环境绩效、资源消耗及排放明细表,其他数据源自国泰安数据库、上市公司年报。在进行实证分析前,本文对数据进行如下处理:(1)剔除金融行业的公司、剔除 ST 等类型的公司;(2)剔除关键变量为缺失值的样本和数据异常的样本;(3)为了消除极端值的影响,对主要连续变量在上下 1% 的水平上进行缩尾处理。

最后,本文得到包含 3780 家中国 A 股上市公司、时间跨度为 2012—2022 年、共 27509 个观测值的非平衡面板数据集。

(二) 模型设计

为了检验绿色基金投资对企业绿色转型的影响,本文设定如下回归模型:

$$GRE_{i,t} = \alpha + \beta GRE_{i,t-1} + \sum \delta X_i + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示企业和年份,被解释变量 $GRE_{i,t}$ 代表企业绿色转型水平,核心解释变量 $GRE_{i,t-1}$ 用企业在 $t-1$ 年是否存在绿色基金投资这一虚拟变量来衡量。 X_i 为控制变量, μ_i 和 λ_t 分别为企业固定效应和年份固定效应,以避免个体层面不随时间变化的影响因素和时间效应对回归结果的影响。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。 β 是研究的重点,当 β 显著为正时,说明绿色基金投资能提高企业的绿色转型水平。

(三) 变量说明和描述性统计

表 1 绿色转型指标体系

指标类别	指标名称	指标定义
1. 被解释变量	企业绿色转型 (GRE)	参考孙传旺和张文悦的做法 ^[21] ,从生产效率、污染防治、环境保护和社会责任四个方面构造企业绿色转型指标体系,具体指标构建如表 1 所列。同时,对数据进行标准化处理,利用熵值法对指标赋权,测算企业的绿色转型水平。
	核心解释变量	绿色基金投资 ($GREF$),代表企业是否存在绿色基金投资的虚拟变量,考虑到绿色基金投资对企业绿色转型的影响可能存在时滞,在回归模型中对核心解释变量进行滞后一期处理。
2. 机制变量	使用债务融资成本 (FC)、权益融资成本 (EC)	来检验绿色基金的资金引导效应;使用绿色供应链管理 (GRE_PUR) 和绿色创新 (GRE_PAT) 来检验绿色基金的行为监督效应。
	控制变量	参考以往相关研究 ^[21] ,选取一系列可能影响企业绿色转型水平的控制变量,具体包括:资产负债率 (LEV)、企业年龄 (AGE)、账面市值比 (BM)、流动比率 ($Current\ Ratio$)、成长性 ($GROWTH$)、产权性质 (SOE)、董事会规模 ($BOARDSIZE$)、资本密集度 ($CAPTIAL$)、现金流水平 ($CASH$)、股权集中度 ($SHARE_H$)。另外,本文还控制了个体和年度效应。
生产效率	生产水平 劳动效率	基于 LP 法计算的全要素生产率 营业总收入/员工人数
污染防治	“三废”污染物治理情况	实施得 1 分,进一步量化信息披露得 2 分,其他为 0 分
	清洁生产实施情况	实施得 1 分,进一步量化信息披露得 2 分,其他为 0 分
环境保护	ISO 环境管理体系认证	通过得 1 分,其他得 0 分
	环保管理制度体系	披露得 1 分,其他得 0 分
	环境事件应急机制	披露得 1 分,其他得 0 分
	环保荣誉或奖励	发生得 1 分,其他得 0 分
	“三同时”制度	披露得 1 分,其他得 0 分
	环境违法事件	发生得 -1 分,其他得 0 分
	突发环境事故	发生得 -1 分,其他得 0 分
社会责任	是否经第三方机构审验	是得 1 分,否得 0 分
	是否参照 GRI 可持续发展报告指南	是得 1 分,否得 0 分
	是否披露股东权益保护	是得 1 分,否得 0 分
	是否披露债权人权益保护	是得 1 分,否得 0 分
	是否披露职工权益保护	是得 1 分,否得 0 分
	是否披露供应商权益保护	是得 1 分,否得 0 分
	是否披露客户及消费者权益保护	是得 1 分,否得 0 分
	是否披露环境和可持续发展	是得 1 分,否得 0 分
	是否披露公共关系和社会公益事业	是得 1 分,否得 0 分
	是否披露社会责任制度建设及改善措施	是得 1 分,否得 0 分
是否披露安全生产内容	是得 1 分,否得 0 分	
是否披露公司存在的不足	是得 1 分,否得 0 分	
审计师是否来自四大会计师事务所	是得 1 分,否得 0 分	

4. 控制变量

参考以往相关研究^[21],选取一系列可能影响企业绿色转型水平的控制变量,具体包括:资产负债率 (LEV)、企业年龄 (AGE)、账面市值比 (BM)、流动比率 ($Current\ Ratio$)、成长性 ($GROWTH$)、产权性质 (SOE)、董事会规模 ($BOARDSIZE$)、资本密集度 ($CAPTIAL$)、现金流水平 ($CASH$)、股权集中度 ($SHARE_H$)。另外,本文还控制了个体和年度效应。

模型主要变量的描述性统计结果见表 2。企业绿色转型得分平均约为 17.4584,标准差为 12.5521,最大值与最小值之差为 49.1444,偏度大于 0,数据分布总体上向右侧偏移,说明企业绿色转型水平较低

且企业之间存在较大差距。*GREF* 的均值为 0.4427,说明样本中有 44.27% 的企业样本存在绿色基金投资,由此可见基金行业参与绿色投资已是大势所趋。在控制变量中,企业资产负债率均值为 42.92%,说明大部分企业的负债比例相对合理。此外,企业年龄、流动比率和董事会规模的波动性相对较大,表明企业间存在一定的异质性,为之后进一步研究提供了现实可能。

表 2 描述性统计结果

VARIABLES	Obs	Mean	SD	Min	Max	Skewness
<i>GRE</i>	27509	17.4584	12.5521	2.0008	51.1452	0.7731
<i>GREF</i>	27509	0.4427	0.4967	0.0000	1.0000	0.2309
<i>LEV</i>	27509	0.4292	0.2048	0.0614	0.9355	0.2751
<i>BM</i>	27509	0.6096	0.2558	0.1087	1.1904	0.1439
<i>SOE</i>	27509	0.3515	0.4774	0.0000	1.0000	0.6221
<i>BOARDSIZE</i>	27509	8.4314	1.6102	5.0000	14.0000	0.3988
<i>Current Ratio</i>	27509	2.3272	2.1236	0.3089	13.5625	2.8742
<i>GROWTH</i>	27509	0.3626	0.9673	-0.7531	6.7576	4.3746
<i>CAPITAL</i>	27509	0.2077	0.1541	0.0017	0.6745	0.9071
<i>CASH</i>	27509	0.0483	0.0682	-0.1546	0.2479	0.0124
<i>AGE</i>	27509	12.1670	7.7366	2.0000	29.0000	0.4527
<i>SHARE_H</i>	27509	0.3382	0.1453	0.0913	0.7383	0.5581

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果分析

为检验绿色基金投资对被投资企业绿色转型的影响,本文就基准回归模型(1)进行检验,表 3 列(1)和列(2)分别为将企业绿色转型水平作为被解释变量,同时控制企业固定效应和年份固定效应后,不加控制变量与加入控制变量的回归结果。回归结果显示,不论是否加入控制变量滞后一期的绿色基金投资变量(*GREF*)的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为正,表明绿色基金投资显著提高了被投资企业的绿色转型水平。从经济意义上分析,绿色基金投资使得被投资企业的绿色转型水平上升了 6.3981% (0.8031/12.5521),本文假设得到初步验证。

(二) 内生性检验

基于绿色基金投资与企业绿色转型的互动逻辑分析,二者存在互为因果的内生性问题。签署 PRI 的绿色基金受限于责任约束,更有可能选择绿色表现较好的企业进行投资;同样,绿色表现较好的企业也更容易获得绿色基金的青睐。这些内生性问题容易对实证结果的准确性造成影响。考虑到同行业企业所在的行业特征的相似性,同一行业同期其他企业的绿色基金持股比例会对绿色基金投资变量产生影响,并且,暂没有研究表明同一行业绿色基金投资其他企业的平均持股比例会对企业绿色转型产生影响。因此,本文借鉴姜广省等的做法^[19],采用企业当期所在行业的其他企业中存在绿色基金投资的平均持股比例构造绿色基金投资的工具变量。该工具变量的选择满足相关性和外生性要求。工具变量的回归结果如表 4 所示,根据第一阶段回归结果显示,工具变量与内生解释变量显著相关。另外,弱工具变量检验结果显示, Kleibergen-Paap Wald rk F 值为 27.7470 大于 Stock-Yogo 的 10% 水平临界值,通过弱工具变量检验;同时,不可识别检验的 K-Paark LM 统计量在 1% 水平上显著,拒绝工具变量识别不足的原假设,满足工具变量可识别性。基于以上分析,在考虑内生性影响后,绿色基金投资对企业绿色转型的回归系数通过显著性检验,与原结果相比并没有发生实质性变化。

表 3 基准回归结果

	(1) <i>GRE</i>	(2) <i>GRE</i>
<i>GREF</i>	0.7964 *** (0.1665)	0.8031 *** (0.1665)
<i>LEV</i>		1.4156 ** (0.7099)
<i>BM</i>		-0.1389 (0.4978)
<i>SOE</i>		-0.0631 (0.4695)
<i>BOARDSIZE</i>		-0.0167 (0.0759)
<i>Current Ratio</i>		-0.0048 (0.0584)
<i>GROWTH</i>		0.0660 (0.0595)
<i>CAPITAL</i>		0.3521 (1.0363)
<i>CASH</i>		0.8186 (0.8987)
<i>AGE</i>		1.1076 ** (0.4967)
<i>SHARE_H</i>		-0.8339 (1.3656)
<i>_cons</i>	17.1059 *** (0.0737)	3.4239 (6.1157)
<i>Company</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
Observations	27509	27509
R-squared_a	0.6886	0.6887

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为公司层面聚类标准误。下同。

(三) 稳健性检验

为缓解样本选择和遗漏变量问题,本文通过以下方式对基准回归结论进行稳健性检验。

1. 使用非国有企业样本

相比于非国有企业,国企作为城市重要的物质基础和政治基础,受政府和政策影响的可能性更大。另外,在要素优势上,国有企业具有一定的融资优势、技术支持优势、人才优势以及政治优势。因此,为缓解基准回归结果受样本选择的影响,进一步使用非国有企业样本重新回归。回归结果如表 5 列(1)和列(2)所示,不论是否加入控制变量,核心解释变量的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,验证了基准回归结果的可靠性。

2. 倾向得分匹配法

为缓解样本选择性偏差控制混杂因子影响,本文使用倾向得分匹配法(PSM)以增强获得绿色基金投资企业与未获得绿色基金投资企业的可比性。本文使用 1:1 最邻近混合匹配和 1:2 最邻近混合匹配为处理组匹配对照组。具体操作如下:为了实现模型最佳拟合效果,在进行 PSM 之前,首先使用 pselect 命令从所有控制变量中选择能实现最佳拟合效果的协变量,最终选择 *SOE*、*BM*、*CASH*、*CAPTIAL*、*GROWTH*、*BOARDSIZE*、*LEV*、*Current Ratio*、*SHARE_H*、*AGE* 作为协变量进行匹配。最后,对基于匹配得到的样本使用基准回归模型重新回归。表 5 列(3)和列(4)列示了 1:1 最邻近混合匹配和 1:2 最邻近混合匹配的结果,回归结果显示,核心解释变量的系数均在 1% 的水平上显著为正,得到的结果与原结果一致。

表 4 工具变量法检验结果

	(1) <i>GRAF</i>	(2) <i>GRE</i>
<i>GRAF_iv</i>	0.0373*** (0.0071)	
<i>GRAF</i>		26.1336*** (7.5685)
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Company</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
Weak identification test		27.7470 (16.38)
Underidentification test		29.5380 (0.0000)
Observations	27494	27494

表 5 稳健性检验:使用非国有企业样本和倾向得分匹配法

	(1) <i>GRE</i>	(2) <i>GRE</i>	(3)最近邻 1:1 <i>GRE</i>	(4)最近邻 1:2 <i>GRE</i>
<i>GRAF</i>	0.9312*** (0.1939)	0.9327*** (0.1945)	0.7541*** (0.2262)	0.8735*** (0.1842)
<i>_cons</i>	15.9155*** (0.0884)	5.7690 (9.9102)	8.4079 (8.2994)	8.2454 (6.9890)
<i>Controls</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Company</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
Observations	17823	17823	13283	19696
R-squared	0.6858	0.6857	0.6889	0.6882

注:弱工具变量检验结果显示括号内数值为 Stock-Yogo 的 10% 水平临界值;不可识别检验的 K-Paark LM 统计量括号内为统计量 P 值。

3. 排除其他重要政策的干扰

2013 年,国务院批转国家发展改革委《关于 2013 年深化经济体制改革重点工作的意见》,明确指出要“深入推进排污权、碳排放权交易试点”。2013 年和 2014 年在广东、北京、上海、天津、重庆、湖北和深圳启动碳排放权交易试点。张杨等研究表明^[22],碳排放权交易政策会对试点区域内企业的绿色创新行为产生积极的影响,进而影响企业的绿色转型程度。因此,为增强实证结果的稳健性,排除碳排放权交易试点政策的影响,本文将上述试点区域内的企业样本剔除后重新进行回归分析。回归结果如表 6 列(1)所示,核心解释变量的回归系数在 1% 的水平上显著为正,表明在排除碳排放权交易试点政策的干扰后,得到的结果依然稳健。

为深入贯彻落实《生态文明体制改革总体方案》,探索绿色金融发展有效路径。2017 年,国务院在浙江、广东、贵州、江西和新疆维吾尔自治区开展绿色金融改革创新试点。绿色金融改革创新试验区的设立可能会对试点区域内企业的绿色转型产生影响,对本文的回归结果造成干扰。因此,本文将试点区域内的企业样

本剔除后重新回归,以缓解绿色金融试点政策的影响。回归结果如表6列(2)所示, *GREF* 的回归系数通过1%水平上的显著性检验,与原结果相符。

2018年《中华人民共和国环境保护税法》(以下简称《环境保护税法》)正式实施。税制绿色化促使企业权衡长期成本与收益,推动企业加强绿色技术创新水平和治理水平^[23]。总体上,《环境保护税法》参照原来的排污费制度,但部分省份的税费征收标准较原有的排污费标准有所上升。在此基础上,为提高实证结果的稳健性,本文将对应税费提高的省份内的企业样本剔除,重新进行回归。回归结果如表6列(3)所示,核心解

表6 稳健性检验:排除其他重要政策的干扰和替换固定效应

	(1) <i>GRE</i>	(2) <i>GRE</i>	(3) <i>GRE</i>	(4)行业-年份 <i>GRE</i>	(5)城市-年份 <i>GRE</i>
<i>GREF</i>	0.5640 *** (0.2110)	0.6476 *** (0.2067)	1.0145 *** (0.2108)	3.6079 *** (0.2466)	3.9380 *** (0.2786)
<i>_cons</i>	10.9768 (11.4317)	-3.7354 (6.5368)	-2.2323 (6.0838)	1.6673 (1.0333)	0.0898 (1.0800)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Company</i>	YES	YES	YES	NO	NO
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry-Year</i>				YES	NO
<i>City-Year</i>				NO	YES
<i>Industry</i>				YES	NO
<i>City</i>				NO	YES
Observations	16964	21357	20730	27455	26199
R-squared	0.6819	0.6960	0.7056	0.3053	0.2395

释变量的系数仍然显著为正,表明在排除《环境保护税法》的影响后,结果依然稳健。

4. 替换固定效应

本文进一步考虑控制行业-年份和城市-年份的固定效应,最大化考虑行业和城市层面的影响,以避免行业和城市层面不随时间变化的不可观测因素和时间趋势对回归结果的干扰。回归结果如表6列(4)和列(5)所示,核心解释变量的回归系数均显著为正。

(四) 机制分析

从前文分析结果得出,绿色基金投资显著促进了企业的绿色转型水平,在此基础上,本部分将进一步探讨绿色基金投资促进被投资企业绿色转型的内在作用机制。

1. 引导资金流向企业

本部分主要考察绿色基金投资对被投资企业的融资成本的影响。为了进行更深入的分析,进一步将融资成本区分为债务融资成本和权益融资成本。其中,企业的债务融资成本(*FC*)采用企业当年的财务费用与总负债的比值衡量,企业的权益融资成本(*EC*)采用PEG模型来估计,并用二者替代基准回归模型中的被解释变量重新进行回归。回归结果如表7列(1)和列(2)所示。核心解释变量的回归系数显著为负,表明绿色基金投资降低了企业的债务融资成本和权益融资成本。

表7 机制检验

	(1) <i>FC</i>	(2) <i>EC</i>	(3) <i>GRE_PUR</i>	(4) <i>GRE_PAT</i>
<i>GREF</i>	-0.0019 *** (0.0007)	-0.0050 ** (0.0025)	0.0415 *** (0.0093)	0.1198 *** (0.0152)
<i>_cons</i>	0.0069 (0.0151)	-0.0141 (0.0731)	1.0592 (0.9591)	-0.2033 (0.5212)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Company</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
Observations	27477	11199	22137	25961
R-squared	0.2220	0.3496	0.6624	0.6980

根据回归系数对比可以看出,在融资成本方面,绿色基金投资对被投资企业的权益融资成本的影响更强。这可能是因为,尽管绿色基金投资能够显著促进企业绿色转型,但是与权益投资者相比,债权人往往只能获得固定利息,却要承担企业绿色转型失败的投入,风险与收益之间的权衡使得绿色基金投资对企业债务融资成本的降低效果小于权益融资成本。

2. 监督企业内部行为

绿色基金投资显著降低了企业的融资难度,那么在资金约束问题得到改善的情况下,本文进一步从绿色供应链管理、绿色创新两个方面探讨绿色基金投资对企业的内在影响。具体而言,本文参考以往研

究^[24],使用熵值法从资源、产出、柔性计算绿色供应链管理水平和(GRE_PUR);采用企业当年绿色发明专利申请数和绿色实用新型申请数来衡量企业的绿色创新水平(GRE_PAT)^[10]。回归结果如表7列(3)和列(4)所示,核心解释变量对绿色供应链管理和绿色创新的回归系数均在1%水平上显著为正,表明绿色基金投资能够通过促使企业将绿色治理延伸至供应链管理流程以及加强绿色创新研发投入和成果转化实现绿色转型。

(五) 异质性分析

为了进一步分析绿色基金投资对企业绿色转型的异质性影响,本文将从个体特征、行业特征和地区特征三个维度出发深入研究。

1. 内部控制质量

企业实现绿色转型目标离不开有效的内部控制。内部控制是以企业全体成员共同参与为前提,由管理层积极推动所建立的制度体系^[25]。良好的内部控制能够有效调动企业各项资源,实现资源的高效配置和利用,助力企业加快实现绿色转型。因此,为研究企业内部控制治理所带来的异质性影响,参考潘爱玲等的做法^[26],使用迪博数据库所构建的内部控制指数衡量企业的内部控制质量。在基准回归模型上,使用企业内部控制指数的中位数对样本进行分组,当企业的得分位于中位数以上时为高内部控制质量组,反之则为低内部控制质量组。由于分组后两组样本的分布和方差存在差别,参考李金昌等的做法^[27],使用基于 Bootstrap 的费舍尔组合检验并将抽样次数设为 1000 次,进行组间系数差异性检验。回归结果如表8列(1)和列(2)所示,绿色基金投资对内部控制质量较低的企业绿色转型具有显著的正向作用,而对于内部控制质量较高的企业其正向促进作用并不显著。并且,相对于内部控制质量较高的企业,绿色基金投资对内部控制质量低的企业绿色转型水平影响效应更大。这可能是因为在内部控制质量越高的企业在面临关乎企业重大发展战略决策上更为严谨,决策执行效率更高;同时,较高的内部控制质量也意味着企业的信息质量越高,公司的经营和发展风险相对较低,企业也将会更加关注自身长期发展需求,积极践行绿色发展理念。相比之下,内部控制质量较低的企业面临的经营风险更高,在获得绿色基金投资后,绿色基金会提高对其的关注度,采取更加严格的治理和监督措施,促进企业高效实现资源的合理配置与使用,以避免可持续发展投资失败带来的负面影响。因此,绿色基金投资对内部控制质量低的企业绿色转型驱动效果更显著。

2. 行业特征

绿色发展是构建现代化经济体系的必然要求,是解决污染问题的根本之策。而以粗放式发展为特征的重污染企业,更是当前经济低碳绿色发展的重要责任主体^[27]。由于重污染企业与非重污染企业在生产和治理方面存在的特征差异可能会影响绿色基金投资对企业绿色转型的驱动效果。本文以行业特征为切入点,根据2008年环境保护部制定的《上市公司环境保护核查行业分类管理名录》将样本区分为重污染行业与非重污染行业,进行分组回归,并采用费舍尔组合检验进行组间系数差异性分析。回归结果如表8列(3)和列(4)所示,绿色基金投资对重污染行业与非重污染行业的绿色转型均具有显著的正向作用。从核心解释变量的回归系数上看,绿色基金投资对非重污染企业的绿色转型水平促进作用相对更大,进一步从费舍尔检验的经验P值上分析,组间系数差异性检验在10%水平上显著。这可能是因为,虽然重污染行业的绿色转型需求更为迫切,但是与非重污染行业相比,其本身固有的生产特点和产品属性,使得企业在短期内无法快速做出相应的改变。因此,绿色基金投资对重污染行业绿色转型的驱动效果相对较弱。

3. 地区金融发展水平

由金融发展水平引起的地区差异化,可能影响绿色基金投资对被投资企业绿色转型的驱动效果。鉴于此,本文借鉴崔惠玉等的做法^[28],采用各个城市年初金融机构存贷款余额与地区生产总值之比作为区域金融发展水平的衡量指标,以中位数为分界线将样本划分为金融发展水平低组和金融发展水平

高组,进行分样本回归,同时使用费舍尔组合检验进行组间系数差异性检验。回归结果如表8列(5)和列(6)所示,绿色基金投资对低金融发展水平组的企业和高金融发展水平组的企业绿色转型均具有显著的正向作用,且根据核心解释变量的回归系数与经验P值分析,绿色基金投资对高金融发展水平组的企业影响更大。其原因可能在于,金融发展可以积极反馈绿色基金投资所带来的驱动效应,能够更好地促进资本科学合理地流动,企业金融资源的可获得性也相应提高,外加技术、人才以及资金上的组合支撑,在一定程度上更好地缓解了企业绿色转型所面临的资源约束困境。

表8 异质性检验

	(1) 内部控制质量低 GRE	(2) 内部控制质量高 GRE	(3) 非重污染 GRE	(4) 重污染 GRE	(5) 金融发展水平低 GRE	(6) 金融发展水平高 GRE
GREF	0.7651 *** (0.2285)	0.3109 (0.2499)	0.9992 *** (0.2002)	0.5162 * (0.2676)	0.4367 * (0.2588)	1.0723 *** (0.2076)
_cons	4.8115 (8.9275)	11.5095 (9.4150)	5.2823 (7.0858)	5.6672 (11.5741)	2.4684 (11.3823)	5.7052 (7.2369)
Fisher's Permutation test	0.4542		0.4830 *		-0.6356 **	
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Company	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	13175	13283	14577	12901	11944	14477
R-squared	0.6753	0.7003	0.6736	0.6709	0.6760	0.7005

(六) 经济后果分析

表7明确说明了绿色基金投资影响被投资企业绿色转型的内在作用机制,在此基础上,本文立足于企业绿色转型的经济后果,基于前文肯定了绿色基金投资驱动企业进行绿色转型之后,进一步研究企业绿色转型能否对其绿色发展产生实质性的影响。使用企业污染排放总量与当年营业收入的比值取自然对数衡量企业的污染排放强度(Pollution),并借鉴潘爱玲等的做法^[26],构建如下模型来检验企业进行绿色转型是否会降低企业的污染排放强度,以及获得绿色基金投资的企业污染排放强度的降低程度是否更大。

$$Pollution_{i,t} = \alpha + \beta GRE_{i,t} + \sum \delta X_i + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Pollution_{i,t} = \alpha + \beta GRE_{i,t} + \gamma GREF_{i,t-1} + \eta GRE_{i,t} \times GREF_{i,t-1} + \sum \delta X_i + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

对于模型(2),当β显著为负时,表明企业绿色转型会降低污染排放强度。对于模型(3),如果交互项GRE × GREF的系数为负,则意味着获得绿色基金投资的企业在进行绿色转型时,其污染排放强度下降越多。

回归结果如表9所示。首先检验企业绿色转型对其污染排放强度的影响。根据表9列(1)数据所示,绿色转型显著抑制了企业的污染排放强度,且通过了1%水平上的显著性检验。另外,本文进一步引入企业绿色转型水平与绿色基金投资的交互项来验

表9 经济后果和区域效应检验分析

	(1) Pollution	(2) Pollution	(3) GRE	(4) 获得绿色 基金投资企业 GRE	(5) 未获得绿色 基金投资企业 GRE
GRE	-0.0089 *** (0.0007)	-0.0072 *** (0.0008)			
GREF		-0.1520 *** (0.0196)			
GRE × GREF		-0.0029 *** (0.0008)			
CityGREF			-0.2996 *** (0.0952)	0.5471 (0.4426)	-0.4534 *** (0.1224)
_cons	-1.0132 (0.6992)	-1.0275 (0.6905)	5.7789 (6.1957)	16.2284 * (8.6168)	-7.8621 (4.9400)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Company	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	27442	27442	27509	11842	15103
R-squared	0.9013	0.9029	0.6887	0.7313	0.7141

证绿色基金投资能否增强企业绿色转型对污染排放强度的抑制作用。回归结果如表9列(2)所示,交互项的回归系数在1%水平上显著为负,证实了获得绿色基金投资的企业在绿色转型过程中能够产生更大的减排效应。

(七) 区域效应分析

上述研究肯定了绿色基金投资对被投资企业绿色转型产生的促进作用。进一步分析,当同一区域内,获得绿色基金投资企业的数量越多,是否会对该区域内企业绿色转型产生影响。根据外部规模经济理论,由产业在特定区域的聚集而形成的规模效应,会带动同类型企业为节约生产成本在该地区聚集,促进聚集地区企业间知识或技术溢出,进而实现企业间的合作关系^[29]。然而,由于地区的有限需求和资源的稀缺,规模效应带来的外部收益逐渐被抵消,企业为获得更多的市场份额,会加剧彼此之间的竞争关系。最终形成合作与竞争并存的“企业集群”现象。从合作视角出发,由于绿色技术创新活动的复杂性,地理临近产生的低交易成本可能促使企业为实现绿色转型,采取“研发互补”和“信息共享”策略,进而放大绿色基金投资促进企业绿色转型在区域内产生的“蝴蝶效应”。从竞争视角出发,由于绿色基金投资带来的竞争优势可能加剧被投资企业间对资源的争夺以及恶化未获得绿色基金投资企业的资源不足困境,进而形成绿色基金投资促进企业绿色转型在区域内产生的“挤出效应”。基于此,为检验其中的具体作用路径,本文构建如下回归模型:

$$GRE_{i,t} = \alpha + \beta CityGREF_{i,t-1} + \sum \delta X_i + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,变量 $CityGREF_{i,t-1}$ 用区域内存在绿色基金投资的企业数量加1取对数来衡量,其他设定与基准回归模型一致。回归结果如表9列(3)所示,研究表明,区域内获得绿色基金投资的企业数量越多会抑制该区域内企业的绿色转型。在此基础上,以是否存在绿色基金投资($GREF$)为分界线,将样本划分为获得绿色基金投资的企业与未获得绿色基金投资的企业,进行分样本回归,回归结果如表9列(4)和列(5)所示,核心解释变量的回归系数在获得绿色基金投资的企业样本组中不显著,而在未获得绿色基金投资的企业样本组中显著为负。实证结果既回应了绿色基金投资对被投资企业绿色转型的促进作用,也进一步证实获得绿色基金投资的企业处于资源禀赋一端,从而会对同区域内未获得绿色基金投资企业的绿色转型产生“挤出效应”。

五、结论性评述

本文基于公募基金签署PRI这一场景,识别绿色基金,研究绿色基金投资对企业绿色转型的影响效应和内在机理。研究发现:绿色基金投资能够显著促进企业实现绿色转型目标,并且这一驱动效应在一系列稳健性检验后依然成立。在引导效应上,绿色基金投资能够降低信息不对称程度,有效发挥信号传递作用,降低企业融资成本;在监督效应上,绿色基金投资能够发挥股东积极主义,促进企业加强绿色供应链管理,提高绿色创新产出,实现绿色转型。异质性分析表明,绿色基金投资对内部控制质量较低、非重污染行业以及地区金融发展水平较高的企业的绿色转型驱动效应更加显著。经济后果检验得出,当企业获得绿色基金投资时,其在进行绿色转型的过程中污染排放强度更低。此外,由区域效应分析可知,同一区域内获得绿色基金投资的企业越多,会恶化区域内未获得绿色基金投资企业的资源不足困境,进而对企业绿色转型产生“挤出效应”。

基于本文的研究结论,提出以下几条建议:第一,从政府角度出发,推动基金行业积极参与绿色投资实践,接轨国际ESG投资体系构建,有效发挥政府引导下的市场化治理机制,合理引导投资者的投资导向,减轻政府财政扶持压力,有效带动社会投资跟进,发挥更大的投资乘数效应。第二,从行业角度出发,增强行业间的有效联动,发挥绿色产业链的带动成效,以非重污染行业绿色转型为主导,着力发挥资源互补和技术创新的经济效应,带动重污染行业进行绿色转型,以此提高行业间的经济绩效和环境绩效。同时,加强行业监管体系构建,充分考虑行业转型差距,完善绿色转型标准,明确绿色转型指标体

系。第三,从企业角度出发,强化绿色发展理念,主动增强绿色转型实践。企业应将绿色投入视为“价值投资”,以未来发展目标为重点,宽容短期投入。同时,避免以自身为主的绿色转型,兼顾多方利益相关者,积极承担社会责任,实现经济效益、社会效益和环境效益的多重目标。第四,从政策体系角度出发,充分考虑不同因素导致的潜在差异性,分类引导监管并协调金融体系构建,对于内部控制质量较差的企业、重污染行业和金融发展水平较低的地区除了给予资金上的支持,还需要加强人才引进帮扶和技术支持,构建产业间的有效联动。同时,在环境立法等相关政策制度构建的框架中,充分考虑市场化投资主体参与的作用机制,形成多方联动的绿色监管体系。

本文借助中国公募基金签署 PRI 这一场景,证实了绿色基金投资能够有效提升企业绿色转型水平,为推动基金行业参与绿色投资和优化企业绿色转型表现提供经验证据,但由于篇幅限制本文只研究了绿色基金投资是否能够有效促进被投资企业绿色转型,对于政府相关政策的影响是否会对绿色基金投资的动机产生差异性结果,进而影响被投资企业的绿色表现还需进一步研究。

参考文献:

- [1]胡洁,于宪荣,韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究, 2023(7):90-111.
- [2]刘和旺,郑世林,左文婷. 环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究[J]. 科研管理,2016(5):33-41.
- [3]陶锋,赵锦瑜,周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021(2):136-154.
- [4]李斌,彭星,欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济,2013(4):56-68.
- [5]Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. Environmental regulation and productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis,2008,30(2):121-128.
- [6]Tombe T, Winter J. Environmental policy and misallocation: The productivity effect of intensity standards[J]. Journal of Environmental Economics and Management,2015,72(6):137-163.
- [7]Dechezleprêtre A, Sato M. The impacts of environmental regulations on competitiveness[J]. Review of Environmental Economics and Policy,2017,11(2):183-206.
- [8]李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020(9):192-208.
- [9]邓忠奇,高廷帆,庞瑞芝,等. 企业“被动合谋”现象研究:“双碳”目标下环境规制的福利效应分析[J]. 中国工业经济,2022(7):122-140.
- [10]王营,冯佳浩. 绿色债券促进企业绿色创新研究[J]. 金融研究,2022(6):171-188.
- [11]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.
- [12]张云,吕纤,韩云. 机构投资者驱动企业绿色治理:监督效应与内在机理[J]. 管理世界,2024(4):197-221.
- [13]McCahery J A, Sautner Z, Starks L T. Behind the scenes: The corporate governance preferences of institutional investors[J]. Journal of Finance,2016,71(6):2905-2932.
- [14]Kim S, Yoon A. Analyzing active fund managers'commitment to ESG: Evidence from the United Nations Principles for Responsible Investment[J]. Management Science,2023,69(2):741-758.
- [15]蔡贵龙,张亚楠. 基金 ESG 投资承诺效应——来自公募基金签署 PRI 的准自然实验[J]. 经济研究,2023(12):22-40.
- [16]张一林,龚强,荣昭. 技术创新、股权融资与金融结构转型[J]. 管理世界,2016(11):65-80.
- [17]蔡庆丰,吴奇艳,吴冠琛. 地方隐性债务、银行风险感知与企业信贷可得性[J]. 中国工业经济,2024(1):112-130.
- [18]Majoch A A, Hoepner A G, Hebb T. Sources of stakeholder salience in the responsible investment movement: Why do investors sign the Principles for Responsible Investment? [J]. Journal of Business Ethics,2017,140(4):723-741.
- [19]姜广省,卢建词,李维安. 绿色投资者发挥作用吗?——来自企业参与绿色治理的经验研究[J]. 金融研究,2021(5):117-134.
- [20]林雁,李梦韩,张泽南. 战略投资者引入对企业绿色技术创新的影响效应与机制研究[J]. 科研管理,2024(7):79-89.

- [21] 孙传旺, 张文悦. 对外直接投资与企业绿色转型——基于中国企业微观数据的经验研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2022(9): 79-91.
- [22] 张杨, 袁宝龙, 郑晶晶, 等. 策略性回应还是实质性响应? 碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J]. 南开管理评论, 2024(3): 129-140.
- [23] 周泽将, 汪顺, 张悦. 税制绿色化的微观政策效应——基于企业环保新闻文本情绪数据的检验[J]. 中国工业经济, 2023(7): 103-121.
- [24] 薛阳, 李曼竹, 冯银虎. 制造业企业绿色供应链管理同群效应研究——基于价值网络嵌入视角[J]. 华东经济管理, 2023(3): 107-116.
- [25] 刘启亮, 罗乐, 张雅曼, 等. 高管集权、内部控制与会计信息质量[J]. 南开管理评论, 2013(1): 15-23.
- [26] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济, 2019(2): 174-192.
- [27] 李金昌, 连港慧, 徐蔼婷. “双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023(9): 27-49.
- [28] 崔惠玉, 王宝珠, 徐颖. 绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J]. 中国工业经济, 2023(10): 118-136.
- [29] 杨浩昌, 李廉水, 刘军. 产业聚集与中国城市全要素生产率[J]. 科研管理, 2018(1): 83-94.

[责任编辑: 苗竹青]

The Impact of Green Fund Investment on Green Transformation of Enterprise: The Guiding and Supervising Effect of Public Funds Signing PRI

WANG Huaiming, YANG Jiaqi

(School of Finance, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Leveraging the ecological value of green finance is an important aspect of achieving China's carbon peaking and carbon neutrality goals. As an important lever of the green finance system, whether green funds play a governance role in promoting enterprises to achieve green transformation is an important issue for achieving high-quality economic and social development. Using Chinese A-share listed companies from 2012 to 2022 as research samples, this study identifies green funds through the scenario of public funds signing the United Nations Principles for Responsible Investment (PRI). Based on information asymmetry theory and shareholder activism theory, this study empirically tests the impact of green fund investment on corporate green transformation from the complementary perspectives of guidance effect and supervision effect. The study finds that green fund investment can significantly improve the green transformation level of invested enterprises. The test results of the mechanism of the effect show that green funds can not only reduce the degree of information asymmetry, guide the flow of funds to enterprises to reduce financing costs, but also actively play the role in shareholder activism to supervise enterprises to strengthen green supply chain management and enhance green innovation capabilities to achieve green transformation. Heterogeneity analysis shows that enterprises with low internal control quality, non heavy polluting industries, and high levels of regional financial development have a more significant promoting effect of green fund investment on their green transformation. Economic consequence analysis shows that green transformation of enterprises can significantly reduce pollution emission levels and generate greater emission reduction effects with the participation of green funds. Regional effect analysis shows that enterprises in the region that have received green fund investment are on the resource endowment side, which will have a “crowding-out effect” on the green transformation of enterprises that have not received green fund investment. The research has enriched the relevant literature on the governance effects of green funds, providing useful policy insights for exploring new paths for corporate green development, strengthening the participation of the fund industry in green investment, and promoting sustainable economic development.

Key Words: green fund; green transformation; debt financing cost; equity financing cost; green supply chain management; green innovation; pollution emissions