



No. 2508

Working Paper

绿色公募基金能否提升企业环境绩效？ ——基于中国上市公司的经验证据

俞剑 杨凡佳 苏治

【摘要】 绿色公募基金是资本市场支持实体经济绿色发展的重要金融工具，然而目前其环境效应尚未得到充分证实。基于 2010—2020 年中国 A 股上市公司数据，本文重点考察了绿色公募基金对上市公司环境绩效的影响及其作用机制。研究发现，绿色公募基金的持股行为能够通过降低企业碳排放量来改善环境绩效，但是无法显著影响企业碳排放强度。克服内生性问题并排除竞争性假设后，研究结论依然稳健。与其他绿色金融工具相比，绿色公募基金对企业环境绩效的作用可以通过绿色创新和融资约束的一般作用机制，以及股东积极主义和退出威胁的特殊作用机制共同发挥作用。进一步分析发现，绿色公募基金的积极影响在民营企业、小企业和年轻企业中表现更为明显。本文研究成果丰富了对绿色产业的市场激励约束机制研究，为我国转型金融实践中推动绿色公募基金的设立与投资提供了切实可行的政策建议。

【关键词】 绿色公募基金 环境绩效 上市公司 股东积极主义 退出威胁

【文章编号】 IMI Working Papers No.2508



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网
<http://www.imi.org.cn/>

1937

绿色公募基金能否提升企业环境绩效？ ——基于中国上市公司的经验证据

俞剑¹ 杨凡佳² 苏治³

【摘要】绿色公募基金是资本市场支持实体经济绿色发展的重要金融工具，然而目前其环境效应尚未得到充分证实。基于2010—2020年中国A股上市公司数据，本文重点考察了绿色公募基金对上市公司环境绩效的影响及其作用机制。研究发现，绿色公募基金的持股行为能够通过降低企业碳排放量来改善环境绩效，但是无法显著影响企业碳排放强度。克服内生性问题并排除竞争性假设后，研究结论依然稳健。与其他绿色金融工具相比，绿色公募基金对企业环境绩效的作用可以通过绿色创新和融资约束的一般作用机制，以及股东积极主义和退出威胁的特殊作用机制共同发挥作用。进一步分析发现，绿色公募基金的积极影响在民营企业、小企业和年轻企业中表现更为明显。本文研究成果丰富了对绿色产业的市场激励约束机制研究，为我国转型金融实践中推动绿色公募基金的设立与投资提供了切实可行的政策建议。

【关键词】绿色公募基金 环境绩效 上市公司 股东积极主义 退出威胁

一、引言

2020年9月，中国在联合国大会上首次提出双碳目标。2022年，党的二十大报告进一步阐述了推动绿色发展、促进人与自然和谐共生的战略部署，强调生态优先、节约集约、绿色低碳发展。应对气候变化是联合国可持续发展目标的重要内容，世界各国亟需参与净零排放计划。当前，经济高质量发展的重要内涵是推动经济绿色发展，实现绿色转型，建设生态友好型的可持续发展社会。然而，实体经济的绿色发展依赖于绿色产业和绿色项目的持续投资，这些具有经济正外部性的项目往往面临缺乏长期融资的挑战。

在中国特色现代金融体系中，绿色金融是引导金融资源流向绿色产业、实现金融发展与绿色低碳经济目标一致性的关键手段。2015年9月，《生态文明体制改革总体方案》明确提出建立绿色金融体系，开启了中国绿色金融快速发展的序幕。在金融市场实践中，绿色信贷、绿色债券、绿色基金等新兴金融业态蓬勃发展。其中，绿色基金作为多层次资本市场的重要组成部分，是市场化机制下金融服

¹ 俞剑，经济学博士，中央财经大学经济学院教授，碳排放权交易省部共建协同创新中心。

² 杨凡佳（通讯作者），中央财经大学统计与数学学院博士研究生，邮箱：f.yang@email.cufe.edu.cn

³ 苏治，经济学博士，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中央财经大学统计与数学学院教授，博士生导师。

务实体经济的强有力抓手，具有杠杆撬动作用，尤其在服务实体经济高质量发展方面具有独特优势。

绿色基金分为绿色公募基金和绿色私募基金。绿色公募基金是由基金管理人根据市场条件自行选择投向，布局绿色产业；绿色私募基金主要由政府主导设立，投向基本面良好、回报率较高的绿色股权项目。由于绿色公募基金信息公开且数据可得性较好，已有研究多采用其作为代理指标进行研究。本文研究关注点在于绿色公募基金对上市公司环境绩效的影响及其作用机制。

机构投资者通过“用手投票”和“用脚投票”影响企业经营决策。绿色公募基金区别于传统机构投资者，其投资目标不仅包括经济和社会目标，更涵盖环境目标。其不仅追求短期增值和长期回报，还关注企业的环境绩效。尽管理论上绿色公募基金对企业的环境效应可能存在，但实践效果仍需检验。2021年中国证券投资基金业协会发布的《基金管理人绿色投资自评报告》显示，公募基金管理公司能够通过行使股东权利等方式促进被投资企业提升绿色绩效，但该报告缺乏大样本和统计检验，也未基于计量经济学的因果识别框架展开研究，因此绿色公募基金对被投资企业环境绩效的影响仍待深入研究。

基于此，本文从公募基金视角出发，基于中国上市公司数据，实证检验绿色公募基金对企业环境绩效的影响效应和作用机理。本文的边际贡献体现在：一是丰富绿色金融实践效果的实证研究，从绿色公募基金视角论证绿色金融对实体经济的支持效果（王馨和王营，2021）；二是重点强调绿色公募基金通过“用手投票”和“用脚投票”提升企业环境绩效的特殊作用渠道，并证实绿色创新、融资约束缓解以及积极沟通、信息披露和退出威胁等渠道的重要性；三是拓展企业环境绩效的市场激励约束机制，揭示机构投资者对企业提升环境绩效的外部激励作用（李青原和肖泽华，2020）。本文研究对资本市场支持实体经济的高质量发展提供了有力支撑。

本文后续部分安排如下：第二部分是文献综述与理论分析；第三部分介绍研究设计，包括样本选取、变量定义和模型设定；第四部分展示基准回归结果与渠道分析；第五部分是进一步研究与分析；第六部分是结论与建议。

二、文献综述与理论分析

（一）文献综述

1. 绿色公募基金

已有文献对绿色公募基金的研究主要集中在投资策略和持股行为两个方面。在投资策略方面，关于投资绩效，一部分研究认为绿色基金收益与传统基金相当（危平和舒浩，2018），另一部分研究则认为绿色基金绩效更差且投资风格不稳定（Ibikunle & Steffen，2017）。关于负面筛选策略，Martin & Moser（2016）认为绿色基金关注企业长期财务和环境绩效，但 Ma et al.（2023）发现其存在“短视”

特征，策略失效。在绿色基金持股行为方面，已有研究相对较少。绿色基金持股可激励企业实施更多绿色行动，提升绿色治理绩效（姜广省等，2021）。绿色基金持股通过缓解融资约束和降低信息不对称的方式，提升企业绿色创新水平（靳毓等，2022；Chi et al., 2023）。绿色公募基金通过监督制约和激励驱动的方式来抑制企业漂绿行为（周敏等，2024）。

2.基金持股的影响作用

机构投资者不仅有“投机效应”，更具备“成熟投资者”特征，在资本市场发挥特殊作用（代昀昊，2018）。现有文献普遍支持机构投资者通过“监管理论”和“信息治理功能”优化上市公司业绩。“监管理论”认为，机构投资者持股比例与公司治理议案投票结果显著相关，可促使管理层改变决策，进而影响公司行为（Ferreira & Matos, 2008）。“信息治理功能”强调机构投资者拥有更多信息，其投资行为可将信息反映在资产价格中，弱化信息不对称，优化上市公司信息披露质量（Gompers & Metrick, 2001）。基金持股比例上升通常能够优化经营决策和企业绩效（鲁桐和党印，2014；姚颐和刘志远，2014）。

在社会绩效与环境绩效方面，尽管早期有学者认为机构投资者对企业社会绩效影响不明显（Graves & Waddock, 1994），但当前研究普遍支持其持股对企业社会责任产生影响，并且能提升企业 ESG 水平（Gloßner, 2019）。机构投资者持股比例上升可显著提升企业环境治理与环境绩效，这一结论在不同国家金融市场均得到证实（Dyck et al., 2019；Azar et al., 2021）。基于网络视角的研究发现，共同机构投资者持股可推动上市公司提升绿色创新水平和环境绩效（韩云等，2024）。

3.企业环境绩效

现有文献对企业环境绩效的激励约束机制进行了大量研究。一方面，政策规制对企业环境绩效具有激励和约束作用。例如，外资开放政策调整有利于企业降低污染物排放强度（苏丹妮和盛斌，2021）。李荣华等（2024）证明碳排放权交易政策显著提升企业环境绩效。然而，政策规制对企业环境绩效的提升具有双重效应：一方面通过外部约束产生“倒逼效应”，另一方面可能因激励机制扭曲导致“挤出效应”（李青原和肖泽华，2020），甚至过度监管可能产生负面影响（张兆国等，2019）。另一方面，市场驱动型激励约束机制是政策规制的必要补充。金融资源通过市场化的资金配置能够发挥积极影响，绿色信贷与数字金融等对企业环境绩效具有明显促进作用（占华，2021）。

综上所述，绿色公募基金作为特殊机构投资者，其持股行为可能对上市公司绩效产生积极影响，也可能通过外部金融支持提升企业环境绩效。机构投资者的作用渠道与一般金融工具不同，具有特殊价值。然而，已有研究尚未对绿色基金持股在企业环境绩效中的作用进行实证检验，本文对此进行研究。

（二）理论分析

绿色公募基金既是绿色金融的组成部分，也是特殊机构投资者。从绿色金融工具视角来看，绿色公募基金的持股行为能促进企业增加绿色研发支出、提升绿色创新水平，缓解企业融资约束。同时，绿色公募基金遵循资本市场市场化机制，以投资利益最大化为原则制定投资策略。机构投资者既可通过“用脚投票”向市场传递上市公司质量信号，也可通过“用手投票”直接参与公司治理（冯金余，2013）。从上市公司角度看，绿色公募基金的投资行为与企业可持续发展具有内在一致性，相互促进。据此，本文提出以下假设：

H1：绿色公募基金有助于提升企业环境绩效。

在作用机制方面，一方面，绿色公募基金具有绿色金融工具的一般性。已有研究表明，绿色金融工具可推动企业绿色创新，进而提升环境绩效（靳毓等，2022）。缓解融资约束是绿色金融的重要功能。彭斌和彭绯（2017）构建的清洁化改革模型表明，绿色投资者增加能降低企业资本成本，缓解外部融资约束，促进企业绿色发展。据此，本文提出以下假设：

H2：绿色公募基金通过绿色创新和融资约束的一般作用渠道提升企业环境绩效。

另一方面，绿色公募基金可发挥“用手投票”和“用脚投票”的特殊功能。“用手投票”即绿色机构投资者通过股东积极主义参与公司治理。绿色公募基金作为股东，可对公司决策发表意见并投票表决，偏好符合绿色发展和可持续发展的议案，对不符合绿色方向的方案投反对票（梁鑫鑫和危平，2019）。在法律支持下，机构投资者可通过提交股东提案、征集委托投票权等方式增加投票表决权，推动企业加强绿色治理（姜广省等，2021）。

“用脚投票”方面，绿色公募基金在绿色投资观念指导下，倾向于投资绿色创新能力强、能源转型实施良好的企业（Jin & Han，2018）。其持股行为和投资观点具有信号传递效应，表现为退出威胁。机构投资者的抛售行为可能引发其他投资者跟风抛售，传递上市公司低质量的负面信号（Fong et al.，2011）。相反，机构投资者大量购入股票则传递公司质量较高的正面信号。据此，本文提出以下假设：

H3：绿色公募基金通过股东积极主义和退出威胁的特殊作用渠道提升企业环境绩效。

三、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文选取 2010 至 2020 年接受过绿色公募基金投资的 A 股上市公司作为研究样本，并遵循以下原则对样本进行剔除：剔除非正常交易上市公司（ST、ST*或 PT）；剔除资产负债率小于 0 和大于 1 的上市公司；剔除金融行业的公司；剔除相关数据缺失的上市公司。同时，为了降低异常值的影响，对连续变量按照上下 1%进行缩尾处理。

本文研究的数据来源主要包括几个方面：（1）碳排放相关数据：从企业上市公司年报、上市公司社会责任报告、上市公司网站信息、环境部门网站中手工整理得到。（2）绿色基金相关数据：来源于国泰安（CSMAR）数据库，基金名称、基金代码、投资目标、投资范围、股票投资明细等数据均来源于“基金研究”子库。（3）上市公司其他数据：从国泰安（CSMAR）数据库整理得到。

（二）变量定义与指标构建

本文使用上市公司的碳排放量和碳排放强度代理企业的环境绩效。首先，本文参考王浩等（2022）处理方式，根据上市公司披露的不同类型的化石能源消耗量、生物质能源消耗量、用电量、用热量、污水处理量等数据，通过其排放因子折算成碳排放量（单位：吨），并对碳排放量取对数处理。接下来，将上市公司碳排放量除以营业收入得到碳排放强度（单位：吨/万元）。

本文的核心解释变量是绿色基金持股比例。参考危平和舒浩（2018）以及 Ma et al.（2023）的思路，具体处理如下：第一步，确定绿色公募基金。提取基金名称、投资目标和投资范围三处文本中包含以下关键词：“绿色”“生态”“新能源”“清洁”“低碳”“节能”“环保”“碳中和”“减排”“自然资源”的全部基金。第二步，获取绿色公募基金的投资数据。通过 CSMAR 获取公募基金年度报告报告期末的持仓数据。将绿色公募基金与基金持股数据进行匹配，得到样本期内绿色公募基金的股票投资明细数据。第三步，匹配获得上市公司的绿色基金持股比例。将绿色公募基金的股票投资明细与从 CSMAR 整理得到的上市公司数据库进行匹配。如式（1）所示，对上市公司当年的绿色公募基金持股份额进行加总并除以上市公司流通总股数，得到上市公司的绿色基金持股比例，记为 *Greenshare*。

$$Greenshare_i = \frac{\sum_j \text{绿色基金}j\text{持有上市公司}i\text{的股票数量}_{ij}}{A\text{股流通股数}_i} \quad (1)$$

本文控制变量包括公司市值（Value）、资产负债率（Debt）、账面市值比（MtB）、固定资产比率（PPE）、公司年龄对数值（lnage）、公司雇员人数（Employee）、两职兼任情况（Dual）和独立董事比例（Bind）。

（三）描述性统计

表 1 是本文主要变量的描述性统计。样本企业的平均绿色基金持股比例为 0.39%，不同企业的绿色基金持股比例差异较大。*Greenshare* 的最大值为 4.54，表明样本企业中绿色基金持有上市公司的持股比例最高值为 4.54%，最小值只有 0.741，该结果表明绿色基金持股比例的差异较大。其余变量的描述性统计结果均在合理范围内。

表 1 描述性统计

变量名称	观测值	均值	最小值	最大值	标准差
<i>lnCO2</i>	5,381	14.10	11.08	18.62	1.578
<i>CO2Int</i>	5,381	3.238	2.407	4.165	0.359
<i>Greenshare</i>	5,381	0.391	0.000	4.540	0.741
<i>Value</i>	5,381	79.05	1.371	2,778	323.8
<i>Debt</i>	5,381	0.433	0.057	0.926	0.207
<i>MtB</i>	5,381	0.585	0.108	1.139	0.253
<i>PPE</i>	5,381	0.196	0.003	0.686	0.155
<i>lnage</i>	5,381	1.937	0.000	3.258	0.978
<i>Employee</i>	5,381	1.082	0.020	20.10	2.606
<i>Dual</i>	5,381	0.306	0.000	1.000	0.461
<i>Bind</i>	5,381	0.328	0.188	0.538	0.067

(四) 模型构建

本文构建如下的计量模型检验绿色公募基金对上市公司碳排放量与碳排放强度的影响作用。

$$\ln CO2_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Greenshare_{it} + \beta \cdot Controls_{it} + \mu_i + \tau_t + \delta_{ct} + \nu_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$CO2Int_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Greenshare_{it} + \alpha \cdot Controls_{it} + \mu_i + \tau_t + \delta_{ct} + \nu_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)中的核心解释变量是 *Greenshare*，表征上市公司的绿色基金持股比例。被解释变量是碳排放量对数值。*Controls* 代表全部控制变量，包括上市公司的财务变量和公司治理变量两大类。 μ_i 代表企业层面的个体固定效应， τ_t 代表时间固定效应。同时，绿色金融政策随时间推移逐渐在全国展开，部分行业和部分省份会优先实施绿色金融的相关试点政策。为了控制这些行业和省份随时间趋势变化的不可观测因素，本文在控制双向固定效应基础上进一步控制行业的变化趋势 δ_{ct} 和省份的变化趋势 ν_{pt} 。回归模型中关注的系数是 β_1 ，代表绿色公募基金对碳排放量的影响作用。 ε_{it} 表示随机误差项。式(3)中的被解释变量替换为 *CO2Int*，代表上市公司的碳排放强度，其余变量定义与式(2)相同。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 2 报告了本文的基准回归结果。参考 Cui et al. (2021)，本文基准回归中并未加入控制变量以排除多重共线性的影响。同时，在不加入控制变量的情况下，添加企业一年份双向固定效应、行业变化趋势和省份变化趋势三项对混淆因素进行严格控制。从基准回归结果来看，在碳排放量方面，绿色公募基金对企业提升环境绩效具有显著影响。在碳排放强度方面，企业碳排放量的减少未能明显改善能源使用效率。这说明绿色基金持股对上市公司环境绩效的影响主要限于总量层面，而非效率层面。本文后续主要围绕总量层面的影响作用进行探讨。表 3 加入全部控制变量，核心解释变量的回归系数基本保持不变。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>
<i>Greenshare</i>	-0.018***	-0.006*	-0.019***	-0.005	-0.017***	-0.004
	(0.511)	(0.329)	(0.420)	(0.347)	(0.391)	(0.286)
Constant	14.320***	3.236***	14.320***	3.236***	14.319***	3.235***
	(0.003)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)
Observations	4501	4501	4500	4500	4500	4500
Adjusted R-squared	0.950	0.012	0.951	0.013	0.953	0.012
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Industry Trend	N	N	Y	Y	Y	Y
Province Trend	N	N	N	N	Y	Y

注：（）内为经行业层面聚类调整后的标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。FE 表示固定效应，下同。

表 3 加入控制变量后的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>
<i>Greenshare</i>	-0.019***	-0.006	-0.020***	-0.005	-0.017***	-0.003
	(0.396)	(0.348)	(0.366)	(0.376)	(0.338)	(0.310)

<i>MtB</i>	-0.109	0.093*	-0.122	0.095	-0.133	0.095
	(0.106)	(0.052)	(0.118)	(0.055)	(0.088)	(0.054)
<i>Debt</i>	1.018***	0.094***	1.010***	0.080***	0.983***	0.070*
	(0.116)	(0.021)	(0.128)	(0.021)	(0.117)	(0.038)
<i>PPE</i>	-0.419***	-0.030	-0.389***	-0.002	-0.364***	0.011
	(0.112)	(0.048)	(0.123)	(0.045)	(0.115)	(0.026)
<i>Value</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<i>employee</i>	0.081***	0.003	0.081***	0.003	0.071***	0.002
	(0.021)	(0.005)	(0.022)	(0.005)	(0.019)	(0.006)
<i>lnage</i>	0.228***	0.040**	0.221***	0.042**	0.224***	0.047*
	(0.038)	(0.015)	(0.040)	(0.016)	(0.038)	(0.024)
<i>dual</i>	-0.032	0.026	-0.038	0.029*	-0.042*	0.030*
	(0.028)	(0.017)	(0.025)	(0.014)	(0.022)	(0.017)
<i>Bind</i>	0.002	-0.010	0.025	-0.017	0.033	-0.015
	(0.058)	(0.053)	(0.048)	(0.060)	(0.060)	(0.072)
Constant	13.442***	3.050***	13.455***	3.044***	13.468***	3.035***
	(0.087)	(0.046)	(0.109)	(0.051)	(0.092)	(0.048)
Observations	4501	4501	4500	4500	4500	4500
Adjusted R-squared	0.956	0.012	0.957	0.013	0.959	0.012
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Industry Trend	N	N	Y	Y	Y	Y
Province Trend	N	N	N	N	Y	Y

(二) 渠道分析

1. 绿色创新

已有研究证明了企业绿色创新的增加能够显著降低企业碳排放。绿色创新的代理变量一般选择企业绿色专利的申请数量或授权数量。然而，由于绿色专利的授权往往需要一定的审批流程，其最终授

权并不能真实地反映企业当期投入的研发支出和创新成效（Liu et al., 2022）。因此，本文选择绿色专利的申请数量反映企业当期的绿色创新。具体地，选取绿色专利申请数加 1 取自然对数（Patent）来作为企业绿色创新的代理变量。参考江艇（2022）的处理方式，本文采用中介变量与核心解释变量直接回归的方式验证理论机制。表 4 的列（1）检验了绿色创新渠道。回归结果说明，绿色公募基金可以显著提升上市公司的绿色创新。上市公司绿色创新的增强则进一步驱动其改善环境绩效。

2. 融资约束

缓解企业融资约束有利于企业绿色发展目标的实现（Zhang et al., 2019）。在现有研究中，反映企业融资约束的衡量指标有很多，包括单一指标（如资产负债率、现金流量比率等）和综合指标两类。综合指标往往由单一指标计算得到，包含更多信息。出于指标间差异性较大的考虑，本文同时选取 FC 指标（Fee et al., 2009）和 WW 指标（Whited & Wu, 2006）。对于这两个研究中常用的融资约束代理指标，两项指标越高，反映企业受到的融资约束越强；反之，两项指标越低，反映企业受到的融资约束越弱。考虑到不同指标度量可能存在的主观性，实证检验对 FC 指标和 WW 指标同时进行。表 4 的列（2）和列（3）检验了融资约束渠道。回归结果显示，绿色公募基金能够显著缓解企业融资约束。

表 4 机制分析：绿色创新和融资约束

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	Patent	FC	WW
<i>Greenshare</i>	0.018**	-0.006**	-0.001***
	(0.008)	(0.002)	(0.000)
Constant	2.328***	0.235***	-1.088***
	(0.003)	(0.001)	(0.000)
Observations	2851	1944	1944
Adjusted R-squared	0.766	0.867	0.869
Year FE	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y
Industry Trend	Y	Y	Y
Province Trend	Y	Y	Y

3. 股东积极主义

机构投资者的股东积极主义能够促进上市公司优化治理、经营与决策。其与被投资企业的积极沟

通包括实地调研等方式，有助于企业加强环境治理。本文采用每年实地调研次数（Count）和每年实地调研的机构投资者数量（Institutions）作为股东积极主义的代理变量。股东积极主义还能提升上市公司的绿色治理水平。一方面，企业加强信息披露是公司治理水平提升的重要表现，环境治理信息披露反映其绿色治理水平，可作为股东积极主义的代理变量。借鉴毕茜等（2012）的方法，对企业年报中披露的废气减排治理、废水减排治理、固废利用与处置等情况逐项赋分（披露为1，未披露为0），加总得到环境信息披露指标（Disclosure）。另一方面，企业绿色治理绩效是绿色治理水平的直接测度。借鉴张云等（2024），使用 Janis-Fadner 系数测度绿色治理绩效（GGP）。表 5 中回归结果显示，绿色公募基金持股能够促进机构投资者与上市公司之间的积极沟通，显著促进企业环境信息披露，并直接提升企业绿色治理水平。这验证了绿色机构投资者通过股东积极主义改善企业环境绩效的渠道。

表 5 机制分析：股东积极主义

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Count	Institutions	Disclosure	GGP
<i>Greenshare</i>	0.030***	0.106***	0.014**	0.003***
	(0.008)	(0.016)	(0.005)	(0.000)
Constant	0.873***	1.745***	1.792	0.568***
	(0.003)	(0.006)	(31.432)	(0.004)
Observations	5128	5128	5833	4609
Adjusted R-squared	0.730	0.705	0.739	0.533
Year FE	Y	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y	Y
Industry Trend	Y	Y	Y	Y
Province Trend	Y	Y	Y	Y

4. 退出威胁

机构投资者通过“用脚投票”能够倒逼上市公司纠正其不当行为，退出威胁反映了机构投资者的这一作用。退出威胁反映了机构投资者的筛选策略在资本市场上具有的信号作用，通过羊群效应可以产生重要的影响，又可以进一步作为机构投资者与被投资企业进行沟通的隐性筹码（张云等，2024）。借鉴周敏等（2024），本文使用绿色基金持股比例的一阶差分项作为被解释变量，将上市公司的碳排放量和碳排放强度作为核心解释变量进行回归。表 6 中回归结果说明在被投资企业碳排放量增加时，

绿色公募基金选择撤出部分投资，能够起到抑制作用。同时，在被投资企业碳排放强度增加时，绿色公募基金并不会明显改变其投资份额。这可能由于碳排放量比碳排放强度更容易观测，也更为直接，所以绿色机构投资者对碳排放量的敏感程度更强。这与本文在基准回归中得到的结论具有一致性。

表 6 机制分析：退出威胁

	(1)	(2)
被解释变量	$\Delta \text{Greenshare}$	$\Delta \text{Greenshare}$
<i>lnCO2</i>	-0.101*** (0.021)	
<i>CO2Int</i>		0.014 (0.040)
Constant	1.472*** (0.306)	-0.049 (0.131)
Observations	2971	2971
Adjusted R-squared	0.050	0.051
Year FE	Y	Y
Firm FE	Y	Y
Industry Trend	Y	Y
Province Trend	Y	Y

五、进一步研究与分析

（一）内生性处理

本文的研究结果容易受到内生性问题的影响。首先，绿色公募基金可能更倾向于投资环境绩效更好的公司，这种反向因果关系将导致绿色基金持股比例的回归系数估计存在偏误。其次，绿色公募基金自身的负面筛选策略使得被观测到的样本是经过筛选后的样本，存在样本自选择问题。最后，由于当前上市公司的碳排放信息披露率仍然较低，碳排放量存在的缺失也比较严重，所以会存在样本选择问题。本文对内生性问题做了进一步处理，以更清晰地识别出变量间的因果关系。

基于工具变量法，本文借鉴已有研究尝试了两种不同的工具变量回归。首先，借鉴易行健和周利（2018），构造一个“Bartik instrument”。具体构造方式为滞后一阶的分行业合计绿色基金持股比例 $\text{Greenshare}_{j,t-1}$ 与全市场合计绿色基金持股比例在时间上的一阶差分 $\Delta \text{Greenshare}_{t,t-1}$ 的乘积。这种构

造方式出于两点考虑：第一，行业层面除绿色公募基金外的其他因素可能导致估计偏误，但是单个行业的影响因素并没有重要到与整个市场上的绿色基金持股比例显著相关。第二，全市场的合计绿色基金持股比例来自全部的样本上市公司，不会明显受到某个行业的影响，其变化对单个行业而言是相对外生的。在此基础上，利用两种方式检验弱工具变量存在的可能性。表 7 报告了使用两阶段最小二乘回归的估计结果。在碳排放量对绿色基金持股比例的回归中，回归系数估计值显著异于零且为负数；碳排放强度对绿色基金持股比例的回归中，核心解释变量的回归系数估计值不显著且为正数。两组回归均通过弱工具变量检验。这说明排除内生性的干扰后，绿色投资者的确能够显著降低企业的碳排放总量。

表 7 2SLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(6)
被解释变量	<i>Greenshare</i>	<i>lnCO2</i>	<i>Greenshare</i>	<i>CO2Int</i>
<i>Greenshare</i>		-0.272*		0.018
		(0.172)		(0.090)
IV	0.000**		0.000**	
	(0.000)		(0.000)	
Observations	4500	4500	4500	4500
Adjusted R-squared	0.465	0.954	0.465	0.012
控制变量	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y	Y
Industry Trend	Y	Y	Y	Y
Province Trend	Y	Y	Y	Y
Cragg-Donald Wald F statistic	48.905***		57.263***	
Anderson-Rubin Wald test	8.400***		60.260***	

(二) 异质性分析

本文进行三项异质性检验，分别关于企业所有制、资产规模和企业年龄。企业所有制使用国有企业的虚拟变量（SOE）来衡量。资产规模（TA）和企业年龄（lnage）均为连续变量。表 8 展示了异质性分析的回归结果。相比于国有企业、大企业和成熟企业，绿色公募基金对企业环境绩效的积极影响

在民营企业、小企业和年轻企业中表现更显著。在我国国有经济和民营经济的二元经济结构中，国有企业和民营企业具有不同特点。从公司治理水平来看，民营企业因面临更充分的市场竞争，在治理机制上较国有企业更具优势（胡一帆等，2005）。但在绿色治理方面，由于环境的公共产品属性，民营企业的绿色治理行为表现出更强的消极性和迎合性。相比之下，国有企业在政策驱动和经济目标约束下，更可能积极主动地进行绿色治理并承担社会责任（任广乾等，2021）。更为重要的是，信贷市场信息不对称导致金融机构基于收益最大化，更倾向于为有政府背书的国有企业融资。而民营企业长期面临融资难、融资贵的问题，具有更强的融资约束和缓解融资约束的需求。根据企业生命周期理论，随着企业成长，其信用和抵押品逐渐增加，大企业和成熟企业更容易获得金融系统的外部融资。

表 8 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	lnCO2	lnCO2	lnCO2
<i>Greenshare</i> × <i>SOE</i>	0.032** (0.014)		
<i>Greenshare</i> × <i>TA</i>		0.035*** (0.006)	
<i>Greenshare</i> × <i>Inage</i>			0.003*** (0.000)
<i>SOE</i>	0.010 (0.057)		
<i>TA</i>		-0.005*** (0.001)	
<i>Inage</i>			0.308*** (0.029)
<i>Greenshare</i>	-2.366*** (0.436)	-4.593*** (0.535)	-5.569*** (0.577)
Constant	14.289*** (0.022)	14.303*** (0.005)	13.637*** (0.061)
Observations	4358	4380	4380
Adjusted R-squared	0.953	0.954	0.955

Year FE	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y
Industry Trend	Y	Y	Y
Province Trend	Y	Y	Y

(三) 稳健性检验

绿色基金持股比例是一个存量指标，而二氧化碳排放量是一个流量指标。虽然绿色基金持股比例不具有明显的时间趋势，但是对不同性质的变量进行回归仍然存在问题。鉴于此，对本文使用的核心解释变量进行差分处理。将企业当年绿色基金持股比例减去上一年绿色基金持股比例，得到当年的绿色基金投资 *GreenInv*。参照基准回归模型，将上市公司碳排放量和碳排放强度对绿色基金投资回归。表 9 中回归结果表明，即使考虑到动态的增持、减持行为，绿色基金持股对企业绿色发展的影响作用是稳健的，仍然表现为总量层面显著的减排效应和效率层面的影响不显著。

表 9 稳健性检验：替换核心解释变量为绿色基金投资

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>
<i>GreenInv</i>	-0.014*** (0.004)	-0.003 (0.006)	-0.014*** (0.003)	-0.003 (0.006)	-0.012*** (0.003)	0.001 (0.006)
Constant	14.692*** (0.001)	3.237*** (0.001)	14.693*** (0.000)	3.237*** (0.000)	14.693*** (0.000)	3.237*** (0.000)
Observations	2336	2336	2334	2334	2334	2334
Adjusted R-squared	0.960	0.014	0.961	0.014	0.963	0.011
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Industry Trend	N	N	Y	Y	Y	Y
Province Trend	N	N	N	N	Y	Y

虽然本文对绿色基金的定义完全基于文本分析的词频统计，但是依然具有一定的主观性和统计偏差。于是，本文将词频统计的方式做出调整。只有“绿色”“生态”“新能源”等十项关键词的词频大于等于 2 时才被定义为绿色公募基金。基于更严格的绿色基金定义，重新筛选出绿色基金研究。表

10 的回归结果表明，即使采用更为严格的绿色基金定义，本文的研究结论依然稳健。此外，在更为严格的绿色基金定义下，绿色基金持股对上市公司绿色发展的促进作用更为明显。

表 10 稳健性检验：更为严格的绿色基金定义（关键词词频 ≥ 2）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>	<i>lnCO2</i>	<i>CO2Int</i>
<i>Greenshare</i>	-0.030***	-0.007	-0.030***	-0.006	-0.027***	-0.005
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Constant	14.355***	3.233***	14.355***	3.233***	14.353***	3.233***
	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Observations	3738	3738	3737	3737	3737	3737
Adjusted R-squared	0.952	0.026	0.953	0.026	0.956	0.023
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Industry Trend	N	N	Y	Y	Y	Y
Province Trend	N	N	N	N	Y	Y

（四）排除竞争性假设

类似于 ESG 投资中的“漂绿行为”，企业碳减排可能源于技术创新，也可能因迎合机构投资者诉求而采取减产策略，即通过缩小规模、减少产量来降低碳排放总量（Yu et al., 2021）。这种行为虽能在短期内减少碳排放总量，却无法提升企业绿色发展效率，还会导致产品价格上涨，将成本转嫁给消费者，被视为“被动合谋”（邓忠奇等，2022）。本文研究表明，绿色基金持股对企业环境绩效的提升在总量层面显著，但在效率层面不显著。为验证这一结果的合理性，需排除企业减产的竞争性假设。

鉴于企业生产产量未公开披露，本文借鉴沈洪涛等（2017）的方法，以当期销售收入加存货期末余额减期初余额近似计算企业产量（Total production）。同时，将企业总资产（Total asset）、固定资产（Fixed asset）、营业收入（Income）和雇员人数（Employee）作为衡量企业生产规模的代理变量。表 11 的回归结果显示，相关变量估计系数均不显著且基本为正，有效排除了企业减排的竞争性假设。这表明绿色基金在提升企业环境绩效方面发挥了实质性推动作用，而非企业为应对机构投资者环境要求而采取的短期被动策略。

表 11 排除企业减产

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	Total production	Total asset	Fixed asset	Income	Employee
<i>Greenshare</i>	0.008 (0.015)	0.024 (0.018)	0.082 (0.055)	0.009 (0.015)	-0.004 (0.002)
Constant	2.099*** (0.006)	3.480*** (0.007)	7.983*** (0.022)	1.982*** (0.006)	1.207*** (0.001)
Observations	4500	4500	4500	4500	4500
Adjusted R-squared	0.943	0.935	0.949	0.942	0.924
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y	Y	Y
Industry Trend	Y	Y	Y	Y	Y
Province Trend	Y	Y	Y	Y	Y

六、结论与建议

在双碳背景下，本文基于 2010—2020 年中国沪深 A 股上市公司数据，实证检验了绿色公募基金持股对企业环境绩效的影响及机制。研究发现：绿色公募基金能改善企业环境绩效，其持股比例上升显著降低企业碳排放量，但对碳排放强度影响不显著，且该结论在控制多重因素和考虑内生性问题后依然稳健。绿色公募基金通过绿色创新、融资约束缓解等一般渠道，以及股东积极主义和退出威胁等特殊渠道发挥作用，并排除了企业减产的竞争性假设。此外，其对企业环境绩效的促进作用在民营企业、小企业和年轻企业中更显著。

本文的实践启示和政策意义如下：

第一，应充分发挥绿色公募基金在促进经济和环境双重效益方面的作用，倡导机构投资者采纳绿色投资策略。政府和金融监管部门需推动绿色公募基金市场繁荣，引导资本流向环保和绿色产业。具体措施包括实施税收优惠政策，减轻绿色基金税负；建立上市公司环境信息强制披露制度，为绿色投资提供明确标准，确保资本流向积极履行环境责任的企业。

第二，激励机构投资者积极参与绿色治理，增强监管和透明度。基金管理人应利用投票权推动股东积极主义，帮助上市公司实现减排目标，提升财务和环境绩效。监管机构应制定政策，指导和监督

机构投资者的绿色投资行为，提高绿色基金信息披露要求，增强市场和公众信任。

第三，重点发展资本市场，利用市场激励和约束机制培育绿色产业新动力。政府和相关机构应通过绿色金融工具为绿色产业提供融资支持，建立激励和约束机制，促进绿色技术研发和应用。同时，鼓励绿色资本参与国际合作，引入国际成熟绿色投资理念，提升国内绿色基金国际竞争力，推动绿色产业国际化发展，助力我国经济向可持续和环境友好模式转型。

参考文献：

- [1] 毕茜, 彭珏, 左永彦. 环境信息披露制度, 公司治理和环境信息披露[J]. 会计研究, 2012 (2) : 39-47+96
- [2] 代昀昊. 机构投资者, 所有权性质与权益资本成本[J]. 金融研究, 2018 (9) : 143-159
- [3] 邓忠奇, 高廷帆, 庞瑞芝. 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
- [4] 冯金余. 开放式基金投资者“用脚投票”研究[J]. 管理工程学报, 2013 (3) : 214-222
- [5] 胡一帆, 宋敏, 张俊喜. 中国国有企业民营化绩效研究[J]. 经济研究, 2006 (7) : 49-60
- [6] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022 (5) : 100-120
- [7] 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
- [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] 李荣华, 杜昊, 张磊. 碳排放权交易政策如何影响企业环境绩效——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开经济研究, 2024 (7) : 163-181
- [10] 梁鑫鑫, 危平. 中国股票市场“绿化”投资组合的策略选择研究[J]. 上海财经大学学报, 2019 (3) : 49-62
- [11] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较[J]. 经济研究, 2014 (6) : 115-128
- [12] 彭斌, 彭绯. 绿色投资者对企业资本成本的影响[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2017 (4) : 97-104.
- [13] 任广乾, 周雪娅, 李昕怡. 产权性质, 公司治理与企业环境行为[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2021 (2) : 44-55
- [14] 沈洪涛, 黄楠, 刘浪. 碳排放权交易的微观效果及机制研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2017 (1) : 13-22.
- [15] 苏丹妮, 盛斌. 服务业外资开放如何影响企业环境绩效——来自中国的经验[J]. 中国工业经济, 2021 (6) : 61-79
- [16] 王浩, 刘敬哲, 张丽宏. 碳排放与资产定价——来自中国上市公司的证据[J]. 经济学报, 2022 (2) : 28-75
- [17] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021 (6) : 173-188+11
- [18] 危平, 舒浩. 中国资本市场对绿色投资认可吗? ——基于绿色基金的分析[J]. 财经研究, 2018 (5) : 23-35
- [19] 姚颐, 刘志远. 机构投资者具有监督作用吗? [J]. 金融研究, 2009 (6) : 128-143
- [20] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018 (11) : 47-67
- [21] 占华. 绿色信贷如何影响企业环境信息披露——基于重污染行业上市企业的实证检验[J]. 南开经济研究,

2021 (3) : 193-207

- [22] 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
- [23] 张兆国, 张弛, 曹丹婷. 企业环境管理体系认证有效吗[J]. 南开管理评论, 2019(4): 123-134
- [24] 周敏, 周志远, 刘圻. 绿色基金与企业漂绿: 激浊扬清还是推波助澜[J]. 财会月刊, 2024(14): 75-83
- [25] Azar J, Dürr M, Kadach I, et al. The 'Big Three' and Corporate Carbon Emissions Around the World[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142(2): 674-696
- [26] Chi Y, Hu N, Lu D, Yang Y. Green Investment Funds and Corporate Green Innovation: From the Logic of Social Value[J]. *Energy Economics*, 2023(119):106532
- [27] Cui J., Wang C., Zhang J., Zheng Y. The Effectiveness of China's Regional Carbon Market Pilots in Reducing Firm Emissions[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2021(52):e2109912118
- [28] Dyck A, Lins K V, Roth L, et al. Do Institutional Investors Drive Corporate Social Responsibility? International Evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(3): 693-714
- [29] Fee C.E., Hadlock C.J., Pierce J.R. Investment, Financing Constraints, and Internal Capital Markets: Evidence from the Advertising Expenditures of Multinational Firms[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009(6):2361-2392
- [30] Ferreira M.A., Matos P. The Colors of Investors' Money: The Role of Institutional Investors around the World[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008(3):499-533
- [31] Fong K.Y., Gallagher D.R., Gardner P.A., Swan P.L. Follow the Leader: Fund Managers Trading in Signal-Strength Sequence[J]. *Accounting & Finance*, 2011(3):684-710
- [32] Gloßner S. Investor Horizons, Long-term Block Holders, and Corporate Social Responsibility. *Journal of Banking and Finance*, 2019, 103: 78-97
- [33] Gompers P.A., Metrick A. Institutional Investors and Equity Prices[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2001(1):229-259
- [34] Graves S B, Waddock S A. Institutional Owners and Corporate Social Performance[J]. *Academy of Management Journal*, 1994, 37(4): 1034-1046
- [35] Ibikunle G., Steffen T. European Green Mutual Fund Performance: A Comparative Analysis with Their Conventional and Black Peers[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017(145):337-355
- [36] Jin J., Han L. Assessment of Chinese Green Funds: Performance and Industry Allocation[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018(171):1084-1093
- [37] Liu J., Duan Y., Zhong S. Does Green Innovation Suppress Carbon Emission Intensity? New Evidence from China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022(57):86722-86743

- [38] Ma W., Duan X., Tang Y. Enterprise Sustainable Development and Green Fund Concern: The Analysis and Test of R&D from Listed Companies in China[J]. *Energy Economics*, 2023(121):106654
- [39] Martin P.R., Moser D.V. Managers' Green Investment Disclosures and Investors' Reaction[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016(1):239-254
- [40] Wang Z., Fu H., Ren X. Political Connections and Corporate Carbon Emission: New Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2023(188):122326
- [41] Whited T.M., Wu G. Financial Constraints Risk[J]. *The Review of Financial Studies*, 2006(2):531-559
- [42] Yu J., Shi X., Guo D., Yang L. Economic Policy Uncertainty and Firm Carbon Emissions: Evidence Using a China Provincial EPU Index[J]. *Energy Economics*, 2021(94):105071
- [43] Zhang D., Du W., Zhuge L., Tong Z., Freeman R.B. Do Financial Constraints Curb Firms' Efforts to Control Pollution? Evidence from Chinese Manufacturing Firms[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019(215):1052-1058

Do Green Mutual Funds Improve Corporate Environmental Performance?

— Empirical Evidence from Chinese Listed Companies

Yu Jian, Yang Fanjia and Su Zhi

(School of Economics, Central University of Finance and Economics; School of Statistics and Mathematics, Central University of Finance and Economics)

Summary: Green mutual funds serve as critical financial instruments in capital markets to support the green development of the real economy, yet their environmental impacts remain insufficiently validated. This study examines the influence of green mutual fund ownership on the environmental performance of listed companies and its underlying mechanisms, utilizing data from Chinese A-share listed firms on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges between 2010 and 2020. The findings reveal that green mutual fund holdings enhance corporate environmental performance by reducing carbon emissions, though the effect on carbon emission intensity is statistically insignificant. These conclusions remain robust after addressing endogeneity concerns and excluding competing hypotheses. Unlike conventional mechanisms of green financial tools, the impact of green mutual funds operates through general channels such as green innovation and financing constraints, as well as unique pathways including shareholder activism and exit threats. Further analysis indicates that the positive effects are more pronounced in privately-owned, small, and younger companies. The study provides actionable policy recommendations for the establishment and investment practices of China's green funds, thereby advancing the development of transition finance.

Keywords: Green Mutual Funds; Environmental Performance; Listed Companies; Shareholder activism; Exit threat



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn