DOI:10.19511/j.cnki.jee.2026.03.010

ESG公募基金的绿色治理效应：影响机制与经验证据*

于宪荣　胡　洁　韩一鸣

摘要：在“双碳”目标、绿色金融等政策的引领下，我国ESG基金规模稳步增长，ESG基金已成为驱动企业参与绿色治理的重要力量。本文以2012—2022年中国沪深A股上市公司为样本，基于公募基金公司签署联合国负责任投资原则这一事件，构建多时点双重差分模型，研究了ESG公募基金对企业绿色治理绩效的影响。研究表明，ESG公募基金能够显著提高企业绿色治理绩效，这一作用在非国有企业、代理成本较低的企业和环境规制较弱的地区中更为明显；机制分析表明，ESG公募基金通过资源效应和监督效应，即提供资金与技术指导、借助“用手投票”“用脚投票”，促进企业绿色治理；此外，ESG公募基金在驱动企业绿色治理的同时，也提升了企业市场价值，并为投资者带来了更高收益。本文的研究表明，加强ESG基金投资顶层设计、引导投资者践行ESG理念，对促进企业绿色低碳转型具有重要意义。

关键词：ESG公募基金；绿色治理；资源效应；监督效应

一、引言

ESG公募基金是指将可能影响到企业可持续性经营的环境、社会和治理问题等非财务因素，融入投资决策、组合构建和风险管理全过程的公开募集基金，要求投资者不仅追求财务回报，还要追求社会回报。近年来，我国监管部门持续强化对ESG基金的政策引导：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）》，鼓励基金管理人采用系统的ESG投资方法；2022年4月，中国证监会发布《上市公司投资者关系管理工作指引》，明确将ESG信息作为投资者与上市公司沟通的重要内容；2024年4月，沪深北三个交易所正式发布《上市公

*于宪荣，济南社会科学院，邮政编码：250099，电子邮箱：yuxr@ucass.edu.cn；胡洁，中国社会科学院数量经济与技术经济研究所，邮政编码：100732，电子邮箱：hujie@cass.org.cn；韩一鸣，南开大学经济学院，邮政编码：300071，电子邮箱：hanym9764@163.com。

本文系中国社会科学院国情调研重大项目“新形势下科技型中小民营企业投融资状况调研”（2024GZD007）的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵修改建议。文责自负。

司可持续发展报告指引》，标志着A股首个ESG披露标准正式落地；2025年1月，三所再次联合发布《上市公司可持续发展报告编制指南》，进一步为企业提供了具体操作指引与范例。在这一系列政策的支持下，我国资本市场的ESG基金规模高速增长。根据《中国责任投资年度报告2025》，截至2025年第三季度，我国ESG公募证券基金规模达5344.57亿元，ESG私募股权基金规模约为6128亿元。

长期以来，我国主要依靠“自上而下”的环境规制推进环境治理。这类政策在降低企业污染的同时，也对其绿色治理行为产生了复杂的非预期影响。例如，为迎合政府绿色政策导向，企业在获得环保补助后只进行末端污染治理，挤占绿色创新资源，难以提升长期绿色竞争力（李青原、肖泽华，2020）；严格的环境规制所增加的生产成本也可能被有能力的企业转嫁给消费者，导致社会福利受损（邓忠奇等，2022）。相比之下，市场驱动型环境治理机制引导市场投资主体积极参与企业绿色治理，利用绿色激励、监督治理等，形成市场激励约束机制，推动企业转向绿色生产经营模式，提高企业绿色治理绩效（张云等，2024）。ESG公募基金长期持有具有绿色发展潜力企业的股份，通过积极开展股东参与和尽职管理，充分发挥自身在企业内部的影响力，支持企业采纳符合ESG标准的经营策略，并严格监督企业的绿色生产过程，防范企业“漂绿”行为，进而推动资本市场驱动型环境治理机制的形成。因此，探讨ESG公募基金能否对企业绿色治理绩效产生实际影响，并分析其中的作用机制，是评估ESG基金社会影响的主要内容，也是考察市场驱动型环境治理机制作用效果的重要途径。

从已有文献分布来看，国内学者的研究主要聚焦于企业的ESG表现，相比之下，关于ESG基金的研究则显得较为匮乏，且多数研究以欧美等发达国家的ESG基金市场为研究对象，探讨了ESG投资决策对经济社会发展产生的影响，对于中国这一新兴市场的研究相对较少。在“双碳”目标、绿色金融等政策的引领下，我国ESG基金规模稳步增长，与发达国家尤其是美国出现的反ESG浪潮形成鲜明对比。2023年7月，中国气候联合参与平台（China Climate Engagement Initiative，CCEI）成立，该平台是国内首个由机构投资者共同发起，推动机构投资者与标的企业主动沟通，并引导企业绿色转型，以推动国内企业绿色低碳高质量发展的投资者合作机制。截至2026年9月9日，平台已有33家大型机构投资者加入，其所代表的资产规模已超过79万亿人民币①。因此，基于中国ESG基金市场的研究可能会得出不一样的结论。蔡贵龙和张亚楠（2023）的研究发现，中国公募基金公司在签署联合国负责任投资原则（Principles for Responsible Investment，PRI）后，表现出更高的绿色投资水平，基金ESG投资承诺在引导社会资金绿色流向方面发挥了积极作用。这一文献为本文的研究提供了思路。本文将公募基金公司签署PRI后新成立的基金视为ESG公募基金，基于企业被ESG公募基金持股的外生冲击，构建双重差分模型，对ESG公募基金与企业绿色治理绩效之间的关系开展理论分析

①数据来源于中国气候联合参与平台官方网站，https://ccei.info/home。

与实证检验。

本文可能的贡献在于：第一，从ESG公募基金视角拓展了绿色金融驱动企业绿色转型的研究边界。现有文献多围绕绿色信贷、绿色债券等传统绿色金融工具展开探讨（王馨、王营，2021；王营、冯佳浩，2022），对绿色基金、ESG基金等市场化投资方式的关注相对不足。本文指出，ESG公募基金作为绿色投资的重要形式，具有持股时间长、风险承受能力较强等特点，与企业绿色治理的资金需求特征高度契合，有望成为推动企业绿色转型的关键力量。通过考察ESG公募基金对企业绿色治理绩效的积极影响，本文为推动ESG基金发展、构建多元化的绿色金融体系提供了经验证据。第二，揭示了ESG公募基金影响企业绿色治理的作用机制，丰富了ESG基金投资经济后果的相关研究。ESG基金投资者偏好投资ESG表现优异的企业，通过资本配置为绿色企业提供资金激励，倒逼“棕色企业”转型升级。同时，ESG公募基金还具有监督和治理作用，能够借助“用手投票”与“用脚投票”等方式，发挥股东积极主义作用，提升企业绿色治理绩效。第三，本文基于企业被ESG公募基金持股的外生冲击，利用双重差分模型检验了ESG公募基金对企业绿色治理绩效的影响，并进一步探讨了其带来的经济后果。研究发现，ESG公募基金的长期持股不仅驱动企业改善绿色治理，还有助于提升企业的市场价值，这一发现为鼓励和引导ESG基金发展提供了理论和实证支撑。因此，本文以ESG公募基金作为研究对象，丰富和拓展了绿色金融促进企业绿色治理的相关研究，对于贯彻落实ESG基金投资理念、促进经济绿色可持续发展具有重要的政策启示。

二、文献综述

（一）ESG相关研究

从现有文献分布来看，已有研究多集中于企业ESG表现，主要围绕两个方面展开。一是企业ESG表现的驱动因素，包括企业数字化转型程度（胡洁等，2023a）、地区数字普惠金融发展水平（李井林等，2025）与共同机构持股情况等（雷雷等，2023）。二是企业ESG表现的经济效应。研究表明，企业提高ESG表现能够增加信息透明度，积累更多道德资本，有助于获得利益相关者的信任和支持，降低企业的融资成本（邱牧远、殷红，2019）、提高企业创新能力（方先明、胡丁，2023）、促进企业绿色转型（胡洁等，2023b）与推动海外投资和出口（谢红军、吕雪，2022）等。

相比之下，关于ESG基金的研究则较为匮乏，且多数研究以欧美等发达国家的ESG投资市场为研究对象。例如，Berk和Van Binsbergen（2025）研究指出，富时社会责任指数（FTSE4 Good Index）被众多市场参与者用于评估企业或产品的社会责任表现，当企业被排除在该指数之外时，其资本成本没有太大的变化，这意味着ESG撤资策略对目标公司的影响不大。Azar等（2021）研究了贝莱德、先锋领航和道富三大全球投资管理巨头在企业碳减排中发挥的作用，发

现三大机构主要通过治理参与方式，对高碳排放、高股权占比的大型企业实施重点减排干预，揭示了机构投资者通过战略持股与治理参与实现环境治理目标的有效路径。值得注意的是，ESG基金的发展深受国家制度因素的影响，基于发达国家样本得到的研究结论在中国情境下可能并不适用。蔡贵龙和张亚楠（2023）的研究发现，中国公募基金在签署PRI后，显著提升了绿色投资水平，关于绿色创新型公司的股票投资金额增长了约440.3亿元；而基于美国ESG基金市场的研究得到了相反的结论，Brandon等（2022）发现签署PRI的美国机构投资者并未取得更高的ESG投资组合得分，如果机构投资者表现不佳、面向零售客户或者加入PRI较晚，其投资组合的ESG得分会更低。因此，立足于中国制度背景，深入开展ESG基金研究具有重要的现实意义。

（二）企业绿色治理相关研究

关于企业绿色治理，李维安等（2019）指出绿色治理本质上是一种以实现绿色发展为目标的“公共事务性活动”，推进绿色治理并不意味着以牺牲经济发展为代价，而是在考虑环境承载力的基础上，通过多方治理主体的参与，以创新技术、方法和模式，帮助企业实现经济和环保双重效益。已有文献对如何推进企业绿色治理进行了深入研究，总体来看，可将其归结为环境规制、绿色金融与机构投资者治理三个方面。首先，从环境规制角度来看，政策压力在推动企业开展绿色治理的过程中存在一定局限性。鄢哲明等（2025）指出环境保护税具有“成本遵循效应”，可能抑制企业进行绿色创新。李维安等（2025）指出环境规制将促使企业将有限资源优先集中于环境责任履行，这可能挤占企业在社会责任与治理责任方面的投入，进而引发绿色治理过程中“顾此失彼”的机会主义行为。其次，资金在企业绿色治理过程中发挥着重要作用，一些文献从绿色金融角度进行了研究。郝向举等（2024）研究表明，相较于非重污染企业，绿色金融改革创新试验区的设立会加重重污染企业的融资约束，缓解资本错配，通过差异化激励与抑制机制，对两类企业的绿色转型产生影响。斯丽娟和曹昊煜（2022）以2012年原银监会推出的《绿色信贷指引》为切入点，研究了绿色信贷政策对企业环境社会责任的影响，发现该政策驱动了企业污染治理方式的绿色转型。此外，机构投资者作为公司治理的重要外部力量，也在企业绿色治理中发挥着积极作用。已有研究指出，机构投资者的积极行动有助于驱动企业绿色治理（张云等，2024）、改善企业的环境和社会绩效（Dyck et al.，2019），并增加企业的社会责任活动（Chen et al.，2020）等。

通过以上梳理可以发现，已有文献围绕如何推进企业绿色治理做了有益探索，但鲜有文献从ESG基金的视角进行研究。近年来，ESG投资理念快速兴起，越来越多投资机构自发加入PRI或CCEI等绿色投资组织。这种由市场驱动的治理机制效果如何？能否促进企业绿色低碳转型？ESG基金对企业的绿色治理效应及其内在作用机制值得进一步研究。因此，本文将从市场驱动型环境治理机制视角，深入分析ESG基金推动企业绿色治理的影响机制，并基于中国公募基金公司签署PRI的研究场景，构建双重差分模型，对ESG公募基金与企业绿色治理绩效之间的关系进行实证分析。

三、制度背景与研究假说

（一）制度背景

从历史脉络来看，ESG理念的起源可追溯至中世纪时期宗教团体的道德投资原则。彼时，受宗教价值观的深刻影响，奴隶贸易、军火交易、烟草及赌博等相关行业的股票，均被视为违背道德的投资对象，被排除在道德投资范畴之外。而真正具有现代意义的社会责任投资诞生于20世纪60年代。伴随着种族平等与人权意识觉醒，投资者开始关注标的公司的员工福利、商业道德和社会治理等，避免投资与自身价值观相悖的行业。直至2005年，联合国发布研究报告《谁在乎谁赢》（Who Cares Wins），正式提出了ESG这一概念。该报告认为ESG因素在长期投资方面发挥着越来越重要的作用，提出将ESG因素引入金融分析、资产管理与证券交易中。2006年，联合国负责任投资原则（PRI）推出，该原则于同年4月在纽约证券交易所发布，为将ESG因素纳入投资实践提供了可行性指南。然而ESG投资在当时并未引起广泛重视，伴随着气候风险、生态环境破坏等问题日益严峻，与ESG因素相关的长期风险开始影响资本市场定价，越来越多的投资者意识到ESG对于投资回报和风险管理的重要性，从过去仅仅关注企业创造的商业价值，转向重视企业生产经营行为对环境和社会造成的综合影响。相应地，ESG投资也进入了快速增长阶段。全球签署PRI的机构数量在2018年后开始快速增加，在2022年超过了5000家。其中，中国是签署机构数量增长比较快的国家，从2012年仅有2家资管机构签署PRI，到2019年增长到33家，2025年末已达135家。这一显著增长不仅反映了ESG投资理念在中国日益受到重视与认可，也彰显了国内投资者对可持续投资实践的积极跟进。

（二）研究假说

外部环境和政策因素使得识别投资组合中的ESG风险愈发重要。一方面，伴随着我国环境规制不断加强、民众环保意识不断提升，投资机构面临的环境合法性压力日益增大（Chen et al.，2020）。另一方面，环境问题的曝光导致投资者损失持续扩大，股市对企业环保处罚的反应也从早期的不为所动转变为应声下跌（唐松等，2019）。因此，机构投资者践行ESG投资理念既是一种风险管理手段，也符合自身绿色转型需求。早期的ESG公募基金主要采用正面与负面筛选的投资策略，即要求投资者关注投资组合的ESG表现，优先选择ESG表现优秀的企业，同时避免投资ESG表现低于行业平均水平的企业。这种策略不仅为绿色企业提供了更多资金支持，也倒逼“棕色企业”加强绿色治理，从而提升其绿色治理绩效。然而，根据金融学中的分散投资理念，这种筛选性质的投资策略可能无法为投资者带来超额收益，因为被排除在投资组合以外的一些行业，如烟草、武器等，多数是暴利行业，投资这些行业通常能够获得更高的收益（Hong & Kacperczyk，2009）。随着ESG理念日益普及，ESG公募基金的投资策略也趋于多元化。为提升投资收益，投资者开始采用股东参与和尽职管理策略，即专门挑选那

些ESG表现尚不突出但具有潜力的投资标的，进行长期持有并积极干预。他们通过与管理层沟通、提出股东议案及代理投票等方式，引导和监督企业将绿色可持续发展理念融入生产经营全过程，从而提高企业的绿色治理绩效与市场价值。该模式在创造积极社会影响力的同时，也可为投资者带来超额回报。基于此，本文将从资源效应和监督效应两个视角，探讨ESG公募基金影响企业绿色治理绩效的作用机制（如图1所示）。

第一，从资源效应视角来看，根据资源依赖理论，践行ESG投资理念的多为养老基金、对冲基金以及保险公司等机构投资者。这类投资者通常具备专业的投资背景，相较于散户投资者更为成熟，能够为企业提供资金支持和技术指导，从而激励企业提高绿色治理绩效。首先，从资金角度分析，企业绿色治理存在较强的正外部性，短期内难以创造经济效益，导致企业缺乏内在动力（胡洁等，2023b）。ESG基金投资者具有强烈的绿色偏好，不仅关注投资的财务回报，还注重社会回报。对于这类投资者而言，投资ESG表现优异的资产能够带来社会认可、情感满足等非货币效用，因此他们对ESG表现好的资产要求更低的报酬率（Pástor et al.，2021）。从融资者角度来看，这意味着绿色企业能够以更低的成本获取融资（Cornell，2021），从而增强其绿色治理的意愿。此外，ESG基金投资者更关注企业的长期发展潜力，与资本市场的其他投资者相比，其投资周期更长、风险承受能力更高，与企业绿色治理的资金需求特征也更为匹配，并且公募基金的加入在一定程度上向外界释放了企业绿色环保的信号，形成“背书效应”，吸引更多的投资者加入企业，从而缓解企业绿色治理的资金缺口。其次，从技术角度分析，许多企业因信息不对称和技术手段落后而面临绿色治理成本过高、绿色治理效率低下等问题。ESG基金投资者具有专业的知识背景和分析能力，能够通过实地调研等方式获取行业前沿信息和先进技术，帮助企业制定绿色可持续发展目标，引入绿色管理经验和生产技术，从而为企业绿色治理提供技术指导。随着资本市场的不断发展，ESG公募基金同时持股供应链上多家企业的现象日益普遍。这类基金能够充当桥梁，促进上下游企业之间的密切交流与合作（雷雷等，2023），从而提高企业绿色治理效率。

第二，从监督效应视角来看，ESG公募基金具有积极监督企业绿色治理的动机，能够发挥股东积极主义作用，提升企业绿色治理绩效。一般而言，企业管理者受绩效、股价和舆论等因素影响，更倾向于关注企业当前业绩，长期环境投资意愿较低。随着政府环境规制不断加强，管理者和股东在最小化环境惩罚方面又产生了绿色代理成本（王馨、王营，2021）。一方面，管理者为建立个人声誉，可能通过慈善捐款、增加绿化活动等来提升企业ESG表现，然而这无法为股东创造价值（Fernando et al.，2017）；另一方面，管理者在环境治理支出方面有着较大的自主性和操作空间，为了从中获取私有收益，可能通过低成本、低效率的“漂绿”行为掩盖环保问题，导致企业在已经承担高昂环保费用的情况下仍未有实质性环保表现，这也将损害其他股东的利益（张云等，2024）。ESG公募基金的监督效应主要体现在以下三个方面：第一，ESG公募基金能够推动企业提高信息披露水平。签署PRI的基金公司需践行负责任投资六项原则，

其中包括要求被投企业加强ESG信息披露。这有助于降低企业与外部利益相关者之间的信息不对称，吸引新闻媒体的关注，并引起监管部门的重视，提高企业“漂绿”行为被曝光的概率，增加管理者通过不当行为获取私利的成本，进而约束和改进企业行为（赵阳等，2019）。第二，当基金投资者发现企业行为与其投资目标不符时，能够利用自身在企业内部的影响力，通过征集委托投票权、提交股东提案等“用手投票”的方式，影响企业管理层决策，从而避免不利行为的发生（姜广省等，2021）。由于企业积极履行环境社会责任能够提高企业的财务绩效，为投资者带来更高的超额回报（Flammer，2015），因此基金投资者的提案更容易获得其他利益相关者的支持，增加企业参与绿色治理的可能性。第三，如果企业管理者为了获取私利，忽视基金投资者的建议，进行非绿色的投资活动，ESG公募基金还可以采取“用脚投票”的方式影响其决策。良好的环境绩效已成为企业声誉的重要组成部分（Zolotoy et al.，2019），而公募基金卖掉企业股票，向市场传递了企业绿色治理不佳的信号，将严重损害企业的声誉。由于投资者具有羊群效应，公募基金的退出可能会引起其他投资者跟风卖出该企业股票，带来企业股价下跌的风险（吴晓晖等，2019）。为避免企业声誉受损带来的负面风险，管理层有动机迎合ESG公募基金的需求，进而达到企业绿色治理的效果。

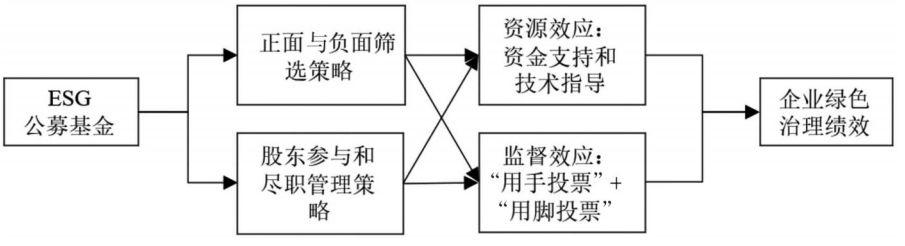


图1　ESG公募基金影响企业绿色治理绩效的作用机制

基于上述分析，本文提出如下研究假说：

H1：ESG公募基金能够提高企业绿色治理绩效。

H2a：ESG公募基金能够通过资源效应提高企业绿色治理绩效。

H2b：ESG公募基金能够通过监督效应提高企业绿色治理绩效。

四、研究设计

（一）模型设定

本文基于公募基金公司签署PRI事件，构建双重差分模型，检验ESG公募基金对企业绿色治理绩效的影响效应。具体的回归模型如下：

$$GGP_{i,t+1}=\alpha+\beta ESG_{i,t}+\gamma Control_{i,t}+u_i+\eta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $GGP_{i,t+1}$ 表示企业 i 第 $t+1$ 年的绿色治理绩效，核心解释变量 $ESG_{i,t}$ 表示企业 i 第 t 年被ESG公募基金持股情况，如果企业当年被ESG公募基金持股，则为处理组（$ESG=1$），否则为控制组（$ESG=0$）。$Control_{i,t}$ 为企业层面的一系列控制变量，u_i 为企业固定效应，η_t 为年份固定效应，$\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。为了缓解同时性偏差，模型被解释变量均采用提前一期处理，回归过程中均使用企业层面的聚类标准误。系数 β 反映了ESG公募基金对企业绿色治理绩效影响的净效应。

（二）变量定义

1.被解释变量：企业绿色治理绩效（GGP）

关于企业绿色治理评价，李维安等（2019）从企业治理架构、治理机制、治理效能和治理责任四个维度，选取了100余项指标，对上市公司绿色治理状况进行了全面系统的评价，然而，由于多数指标来源于企业披露的社会责任报告，该评价体系无法适用于全部上市公司。本文借鉴姜广省等（2021）、张云等（2024）的研究思路，使用Janis-Fadner系数计算，公式如下：

$$GGP=\begin{cases}\left(p^2-p\times|q|\right)/r^2, & \text{如果}\ p>|q| \\ \left(p\times|q|-p^2\right)/r^2, & \text{如果}\ p<|q| \\ 0, & \text{如果}\ p=|q|\end{cases} \tag{2}$$

其中，p 为企业绿色治理正面累计得分，q 为企业绿色治理负面累计得分，$r=p+|q|$。具体的评分标准如表1所示。GGP 的取值范围为[-1,1]，取值越大，表明企业绿色治理绩效越好。

表1　　企业绿色治理绩效评分标准

正面评分标准	是否通过ISO 14000系列标准认证 是否获得环境保护方面的荣誉或奖励 是否采取绿色办公政策或者措施 是否运用对环境有益的创新产品、设备或技术 是否采取减少废气、废水、废渣及温室气体排放的政策、措施或技术	是为1 否为0
负面评分标准	是否是重点污染监控单位 是否污染物排放未达标 是否存在环境行政处罚事件 是否存在环境信访事件 是否存在突发环境事故 是否未执行“三同时”制度	是为-1 否为0

2.核心解释变量：ESG公募基金（ESG）

本文从ESG公募基金角度展开研究，主要原因如下：第一，尽管ESG公募基金的市场规模尚不及绿色信贷与绿色债券，但已成为个人投资者接触最为频繁的ESG投资工具，且越来越多的个人投资者倾向于将资金投向ESG公募基金。第二，从数据获取的便捷性来看，公募基

金的投资与持股情况具有较高的透明度。CSMAR数据库提供了详尽的企业基金持股信息，这为开展实证研究提供了坚实的基础。关于ESG公募基金的定义，一般而言，如果一个基金产品在设立时以推动ESG相关事项为目标，或在投资流程中有ESG因素的考量，抑或投资标的公司长期保持较高的ESG评级，均可将该基金产品定义为ESG基金[①]。一些研究基于基金主体信息表，将投资目标和投资范围中包含“环保”“生态”“绿色”等关键字的基金定义为绿色基金（姜广省等，2021），此类基于词典法测度的方式，存在词典关键字定义不完备、受研究者主观标准影响较大等识别不准确的问题（金星晔等，2024）。本文参考蔡贵龙和张亚楠（2023）的研究，基于公募基金公司签署PRI事件，构建ESG公募基金数据。具体而言，从PRI官网获取基金公司签署PRI的数据，由于签署PRI代表基金公司做出ESG投资承诺，遵守负责任投资原则，将ESG理念纳入投资分析和决策过程，并且必须每年向PRI报告投资落实情况，因此将基金公司签署PRI之后成立的基金视为ESG公募基金。如果企业当年存在ESG公募基金持股，则视为处理组，ESG取值为1，否则为对照组，ESG取值为0[②]。

3. 控制变量

本文控制了影响企业绿色治理的重要变量，包括企业规模（*Size*）、资产负债率（*Lev*）、资产收益率（*ROA*）、企业成立年数（*FirmAge*）、现金持有（*Cash*）、营业收入增长率（*Growth*）、董事会规模（*Board*）、独立董事比例（*Inde*）、两职合一（*Dual*）。此外，本文还控制了基金持股比例（*FSR*），以便更干净地刻画出ESG公募基金对企业绿色治理绩效的影响效应。具体变量定义见表2。

表2　　主要变量及定义

类型	名称	符号	定义
被解释变量	企业绿色治理绩效	*GGP*	使用Janis-Fadner系数计算
核心解释变量	ESG公募基金	*ESG*	企业是否被ESG公募基金持股的0-1变量
控制变量	企业规模	*Size*	ln（企业总资产）
	资产负债率	*Lev*	企业负债总计/企业总资产
	资产收益率	*ROA*	企业净利润/企业总资产
	企业成立年数	*FirmAge*	ln（当年-企业上市年份+1）
	现金持有	*Cash*	企业货币资金/企业总资产
	营业收入增长率	*Growth*	（当期营业收入-上期营业收入）/上期营业收入
	董事会规模	*Board*	董事会人数
	独立董事比例	*Inde*	独立董事人数/董事会人数
	两职合一	*Dual*	若总经理和董事长两职合一，取值为1，否则为0
	基金持股比例	*FSR*	基金持股占上市公司总股份比例

①资料来源于《ESG基金，资管行业下一个重要阵地》，https://wallstreetcn.com/articles/3699341。

②鉴于ESG公募基金发挥企业绿色治理效应，提升企业绿色治理绩效是一个长期过程，本文仅将被ESG公募基金持股两年及以上的企业视为处理组。针对部分企业在特定年份（如2017年和2019年）被ESG公募基金持股而中间年份（如2018年）未被持股的情况，本文仍将其纳入处理组。这种处理方式旨在避免企业因在ESG公募基金持股状态上的短期波动而在处理组和对照组之间频繁切换，从而确保回归结果的稳定性和可靠性。

（三）样本选择与数据来源

考虑到我国首家公募基金公司签署PRI的时间为2017年，本文以2012—2022年我国沪深A股上市公司为初始样本。样本的筛选过程如下：（1）剔除金融类上市公司；（2）剔除被ST、*ST和PT的上市公司；（3）剔除上市不满一年的公司；（4）剔除数据严重缺失和明显异常的上市公司，最终得到27508个公司–年度样本观测值。在此基础上，对连续变量进行1%缩尾处理，以消除极端值的影响。在数据来源方面，基金公司签署PRI的数据来源于PRI官网，企业绿色治理绩效数据来自CNRDS和CSMAR数据库，企业其他数据和基金持股数据均来源于CSMAR数据库。

五、实证结果分析

（一）变量描述性统计

表3报告了回归模型主要变量的描述性统计结果。企业绿色治理绩效（*GGP*）的均值为–0.4520，标准差为0.6228，说明样本企业绿色治理绩效普遍较低，且存在较大差异，有待进一步提升。从ESG公募基金的情况来看，*ESG*的均值为0.3742，标准差为0.4839，表明在样本期内约37%的企业存在ESG公募基金投资者。其余变量取值均处于合理区间。

表3　　主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
GGP	27508	–0.4520	0.6228	–1.0000	1.0000
ESG	27508	0.3742	0.4839	0.0000	1.0000
Size	27508	22.3539	1.2912	19.6326	26.3017
Lev	27508	0.4270	0.2019	0.0560	0.9495
ROA	27508	0.0365	0.0650	–0.3066	0.2009
FirmAge	27508	2.9401	0.3209	1.0986	4.1744
Cash	27508	0.0497	0.0679	–0.1756	0.2456
Growth	27508	0.3675	0.9807	–0.7398	7.4013
Board	27508	10.1819	2.5889	5.0000	18.0000
Inde	27508	0.3758	0.0533	0.3333	0.5714
Dual	27508	0.2814	0.4497	0.0000	1.0000
FSR	27508	6.4375	9.1777	0.0008	51.3064

（二）基准回归结果

表4报告了ESG公募基金与企业绿色治理绩效关系的检验结果。其中，列（1）仅控制了企业和年份固定效应，列（2）进一步加入了企业层面的控制变量，可以看出，核心解释变量*ESG*的回归系数均为正，且至少在5%的水平下显著，表明ESG公募基金能够显著提高企业绿色治理绩效，研究假说H1成立。

表4　　基准回归结果

	(1)	(2)
ESG	0.0454***	0.0231**
	(0.0109)	(0.0108)
Size		0.0983***
		(0.0225)
Lev		−0.1004
		(0.0786)
ROA		−0.1798*
		(0.0966)
FirmAge		0.5521**
		(0.2359)
Cash		−0.0140
		(0.0875)
Growth		−0.0081
		(0.0058)
Board		0.0005
		(0.0024)
Inde		−0.0277
		(0.1851)
Dual		−0.0041
		(0.0206)
FSR		0.0006
		(0.0009)
常数项	−0.4389***	−2.7203***
	(0.0041)	(0.3356)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	27508	27508
调整的R^2	0.6124	0.6156

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号中为稳健标准误，下表同。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势检验

在上文双重差分模型的设计中，2016年及之前的样本公司均为对照组，2017年及以后被ESG公募基金持股的样本公司为处理组，没有被ESG公募基金持股的样本公司为对照组，因此这是一个渐进式的准自然实验。参考孙传旺和占妍泓（2023）的研究，采用事件研究法进行平行趋势检验，回归模型如下：

$$GGP_{i,t+1}=\alpha+\beta\sum_{\gamma=-4,\gamma\neq-1}^{\gamma=3}\theta_1^{\gamma}ESG_{it}^{\gamma}+\theta_2X_{it}+u_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，ESG_{it}^{γ}为虚拟变量的集合，γ为企业被ESG公募基金持股的相对时期，$\gamma<0$表示企业i被ESG公募基金持股前的第γ年，$\gamma=0$表示企业i被ESG公募基金持股的年份，$\gamma>0$表示企业i被ESG公募基金持股后的第γ年，选择企业被ESG公募基金持股的前一年（$\gamma=-1$）作为

基期，其余变量与模型（1）相同[①]。回归系数 θ_i^{γ} 反映了企业被ESG公募基金持股前后绿色治理绩效的差异。

表5报告了事件研究法的回归结果，图2是对应的平行趋势检验图。从回归结果可以看出，企业被ESG公募基金持股前，*ESG* 的系数均不显著，也没有通过联合显著性检验，这表明处理组与对照组企业的绿色治理绩效变化趋势是一致的，符合双重差分模型要求的平行趋势假设。企业被ESG公募基金持股后的当期、第一期和第二期，*ESG* 的系数均至少在5%的水平下显著为正，且通过了联合显著性检验，表明ESG公募基金对企业绿色治理绩效具有显著促进作用。

表5　　事件研究法回归结果

企业被ESG公募基金持股前	回归系数	企业被ESG公募基金持股后	回归系数
θ_1^{-4}	−0.0064 （0.0145）	θ_1^{0}	0.0282** （0.0127）
θ_1^{-3}	−0.0172 （0.0150）	θ_1^{1}	0.0604*** （0.0147）
θ_1^{-2}	−0.0173 （0.0139）	θ_1^{2}	0.0731*** （0.0167）
		θ_1^{3}	0.0590*** （0.0174）
$\theta_1^{-4}\sim\theta_1^{-2}$ 的联合显著性	0.5198	$\theta_1^{0}\sim\theta_1^{3}$ 的联合显著性	0.0000
控制变量	是		
企业固定效应	是		
年份固定效应	是		
观测值	27508		
调整的R^2	0.6223		

注：联合显著性检验报告了统计量所对应的P值。

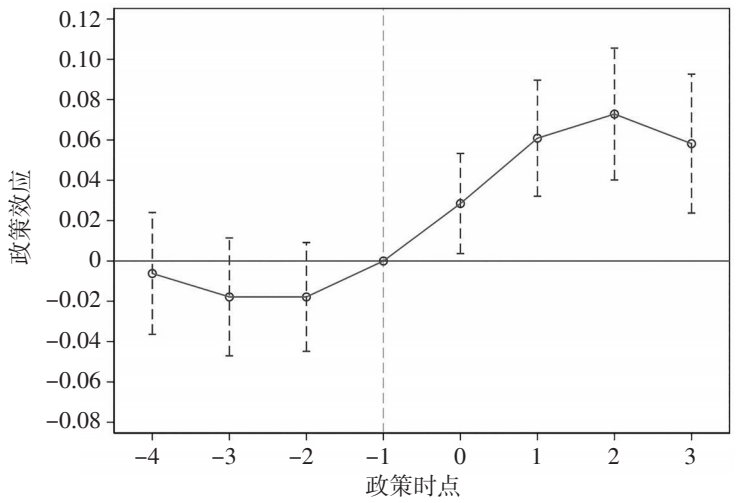


图2　平行趋势检验图

① 由于两端样本量较少，可能导致回归结果不准确，因此本文将持股前第四年及以前的样本归并至前第四年，将持股后第三年及以后的样本归并至后第三年。

2.安慰剂检验

为了避免上述回归结果由时间趋势或其他随机因素影响所致，本文进行了安慰剂检验。通过随机赋值构造伪ESG公募基金指标，代入基准回归模型进行检验，将这一过程重复1000次，得到图3所示的检验结果。可以看出，随机样本回归系数呈现以0为中心的对称分布，与表4列(2) *ESG* 的回归系数0.0231差异明显，且绝大多数回归系数P值大于0.1，表明不存在显著相关关系。因此，安慰剂检验结果表明，ESG公募基金的绿色治理效应并非由其他随机因素所致，前文结论可靠。

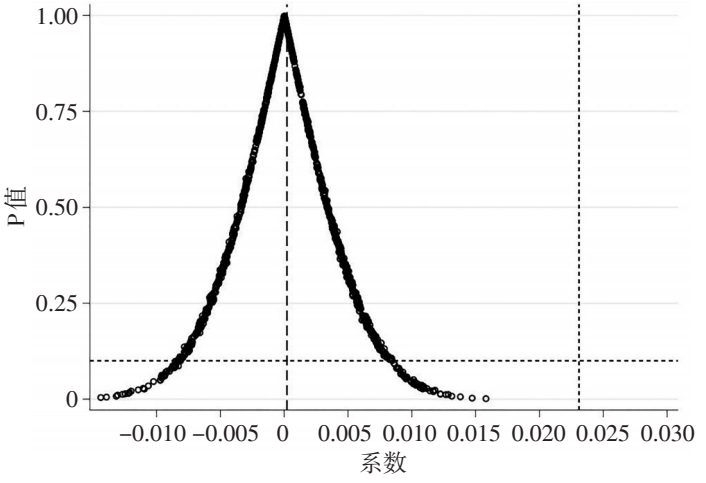


图3　随机构造ESG指标安慰剂检验结果

3.异质性处理效应检验

多时点双重差分模型可能存在异质性处理效应，即由于不同个体接受处理后的时长或者接受处理的时点不同，处理效果存在差异。在此情况下，传统双向固定效应模型可能出现估计偏误。其原因在于，多时点双重差分模型实质上是多个标准2×2双重差分模型估计值的简单加权平均，其权重会因为样本受到外生冲击的先后顺序而产生处理效应的异质性，并可能产生负权重的问题。若负权重比例过高，将影响估计结果的准确性。为此，本文参考De Chaisemartin和D'Haultfœuille(2020)的研究，进行负权重检验。结果显示，本文使用的多时点双重差分模型正权重为1.0621，负权重为−0.0621，负权重占比较低，表明负权重问题不会对本文的估计结果造成严重影响。

4.《绿色投资指引(试行)》的冲击检验

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)》，旨在"推动基金行业发展绿色投资，改善投资活动的环境绩效，促进绿色、可持续的经济增长"。该指引鼓励有条件的基金管理人采用系统的ESG投资方法，充分发挥负责任投资的示范作用，建立符合ESG投资规范的长效机制等。参考钱雪松和石鑫(2024)的变量构建思路，从企业角度，基金

持股比例越高的企业受这一政策影响越大，因此，本文衡量企业受到这一政策冲击强度的处理变量是“《绿色投资指引（试行）》实施前企业被基金持股的比例”。根据2017年基金持股比例，将样本分为最低1/3、中间1/3和最高1/3三组，将最高1/3组定义为处理组，最低1/3组定义为对照组，构建如下回归模型：

$$GGP_{i,t+1}=\alpha+\beta Treat_i\times Post_t+\gamma Control_{i,t}+u_i+\eta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，*Treat* 为分组变量，若企业 *i* 属于处理组，则 *Treat*=1，否则为0；*Post* 为《绿色投资指引（试行）》实施前后的虚拟变量，2018年及之前为0，2018年之后为1，其余变量与基准回归模型相同。回归系数 β 反映了这一政策冲击对企业绿色治理绩效的影响效应。表6报告了对应的回归结果。列（1）仅控制了企业和年份固定效应，列（2）加入了控制变量，列（3）进一步控制了行业固定效应，*Treat*×*Post* 的回归系数均显著为正，表明《绿色投资指引（试行）》的实施对企业绿色治理绩效具有显著促进作用。因此可以得出结论，促进ESG基金投资有利于企业绿色治理，前文的研究结论是稳健的。

表6　　《绿色投资指引（试行）》对企业绿色治理绩效的影响

	（1）	（2）	（3）
Treat×*Post*	0.0631***	0.0312**	0.0327**
	（0.0155）	（0.0156）	（0.0155）
控制变量	否	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	否	否	是
观测值	18234	18234	18234
调整的R^2	0.6122	0.6155	0.6175

5.剔除绿色金融改革创新试验区样本

2017年6月，中国人民银行等七部门在浙江、江西、广东、贵州、新疆五省（区）的八个城市（新区）开启了绿色金融改革创新试验；2019年11月，甘肃省兰州新区也加入了这一行列。绿色金融试点在促进企业绿色转型方面发挥了重要作用（刘锦华等，2024），为避免这一政策对回归结果造成干扰，本文剔除了办公地址位于绿色金融改革创新试验区的样本企业，重新进行了回归。表7的列（1）报告了相应的回归结果，*ESG* 的回归系数显著为正，表明ESG公募基金对企业绿色治理绩效的促进作用依旧成立。

6.替换关键变量衡量方式

为了尽可能减轻衡量指标经济含义模糊可能造成的影响，本文替换了ESG公募基金和企业绿色治理绩效的衡量方式，并进行回归检验。首先，关于ESG公募基金的度量，由中国责任投资论坛推出的《中国责任投资年度报告2023》，基于“ESG优选”“ESG剔除”等投资策略挑选

出了ESG公募基金产品[①]，与前文变量定义类似，本文根据这些ESG公募基金构建虚拟变量*ESG*2，进行回归检验，相应的回归结果见表7的列(2)，*ESG*2的回归系数显著为正。其次，本文使用企业绿色投资支出(*GIE*)数据替换前文使用的企业绿色治理绩效(*GGP*)指标。参考张琦等(2019)的做法，将企业"在建工程"科目中与环境保护直接相关的明细项加总，作为企业绿色投资支出的代理指标，再次进行回归检验。表7的列(3)报告了相应的回归结果，*ESG*的回归系数依旧显著为正，表明替换变量衡量方式后本文的研究结论仍然成立。

表7　　剔除绿色金融改革创新试验区样本与替换关键变量

变量	(1)	(2)	(3)
	GGP	*GGP*	*GIE*
ESG	0.0234**		0.0644*
	(0.0111)		(0.0338)
*ESG*2		0.0316***	
		(0.0082)	
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	25947	27508	21812
调整的R^2	0.6158	0.6158	0.6719

7.考虑行业与省份特征

一方面，机构投资者可能对不同行业有不同的资产配置偏好，一般而言，ESG公募基金更倾向于投资环保、节能、清洁能源等绿色产业相关的企业和项目；另一方面，不同省份地理位置、经济发展情况和交通便利程度不同，可能影响基金投资者与标的企业沟通以及参与标的企业绿色治理，因此行业和省份固有特征均可能导致基准回归结果的偏误。本文进一步控制了行业-年份和省份-年份交互固定效应，表8报告了相应的回归结果。可以看出，核心解释变量*ESG*的回归系数依旧显著为正，表明在考虑行业和省份特征后，ESG公募基金能够促进企业绿色治理的结论依旧成立。

表8　　加入行业与省份固定效应的回归结果

	(1)	(2)
ESG	0.0230**	0.0239**
	(0.0109)	(0.0109)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
行业×年份固定效应	是	否
省份×年份固定效应	否	是
观测值	27457	27506
调整的R^2	0.6205	0.6170

(四)异质性分析

1. 企业产权性质

国有企业不仅负有促进经济增长的责任，而且承担着保障就业、保护生态环境、维护国家

①完整名单见https://dataexplorer.syntaogf.com/china-sustainable-investment-review-2023。

安全等方面的社会责任,是推动可持续发展的重要力量。因此,国有企业可能比其他企业更愿意采纳ESG公募基金的建议,增加绿色投入,提高绿色治理绩效。然而,从国有企业内部视角出发,国家作为实际控制人,拥有对企业实施监督与控制的权力,且这种监督和控制往往带有显著的行政特征。在当前ESG公募基金在上市公司持股比例较低、力量相对薄弱的背景下,ESG公募基金难以与拥有绝对控制权的国有大股东相抗衡。因此,与非国有企业相比,ESG公募基金在国有企业中发挥的绿色治理作用可能较为有限。为检验上述两个方面的可能性,本文根据企业实际控制人属性,将样本企业分为国有企业和非国有企业,进行了分组回归。表9的列(1)和列(2)报告了对应的结果,可以看出,在国有企业分组中,*ESG*的回归系数不显著,但在非国有企业分组中,*ESG*的回归系数显著为正,而且组间系数差异检验结果显示,两个分组中的系数差异通过1%水平下的显著性检验。这一结果表明,与国有企业相比,ESG公募基金对非国有企业绿色治理绩效的促进作用更为明显。

2.企业代理成本

企业代理成本也可能对ESG公募基金的绿色治理作用产生影响。相比于公开投票等方式,与管理层私下沟通成本更低、更具便捷性和有效性,是机构投资者常用的治理方式(McCahery et al.,2016)。韩云(2017)的研究指出,在机构投资者持股比例较低的情况下,通过与管理层私下沟通影响其决策,获得管理层同意的概率与代理成本的高低密切相关,当代理成本较低时,机构投资者提议成功的概率较大,当代理成本较高时,机构投资者将选择不介入公司治理。由此推测,ESG公募基金的绿色治理作用在代理成本较低的企业中更为显著。为验证这一推论,本文采用管理层费用率衡量企业代理成本,根据管理层费用率的中位数,进行了高代理成本企业和低代理成本企业的划分,对ESG公募基金与企业绿色治理绩效的关系进行了分组回归。表9的列(3)和列(4)报告了相应的回归结果,可以看出,*ESG*的回归系数在高代理成本企业中不显著,在低代理成本企业中显著为正,而且组间系数差异检验结果显示,两个分组中的系数差异通过5%水平下的显著性检验。因此可以得出结论,随着企业代理成本的提高,ESG公募基金对企业绿色治理绩效的促进作用将逐渐减弱。

3.地区环境规制强度

环境规制的影响主要体现为以下两个维度:第一,严格的环境规制提高了企业的污染治理成本,进而加剧了企业的资金压力,而ESG公募基金的加入不仅能够缓解企业融资约束,还能为企业绿色治理提供技术支持,从而提高企业绿色治理绩效;第二,ESG公募基金可视为来自资本市场的环境治理机制,在环境规制相对较弱的地区,投资者通过“用手投票”和“用脚投票”等方式参与企业绿色治理,对企业绿色治理绩效产生的边际效应可能更为显著。为检验环境规制的异质性影响,本节参考胡洁等(2023b)的做法,采用上市公司注册地址所属省份的工业污染治理投资完成额占第二产业的比重,衡量企业面临的环境规制强度,根据环境规制强度的中

位数进行了分组，分别检验ESG公募基金对企业绿色治理绩效的影响。表9的列(5)和列(6)报告了相应的回归结果，可以看出，*ESG* 的回归系数在环境规制较强的分组中不显著，在环境规制较弱的分组中显著为正，且组间系数差异检验结果显示，两个分组中的系数差异通过5%水平下的显著性检验。因此可以得出结论，ESG公募基金与正式环境规制互为补充，在正式环境规制较弱的地区能够发挥更大的监督治理作用，从而提高企业绿色治理绩效。

表9　　异质性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	代理成本高	代理成本低	环境规制强	环境规制弱
ESG	0.0023 (0.0200)	0.0359*** (0.0131)	0.0110 (0.0160)	0.0276* (0.0149)	0.0081 (0.0161)	0.0366** (0.0146)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	9713	17098	13397	13473	13651	13145
调整的R^2	0.6225	0.6027	0.6243	0.6303	0.6302	0.6463
组间系数差异检验	−0.0336***		−0.0166**		−0.0285**	

(五)机制检验

1.资源效应检验

本节主要从资金和技术两个层面检验ESG公募基金的资源效应。第一，在资金层面，鉴于ESG公募基金主要作用于企业的权益融资成本，因此重点检验ESG公募基金对企业权益融资成本的影响。关于企业权益融资成本(*EFC*)的测度，分别采用PEG模型和资本资产定价模型(CAPM)计算。CAPM模型从事后视角进行成本估算，与PEG模型的事前预测特性相辅相成，从而可以构成对企业权益融资成本全面而细致的评估。表10的列(1)和列(2)报告了ESG公募基金对企业权益融资成本的回归结果，*ESG* 的回归系数均显著为负，表明ESG公募基金降低了企业权益融资成本。列(3)进一步报告了权益融资成本与绿色治理绩效关系的回归结果，*EFC_PEG* 的回归系数也显著为负，表明降低企业权益融资成本有助于提高企业绿色治理绩效。

第二，在技术层面，绿色技术创新是企业开展绿色治理、实现绿色转型的重要驱动力。本文以企业绿色专利授权量衡量绿色技术创新(*GTI*)，即 *GTI* =ln(1+绿色专利授权量)，对ESG公募基金与企业绿色技术创新之间的关系进行检验。表10的列(4)报告了相应的回归结果，*ESG* 的回归系数显著为正，表明ESG公募基金能够促进企业绿色技术创新。列(5)进一步以绿色发明专利授权数量(*INVGTI*)为衡量变量进行了检验，*ESG* 的回归系数也显著为正，表明了回归结果的稳健性。列(6)进一步报告了企业绿色技术创新与绿色治理绩效关系的检验结果，

GTI 的回归系数显著为正,表明企业绿色技术创新与绿色治理绩效正相关,综合以上分析,研究假说H2a成立。

表10　　ESG公募基金的资源效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EFC_PEG	*EFC_CAPM*	*GGP*	*GTI*	*INVGTI*	*GGP*
ESG	−0.0050***	−0.0042***		0.1128***	0.0822***	
	(0.0012)	(0.0004)		(0.0155)	(0.0106)	
EFC_PEG			−0.2030*			
			(0.1155)			
GTI						0.0345***
						(0.0081)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	17052	27481	17514	27494	27494	27494
调整的R^2	0.4045	0.6092	0.6276	0.7159	0.6365	0.6361

2.监督效应检验

本文从实地调研和退出威胁两个角度检验ESG公募基金的监督效应。第一,基金投资者可以通过实地调研获取标的企业的真实信息,通过与管理层私下沟通、征集委托投票权以及提交股东提案等方式“用手投票”,发挥绿色治理效应,提高企业绿色治理绩效。已有研究指出,以券商、保险和基金等为代表的机构投资者在实地走访过程中,与企业管理层进行深度交谈和专业问答,配合厂区参观和项目考察,有助于了解企业当前真实的经营状况和未来的发展规划(Cheng et al.,2016),从而降低信息不对称,减少企业盈余管理行为(王珊,2017),促进企业参与环境治理(赵阳等,2019)。为检验ESG公募基金对实地调研的影响,本节参考赵阳等(2019)的做法,采用企业当年累计被实地调研的次数加1取对数,作为实地调研的衡量指标(*Inv_Num*)①。表11的列(1)报告了ESG公募基金与实地调研关系的回归结果,*ESG* 的回归系数显著为正,列(2)进一步报告了实地调研与企业绿色治理绩效关系的回归结果,*Inv_Num* 的回归系数也显著为正,表明实地调研是ESG公募基金发挥监督效应、提高企业绿色治理绩效的重要途径。

第二,当基金投资者通过提交议案、私下沟通等方式难以达到预期效果时,可以通过退出行为威胁管理层,通过“用脚投票”迫使管理层在谋取私利和绿色治理之间做出选择。在股票流动性较高的市场环境中,ESG公募基金的退出成本较低,退出的可能性更大,退出威胁更容易发挥治理作用(Dou et al.,2018)。始于2010年的融资融券交易系统大幅提升了市场股票流

① 数据来源于CSMAR数据库“投资者关系”专题研究系列。

动性，提高了退出威胁的可信度和影响力（余怒涛等，2021）。本文基于企业当年是否存在融资融券卖空交易进行分组，对ESG公募基金与企业绿色治理绩效的关系进行检验。表11的列（3）和列（4）报告了对应的回归结果，在有融资融券卖空交易的分组中，*ESG*的回归系数为0.0404，在1%的水平下显著，而在没有融资融券卖空交易的分组中，*ESG*的回归系数为-0.0025且不显著。这表明当存在融资融券卖空交易即退出威胁的影响更强时，ESG公募基金的绿色治理效应更为显著。综合以上分析，可以得出结论，ESG公募基金能够通过监督效应提高企业绿色治理绩效，研究假说H2b成立。

表11　　ESG公募基金的监督效应检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	Inv_Num	*GGP*	有融资融券卖空交易	无融资融券卖空交易
ESG	0.0808***		0.0404***	-0.0025
	（0.0156）		（0.0129）	（0.0216）
Inv_Num		0.0147***		
		（0.0055）		
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	27508	27508	10097	16696
调整的R^2	0.6634	0.6157	0.6341	0.6027
组间系数差异检验			0.0429***	

（六）ESG公募基金驱动企业绿色治理的经济效益分析

上文提出并验证了ESG公募基金的绿色治理效应，随之而来的另一个问题是ESG公募基金的经济效益，即ESG公募基金能否为投资者带来超额收益，反映到企业层面，也就是绿色治理绩效能否转化为财务绩效的问题。如果企业绿色治理绩效能够通过环境成本内部化、技术创新溢价等路径转化为财务绩效，则基金投资者可以获得环境溢价收益，从而形成“治理改善—价值提升—资本流入”的正向激励闭环。这一价值传导机制的有效性构成基金投资者参与公司绿色治理的微观动力基础，其作用强度直接决定了ESG投资范式从伦理自觉向市场自觉演进的可能性边界。本文分别以托宾Q值（*TB*）、考虑现金红利再投资的年个股回报率（*Return*），衡量企业财务绩效，在回归模型中加入ESG公募基金与企业绿色治理绩效的交乘项（$ESG \times GGP$），对ESG公募基金提高企业绿色治理绩效的经济效益进行检验。表12报告了对应的检验结果，列（1）和列（2）以*TB*为被解释变量，列（3）和列（4）以*Return*为被解释变量，可以看出，无论是否加入控制变量，交互项$ESG \times GGP$的回归系数均显著为正，表明ESG公募基金带来的绿色治理绩效的改善显著提高了企业市场价值和个股回报率。这一结论意味着，基金投资者需长期持有企业股份，积极参与公司治理，提高企业绿色治理绩效；与此同时，企业市场价值也会随之提高，基金投资者才能获得超额收益，这也与Dimson等（2015）的影响力投资理论一致。

表12　　ESG公募基金驱动企业绿色治理的经济效益检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	TB	*TB*	*Return*	*Return*
ESG×*GGP*	0.0951***	0.0721***	0.0247**	0.0218**
	（0.0264）	（0.0255）	（0.0110）	（0.0109）
ESG	0.2450***	0.2969***	−0.0429***	0.0056
	（0.0250）	（0.0238）	（0.0112）	（0.0110）
GGP	−0.0155	0.0429**	−0.0445***	−0.0271***
	（0.0205）	（0.0193）	（0.0087）	（0.0084）
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	27036	27036	27501	27501
调整的R^2	0.6132	0.6522	0.2434	0.2690

六、研究结论与政策建议

近年来全球环境问题日益严峻、极端气候事件频发，加剧了投资环境的不确定性，使得越来越多的投资者意识到ESG对于投资回报和风险管理的重要性，并在投资过程中将ESG纳入考量，这将对企业绿色治理产生重要影响。本文以2012—2022年中国沪深A股上市公司为样本，基于公募基金公司签署PRI事件，构建多时点双重差分模型，检验了ESG公募基金对企业绿色治理绩效的影响。主要结论如下：首先，ESG公募基金能够提高企业绿色治理绩效，这一结论在经过一系列稳健性检验后依旧成立；其次，异质性分析表明，ESG公募基金的绿色治理效应在非国有企业、代理成本较低的企业和环境规制较弱的地区中更为显著；再次，资源效应和监督效应是ESG公募基金驱动企业绿色治理的重要机制，ESG公募基金能够为企业绿色治理提供资金支持和技术指导，且基金投资者能够通过“用手投票”和“用脚投票”发挥监督功能，引导企业将绿色可持续发展理念贯彻到生产经营过程中，从而提升企业绿色治理绩效；最后，进一步研究表明，ESG公募基金驱动企业绿色治理还能提高企业市场价值，从而维护和保障基金投资者的收益。本文以ESG公募基金作为研究对象，丰富和拓展了绿色金融促进企业绿色治理的相关研究，相关的政策建议如下：

首先，从政府及监管部门角度，应加强ESG基金体系顶层设计，鼓励和引导资本市场践行ESG投资理念。一是借助银行的力量推动ESG基金发展。具体而言，2021年央行印发《银行业金融机构绿色金融评价方案》，将银行发展绿色贷款和持有绿色债券同时纳入评价，提高了银行购买债券的积极性，助推绿色债券规模快速增长，ESG和绿色基金的发展也可借鉴这一思路。监管部门应尽快明确绿色证券、绿色理财等业务的定义、标准和统计口径，并尝试将其纳入银行业绿色金融评价体系，激励银行业构建契合绿色发展和ESG理念的资产配置策略。二是强化收益引导，提升ESG投资的市场吸引力。实证研究表明，ESG基金投资者在参与企

业绿色治理过程中能够获得更高回报。监管部门应加强相关数据的统计与披露，以过硬的数据证明ESG基金投资的稳健性和收益水平，在倡导绿色投资理念的同时，引导基金产品兼顾投资回报，增强个人投资者采用ESG策略的信心与意愿。

其次，从金融机构角度，应摒弃短期套利思维，将ESG理念深度融入投资全周期。一是明确ESG投资目标与投资范畴，可设立专业团队，在项目筛选、尽调及风险评估中，系统考量企业的环境、社会与治理表现，重点投向绿色低碳、共同富裕及乡村振兴等领域。二是强化投资后监督职能，通过实地调研、与管理层沟通等方式，协助被投资企业制定碳减排目标；对存在虚假环保宣传或严重偏离绿色发展目标的企业，应审慎行使股东权利，必要时通过减持或退出倒逼其规范经营，切实防控风险。三是主动对标国际规则，积极签署负责任投资原则（PRI）、负责任银行原则（PRB）、可持续保险原则（PSI）等倡议，学习先进ESG投资经验，并参与国际ESG规则制定，为推动资本市场绿色转型发挥更大作用。

最后，从企业角度，应通过高质量信息披露构建核心竞争力，获取更多ESG公募基金的支持。一是加强董事会及管理层ESG培训，深化对可持续发展的认同，有条件的企业可设立ESG专门委员会，为战略制定提供专业支撑。二是主动发布ESG报告，持续关注评级变化，及时识别风险，并利用评级优势，争取战略资源与合作伙伴。国有企业应发挥先锋作用，将ESG纳入考核目标，带动形成国企引领、民企广泛参与的ESG体系。三是引入ESG报告独立鉴证机制，聘请第三方机构对报告进行审核，提升可信度，帮助资本市场识别真正致力于可持续发展的企业，增强利益相关者支持，最终实现财务绩效与绿色绩效的双赢。

参考文献：

[1] 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，2023，58（12）：22–40.

[2] 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（07）：122–140.

[3] 方先明，胡丁. 企业ESG表现与创新——来自A股上市公司的证据[J]. 经济研究，2023，58（02）：91–106.

[4] 韩云. 代理问题、机构投资者监督与公司价值[J]. 经济管理，2017，39（10）：173–191.

[5] 郝向举，何爱平，薛琳. 绿色金融改革创新试验区对企业绿色转型的影响机理[J]. 中国人口·资源与环境，2024，34（06）：124–135.

[6] 胡洁，韩一鸣，钟咏. 企业数字化转型如何影响企业ESG表现——来自中国上市公司的证据[J]. 产业经济评论，2023a（01）：105–123.

[7] 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，2023b，40（07）：90–111.

[8] 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（05）：117–134.

[9] 金星晔，左从江，方明月，等. 企业数字化转型的测度难题：基于大语言模型的新方法与新发现[J]. 经济

研究，2024，59(03)：34–53.

[10] 雷雷，张大永，姬强. 共同机构持股与企业ESG表现[J]. 经济研究，2023，58(04)：133–151.

[11] 李井林，黎婷婷，杨宇瑄，等. 数字普惠金融如何赋能企业ESG表现?[J]. 环境经济研究，2025，10(03)：22–46.

[12] 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，2020，55(09)：192–208.

[13] 李维安，李鼎，周宁. 环境规制与企业绿色治理机会主义行为——基于ESG框架的分析[J]. 经济管理，2025，47(01)：5–23.

[14] 李维安，张耀伟，郑敏娜，等. 中国上市公司绿色治理及其评价研究[J]. 管理世界，2019，35(05)：126–133.

[15] 刘锦华，王修华，严露. 绿色金融试点政策能否倒逼污染企业绿色创新？——基于绿色金融改革创新试验区的经验证据[J]. 统计研究，2024，41(12)：98–110.

[16] 钱雪松，石鑫. 加强劳动保护提高了劳动收入份额吗?——基于《劳动合同法》实施的经验研究[J]. 经济学(季刊)，2024，24(01)：286–302.

[17] 邱牧远，殷红. 生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究，2019，36(03)：108–123.

[18] 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(04)：137–155.

[19] 孙传旺，占妍泓. 电价补贴对新能源制造业企业技术创新的影响——来自风电和光伏装备制造业的证据[J]. 数量经济技术经济研究，2023，40(02)：158–180.

[20] 唐松，施文，孙安其. 环境污染曝光与公司价值——理论机制与实证检验[J]. 金融研究，2019(08)：133–150.

[21] 王珊. 投资者实地调研发挥了治理功能吗?——基于盈余管理视角的考察[J]. 经济管理，2017，39(09)：180–194.

[22] 王馨，王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界，2021，37(06)：173–188.

[23] 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(06)：171–188.

[24] 吴晓晖，郭晓冬，乔政. 机构投资者抱团与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济，2019(02)：117–135.

[25] 谢红军，吕雪. 负责任的国际投资：ESG与中国OFDI[J]. 经济研究，2022，57(03)：83–99.

[26] 鄢哲明，高一丹，祝丹枫. 环境保护税与绿色技术创新：基于供应链非对称性溢出视角[J]. 环境经济研究，2025，10(04)：26–58.

[27] 余怒涛，张华玉，朱宇翔. 大股东异质性、退出威胁与财务报告质量——基于我国融资融券制度的自然实验[J]. 会计研究，2021(03)：45–61.

[28] 张琦，郑瑶，孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究，2019，54(06)：183–198.

[29] 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，2024，40(04)：197–221.

[30] 赵阳，沈洪涛，周艳坤. 环境信息不对称、机构投资者实地调研与企业环境治理[J]. 统计研究，2019，36(07)：104–118.

[31] Azar, J. E., M. Duro, I. Kadach, et al. The Big Three and Corporate Carbon Emissions Around the World[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 674–696.

[32] Berk, J. B., J. H. Van Binsbergen. The Impact of Impact Investing[J]. Journal of Financial Economics, 2025, 164: 103972.

[33] Brandon, G. R., S. Glossner, P. Krueger, et al. Do Responsible Investors Invest Responsibly? [J]. Review of Finance, 2022, 26(6): 1389–1432.

[34] Chen, T., H. Dong, C. Lin. Institutional Shareholders and Corporate Social Responsibility[J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135(2): 483–504.

[35] Cheng, Q., F. Du, X. Wang, et al. Seeing is Believing: Analysts' Corporate Site Visits[J]. Review of Accounting Studies, 2016, 21: 1245–1286.

[36] Cornell, B. ESG Preferences, Risk and Return[J]. European Financial Management, 2021, 27(1): 12–19.

[37] De Chaisemartin, C. E. M., X. D'Haultfœuille. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964–2996.

[38] Dimson, E., O. Karakaş, X. Li. Active Ownership[J]. The Review of Financial Studies, 2015, 28(12): 3225–3268.

[39] Dou, Y., O. Hope, W. B. Thomas, et al. Blockholder Exit Threats and Financial Reporting Quality[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(2): 1004–1028.

[40] Dyck, A., K. V. Lins, L. Roth, et al. Do Institutional Investors Drive Corporate Social Responsibility? International Evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 131(3): 693–714.

[41] Fernando, C. S., M. P. Sharfman, V. B. Uysal. Corporate Environmental Policy and Shareholder Value: Following the Smart Money[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, 52(5): 2023–2051.

[42] Flammer, C. Does Corporate Social Responsibility Lead to Superior Financial Performance? A Regression Discontinuity Approach[J]. Management Science, 2015, 61(11): 2549–2568.

[43] Hong, H., M. Kacperczyk. The Price of Sin: The Effects of Social Norms on Markets[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93(1): 15–36.

[44] McCahery, J. A., Z. Sautner, L. T. Starks. Behind the Scenes: The Corporate Governance Preferences of Institutional Investors[J]. The Journal of Finance, 2016, 71(6): 2905–2932.

[45] Pástor, L., R. F. Stambaugh, L. A. Taylor. Sustainable Investing in Equilibrium[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 550–571.

[46] Zolotoy, L., D. O'Sullivan, Y. Chen. Local Religious Norms,Corporate Social Responsibility,and Firm Value [J]. Journal of Banking & Finance, 2019, 100: 218–233.

The Green Governance Effect of ESG Mutual Funds: Mechanisms and Empirical Evidence

Yu Xianrong[a], Hu Jie[b], Han Yiming[c]

(a: Jinan Academy of Social Sciences; b: Institute of Quantitative and Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences; c: School of Economics, Nankai University)

Abstract: Driven by policies such as the "dual carbon" goals and green finance, the scale of ESG funds in China has grown steadily, establishing them as a key force driving corporate participation in green governance. Using a sam-

ple of Chinese A-share listed firms on the Shanghai and shenzhen stock exchanges from 2012 to 2022, and employing a multi-period difference in differences model based on the event of public mutual funds signing the United Nations Principles for Responsible Investment, this paper investigates the impact of ESG mutual funds on corporate green governance performance. The results show that ESG mutual funds significantly improve firms' green governance performance, with stronger effects observed in non-state-owned enterprises, firms with lower agency costs, and regions with weaker environmental regulations. Mechanism analysis reveals that ESG mutual funds promote corporate green governance through resource effects and monitoring effects—namely, by providing capital and technical guidance and by "voting with their hands" and "voting with their feet". Furthermore, ESG mutual funds not only drive corporate green governance but also enhance firm market value and generate higher returns for investors. Our findings suggest that strengthening the top-level design of ESG fund investment and guiding investors to adopt ESG principles is of great significance for promoting the green and low-carbon transition of firms.

Keywords: ESG Mutual Funds; Green Governance; Resource Effects; Supervision Effects

JEL Classification: G31, Q56

(责任编辑:朱静静)