

共同机构所有权与企业绿色技术创新

杜勇¹, 李靖¹, 何西子¹

(1. 西南大学经济管理学院, 重庆 400715)

摘要: 绿色技术创新是实现人与自然和谐共生和国家“双碳”战略目标的关键, 在此背景下如何推动绿色技术创新便成为当前理论和实务界关注的热点话题。本文基于 2007—2021 年沪深 A 股非金融上市公司样本, 探讨共同机构所有权对企业绿色技术创新的影响。研究发现, 共同机构所有权能够提升企业绿色技术创新水平, 并且经过工具变量法、Heckman 二阶段回归、倾向匹配得分等一系列检验后结论依然成立。机制检验发现, 共同机构所有权的机构协同效应能够提高企业技术创新能力、缓解绿色技术创新面临的双重外部性问题, 监督治理效应能够优化公司治理水平、缓解委托代理问题, 进而提升企业绿色技术创新水平。异质性检验发现, 共同机构所有权对绿色技术创新的促进效应在非国有企业、拥有长期共同机构投资者企业、重污染企业以及市场化水平较低地区的企业中更为显著。本文研究结论不仅突破单个机构投资者与绿色技术创新的研究框架, 而且为政府部门制定政策工具和市场机制相辅相成的绿色技术创新体系提供了微观经验基础。

关键词: 共同机构所有权; 绿色技术创新; 协同治理效应; 双重外部性

中图分类号: F272

文献标识码: A

一、引言

绿色技术创新不仅是保证“碳中和、碳达峰”双碳目标如期实现的主要途径, 也是推动绿色低碳发展进而实现人与自然和谐共生现代化任务的关键所在。然而, 对企业而言, 开展绿色技术创新活动往往受到创新资源、创新能力以及“双重外部性”的制约 (Rennings et al., 2006), 导致其缺乏核心驱动力。因此, 如何推动企业开展绿色技术创新活动成为当下学界和业界广泛关注的重要话题。最初, 由政府主导和制定的环境规制备受推崇 (Porter and Linde, 1995), 但随着研究不断深入, 环境规制的弊病也逐渐显现, 不仅可能会降低企业绿色技术创新总量 (Palmer et al., 1995), 更甚之会损害企业绿色技术创新质量 (补充外文文献)。可见, 仅仅依靠环境规制推动企业绿色技术创新容易导致南辕北辙的情况。事实上, 许多研究表明, 在推动企业绿色技术创新的过程中, 有为政府与有效市场缺一不可。事实上, 许多国家政府先后出台了多项旨在通过有效市场建设推动绿色技术创新的政策, 如中国政府在 2019 年出台的《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》明确提出构建以市场为导向绿色技术创新体系, 2022 年出台的《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案 (2023—2025 年)》指出要进一步完善市场导向的绿色技术创新体系。然而, 市场推动绿色技术创新的具体路径和作用机制是怎样的, 目前尚不清楚, 并且已有文献对市场驱动企业绿色技术创新的研究较少且主要集中于董事会治理 (补充外文文献)、单个机构投资者 (Jiang and Bai, 2022) 等方面, 忽略了机构投资者联结对企业绿色技术创新的影响。事实上, 近年来随着专业投资者并购事件日益增多, 同一机构投资者持股同行业多家企业 (本文将之称为共同机构所有权) 现象¹在中国资本市场越发明显, 对企业微观行为产生了深刻影响 (Gilje et al., 2020)。因此, 在日益注重构建市场化绿色技术创新体系以及共同机构投资者现象越发普遍的双重背景下, 非常有必要弄清楚共同机构所有权对企业绿色技术创新的影响效应及其作用机制, 这正是本文研究的切入点。

现有研究表明, 机构投资者持股多家企业后, 其投资目标由单一企业价值最大化转变为组合

投资价值最大化 (Hansen and Lott, 1996; Hart, 1979), 进而产生协同治理效应或者合谋舞弊效应 (Azar et al., 2022; He and Huang, 2017; Kang et al., 2018; 杜勇等, 2021; 杜勇等, 2022; 梁日新和李英, 2022; 潘越等, 2020)。协同治理效应观点认为共同机构所有权不仅可以促进企业间资源和信息共享 (Li and Liu, 2023), 减少相互冲突、提高合作水平 (He and Huang, 2017); 还可以凭借行业枢纽实现监督治理上的“规模”效应 (杜勇等, 2021; 杜勇等, 2022), 优化企业公司治理 (Kang et al., 2018; Edmans et al., 2019; He et al., 2019)。合谋舞弊效应则认为共同机构所有权既可能降低产品竞争市场活力 (Kinia et al., 2022), 扭曲市场价格机制 (Azar et al., 2018), 导致企业缺乏投资敏感性 (潘越等, 2020); 还可能导致无效监督 (Giuli et al., 2021) 等公司治理问题。聚焦于中国这一世界上最大新兴经济体的现实情境中, 协同治理效应与合谋舞弊效应究竟何种效应占据主导目前是众说纷纭、莫衷一是 (补充外文文献)。基于企业绿色技术创新视角, 在最大化投资组合价值的驱使下, 共同机构投资者一方面可能促进持股同行业企业资源和信息的相互共享、提高战略合作水平以及优化公司治理, 从而缓解因资源不足、双重外部性以及委托代理导致企业绿色技术创新意愿和能力低下的问题; 另一方面可能弱化市场竞争、掏空创新资源、形成过度监督、负面监督等问题, 导致企业缺乏动机和能力去开展绿色技术创新活动。那么现实情境中, 共同机构所有权对企业绿色技术创新的影响究竟呈现何种结果, 需要实证加以检验。

我们选择中国上市公司为研究样本展开共同机构所有权对企业绿色技术创新的影响研究的原因主要有以下两个方面: 一是中国是典型的关系型社会, 而且日益增多的同行企业被共同机构持股使得中国上市公司之间的关系更加紧密, 这种特殊制度背景为研究共同机构所有权对企业绿色技术创新的影响效应提供了合适的场景, 也为其他转型经济体国家的独立董事制度制定提供经验借鉴; 二是中国近些年来出台了各种环境保护措施, 如中国政府在国家“十四五”规划中明确提出, 要加快推动绿色低碳发展, 大力支持绿色技术创新。这些措施迫使重污染上市公司会尽可能采取绿色技术创新的手段去达到环境保护的要求, 这刺激了重污染企业学习模仿同群企业的绿色创新行为。

为探究共同机构所有权对企业绿色技术创新的影响效应及其作用机制, 本文在理论分析基础上, 以 2007—2021 年沪深 A 股非金融上市公司为研究样本对其展开了实证检验。研究结果表明, 共同机构所有权对企业绿色技术创新具有明显的提升作用, 支持了协同治理假说观点; 机制检验表明, 共同机构所有权通过发挥机构协同效应提高了企业创新能力、缓解了双重外部性问题, 并通过监督治理效应优化了公司治理水平, 从而提升了持股企业绿色技术创新水平。异质性检验发现, 在非国有企业、具有长期共同机构投资者持股企业、重污染企业以及市场化水平较低地区的企业中, 共同机构投资者对绿色技术创新的促进效应更为显著明显。

本文可能的增量贡献如下: ①从同行业共同持股视角, 突破单个投资者影响企业绿色技术创新的现有研究框架。现有文献大多局限于委托代理理论, 侧重于从单个机构投资者的监督治理效应探讨其如何影响绿色技术创新。区别于现有研究做法, 本文既考虑了机构投资者持股同行业多家企业后“协同效应”的资源互补、信息共享以及战略联盟优势, 也考虑了“规模效应”所形成的内部治理优势, 研究发现共同机构所有权能解决阻碍企业绿色技术创新战略实施的创新力不足、双重外部性以及委托代理问题。②从企业之间资源共享、竞争协调、公司治理层面拓展了绿色技术创新的驱动因素, 并从可持续发展视角丰富了共同机构所有权的经济后果。现有研究大多从环境规制探讨绿色技术创新的驱动因素, 忽视了企业之间资源共享和竞争协调及内部治理结构的作用。本文发现资本市场日益兴起的共同机构所有权不仅可以发挥“协同效应”提高企业创新能力、缓解企业面临的双重外部性问题, 还可以发挥“治理效应”缓解委托代理问题, 进而提升企业绿色技术创新水平。因此, 本文从公司治理的逻辑起点切入, 发现共同机构所有权是推动企业绿色技术创新的有力股权安排, 在拓展绿色技术创新驱动因素的同时丰富了共同机构所有权的经济后果研究。③从共同机构所有权这一市场化机制视角, 为政府构建政策工具和市场机制相辅相成的绿色技术创新体系提供经验证据和理论支撑。本文研究发现, 共同机构所有权可以发挥协同治理效应, 对企业绿色技术创新具有显著推动作用。因此, 政府部门在利用环境规制等政策工

具对绿色技术创新进行外部合法性催化的同时，也可以充分利用共同机构所有权的协同作用和治理优势，为共同机构所有权的形成和协同治理作用发挥创造环境，借助资本市场广泛存在的股权连接模式，从内部治理机制入手推动企业实施绿色技术创新战略，助力国家“双碳”战略目标以及人与自然和谐共生现代化任务的实现。

二、理论分析与假设提出

诸多研究表明，多元化投资的目标是组合价值最大化而非单一企业价值最大化(Hansen and Lott, 1996; Hart, 1979)。以此类推，机构投资者同时重仓同行业多家企业后，投资目标也相应地转变为投资组合价值最大化(Schmalz, 2018)。为了最大化投资组合价值，共同机构投资者具有强烈动机整合投资组合企业资源和协调投资组合企业关系，进而产生“协同治理”或者“合谋舞弊”两种截然不同的效应(Azar et al., 2022; He and Huang, 2017; 杜勇等, 2021; 杜勇等, 2022; 潘越等, 2020)。基于此，本文从协同治理效应和合谋舞弊效应入手探讨共同机构所有权如何影响企业绿色技术创新。

1. 基于机构协同效应和监督治理效应的理论分析

(1) 机构协同效应。大量研究表明，共同机构投资者持股同行业多家企业后，能通过中心枢纽位置实现资源共享和信息互补(Li and Liu, 2023)、并减少过度竞争(Hansen and Lott, 1996)，从而提高合作水平、减少相互冲突(He and Huang, 2017)，进而在同行业企业之间形成战略联盟(Azar et al., 2018; Chen et al., 2021)。由此，本文从两个方面分析共同机构所有权对企业绿色技术创新的协同效应：第一，促进资源共享，提升创新能力。根据资源基础理论，创新资源的充裕性决定企业是否实施绿色技术创新(Mårtensson and Westerberg, 2016)，创新能力的完备性决定企业能否顺利开展绿色技术创新(曹洪军和陈泽文, 2017)，换言之，创新资源和创新能力是影响企业绿色技术创新的关键因素(Buysse and Verbeke, 2003; Horbach et al., 2012)。从创新资源来看，当资源紧缺时，企业优先选择风险低、回报快、能够迅速增强企业生产能力的项目；资源充裕时，企业更加偏爱能够获得持续、长期收益的项目。前期投入强度大、风险不确定性高、投资回报周期长等特点决定了企业绿色技术创新战略实施需要更加充足的资源保障。从创新能力来看，缺乏核心创新能力将导致企业难以突破知识障碍(Zahra and George, 2002)，有效整合现有资源以形成绿色技术创新所需的组合技能(Huang and Li, 2017)，即企业缺乏核心技术攻关将增大绿色技术创新失败概率(曹洪军和陈泽文, 2017)。理论上而言，共同机构投资者有动机和能力推动企业绿色技术创新水平的提升。从动机上分析，在日益重视绿色可持续发展的宏观背景下，采取绿色技术创新战略不仅有益于投资组合公司获得超额利润(Porter and Linde, 1995)，提高资本市场认可度(Chan et al., 2016)，还有助于企业满足环保部门环境要求、规避政府监管部门的处罚(Chang, 2011)，从而帮助共同机构投资者实现组合投资价值最大化。从能力来看，当共同机构投资者凭借其信息优势发现绿色技术创新这一行业重要投资机会时，不仅能够帮助企业获取低成本的债务融资和股权融资(Chen et al., 2021)，还可以协调和调配组合内有形资源和无形资源(Li and Liu, 2023; 杜勇和胡红燕, 2022)，进而构建出一整套绿色研发体系，缓解被联结企业因资金、人员等受限而放弃绿色创新战略的问题；除此之外，绿色技术创新能否成功的关键在于核心技术攻关，而研究发现，共同机构投资者还有助于持股企业之间核心研发技术的共享(He and Huang, 2017; Li and Liu, 2023)，从而帮助企业实现绿色技术能力突破(Zahra and George, 2002; 李世刚等, 2022)。

第二，降低企业绿色技术创新的“双重外部性”。根据双重外部性理论，技术知识溢出和环境保护溢出是导致绿色技术创新缺乏积极性的关键性因素(Rennings et al., 2006; 刘剑民等, 2022)。从技术知识外溢来看，当企业的私人绿色知识外溢至市场之中，同行业其他企业会通过学习、分析、模仿、复制等低成本方式将私人知识演变为公共知识，侵占被模仿企业的绿色技术创新收益，原始创新企业承担大量研发成本而并未获得对等的研发高收益(刘剑民等, 2022)。从环境保护外部性来看，绿色技术创新有益于改善环境治理，而环境保护的公共性使得其他企业都免

费受益于绿色技术创新的溢出效应,导致企业进行绿色技术创新的激励性不足。比如:其他企业本应负担的污染排放治理成本和环境规制成本被严重低估,绿色技术创新企业为此付出研发成本得不到其他企业补偿(聂爱云和何小钢, 2012)。而共同机构所有权的存在可以有效降低绿色技术创新的“双重外部性”。具体而言,在组合投资价值最大化的目标下,共同机构投资者会促使同行业竞争企业建立稳定的战略合作关系(Azar et al., 2022),形成战略联盟(He and Huang, 2017),有效遏制“双重外部性”问题。针对知识外溢风险,战略联盟可以形成“利益共同体”,保证知识外溢的正外部性更多被联盟群体内企业吸收,实现技术外溢风险的内部化(Antón et al., 2021);与此同时,物质资源互补、多元化技术和知识共享等战略联盟优势可以扩大企业知识组合,提高知识的深度和广度,有助于企业研制出技术含量更高的绿色技术,构建绿色技术壁垒,大幅度提高其他技术模仿难度以及成本(刘剑民等, 2022)。针对环境外部性问题,战略联盟协同绿色技术创新有助于企业跻身于行业环境领导者的地位,并且与政府和环境专业协会结盟,共同研究和制定前瞻性的环境战略,参与行业规范、标准的制定,并且游说政府制定有利于自身的环境法规(Aragón and López, 2007; Paulraj, 2009; 焦俊和李垣, 2011),比如企业可以争取到一些政策优惠(政府补助、绿色信贷)以补偿绿色技术创新环境外部性所导致成本过高、收益偏低的问题,或者提高污染成本和规制成本(绿色税收、污染处罚)以惩罚其他企业免费受益的情况。综上所述,共同机构所有权能够发挥协同治理效应,帮助投资组合企业获取创新资源、提高创新能力以及缓解双重外部性问题,进而促进企业绿色技术创新。

(2) 监督治理效应。公司治理水平同样也是影响着绿色技术创新的关键因素(Amore and Bennedsen, 2016)。在委托代理理论的框架下,代理人出于风险规避等自利动机,会阻碍高风险、高不确定性但有益于公司价值提高的创新决策(Jensen and Meckling, 1997)。与一般技术创新相比,绿色技术创新的风险更高、不确定性更大,代理人风险规避动机更强,导致绿色技术创新水平整体偏低(王锋正和陈方圆, 2018),更加需要行之有效的监督治理机制去有效化解委托人和代理人之间的利益矛盾(Jiang and Bai, 2022)。相比于一般投资者,共同机构投资者拥有更高的监督效率和更强的监督能力去保证公司治理的有效性(杜勇等, 2022)。原因有如下三点:第一,共同机构投资者联结多家同行业公司后,可以在同行业之中不断汲取信息、学习决策,帮助其积累了丰富的实务治理经验和理论治理经验(潘越等, 2020)。第二,共同机构所有权联结的同行业企业间相似的经营模式和决策方式有助于治理经验相互迁移(杜勇等, 2022),实现监督治理上的“规模效应”,从而大幅度节约了监督成本(Ramalingegowda et al., 2021)。第三,共同机构所有权可以通过委派董事(杜勇和胡红燕, 2022)、退出威胁(Edmans et al., 2019)、解聘 CEO (Kang et al., 2018)等方式保证其在持股企业“话语权”,进而实施更为有效的监督。在此之下,共同机构所有权对于矫正管理层的目标函数偏移企业价值的作用更强,缓解股东与管理层之间的利益冲突作用更大,从而有效提升企业绿色技术创新水平。此外,除利益冲突之外,代理人能力不足与企业发展要求以及信息不对称与企业决策要求之间的矛盾亦是委托代理问题的根源所在(肖曙光和杨洁, 2018),导致代理人对绿色技术创新决策“有心无力”以及无法意识到绿色技术创新决策重要性。共同机构所有权在市场实践中积累的丰富绿色创新经验以及对在企业发展要求的信息优势能有效缓解有代理人能力不足以及信息不对称所导致的代理问题(杜勇等, 2022),进而推动绿色创新活动的进行。综上所述,共同机构所有权的监督治理效应能缓解经理人与代理人在绿色技术创新决策收益上的不一致,弥补经理人在绿色创新决策的能力不足以及信息缺乏,从而提高绿色技术创新水平。基于上述两个方面的理论分析,本文提出如下假说:

H1a:共同机构所有权将会提高企业绿色技术创新水平。

2.基于机构合谋效应和治理舞弊效应的理论分析

(1) 机构合谋效应。共同机构投资者在投资组合价值最大化目标的驱使下(Hansen and Lott, 1996),既有可能产生上述资源共享、减少冲突的协同效应,还可能诱发竞争合谋效应(Azar et al., 2022; 潘越等, 2020)。诸多研究发现,出于投资组合价值最大化动机,共同机构投资者具有强烈的动机促进组合内企业“集体行动,一致对外”,减少彼此之间的竞争,以此获取高市场份额和

高议价能力,从而诱发合谋效应(Azar et al., 2018; Azar et al., 2022)。随着市场竞争的程度削弱,企业会滋生惰性,只求安于现状,企业绿色投资意愿明显降低(Akdoğu and Mackay, 2008)。并且在竞争程度较弱的市场之中,企业的投资敏感性较差(潘越等, 2020),难以在投资机会来临时通过研发新工艺与新产品,或使用新技术来积累自身竞争优势(何玉润等, 2015)。因此,在环保产品需求日益强烈的背景之下,共同机构投资者所联结企业难以把握住绿色投资机会。除此之外,共同机构投资者有动机与企业进行合谋,通过隧道挖掘来侵占其他企业其他投资者的利益(Chen et al., 2021)。Backus et al. (2021)就曾指出,共同机构投资者有动机将资产和现金流从一家公司转移到另一家公司,导致被转移企业资源匮乏,难以支撑绿色技术战略的实施。因此,共同机构所有权的合谋效应可能导致企业绿色技术创新水平整体偏低。

(2) 治理舞弊效应。共同机构投资者实施股东积极主义的最终目的并非是为改善公司治理,而是仅仅追求组合投资的最大化价值(杜勇等, 2022)。换言之,只要可以获取更高的价值,共同机构投资者并不在意治理是消极的还是积极的,进而可能导致无效监督、过度监督甚至是负面监督。从无效监督来看,在有限关注的假说下,共同机构投资者持股多家企业,会分散自身的有限精力,缺乏时间和精力去改善企业治理(Giuli et al., 2021),这就为管理层风险规避不实施绿色技术创新战略提供了可趁之机;从过度监督来看,共同机构投资者本身作为大股东,可能带来过度监督效应,弱化控股股东和管理层风险承担意愿,不利于企业开展周期长、投入大的绿色技术创新;针对负面监督而言,共同机构投资者可能会基于某些行业性特征、出于投机性目的持有同行业多家企业,这更容易促使其利用行业性优势和专长与管理层合谋(杜善重和马连福, 2022),通过资金占用、超额股利、关联交易等手段攫取私人利益,导致企业资源被消耗。因此,无论是无效监督、负面监督还是过度监督,都不利于绿色技术创新的施行(Gao et al., 2019)。除此之外,绿色技术创新更多是帮助企业建立长期竞争优势,与更加关注资本市场短期表现为导向的机构投资者的投资取向相违背。为了获取短期利益,共同机构投资者有动机纵容管理层的风险规避行为。综上所述,共同机构所有权可能导致无效监督、过度监督以及负面监督等问题,不利于企业开展绿色技术创新活动。

H1b:共同机构所有权将会降低企业绿色技术创新水平。

三、研究设计与数据来源

1. 数据来源

本文以 2007—2021 年中国沪深 A 股非金融上市公司为研究样本,构建共同机构所有权、绿色技术创新专利以及相关财务指标等数据均来源于国泰安(CSMAR)数据库以及中国问题研究(CNRDS)数据库。在原始数据的基础上,本文剔除了金融行业企业、ST、*ST 企业以及相关财务指标缺失的样本,最终得到 38636 个企业一年份样本观测值。本文对所有连续性变量进行了上下 1%的缩尾处理以避免极端值干扰回归结果的准确性。

2. 变量定义

(1) 绿色技术创新(GI)。借鉴李青原和肖泽华(2020)、肖红军等(2022)的做法,本文使用绿色技术专利申请数加 1 之和的自然对数表示,记为 GI。

(2) 共同机构所有权(CIO)。借鉴已有文献(He and Huang, 2017; 杜勇等, 2021; 杜勇等, 2022)的做法,使用上市公司所有共同机构投资者持股比例之和衡量共同机构所有权,记为 CIO。具体而言,共同机构所有权基于季度数据构建,如果在某一年度中任何一个季度拥有共同机构投资者,则判定年度内上市公司被共同机构投资者持股,然后计算所有共同机构投资者持股比例之和。首先计算季度指标,然后以季度指标数据的均值作为相应的年度指标数据。考虑到中国相关法律法规将 5%持股作为投资者在企业产生重大影响的标准,同时,参照已有文献(He and Huang, 2017; Chen et al., 2021; 杜勇等, 2021; 杜勇等, 2022)的做法,选择持股 5%以上机构投资者构建共同机构所有权。

（3）控制变量。本文借鉴齐绍洲等（2018）、李青原和肖泽华（2020）、杜勇等（2021）的研究做法，选取以下指标作为控制变量：企业规模（*Size*）、资产负债率（*Lev*）、总资产收益率（*ROA*）、企业成长性（*Growth*）、现金流水平（*Cash*）、机构投资者持股（*Inst*）、资本密集度（*TA*）、第一大股东持股（*Top1*）、两职合一（*Dual*）、独立董事占比（*Id*）、董事会规模（*Board*）、企业年龄（*Age*）、产权性质（*Soe*）。变量具体定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
绿色技术创新	GI	企业绿色专利申请总数加 1 之和的自然对数
共同机构所有权	CIO	共同机构投资者持股比例之和的年度均值
企业规模	Size	资产总额的自然对数
资产负债率	Lev	负债总额与资产总额的比值
总资产收益率	ROA	净利润与资产总额的比值
企业成长性	Growth	营业收入增长率
现金流水平	Cash	经营活动现金流量净额与资产总额的比值
机构投资者持股	Inst	机构投资者持股比例
资本密集度	TA	固定资产净额与资产总额的比值
第一大股东持股	Top1	第一大股东持股比例
两职合一	Dual	董事长与总经理兼任时取值为 1，否则为 0
独立董事占比	Id	独立董事人数与董事会人数的比值
董事会规模	Board	董事会人数的自然对数
企业年龄	Age	企业成立年份加 1 的自然对数
产权性质	Soe	国有企业取值为 1，否则为 0

3.模型设定

为检验共同机构所有权如何影响绿色技术创新，本文参考李青原和肖泽华（2020）、杜勇等（2021）的做法，构建如下回归模型：

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CIO_{i,t} + \alpha_i Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中，*GI* 表示绿色技术创新，*CIO* 表示共同机构所有权，*Controls* 为一系列控制变量，*Year* 为年份固定效应，*Ind* 为年份固定效应。

4.描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计结果。被解释变量绿色技术创新（*GI*）的均值为 0.7939，与肖红军等（2022）的统计值 0.792 基本保持一致，最小值为 0，最大值为 4.6347，标准差为 1.1318，表明不同企业之间的绿色技术创新水平还存在较大差距；解释变量共同机构所有权（*CIO*）的最小值和中位数均为 0，最大值为 0.5240，均值为 0.0292，表明共同机构所有权仅存在于部分企业之中。控制变量的统计结果与现有研究基本保持一致。

表 2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GI	38636	0.7939	1.1318	0.0000	0.0000	4.6347
CIO	38636	0.0292	0.0958	0.0000	0.0000	0.5240
Size	38636	22.0819	1.2875	19.7461	21.8932	26.0879

Lev	38636	0.4247	0.2080	0.0506	0.4181	0.8963
ROA	38636	0.0376	0.0636	-0.2726	0.0386	0.1954
Growth	38636	0.1839	0.4188	-0.5792	0.1188	2.6643
Cash	38636	0.0458	0.0716	-0.1770	0.0458	0.2462
Inst	38636	0.4433	0.2447	0.0034	0.4618	0.9074
TA	38636	0.2126	0.1623	0.0021	0.1788	0.7039
Top1	38636	0.3461	0.1490	0.0877	0.3249	0.7457
Dual	38636	0.2777	0.4479	0.0000	0.0000	1.0000
Id	38636	0.3740	0.0531	0.3077	0.3333	0.5714
Board	38636	2.1331	0.2012	1.6094	2.1972	2.7081
Age	38636	2.8301	0.3678	1.6094	2.8904	3.4965
Soe	38636	0.4585	0.4983	0.0000	0.0000	1.0000

四、实证结果分析

1.基准回归

表 3 为共同机构所有权与企业绿色技术创新的基准回归结果。第（1）列为单变量回归结果，结果显示，共同机构所有权与企业绿色技术创新的回归系数为 **1.3925**，在 1%的水平下显著，表明共同机构所有权持股比例每增加 1 个单位，企业绿色技术创新水平提升 **139.25%**；第（2）列为加入控制变量和固定效应的回归结果，结果显示，共同机构所有权与企业绿色技术创新的回归系数为 **0.3836**，在 1%的水平下显著，表明共同所有权持股比例每增加 **100%**，企业绿色技术创新水平增加 **38.36%**。综上所述，基准回归结果支持共同机构所有权的协同治理效应，即共同机构所有权可以提高企业绿色技术创新水平，假设 **H1a** 成立。

表 3 基准回归

变量	(1)	(2)
	GI	GI
CIO5	1.3925*** (19.2771)	0.3836*** (6.6294)
Size		0.3962*** (69.3756)
Lev		0.1397*** (4.6034)
ROA		0.2563*** (2.9243)
Growth		-0.0223* (-1.8629)
Cash		0.0496 (0.6926)
Inst		-0.0254 (-1.0329)
TA		-0.5915***

		(-16.0925)
Top1		-0.2345***
		(-6.0899)
Dual		0.0030
		(0.2757)
Id		0.1439
		(1.3021)
Board		0.0114
		(0.3615)
Age		-0.1412***
		(-8.5860)
Soe		0.0266**
		(2.1905)
_cons	0.7532***	-8.0790***
	(128.0930)	(-56.4236)
Year fe	No	Yes
Ind fe	No	Yes
N	38636	38636
R ² _adj	0.0139	0.3350

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，括号内为 t 值。以下各表同。

2.内生性检验

(1) 工具变量法。基准回归结果可能存在互为因果的内生性问题。具体而言，共同机构所有权对企业绿色技术创新的提升作用可能并非由于其发挥了“协同治理”效应，而是共同机构投资者凭借信息优势持股绿色技术创新水平更高的企业。简言之，是企业绿色技术创新优势吸引了共同机构投资者持股而并非共同机构所有权提高了企业绿色技术创新水平。因此，为缓解可能存在的因果倒置问题，本文采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行检验。借鉴 He and Huang（2017）、梁日新和李英（2022）做法，本文采用机构投资者²并购事件（IV1_CIO）以及采用同年度同地区同行业其他上市公司的共同机构所有权均值（IV2_CIO）作为工具变量。采用机构投资者并购事件作为工具变量的原因在于：上市公司的机构投资者发生并购行为可能导致机构投资者同时持股同行业另一家企业，使得该机构投资者成为共同机构投资者，即机构投资者并购将可能导致共同所有权的形成。然而，机构投资者并购事件往往不会影响企业绿色技术创新活动。选取同年度同地区同行业其他上市公司的共同机构所有权均值作为工具变量的原因在于：同地区同行业企业与本企业的行业特征和外部风险相似，但没有明显证据表明同地区同行业企业的共同机构所有权对本企业的绿色技术创新具有影响。综上所述，两个工具变量的选择均满足相关性和排他性的要求。检验结果如表 4 前两列所示。工具变量检验结果表明，共同机构所有权（CIO）不可识别检验统计值、弱工具变量检验统计值以及过度识别检验统计值均通过检验。第一阶段结果显示，工具变量具有统计显著性，且 F 值远大于 10（F 值=120.09），说明工具变量对内生变量具有较好的解释力，因此本文选取的工具变量是合适的。第二阶段结果显示，共同机构所有权与企业绿色技术创新的估计系数在 1%的水平下显著为正，支持 H1a 假设。

(2) 核心解释变量滞后 N 期。为进一步缓解因果倒置问题，本文对核心解释变量滞后一期、滞后两期得到共同机构所有权的滞后期（LCIO、L2CIO），并重新利用基准回归模型进行回归。回归结果见表 4 后两列所示，共同机构所有权滞后期（LCIO、L2CIO）与企业绿色技术创新（GI）

依然显著正相关，与基准回归结论保持一致。

表 4 内生性检验（一）：工具变量法与核心解释变量滞后 N 期

变量	工具变量法		核心解释变量滞后	
	第一阶段	第二阶段	滞后一期	滞后二期
	(1)	(2)	(3)	(4)
	CIO	GI	GI	GI
IV1_CIO	0.0341*** (4.4813)	1.8522*** (3.8652)	0.3568*** (5.7317)	0.3096*** (4.6211)
IV2_CIO	0.2432*** (14.5972)			
CIO				
LCIO				
L2CIO				
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.2891*** (-16.3275)	-8.1661*** (-37.0639)	-8.1319*** (-50.9338)	-8.4284*** (-48.6461)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	30736	30736	33299	29230
R ² _adj	0.1661	0.3335	0.3360	0.3411
不可识别检验	Kleibergen-Paap rk LM statistic=222.553; P 值=0.000			
弱工具变量检验	Kleibergen-Paap rk Wald F statistic=120.092>19.93			
过度识别检验	Hansen J statistic =1.192; P 值=0.167			

注：Controls 为一系列控制变量。以下各表同。

（3）Heckman 两阶段法。本文回归结果可能存在样本选择偏误的问题。因上市公司在偿债能力、盈利能力、营运能力以及治理结构等层面存在一定差异，导致机构投资者因偏好某一方面而选择持股企业，同样这些因素对企业绿色技术创新也会产生重要影响，这就可能导致基准回归结果是上市公司某些特征造成的而并非共同机构所有权发挥了协同治理作用。为缓解样本选择偏差问题导致的内生性问题，本文采用 Heckman 两阶段法进行检验。首先，利用 Probit 模型估计逆米尔斯比例（IMR），以检验滞后一期的企业特征变量（即上述控制变量）是否会影响共同机构投资者持股企业。选择滞后一期的企业特征变量的原因在于机构投资者只能根据企业前期的盈利能力、偿债能力、营运能力以及治理结构等指标进行决策(潘越等，2020)，同时在 Heckman 第一阶段加入机构投资者并购作为排他性约束变量。其次，为检验可能存在的选择性偏差对基准回归结果的影响，将 IMR 作为控制变量加入基准回归模型（1）。检验结果显示（见表 5 第（1）列），IMR 在 1%的水平上显著，说明存在共同机构投资者持股的分布偏差，需要检验选择性偏差对本文结论的影响。进一步地，将 IMR 作为控制变量加入后，共同机构所有权（CIO）的估计系数依

然显著为正。综上所述，使用 *Heckman* 两阶段模型控制选择性偏差后依然支持本文研究结论。

(4) **PSM-OLS 检验**。为进一步控制样本选择偏差导致的内生性问题，本文采用倾向匹配得分法进行检验。根据是否存在共同机构所有权 (*CIO_Dum*) 设置处理组和对照组，以上文控制变量作为协变量，使用 1: 1 最近邻匹配的方法寻找与处理组特征最为相似的对照组，然后利用匹配好的样本进行 *OLS* 回归检验。*PSM* 结果显示，平均处理效应 (*ATT*) 在 1% 的水平下显著为正。这表明处理组相比于对照组的企业绿色技术创新水平更高。*OLS* 结果显示 (见表 5 第 (2) 列)，共同机构所有权 (*CIO*) 与企业绿色技术创新 (*GI*) 显著正相关。在使用倾向匹配得分进一步控制样本选择偏差后，依然支持基准回归结果。

(5) **多时期双重差分检验**。为排除遗漏变量问题可能导致的基准回归结果偏误，本文参照杜勇等 (2021) 的做法，采用多时期双重差分模型来估计股权结构变化 (共同机构投资者从无到有) 前后企业绿色技术创新水平变化。具体模型构建如下：

$$GI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times After_t + \beta_i Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Treat 为分组虚拟变量，将企业从没有共同机构投资者变更为拥有共同机构投资者设定为实验组，赋值为 1，将始终没有共同机构投资者的设定为对照组赋值为 0；*After* 为时间虚拟变量，企业股权结构发生改变 (拥有共同机构投资者) 当年及以后赋值为 1，否则赋值为 0。*Controls* 为基准回归中的控制变量，*Year* 为时间固定效应，*Firm* 为个体固定效应。特别说明的是，为排除干扰，本文删除了股权结构频繁变更的样本，仅保留发生一次变更的样本。检验结果如表 5 第 (3) 列所示，*Treat×After* 的估计系数在 1% 的水平下显著为正。由此说明，利用多时期双重差分模型重新估计后依然未改变基准回归结果。

(6) **考虑企业层面的固定效应**。为进一步排除个体差异以及遗漏变量对基准回归的影响，本文采用个体固定效应重新进行检验，检验结果如表 5 第 (4) 列所示。结果表明，在使用个体固定效应进行检验后，*CIO* 的估计系数依然在 1% 的水平下显著为正。考虑公司层面的固定效应后，**H1a** 假设依然成立。

表 5 内生性检验 (二)：Heckman、PSM、双重差分模型、个体固定效应

变量	Heckman 检验	PSM-OLS	双重差分模型	公司层面固定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GI	GI	GI	GI
CIO	0.3347*** (5.5925)	0.3539*** (4.7542)		0.3334*** (2.6309)
IMR	-0.1339*** (-3.1829)			
Treat×After			0.1668*** (3.4046)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-7.5646*** (-30.6529)	-9.2103*** (-32.1574)	-5.9432*** (-12.6885)	-6.8818*** (-15.7612)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	No	No
Firm fe	No	No	No	No
N	33159	8320	31774	38636
R ² _adj	0.3360	0.3964	0.1996	0.2173

3.稳健性检验

(1) 考虑行业的年度趋势。考虑研究的整个样本期间，钢铁、煤炭等行业经历了不同的周期变化，并且各个年度出台的环境政策、绿色信贷政策等因素可能会对不同行业企业的绿色技术创新产生一定影响，同时这些因素也会影响投资者的持股选择以及调仓意向。因此，以上因素进入残差项可能导致基准回归结果产生偏误。为了吸收行业发展周期、环境政策等引起的差异，本文参考潘越等（2020）的做法，在模型（1）的基础上进一步控制了行业乘以年度的固定效应，从而尽可能排除各种宏观因素对本文回归结果的影响。重新回归的结果如表 6 第（1）列所示，共同机构所有权（*CIO*）对企业绿色技术创新（*GI*）的估计系数依然在 1%的水平下显著为正，表明了考虑行业周期、环境政策等因素后，本文的研究结论依然成立。

(2) 更换被解释变量衡量方式。为了进一步强化研究结论的稳健性，本文参照李青原和肖泽华（2020）的做法，采用企业当年绿色专利授权数加 1 的自然对数来重新衡量绿色技术创新，记作 *GI_Auth*。回归结果如表 6 第（2）所示，共同机构所有权（*CIO*）与企业绿色技术创新（*GI_Auth*）依然显著正相关，支持 H1a 的结论。

(3) 更换解释变量衡量方式。共同机构所有权为本文核心解释变量，仅采用单一的衡量方式可能存在估计偏差。为解决上述问题，本文参照杜勇等（2021）的做法，以是否存在共同机构投资者（*CIO1*）以及每家上市公司的共同机构投资者数量年度均值加 1 的自然对数（*CIO2*）替换基准模型中的解释变量重新进行回归。检验结果如表 6 第（3）、（4）所示，*CIO1* 以及 *CIO2* 的估计系数依然显著为正。上述结果表明，更换解释变量衡量方式后，基准回归结果依然成立。

(4) 重新设定门槛以构建共同机构所有权。基准回归模型中，本文以在同行业 2 家及以上上市公司中持股均不低于 5%的股份为标准来衡量共同机构投资者。为排除划分标准过高而难以全面衡量中国资本市场中的共同机构所有权问题，本文参照杜勇等（2022）的做法，在稳健性检验中以前十大股东以及持股比例不低于 3%为门槛重新计算共同机构所有权，分别记作 *CIO_10* 和 *CIO_3%*，并利用模型（1）重新进行检验。回归结果如表第 6 第（5）、（6）列所示。*CIO_10* 和 *CIO_3%*的估计系数在 1%的水平显著为正，与基准回归结果显著性依旧保持一致。

表 6 稳健性检验

变量	考虑行业的年度趋势	更换被解释变量衡量方式	更换解释变量衡量方式		重新设定门槛以构建共同机构所有权	
			是否存在共同机构所有权	共同机构投资者数量年度均值	前十大股东为门槛	持股比例不低于 3%为门槛
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GI	GI_Auth	GI	GI	GI	GI
CIO	0.3464*** (6.0532)	0.2967*** (5.3370)				
CIO1			0.0911*** (5.8145)			
CIO2				0.1493*** (5.6767)		
CIO_10					0.3984*** (6.7133)	
CIO_3%						0.4013*** (7.3877)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

_cons	-8.1131*** (-52.1349)	-7.1009*** (-51.0979)	-8.1268*** (-56.9423)	-8.1169*** (-56.8157)	-8.0788*** (-56.4025)	-8.0554*** (-56.2692)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year×Ind	Yes	No	No	No	No	No
N	38636	38636	38636	38636	38636	38636
R ² _adj	0.3446	0.3264	0.3347	0.3347	0.3351	0.3353

五、作用机制检验

承接上文理论分析所述，共同机构所有权可能通过发挥“机构协同”效应和“监督治理”效应来提升企业绿色技术创新。因此，接下来本文将从机构协同效应和监督治理效应两方面对作用机制进行检验。

1.机构协同效应检验

(1) 机构协同能力检验。遵循本文理论逻辑，共同结构所有权在投资组合内发挥协同效应对企业绿色技术创新水平的提升作用取决于共同机构投资者协同能力的大小。换言之，共同机构所有权在同行业企业中的协同能力越强，对于资源共享、信息互补，减少过度竞争、提高合作水平的促进作用更强，进而帮助投资组合企业获得创新资源、提高创新能力以及缓解双重外部性问题。因此，本文从机构协同能力强弱来检验机构协同效应是否成立。借鉴杜勇等(2021)、杜勇等(2022)的做法，构建共同机构所有权同行业势力指标³(*CIO_Power*)来作为机构协同能力的替代指标，并将其替换模型(1)中的 *CIO* 指标重新进行回归检验。检验结果如表 7 第(1)列所示，*CIO_Power* 的系数在 1%的水平下显著为正，表明共同机构所有权的协同能力越强，越能发挥机构协同效应进而提高企业绿色技术创新水平。结果表明，机构协同能力检验通过。

(2) 创新资源和创新能力的机制检验。在机构协同效应理论逻辑分析中，帮助投资组合企业获取创新资源和提升创新能力是共同机构所有权促进绿色技术创新的重要作用机制之一，即在创新资源增加和创新能力提高的情况下，企业进行绿色技术创新的意愿更强、成功概率更高。为检验创新资源和创新能力是否为共同机构所有权传导至绿色技术创新的作用机制，本文借鉴李世刚等(2022)的做法，采用 *OJ* 模型计算股权融资成本来衡量创新资源，采取股权融资成本而非债务融资成本衡量创新资源的原因在于，相比于债务融资，股权融资更能支持企业技术创新活动(张岭，2020)；借鉴曹洪军和陈泽文(2017)的做法，以研发投入强度，即研发支出与营业收入的比值来衡量创新能力。根据股权融资成本年度中位数将样本划分为股权融资成本高、低两组，根据研发投入强度年度中位数将样本划分为研发投入强度高、低两组，并分别利用模型(1)进行检验。股权融资成本分组检验结果如表 7 第(2)、(3)列所示，共同机构所有权对绿色技术创新的促进作用在股权融资成本分组中未呈现出明显差异(*P* 值=0.8489)。研发投入强度分组检验结果如表第 7 第(4)、(5)列所示，共同机构所有权对绿色技术创新的提升作用在研发投入强度较低的分组中显著为正，在研发投入强度较高的分组中未有显著性影响，且组间系数差异检验通过(*P* 值=0.0005)。综上所述，共同机构所有权在投资组合中的协同效应主要通过提升企业创新能力而非增加创新资源来提高绿色技术创新水平。

表 7 协同效应检验 (一)

变量	协同能力 检验	创新资源检验		创新能力检验	
		股权融资成本 高组	股权融资成本 低组	研发投入强度 低组	研发投入强度 高组
		(2)	(3)	(4)	(5)

	GI	GI	GI	GI	GI
CIO_Power	0.0780*** (5.3732)				
CIO		0.3323*** (2.9891)	0.3608*** (3.5719)	0.4766*** (4.9683)	-0.0130 (-0.1242)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-8.1219*** (-56.8530)	-9.1675*** (-32.3061)	-8.5683*** (-31.7975)	-8.9099*** (-33.7708)	-10.5916*** (-31.5449)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	38636	11822	11813	13749	13814
R ² _adj	0.3347	0.3739	0.3612	0.3945	0.3491
SUEST 检验		(2) - (3) = -0.0295 P 值 = 0.8489		(4) - (5) = -0.4896*** P 值 = 0.0005	

(3) 双重外部性的机制检验。正如机构协同效应的理论分析所述,缓解双重外部性问题是共同机构所有权发挥协同效应提升企业绿色技术创新的关键作用机制之一,即共同机构所有权能通过形成战略联盟,内部化创新外溢风险以及改善创新成本收益的非对称性,进而提升企业绿色技术创新水平。按此逻辑,本文借助知识产权保护水平的强弱来衡量创新溢出外部性,并进行检验。原因在于:在知识产权保护水平越低地区,原始创新企业的成果就越容易被同行业其他企业通过复制等方式进行模仿创新,创新知识外溢风险越大,那么共同机构所有权内化创新外溢风险的作用越强。同时,本文利用环境污染强度高低来衡量环境保护外部性,并进行检验。原因在于:在环境污染越严重的地区,先发企业进行绿色技术创新对环境污染的改善有限,同行业其他企业难以通过“搭便车”方式来免费绿色技术创新收益。换言之,在环境污染程度较低的地区,除原始创新企业之外的其他企业“搭便车”的机会越大,企业绿色技术创新收益越难以得到有效补偿,那么共同机构所有权弥补创新成本的作用越强。

(4) 知识产权保护水平参照周泽将等(2022)的做法,以《全国知识产权发展状况报告》披露的省级层面知识产权保护指数来进行衡量。环境污染程度参照杨仁发(2015)的做法,以省级层面的二氧化硫排放量来进行衡量。根据知识产权保护指数年度中位数将样本划分为知识产权保护水平较低和知识产权保护水平较高两组,根据二氧化硫排放量年度中位数将样本划分为环境污染程度较低和环境污染程度较高两组。知识产权保护水平分组检验结果如表8第(1)、(2)列所示。在知识产权保护水平低组,共同机构所有权的估计系数和t值均大于知识产权保护高组,且通过组间系数差异检验(P值为0.0020)。环境污染程度分组检验结果如表8第(3)、(4)列所示。在环境污染程度低组,共同机构所有权的估计系数和t值均大于环境污染程度高组,且通过组间系数差异检验(P值为0.0000)。以上结果表明,共同机构所有权的协同效应能够显著降低双重外部性问题来促进企业绿色技术创新。

表8 协同效应检验(二)

变量	创新溢出外部性检验		环境保护外部性检验	
	知识产权保护 程度低组	知识产权保护 程度高组	环境污染 程度低组	环境污染 程度高组
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GI	GI	GI	GI

CIO	0.4695*** (6.0411)	0.0900 (0.9427)	0.5668*** (6.9415)	0.0146 (0.1644)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-7.6278*** (-38.3936)	-8.5120*** (35.2874)	-7.9380*** (-37.3001)	-7.7780*** (-35.9693)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18258	16144	16505	17748
R ² _adj	0.3498	0.3232	0.3775	0.3066
SUEST 检验	(1) - (2) =0.3795*** P 值=0.0020		(3) - (4) =0.5522*** P 值=0.0000	

2.监督治理效应检验

(1) 监督治理的规模效应检验。承接“监督治理”效应部分的理论分析所述,机构投资者持股同行业多家企业后,类似的监督治理经验可以相互迁移,实现监督治理上的“规模效应”,以更低的监督成本和更高的监督效率提高公司治理水平。而单个机构投资者仅仅持股同一家企业,无法实现监督治理上的“规模效应”。为检验此逻辑是否成立,参照 Ramalingegowda et al.(2021)以及杜勇等(2021)的做法,构造同行业企业群指标⁴(*CIO_Number*)来检验规模效应。具体做法为,将 *CIO_Number* 替换模型(1)中的共同机构所有权(*CIO*)进行回归检验,检验结果见表9第(1)列所示,*CIO_Number*的估计系数为0.085,且通过1%的统计水平检验,表明由共同机构所有权所连接形成的同行业企业群越大,通过“规模效应”降低监督成本和提高监督效率进而提高绿色技术创新水平的效果越明显。结果表明,监督治理的规模效应成立。

(2) 监督治理的结果效应检验。为检验通过共同机构所有权提高企业绿色技术创新水平是否通过缓解委托代理问题,优化公司治理水平来实现,本文参照周茜等(2020)的做法,使用主成分分析法构建包含监督、激励、决策多方面的综合性指标来衡量公司治理水平。具体而言,以高管薪酬(*Mana_Pay*)与高管持股比例(*Mana_Pay*)来作为公司治理中的激励机制,以独立董事比例(*Id*)与董事会规模(*Board*)来衡量董事会的监督作用,用机构持股比例(*Inst*)与股权制衡度(*Balance*)来表示股权结构的监督作用,用董事长与总经理是否两职合一(*Dual*)来衡量总经理的决策权力。基于上述7个指标,运用主成分分析法构建公司治理指数。以主成分分析法中的第一主成分来衡量公司治理水平,该值越大,公司治理水平越高。根据公司治理水平年度中位数将样本划分为公司治理水平高、低两组,分别进行检验。检验结果如表9第(2)、(3)列所示,共同机构所有权对企业绿色技术创新的促进作用仅在公司治理水平较低组显著,且通过组间系数差异检验(P值=0.0204)。以上结果表明,共同机构所有权能够通过优化公司治理水平来提高企业绿色技术创新水平。

表9 监督治理效应检验

变量	规模效应检验	监督治理效应检验	
		公司治理水平低组	公司治理水平低组
	(1)	(2)	(3)
	GI	GI	GI
CIO_Number	0.0847*** (4.5972)		
CIO		0.3901***	0.0836

		(5.8976)	(0.7299)
Controls	Yes	Yes	Yes
_cons	-8.1314*** (-56.9084)	-8.6793*** (-41.4055)	-7.3528*** (-36.2250)
Year fe	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes
N	38636	18669	19967
R ² _adj	0.3345	0.3785	0.2798
SUEST 检验		(2) - (3) =0.3065** P 值=0.0204	

六、异质性分析

1.基于产权性质差异的检验

产权性质的不同导致企业在公司治理和经营目标也存在明显差异(潘越等，2020)。国有企业的高管通常具有行政职位,经营决策过程容易受到行政影响,共同机构所有权对高管的约束作用、对公司治理水平的提升效应就可能被削弱,即共同机构投资者对于高管的治理作用则会受到一定局限;而非国有企业则不存在这一制度性屏障,共同机构投资者具有足够的话语权去监督高管,缓解委托代理问题,提高公司治理水平。此外,为了实现政治或社会目标,国有企业在投资决策的过程中会倾向于风险较低、更为稳健的投资决策,绿色技术创新周期长、风险高的特点与其投资预期相背离。因此,本文预期共同所有权对企业绿色技术创新的积极作用在非国有企业更为明显。为了验证上述逻辑,本文根据产权性质的差异将本划分为国有企业与非国有企业,并进行分组检验。检验结果如表 10 前两列所示。结果表明,共同机构所有权对企业绿色技术创新的提升效应在国有企业和非国有企业中均存在显著作用,但共同机构所有权(CIO)的估计系数在非国有企业中更大且通过组间系数差异检验。上述结果说明,与国有企业相比,共同机构所有权更能促进非国有企业绿色技术创新。

2.基于投资者类型差异的检验

不同类型的机构投资者持股目的不同导致被持股企业的经营决策也存在显著差异(杜勇等,2021)。相比于短期共同机构投资者,长期共同机构投资者更加注重企业长远发展,与绿色技术创新所体现的可持续发展优势更加契合,产生的协同治理动机越强。因此,本文预期长期共同机构投资者会更加倾向做出绿色技术创新的战略决策。为验证上述异质性是否存在,本文借鉴杜勇和胡红燕(2022)的做法,以是否连续四个季度持股为标准将共同机构投资者分为长期共同机构投资者和短期共同机构投资者⁵,并利用模型(1)进行分组检验。检验结果显示(表 10 后两列),共同机构所有权对绿色技术创新的影响在具有长期共同机构投资者的样本中显著为正,在仅有短期共同机构投资者的样本中不存在显著性。以上结果说明,长期共同机构投资者的协同治理效应更为明显。

表 10 异质性检验（一）：产权性质和投资者类型

变量	产权性质差异		投资者类型差异	
	国有企业	非国有企业	长期持有	短期持有
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GI	GI	GI	GI
CIO	0.2880*** (4.5808)	0.6665*** (4.3016)	0.1867* (1.8623)	0.1302 (0.3647)

Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-7.8208*** (-39.2656)	-7.9544*** (-36.9495)	-10.2879*** (-20.1443)	-9.0026*** (-11.9906)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17713	20923	4891	1213
R ² _adj	0.4009	0.2789	0.4381	0.3791
SUEST 检验	(1) - (2) = -0.3975** P 值=0.0234			

3.基于污染属性差异的检验

现有研究表明,重污染与非重污染企业之间的绿色技术创新意愿具有显著差异性(卢建词和姜广省, 2022)。因此,本文参照现有研究做法并结合证监会颁布的《上市公司行业指引》,将研究样本划分为重污染企业与非重污染企业⁶,并进行分组回归以检验共同机构所有权对企业绿色技术创新的促进作用是否在污染属性层面存在明显差异。检验结果如表 11 第 (1)、(2) 列所示。结果表明,在重污染企业样本中 *CIO* 的估计系数在 1% 的水平下显著为正,在非重污染企业样本中 *CIO* 的估计系数为正但不具有显著性,并且通过组间系数差异检验。以上结果表明,共同机构所有权对企业绿色技术创新的促进作用仅体现在重污染企业中。出现上述情况可能的原因在于:与非重污染企业相比,重污染企业能耗更高、排污更多,是相关环境政策重点规制对象,面临的外部环境压力更大。在此之下,共同机构投资者发挥协同治理效应提高绿色技术创新水平以缓解外部环境规制压力的意愿更强。

4.基于市场化水平差异的检验

绿色技术创新水平高低与市场化程度息息相关。在市场化程度较高的地区,制度环境相对较好,相关环境法律法规更加完善,绿色技术创新的外溢风险相对较低,一定程度上为企业创新行为提供了更多保障,激发了企业绿色技术创新的创新意愿(卢建词和姜广省, 2022)。此外,高水平的市场化程度为企业提供了更加良好的外部治理环境(杜勇和胡红燕, 2022),对于缓解管理层与股东价值背离所导致的低绿色技术创新水平大有裨益。因此,较高的市场化程度可能对共同机构所有权发挥协同治理效应提高绿色技术创新水平具有制约作用。换言之,共同机构所有权对企业绿色技术创新的促进作用在市场化程度较低的企业更加显著。为了是否存在上述异质性,本文以王小鲁等(2021)编制的《中国分省份市场化指数报告(2021)》中市场化指数的中位数为标准,将样本划分为高、低市场化两组,并进行分组检验。检验结果如表 11 第 (3)、(4) 结果所示。结果显示,在市场化程度低组,共同机构所有权(*CIO*)的估计系数和所对应的 *t* 值均大于市场化程度高组,且通过组间系数差异检验,表明共同机构所有权(*CIO*)的促进作用在市场程度低组更大。

表 11 异质性检验(二): 污染属性和市场化程度

变量	污染属性差异		市场化程度差异	
	重污染行业	非重污染行业	市场化水平高组	市场化程度低组
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GI	GI	GI	GI
<i>CIO</i>	0.6781*** (7.0756)	0.1046 (1.4662)	0.1662* (1.9181)	0.5318*** (6.8296)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes

_cons	-7.9971*** (-31.5644)	-8.5266*** (-49.1241)	-8.1565*** (-36.3476)	-8.0861*** (-43.0080)
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11212	27424	17564	21072
R ² _adj	0.3456	0.3546	0.3238	0.3488
SUEST 检验	(1) - (2) =0.5735*** P 值=0.0000		(3) - (4) =-0.3656*** P 值=0.0017	

七、结论与建议

本文基于 2007—2021 年沪深 A 股非金融上市公司样本，以企业绿色技术创新为研究视角，考察共同机构所有权对企业创新行为的影响。研究表明，共同机构所有权能够同时发挥机构协同效应以及监督治理效应以提升企业绿色技术创新水平，且经过工具变量法、Heckman 两阶段法、倾向匹配得分、更换核心解释变量衡量方式等一系列内生性和稳健性检验后结论依然成立；探寻作用机制后发现，共同机构所有权发挥的协同治理效应能够通过提高企业创新能力、缓解技术知识溢出以及环境保护溢出双重外部性问题以及优化公司治理水平来促进企业绿色技术创新；异质性检验结果表明，共同机构所有权对绿色技术创新的提升效应在不同产权性质、机构投资者类型、行业属性以及市场化水平存在差异性，换言之，共同机构所有权对企业绿色技术创新的促进作用在非国有企业、拥有长期共同机构投资者企业、重污染企业以及市场化程度较低地区的企业中更为明显。

根据上述研究结论，本文提出如下政策建议：

（1）对政府而言，一方面要构建政策工具和市场机制相辅相成的绿色技术创新体系，充分意识到共同机构所有权这一市场化机制通过同行业企业间战略合作机制以及优化公司治理水平对激发企业绿色技术创新的积极性，在实现可持续发展目标的过程中发挥了重要推动作用。因此，政府部门应当为共同机构所有权在资本市场的形成以及在企业之间发挥协同治理效应培育适宜土壤，尤其是要重点推动知识产权保护较弱、环境污染程度严重以及市场化程度较低地区企业共同机构所有权的形成以及协同治理效应的发挥，进而保证企业绿色技术创新水平可以得到有效提升；另一方面，本文理论分析发现共同机构所有权可能会产生合谋舞弊效应，因此，要积极完善有关共同机构所有权的监管政策，例如将共同机构所有权纳入《反垄断法》条例之中，为企业营造公平竞争的环境，防止机构投资者凭借市场优势地位谋取私利而损害资本配置效率和社会福利等行为发生。

（2）对企业而言，一方面要积极引入共同机构投资者，尤其是重污染企业，并且充分利用共同所有权的战略联盟优势和监督治理优势，强化同行业企业间合作，不断完善治理机制，弥补自身创新能力不足以及解决知识产权保护和环保补偿市场定价机制尚不完善下的严重双重外部性问题，进而构建起可持续的竞争优势；另一方面，在引入共同机构投资者的同时要不断加强企业日常监督和运营，防止共同机构投资为实现组合投资价值最大化而合谋掏空企业资源、恶化企业治理环境，进而损害公司的价值，阻碍其长远发展。

（3）对机构投资者而言，应该充分发挥共同机构所有权的行业枢纽优势以及监督治理优势，推动企业可持续发展。在国家“双碳”战略目标以及人与自然和谐共生现代化的双重背景下，绿色技术创新是投资者获取超额利润、获得资本市场认可以及规避政府环境监管处罚进而实现投资组合收益最大化的关键。因此，当机构投资者对于同一行业企业进行多元化投资时，应当积极利用自身优势，积极推动企业构建起绿色竞争优势，进而实现投资组合的利益最大化。此外，机构投资者应当充分意识到长期稳定持股对于企业构建绿色发展优势大有裨益，尽可能进行长期持股以获取长远利益而非短期持股谋取短期利益，进而构建企业与机构投资的双赢局面。

如何通过有效的市场化机制推动企业开展绿色技术创新活动是目前实务界和理论界关注的重要议题。本文的研究从共同机构所有权角度取得了有价值的结论,但囿于数据限制,仍然存在需要后续完善和拓展的方面:①本文共同机构所有权数据是基于上市公司机构投资者数据构造,尚未获取到非上市公司的机构投资者数据以及同时持股上市公司以及非上市公司的机构投资者数据,上述情形所形成的共同机构所有权对于企业绿色技术创新的影响尚不明晰,需作进一步讨论。②绿色技术创新仅为企业可持续发展的一部分,未来的研究可以从环保投资、绿色低碳转型等方面落脚点,进一步丰富共同机构所有权的经济后果。

参考文献

- [1] 曹洪军,陈泽文.内外环境对企业绿色创新战略的驱动效应——高管环保意识的调节作用[J].南开管理评论,2017,(06):95-103.
- [2] 杜善重,马连福.连锁股东对企业风险承担的影响研究[J].管理学报,2022,(01):27-35.
- [3] 杜勇,胡红燕.机构共同持股与企业财务重述[J].证券市场导报,2022,(02):67-79.
- [4] 杜勇,孙帆,邓旭.共同机构所有权与企业盈余管理[J].中国工业经济,2021,(06):155-173.
- [5] 杜勇,孙帆,胡红燕.共同机构所有权与企业产能利用率[J].财经研究,2022,(10):49-63.
- [6] 郭进.环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J].财贸经济,2019,40(03):147-160.
- [7] 何玉润,林慧婷,王茂林.产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J].财贸经济,2015,(02):125-135.
- [8] 胡鞍钢.中国实现2030年前碳达峰目标及主要途径[J].北京工业大学学报(社会科学版),2021,(03):1-15.
- [9] 焦俊,李垣.基于联盟的企业绿色战略导向与绿色创新[J].研究与发展管理,2011,(01):84-89.
- [10] 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,(09):192-208.
- [11] 李世刚,蒋煦涵,蒋尧明.连锁股东与企业创新投入[J].南开管理评论,2022:1-25.
- [12] 梁日新,李英.连锁股东影响审计师定价决策吗[J].会计研究,2022,(06):165-177.
- [13] 刘剑民,夏琴,徐玉德,等.产业技术复杂性、政府补助与企业绿色技术创新激励[J].南开管理评论,2022:1-21.
- [14] 卢建词,姜广省.CEO绿色经历能否促进企业绿色创新?[J].经济管理,2022,(02):106-121.
- [15] 聂爱云,何小钢.企业绿色技术创新发凡:环境规制与政策组合[J].改革,2012,(04):102-108.
- [16] 潘越,汤旭东,宁博,杨玲玲.连锁股东与企业投资效率:治理协同还是竞争合谋[J].中国工业经济,2020,(02):136-164.
- [17] 齐绍洲,林岫,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,2018,53(12):129-143.
- [18] 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,No.395(02):136-154.
- [19] 王锋正,陈方圆.董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J].科学学研究,2018,(02):361-369.
- [20] 王小鲁,胡李鹏,樊纲.中国分省份市场化指数报告(2021)[M].北京:社会科学文献出版社,2021.
- [21] 夏光.绿色发展:迈向人与自然和谐共生的现代化[J].中国经济报告,2021,(02):46-52.
- [22] 肖曙光,杨洁.高管股权激励促进企业升级了吗——来自中国上市公司的经验证据[J].南开管理评论,2018,(03):66-75.
- [23] 杨仁发.产业集聚能否改善中国环境污染[J].中国人口·资源与环境,2015,(02):23-29.

- [24] 张岭. 股权与债权融资对技术创新绩效的影响研究[J]. 科研管理, 2020, (08): 95-104.
- [25] 周茜, 许晓芳, 陆正飞. 去杠杆, 究竟谁更积极与稳妥[J]. 管理世界, 2020, (8): 127-148.
- [26] 周泽将, 汪顺, 张悦. 知识产权保护与企业创新信息困境[J]. 中国工业经济, 2022, (06): 136-154.
- [27] Akdoğan, E., and P. Mackay. Investment and Competition[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008, (2): 299-330.
- [28] Amore, M. D., and M. Bennedsen. Corporate Governance and Green Innovation[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2016, 75: 54-72.
- [29] Antón, M., F. Ederer, M. Giné, and M. Schmalz. Innovation: The Bright Side of Common Ownership[J]. SSRN Working Paper 3099578, 2021.
- [30] Aragón-Correa, J. A., and E. A. Rubio-López. Proactive Corporate Environmental Strategies: Myths and Misunderstandings[J]. Long Range Planning, 2007, 40 (3): 357-381.
- [31] Azar, J., S. Raina, and M. Schmalz. Ultimate Ownership and Bank Competition[J]. Financial Management, 2022, 51 (1): 227-269.
- [32] Azar, J., M. C. Schmalz, and Tecu I. Anticompetitive Effects of Common Ownership[J]. The Journal of Finance, 2018, 73 (4): 1513-1565.
- [33] Backus, M., C. Conlon, and M. Sinkinson. Common Ownership in America: 1980-2017[J]. American Economic Journal-Applied Economics, 2021, 13 (3): 273-308.
- [34] Buysse, K., and A. Verbeke. Proactive Environmental Strategies: A Stakeholder Management Perspective[J]. Strategic Management Journal, 2003, 24 (5): 453-470.
- [35] Chan, H. K., R. W. Y. Yee, J. Dai, and M. K. Lim. The Moderating Effect of Environmental Dynamism on Green Product Innovation and Performance[J]. International Journal of Production Economics, 2016, 181: 384-391.
- [36] Chang, C. The Influence of Corporate Environmental Ethics on Competitive Advantage: The Mediation Role of Green Innovation[J]. Journal of Business Ethics, 2011, 104 (3): 361-370.
- [37] Chen, Y., Q. Li, J. Ng, and C. Wang. Corporate Financing of Investment Opportunities in a World of Institutional Cross-ownership[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69: 102041.
- [38] Edmans, A., D. Levit, and D. Reilly. Governance Under Common Ownership[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32 (7): 2673-2719.
- [39] Gao, K., H. Shen, X. Gao, and K. C. Chan. The Power of Sharing: Evidence from Institutional Investor Cross-ownership and Corporate Innovation[J]. International Review of Economics & Finance, 2019, 63: 284-296.
- [40] Gilje, E. P., T. A. Gormley, and D. Levit. Who's Paying Attention? Measuring Common Ownership and its Impact on Managerial Incentives[J]. Journal of Financial Economics, 2020, 137 (1): 152-178.
- [41] Giuli, A. D., E. Karmazienne, and N. Sekerci. Common ownership and firm dividend policies[J]. Finance Research Letters, 2021, 40: 101779.
- [42] Hansen, R. G., and J. Lott. Externalities and Corporate Objectives in a World with Diversified Shareholder/Consumers [J]. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1996, 31 (1): 43-68.
- [43] Hart, O. D. On Shareholder Unanimity in Large Stock Market Economies[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1979, 47 (5): 1057-1083.
- [44] He, J., and J. K. Huang. Product Market Competition in a World of Cross-Ownership: Evidence from Institutional Blockholdings[J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30 (8): 2674-2718.
- [45] He, J., J. K. Huang, and S. Zhao. Internalizing Governance Externalities: The Role of Institutional Cross-ownership[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 134 (2): 400-418.

- [46] Horbach, J., C. Rammer, and K. Rennings. Determinants of Eco-innovations by Type of Environmental Impact –The Role of Regulatory Push/Pull, Technology Push and Market Pull[J]. *Ecological Economics*, 2012, 78: 112-122.
- [47] Huang, J. W., and Y. H. Li. Green Innovation and Performance: The View of Organizational Capability and Social Reciprocity[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 145 (2) : 309-324.
- [48] Jensen, M., and W. Meckling. The Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 1997, 3 (4) : 305-360.
- [49] Jiang, L., and Y. Bai. Strategic or Substantive Innovation? -The Impact of Institutional Investors' Site Visits on Green Innovation Evidence from China[J]. *Technology in Society*, 2022, 68: 101904.
- [50] Kang, J., J. Luo, and H. S. Na. Are Institutional Investors with Multiple Blockholdings Effective Monitors?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 128 (3) : 576-602.
- [51] Li, J., and L. Liu. Common Institutional Ownership and Corporate Innovation: Synergy of Interests or Grabs of Interests[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 52: 103512.
- [52] Mårtensson, K., and K. Westerberg. Corporate Environmental Strategies Towards Sustainable Development[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2016, 25 (1) : 1-9.
- [53] Omesh, K., L. Sangho, and S. Mo. Common Institutional Ownership and Product Market Threats[J]. *SSRN Working Paper*, 2022.
- [54] Paulraj, A. Environmental Motivations: A Classification Scheme and its Impact on Environmental Strategies and Practices[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2009, 18 (7) : 453-468.
- [55] Porter, M., and C. V. D. Linde. Toward a New Conception of the Environmental-Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economics Perspectives*, 1995, 4 (9) : 97-118.
- [56] Ramalingegowda, S., S. Utke, and Y. Yu. Common Institutional Ownership and Earnings Management*[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2021, 38 (1) : 208-241.
- [57] Rennings, K., A. Ziegler, K. Ankele, and E. Hoffmann. The Influence of Different Characteristics of the EU Environmental Management and Auditing Scheme on Technical Environmental Innovations and Economic Performance[J]. *Ecological Economics*, 2006, 57 (1) : 45-59.
- [58] Schmalz, M. Common-Ownership Concentration and Corporate Conduct[J]. *Annual Review of Financial Economics*, 2018 (10) : 413-448.
- [59] Zahra, S. A., and G. George. Absorptive Capacity: A Review, Reconceptualization, and Extension[J]. *Academy of Management*, 2002, 27 (2) : 185-203.

Common Institutional Owner and Green Technology Innovation

DU Yong¹, LI Jing¹, HE Xi-zi¹

(1.College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: Green technology innovation is the key to achieving harmonious coexistence between man and nature and the national "dual carbon" strategic goal, and how to promote green technology innovation has become a hot topic in the current theoretical and practical circles. Based on a sample of A-share non-financial listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2007 to 2021, this paper discusses the impact of joint institutional ownership on the innovation of green technology of enterprises. It is found that common institutional ownership can improve the

level of green technology innovation of enterprises, and the conclusion is still valid after a series of tests such as instrumental variable method, Heckman two-stage regression, and propensity matching score. The mechanism test shows that the institutional synergy effect of common institutional ownership can improve the technological innovation ability of enterprises and alleviate the dual externalities faced by green technology innovation, and the supervision and governance effect can optimize the level of corporate governance and alleviate the problem of entrusted agency, so as to improve the level of green technology innovation of enterprises. The heterogeneity test found that the promotion effect of co-institutional ownership on green technology innovation was more significant in non-state-owned enterprises, enterprises with long-term co-institutional investors, heavy polluting enterprises, and enterprises in areas with low marketization levels. The research conclusion of this paper not only breaks through the research framework of individual institutional investors and green technology innovation, but also provides a micro-empirical basis for government departments to formulate green technology innovation systems with complementary policy tools and market mechanisms.

Key words: common institutional ownership; green technology innovation; synergy governance effect; double externality

¹ 根据经济合作与发展组织（OECD）的定义，共同机构所有权（Common Institutional Ownership）是指第三方投资者同时持股同一行业内具有竞争关系的两家或多家上市公司的现象。

² 此处所指持股比例 5% 以上的机构投资者。

³ 共同机构所有权同行业势力指标计算方法：在季度维度计算每个上市公司所有共同机构投资者持股的同行业上市公司总数，计算年度均值后除以同行业上市公司总数量，该指标越大表明机构协同能力越强。

⁴ 同行业企业群指标的计算方法：在季度维度计算某家上市公司的共同机构投资者持有的同行业其他上市公司的数量，取年度均值并加 1 后取自然对数。

⁵ 注：此处样本仅为具有共同机构投资者的样本。

⁶ 借鉴卢建词和姜广省（2022）的做法：将采矿业，农副食品加工业，食品制造业，酒、饮料和精制茶制造业，纺织业，纺织服装、服饰业，皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业，造纸及纸制品业，印刷和记录媒介复制业，文教、工美、体育和娱乐用品制造业，石油加工、炼焦及核燃料加工业，化学原料和化学制品制造业，医药制造业，化学纤维制造业，橡胶和塑料制品业，非金属矿物制品业，黑色金属冶炼和压延加工业，有色金属冶炼和压延加工业，金属制品业，电力、热力、燃气及水生产供应业企业定义为重污染企业。