

共同机构所有权与企业绿色创新^{*}

□ 熊婉芳 王 涵 任柳杨

领域编辑推荐语：

“共同机构所有权是有趣的公司治理手段，本文则进一步考察了其如何影响企业的绿色创新行为，而丰富了我们对此一领域的认识。”

——贾明

摘 要：随着资本市场的发展，共同机构所有权在企业机构投资者中越发常见，但针对共同机构所有权与企业绿色创新的研究仍十分匮乏。在此背景下，本研究基于2007—2023年中国上市公司数据，考察了共同机构所有权对企业绿色创新的影响。研究发现：共同机构所有权提高了企业绿色创新水平。在采用 Heckman 二阶段回归、工具变量法、更换主要变量等稳健性检验后结论依然成立。进一步分析发现共同机构所有权通过提高管理层环保意识、发挥机构协同效应、缓解融资约束以及退出威胁等途径提高企业绿色创新水平。异质性分析表明共同机构所有权对企业绿色创新的促进作用在非重污染企业、非国有企业中更加有效。本研究的研究结论为进一步认识机构投资者持股行为对微观企业层面的影响提供了启示。

关键词：共同机构所有权；绿色创新；行业势力；融资约束

一、引言

绿色创新既是完善生态文明建设的必要途径，也是实现经济高质量发展的内在动力。2019年国家发改委出台《科技部关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》，提出培育壮大绿色技术创新主体、加强绿色技术创新的导向机制、推进绿色技术创新成果转化示范应用、优化绿色技术创新环境以及加强绿色技术创新对外开放与国际合作五条指导方针。“十四五”规划明确指出要通过“实施绿色技术创新攻关行动”来推动绿色转型发展，进一步推高绿色创新在我国可持续发展以及经

^{*} 本文得到人才引进项目《企业数字化转型的影响因素研究——基于公司外部治理的视角》的资助，项目编号（2023RC060）。感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

济结构转型大背景下的重要地位。因此,探寻企业绿色创新影响因素至关重要。现有研究主要从企业内部与外部两个层面论述绿色创新的影响因素。外部因素主要包括与市场竞争相关的溢出效应 (Jaffe, A. B. et al., 2005; Hall, B. H. et al., 2014; Blind, K., 2012), 以及与绿色创新相关的政策因素, 如政府监管 (刘金科和肖翊阳, 2022; 代昀昊等, 2023; 郭俊杰等, 2024)、优惠政策 (麻丽娜和陈宇含, 2024; Ren, S. et al., 2021; Zeng, H. et al., 2017)、许可证交易 (Borghesi, S. et al., 2015)、污染税 (Tchórzewska et al., 2022) 以及政府官员激励 (Ren, S. et al., 2024) 等。内部因素主要指企业自身的内部管理问题以及资源限制对绿色创新的影响, 包括企业创新资源 (Teece, D. J. et al., 1997; 曹洪军和陈泽文, 2017)、资本结构 (林雁等, 2024) 以及委托代理问题 (徐宁等, 2024; 彭正银和罗贯擎, 2022; Schiederig, T. et al., 2012)。这些研究主要探讨了企业内部运营与外部环境对绿色创新的影响, 缺乏从机构投资者视角系统探讨企业绿色创新影响因素的相关文献。

共同机构所有权最早兴起于美国, 并迅速发展成资本市场的普遍现象。美国上市公司通过共同机构所有权建立关联的比例由 1980 年不足 10% 增长至 2014 年的 60% (He, J. J. & Huang, J., 2017)。而根据中国证监会提出的“超常发展机构投资者”概念, 中国上市公司中拥有共同机构所有权的比例逐年增长, 截至 2020 年这一比例已经增至 12%。同时, 共同机构投资者的平均持股比例达到 22%, 如此高的占比已经能够对企业经营产生重大影响, 针对

共同机构所有权经济后果的研究亟待丰富。已有研究主要结论分为消极后果和积极后果两方面, 持消极态度的研究主要认为机构投资者精力有限, 同时监督多家企业会削弱机构投资者对企业的监督作用 (Azar et al., 2018), 同时会引发反竞争行为, 损害共同投资者长期利益 (Wang, P. & Barrese, J., 2019)。且共同机构所有权可能导致同行业公司串联合谋, 提高同行业公司上市公司在产品市场上的定价能力 (Azar, J. et al., 2016; Azar, J. et al., 2018), 导致同行业公司出现投资不足的问题 (潘越等, 2020); 持积极态度的研究认为共同机构所有权可以从同行业的不同企业中获取更多行业内相关信息, 形成信息优势, 进而提高对企业监督的效率 (Kang, J. et al., 2018), 促进同行业公司之间的合作与交流, 提高企业的盈利能力与创新生产率 (He, J. J. & Huang, J., 2017)。共同机构投资者还能够通过发声和退出机制干预公司治理, 从而缓解企业的盈余管理程度 (Ramalingowda, S. et al., 2021; 杜勇等, 2021)。

综上所述, 现有共同机构所有权研究大多基于西方资本市场, 且研究结论尚未达成一致, 而中国市场中共同机构所有权对企业绿色创新行为影响的研究存在空白。尽管已经有研究探讨了共同机构投资者对企业传统创新的影响 (曾春华和林仪凤, 2022; Gibbon, A. J. & Schainj, P., 2020; Gao, K. et al., 2019), 但绿色创新与传统创新存在不同, 具有知识与环境的双重外部性, 企业的绿色创新活动同时受到资源禀赋和环境监督的影响 (Song, M. X. et al., 2020; 王馨和王营, 2021), 这使得企业绿色创新成为一个多方参与、多方推进的过程。

因此针对共同机构所有权如何影响企业绿色创新的研究具有重要理论与现实意义。

基于此，本研究以 2007—2023 年中国沪深 A 股上市公司为例，重点考察共同机构所有权对企业绿色创新水平的影响和作用机制，并进行了异质性分析。结果表明共同机构所有权提高了企业的绿色创新水平。机制分析表明共同机构所有权通过提高管理层环保意识，发挥机构协同效应，减少融资约束以及退出威胁提高企业绿色创新水平。共同机构所有权对企业绿色创新水平的促进作用在非重污染企业、非国有企业具有更加明显的效果。

本研究主要贡献如下：（1）为企业绿色创新的研究提供了新视角。现有研究往往忽视了多方参与的治理结构，特别是如何通过资本市场的力量激励企业进行绿色创新。虽然已有的研究探讨了企业内部的创新动力和外部的政策支持（Potter & van der Linde, 1995；原毅军和陈喆，2019），但对机构投资者，特别是共同机构所有权在绿色创新中的作用却缺乏深入分析。本研究从机构层面出发，揭示了共同机构所有权对企业绿色创新的重要作用。这一新的视角有助于深化对企业绿色创新的理解，并为未来的研究提供新方向。（2）为共同机构所有权对企业绿色创新的作用机制提供新的理论依据。目前绿色创新相关研究大多集中在绿色金融、绿色技术和绿色转型的具体实践方面（李晓天和庄雷，2024；李青原和肖泽华，2020），缺乏对绿色创新内在机制的深入探讨。本研究发现共同机构所有权通过管理层环保意识、机构协同效应、融资约束和退出威胁的机制，对企业绿色创新水平产生积极影响。这一发现为理解

共同机构所有权对企业绿色创新的作用机制提供了新的理论依据。管理层环保意识强调共同机构所有权的信息整合与联合监督效应，机构协同效应强调了多个机构共同拥有所有权时的资源整合和协同合作的重要性，而融资约束则强调了共同机构所有权对企业获得资金支持的积极影响。这些理论依据有助于深入理解共同机构所有权对企业绿色创新的推动作用。（3）为政府监管以及政策的制定提供参考。共同机构所有权被证明可以提高企业绿色创新水平，这意味着政府可以不囿于出台绿色金融等相关政策鼓励企业进行绿色创新，也可以通过鼓励和支持共同机构所有权的形式，引导共同机构投资者参与公司治理，充分发挥机构协同优势，促进企业绿色创新。

二、理论分析与研究假说

（一）共同机构所有权与企业绿色创新

企业绿色创新通常面临多方面困境，根源在于创新活动的高投入、长周期和高度不确定性。绿色技术的开发与实施需要大量前期投入与持续的资本支持，但由于信息不对称及股东与管理层的目标分歧，管理者往往倾向于选择见效更快且风险较低的短期项目，而非对企业长远发展与环境效益更具价值的绿色创新项目。此外，绿色创新成果存在显著的外部性，易引发知识溢出，企业难以独占创新收益，降低了企业创新意愿。以上这些因素共同构成了企业绿色创新的核心障碍。

针对上述影响企业绿色创新的问题，共同机构所有权首先可以通过协同治理减少股东与管理层之间的目标冲突，从而提高资源配置的

效率,缓解委托代理问题(Azar, J. et al., 2018)。具体而言,共同机构投资者同时持有多个同行业企业股份,具备更强的行业信息掌控能力及监督激励机制,能够及时掌握企业经营管理真实状况并更有效地识别管理层的短视行为(Boone, A. L., & White, J. T., 2015)。这种信息优势和网络效应使机构投资者能够迅速地收集并分析行业内的创新趋势和环境政策变化,帮助企业制定更加精准的绿色创新战略。此外,共同机构投资者可以利用其广泛的投资组合获取多层次、跨企业的信息,有效降低企业内部信息不透明带来的监督成本,促使管理者更加积极地选择有利于企业长期发展且具有环境效益的绿色创新项目,从而缓解了传统治理结构下的委托代理问题。

其次,共同机构所有权通过追求投资组合价值最大化的目标(Azar, J. & Schmalz, M. C., 2017),有效解决企业绿色创新中普遍存在的溢出效应难题。由于单个企业进行绿色创新时,其成果通常具有较大的外部性,可能导致自身无法完全吸收创新带来的经济收益,这使企业创新动力不足。然而,共同机构投资者在行业内持有多家竞争企业的股份,可以将单个企业创新所带来的外部收益内部化至整个投资组合,形成更高层次的资源整合效应(D'aspremont, C. & Jacquemin, A., 1988)。通过这种方式,共同机构所有权能够推动组合内企业间的技术和知识共享,促进企业跨越传统的竞争边界,实现创新资源的优化配置。这不仅降低了企业单独创新所面临的风险和成本负担,也增强了企业间协同合作的动力,有效提高组合整体的绿色创新积极性,从而解决了企业因外部效应

而产生的创新激励不足问题,推动绿色技术的研发和应用取得更广泛的进展。

基于以上分析,提出本研究的第一个假设:

H1: 共同机构所有权提高了企业绿色创新水平。

(二) 机制分析

共同机构投资者通常将其持股公司视为整体投资组合的一部分,更倾向于关注各个企业的长期发展潜力,而非短期业绩表现。当企业管理层意识到战略决策会持续受到这些注重企业长期发展的机构投资者的密切关注时,往往会主动提高信息披露质量,提升公司治理效率与透明度,以赢得投资者认可(杨海燕等, 2012)。在此情境下,管理层更倾向于将环保因素纳入公司战略,以满足投资者对长期可持续发展的期望。管理层的环保意识对于推动企业绿色创新至关重要。一方面,这种意识能够引导管理层在战略规划中明确绿色发展导向,使企业资源优先投向绿色技术研发与创新项目。另一方面,管理层可通过建立激励和考核制度,激发员工主动参与绿色创新的积极性,形成企业内部稳定的创新驱动力。此外,具备较高环保意识的管理层还能及时响应不断趋严的环保政策和日益增长的市场需求,推动企业提前布局绿色技术,赢得市场竞争优势。已有研究亦证实,管理层环保意识的提升能够显著增强企业的绿色创新表现(李亚兵等, 2023)。综上,提出本研究的第二个假设:

H2: 共同机构所有权可以通过提高管理层环保意识的机制促进企业绿色创新。

对于绿色创新,企业往往需要大量的资金投入,包括研发支出、设备更新、生产线调整

等。同时面临相较于传统创新更长的回报周期与更高的投资风险,在这种情况下稳定的资金对企业进行的长期创新至关重要(Tirole, J., 2001)。然而,企业的融资渠道常常受到资金可得性、资本成本和信用风险等因素的制约,尤其是在缺乏足够的短期现金流和传统担保的情况下。共同机构所有权的引入可以从以下角度缓解企业面临的融资约束。首先,关注企业长期价值,且在资本市场中具有较强的影响力和较高的资金调度能力的机构投资者通常有更强的资本积累能力和长期投资倾向,能够通过信息生产与传播提高企业透明度,进而降低资本成本(Boone, A. L., & White, J. T., 2015)。其次,共同机构所有权能够通过提供稳定的股东结构和强大的股东背景,提升企业的信用评级(Bhagat, S. & Bolton, B., 2008),拓宽融资渠道。最后,共同机构投资者不仅提供资金支持,还能够通过其丰富的行业经验、资源网络和技术支持等非财务资源,帮助企业克服融资困难。当企业面临的融资约束水平降低,企业就有更高的意愿将资金投入绿色创新领域,更有效地进行绿色技术的研发与创新(Yuan, L. et al., 2024)。

综上所述,提出本研究的第三个假设:

H3: 共同机构所有权可以通过缓解融资约束的机制促进企业绿色创新。

共同机构所有权可以为企业的绿色创新行为提供行业内丰富的信息资源和外部知识(Rennings, K., 2000),显著降低企业进行绿色创新的成本(Porter, M. E., Van Der Linde, C., 1995),从而提高资源有限企业的绿色创新水平。机构投资者持有同行业多个企业的股份,

能够从信息共享以及资源整合等方面形成机构协同效应(杜勇等, 2021)。这种主要依赖知识与资源扩散形成的协同效应能够降低创新的不确定性(Aghion, P. et al., 2005),进而减少企业在绿色创新领域投资的风险,提高企业开展绿色创新活动的积极性。在绿色创新领域,创新的不确定性较高,尤其是在技术研发和市场应用尚不成熟的情况下,企业面临较大的投资风险。通过机构间的协同效应,信息和技术可以迅速在不同企业之间流动,从而减少企业在绿色创新中可能面临的技术瓶颈和市场风险,进而提高其进行绿色创新活动的积极性和投入程度。同时,机构协同效应允许共同机构投资者所持股的企业通过开放式创新的模式来提高创新转化率(Chesbrough, H. W., 2003)。在开放式创新的框架下,企业不仅限于依赖内部资源进行绿色技术研发,还能够借助外部合作伙伴的技术、知识和市场网络。这种开放式创新模式通过多方协作,可以加速绿色创新的进程,提高创新的效率,并降低研发过程中的不必要重复,从而提升创新的转化率。此外,这种协作研发的模式能够进一步降低企业在进行绿色创新时投入的成本与承担的风险(Romer, P. M., 1990),最终实现对企业绿色创新的促进作用。

综上所述,提出本研究的第四个假设:

H4: 共同机构所有权可以通过提高机构协同效应的机制促进企业绿色创新。

共同机构所有权能够通过退出威胁机制推动企业绿色创新。当共同机构投资者认为所投资企业未能有效落实环境治理目标或在绿色创新方面表现不佳时,投资者会采取投反对票甚至撤资的方式表达不满(Koch, A. et al., 2021)。这

种退出威胁不仅直接影响企业的融资成本与市场估值,还会给管理层形成持续而有效的压力,迫使管理层更加谨慎地作出环境相关决策。共同机构投资者的退出行为往往伴随资本市场对企业治理质量的负面评价,显著提高企业再融资成本和声誉损失,进而促使管理层强化内部监督以避免资金占用和不实披露等违规行为(陈克兢,2019),确保研发资金真正用于绿色创新项目。同时,这种退出威胁的资本市场纪律作用也能够推动企业提升信息披露的透明度,促使企业主动披露更多环境相关信息,以减少投资者对其绿色

创新能力的怀疑,避免投资者情绪波动引发的资金抽离风险。此外,由于共同机构投资者通常在行业内拥有较高的影响力和信息传递效应,其退出行为对企业所产生的负面效应更为显著,进一步强化了管理层对投资者环保诉求的重视程度,并推动企业在绿色技术研发、设备升级与创新活动方面增加长期投入,以维持并提升企业在资本市场的整体竞争力和声誉优势。

综上所述,提出本研究的最后一个假设:

H5: 共同机构所有权可以通过退出威胁的机制促进企业绿色创新。

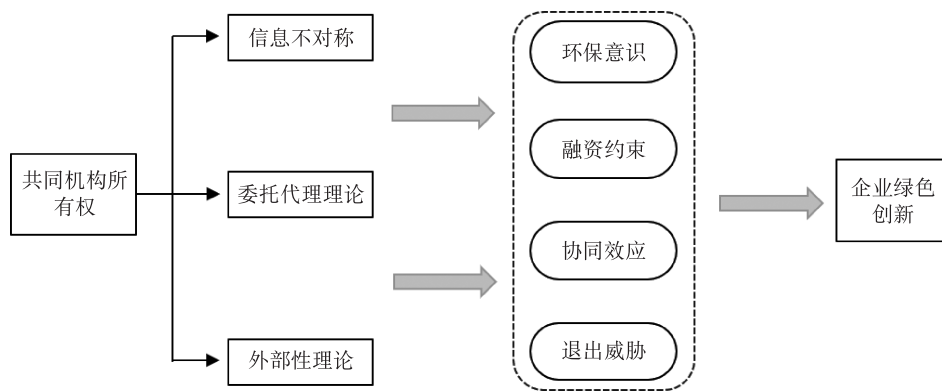


图1 研究框架

三、研究设计

(一) 数据处理与来源

本研究选取2007—2023年中国沪深A股上市公司作为研究样本。将数据做如下处理:(1)删除金融行业上市公司;(2)删除有关数据缺失的样本;(3)剔除ST、*ST和PT公司。为排除极端值影响,本研究对连续变量前后1%缩尾处理。共同机构所有权变量为从CSMAR数据库收集机构持股明细表后计算获得,其余数据均来自于CSMAR数据库。

(二) 变量定义

(1) 被解释变量。采用企业绿色专利申请数量衡量企业绿色创新水平,绿色专利是指那些涉及环保技术、清洁能源、节能减排、资源循环利用等领域的专利申请或授权,它们旨在通过技术创新实现环境保护和可持续发展。本研究参考姜军等(2020)的做法,将绿色专利申请数量加一后取自然对数($\ln Green$)构建被解释变量。

(2) 解释变量。参考Chen, Y. et al. (2018)以及杜勇等(2022)的做法,从三个维度构造上市公司共同机构所有权指标:共同机构所有权

虚拟变量（*Coz1*），如果当年有共同机构投资者持股该上市公司，*Coz1* 为 1，否则为 0，其中，共同机构投资者指在同行业两家及以上公司中均持有不低于 5% 股份的机构投资者（杜勇等，2021）；共同机构所有权联结程度（*Coz2*），表示上市公司共被几家共同机构投资者所共同持有，并加 1 取自然对数；共同机构所有权持股比例（*Coz3*），等于一家上市公司当年拥有的所有共同机构投资者持股比例总和。初始上市公司数据为季度数据，若上市公司在一年内的任何一个季度存在共同机构持股，则判定该公司

在该年有共同机构所有权。年度指标取每季度均值进行计算。

（3）控制变量。参照已有相关文献，考虑到其他可能影响上市公司绿色创新水平的因素，本研究选取公司规模（*Size*）、资产负债率（*Lev*）、资产收益率（*ROA*）、账面市值比（*BM*）、现金流比率（*Cashflow*）、独立董事占比（*Indep*）、股权集中度（*Top5*）、营业收入增长率（*Growth*）、托宾 *Q*（*TobinQ*）、董事会规模（*Board*）和两职合一（*Dual*）等控制变量。具体控制变量说明详见表 1。

表 1 控制变量具体说明

变量类型	变量名称	符号	变量定义
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	年总资产的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产平均余额
	账面市值比	<i>BM</i>	账面价值/总市值
	现金流比率	<i>Cashflow</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	独立董事占比	<i>Indep</i>	独立董事/董事总人数
	股权集中度	<i>Top5</i>	前五大股东持股数量/总股数
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	本年营业收入/上一年营业收入 - 1
	托宾 <i>Q</i>	<i>TobinQ</i>	(流通股市值 + 非流通股股份数 × 每股净资产 + 负债账面值) / 总资产
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
	两职合一	<i>Dual</i>	是否存在董事长兼任总经理

（三）模型设定

为了检验共同机构所有权与企业绿色创新水平之间的关系，本研究构建了如下双向固定效应模型：

$$LnGreen_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coz_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中，*LnGreen_{it}* 为上市公司的绿色创新水平，该变量越大，说明企业绿色创新水平越强；*Coz_{it}* 为上市公司共同机构所有权情况，用 *Coz1*、*Coz2* 和 *Coz3* 表示；*Controls_{it}* 表示控制变量；*μ_i* 和 *τ_t* 分别表示个体和年份固定效应；*ε_{it}* 为误差项。

本研究重点关注的是 *Coz_{it}* 的回归系数，若系数显著为正，则可以验证上文共同机构所有权会提高企业绿色创新水平的假设。

（四）描述性统计

本研究对主要变量进行了描述性统计，具体统计结果如表 2 所示。由描述性统计可知我国上市公司平均绿色专利申请数量为 2.28 左右，最小值为 0，最大值达到 189，标准差 1.15，说明不同企业在绿色创新水平方面存在较大差距。*Coz1* 均值 0.116，说明上市公司年度观察样本中约有 11.6% 拥有共同机构所有权，

与此同时 $Coz3$ 最大值达到 0.964, 即上市公司中共同机构持股比例最大达到 96.4%。共同机

构所有权在股票市场快速发展的中国正在逐渐成为一种普遍现象。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$LnGreen$	43741	0.824	1.150	0	5.242
$Coz1$	43741	0.116	0.321	0	1
$Coz2$	43741	0.086	0.240	0	1.609
$Coz3$	43741	0.030	0.105	0	0.964
$Size$	43741	22.112	1.264	19.406	26.444
Lev	43741	0.410	0.203	0.027	0.925
ROA	43741	0.042	0.067	-0.375	0.255
BM	43741	0.946	1.033	0.052	9.763
$Cashflow$	43741	0.049	0.069	-0.226	0.283
$Indep$	43741	0.375	0.053	0.250	0.600
$Top5$	43741	0.535	0.155	0.176	0.892
$Growth$	43741	0.156	0.373	-0.648	3.705
$TobinQ$	43741	2.027	1.297	0.795	15.607
$Board$	43741	2.122	0.199	1.609	2.708
$Dual$	43741	0.294	0.456	0	1

四、实证分析

(一) 基准回归

依据上文构建的基准回归模型, 本研究首先考察了共同机构所有权与企业绿色创新水平的关系, 回归分析结果如表 3 所示。表中第 (1) ~ (3) 列分别对应了采用 $Coz1$ 、 $Coz2$ 和 $Coz3$

作为主要解释变量, 且未加入控制变量的回归结果, 三者系数均显著为正。由第 (4) ~ (6) 列回归结果可知在加入控制变量后, $Coz1$ 、 $Coz2$ 和 $Coz3$ 回归系数分别为 0.077、0.131 以及 0.216, 三者系数均在 1% 的统计水平上显著为正。这说明共同机构所有权可以提高企业的绿色创新水平, 本研究的主要假设得到验证。

表 3 共同机构所有权对企业绿色创新的影响

变量	(1) $LnGreen$	(2) $LnGreen$	(3) $LnGreen$	(4) $LnGreen$	(5) $LnGreen$	(6) $LnGreen$
$Coz1$	0.166 *** (8.936)			0.077 *** (4.288)		
$Coz2$		0.252 *** (9.707)			0.131 *** (5.176)	
$Coz3$			0.406 *** (5.746)			0.216 *** (3.153)
$Size$				0.337 *** (33.347)	0.336 *** (33.273)	0.341 *** (33.945)

续表

变量	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>LnGreen</i>	(3) <i>LnGreen</i>	(4) <i>LnGreen</i>	(5) <i>LnGreen</i>	(6) <i>LnGreen</i>
<i>Lev</i>				-0.048 (-1.311)	-0.046 (-1.273)	-0.052 (-1.423)
<i>ROA</i>				0.131 * (1.739)	0.130 * (1.737)	0.133 * (1.768)
<i>BM</i>				0.063 *** (7.968)	0.063 *** (7.964)	0.062 *** (7.833)
<i>Cashflow</i>				0.027 (0.442)	0.026 (0.439)	0.026 (0.435)
<i>Indep</i>				0.243 ** (2.078)	0.239 ** (2.046)	0.241 ** (2.063)
<i>Top5</i>				0.180 *** (3.469)	0.175 *** (3.367)	0.182 *** (3.504)
<i>Growth</i>				-0.019 * (-1.889)	-0.019 * (-1.874)	-0.020 ** (-1.995)
<i>TobinQ</i>				0.020 *** (5.498)	0.020 *** (5.431)	0.021 *** (5.706)
<i>Dual</i>				0.000 (0.023)	0.000 (0.012)	0.001 (0.068)
<i>Board</i>				0.001 (0.014)	-0.000 (-0.010)	0.001 (0.033)
常数项	0.804 *** (209.455)	0.802 *** (206.876)	0.812 *** (212.513)	-6.904 *** (-28.800)	-6.878 *** (-28.708)	-6.987 *** (-29.290)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741	43741	43741	43741
调整后的 <i>R</i> ²	0.669	0.669	0.669	0.687	0.687	0.687

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的水平下显著；括号内为 t 值，使用 robust 标准误，以下各表同。

（二）内生性检验

为缓解样本选择偏误以及因果倒置所导致的内生性问题，本研究采用 Heckman 两阶段模型以及工具变量法进行了内生性检验。

（1）Heckman 两阶段模型。由于共同机构所有权可能会选取具有某些共同特征的上市公司，为避免本研究主要结论由这些共同特征驱动，而非共同机构所有权驱动，本研究参照潘

越等（2020）以及杜勇等（2022）的研究方法，采用 Heckman 两阶段回归模型对基准回归的结论进行检验。首先构建 Probit 模型，检验上市公司上一期的特征变量是否会对其拥有共同机构所有权（即 *Coz1*）产生影响，并计算出逆米尔斯比率（*IMR*）。具体模型如下：

$$Coz1_{it} = \delta_0 + \delta_1 LagControls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，*Coz1* 表示上市公司是否有共同机构

投资者。 $LagControls_{it}$ 表示将所有公式（1）中的控制变量均滞后一期，所获得的滞后一期控制变量的集合。之所以采取这种处理是因为机构投资者需要根据已有信息对上市公司进行投资，而在现实中机构投资者只能获得并依据上市公司已披露的过去的信息，无法获取当期未披露的信息，因此将控制变量滞后一期来使控制变量对因变量（公司是否有共同机构投资者）

的 Probit 模型更加准确。

第二步需要将第一步计算出的 IMR 作为控制变量加入模型（1）进行回归分析。结果显示在加入 IMR 到模型（1）中进行回归后， IMR 系数并不显著， $Coz2$ 与 $Coz3$ 的系数仍显著为正。这说明模型（1）并不存在严重的样本选择性偏误，结论成立。具体回归结果如表 4 所示。

表 4 Heckman 两阶段回归检验结果

变量	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>LnGreen</i>
<i>Coz2</i>	0.097 *** (4.126)	
<i>Coz3</i>		0.121 ** (1.972)
<i>IMR</i>	0.035 (1.121)	0.031 (1.005)
控制变量	是	是
常数项	-7.942 *** (-21.814)	-8.002 *** (-21.995)
个体效应	控制	控制
年份效应	控制	控制
样本量	38008	38008
调整后的 R^2	0.133	0.132

（2）PSM - DID。为进一步缓解样本选择性偏误，参考杜勇等（2021）的做法，采用多时期双重差分模型衡量企业的共同机构所有权从无到有时对绿色创新水平的影响。模型如下：

$$LnGreen_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times After_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 $Treat$ 为分组虚拟变量，当企业在样本年份中存在共同机构所有权从无到有的变化时取 1，否则为 0。 $After$ 为分期虚拟变量，企业股权发生变化后的年份取 1，否则为 0。 μ_i 和 τ_t 分

别表示个体和年份固定效应。在此基础上，为减少处理组和控制组差异对模型估计有效性的影响，采用倾向得分匹配法（PSM）对样本进行匹配。由于实验组数量较少，匹配变量较多，为避免过多样本匹配失败带来的信息损失（李邈和郑志刚，2024），采用 1 对 4 的近邻匹配，并用 1：6 近邻匹配和核匹配检验结果的稳健性。结果表明交乘项 $Treat \times After$ 系数均显著为正，说明一定程度上排除样本选择性偏误后，本研究结论仍然成立。

表 5 PSM – DID 检验结果

变量	1:4 近邻匹配 (1) <i>LnGreen</i>	1:6 近邻匹配 (2) <i>LnGreen</i>	核匹配 (3) <i>LnGreen</i>
<i>Treat × After</i>	0.037 * (1.952)	0.054 *** (2.929)	0.078 *** (4.328)
<i>Size</i>	0.337 *** (27.165)	0.343 *** (29.720)	0.338 *** (33.415)
<i>Lev</i>	-0.030 (-0.646)	-0.027 (-0.621)	-0.048 (-1.322)
<i>ROA</i>	0.102 (1.017)	0.181 ** (1.987)	0.131 * (1.738)
<i>BM</i>	0.055 *** (6.169)	0.055 *** (6.469)	0.063 *** (7.955)
<i>Cashflow</i>	-0.006 (-0.074)	0.016 (0.216)	0.030 (0.500)
<i>Indep</i>	0.253 * (1.671)	0.266 * (1.917)	0.243 ** (2.077)
<i>Top5</i>	0.159 ** (2.401)	0.149 ** (2.450)	0.181 *** (3.499)
<i>Growth</i>	-0.015 (-1.209)	-0.017 (-1.521)	-0.019 * (-1.894)
<i>TobinQ</i>	0.022 *** (4.861)	0.020 *** (4.579)	0.020 *** (5.548)
<i>Dual</i>	-0.002 (-0.141)	0.003 (0.208)	0.000 (0.004)
<i>Board</i>	0.007 (0.150)	-0.001 (-0.029)	-0.001 (-0.018)
常数项	-6.914 *** (-23.083)	-7.031 *** (-25.336)	-6.920 *** (-28.844)
个体效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
样本量	29651	33942	43703
调整后的 <i>R</i> ²	0.686	0.688	0.687

(3) 工具变量法。基准回归结果的结论可能是由于共同机构投资者利用信息优势，选择了绿色创新水平较强的公司，而非通过共同机构所有权对企业的影响使企业绿色创新水平提高。即“绿色创新水平强的企业吸引共同机构

投资者，而非共同机构所有权提高企业绿色创新水平”，本研究采用工具变量法缓解该逆向因果问题。已有针对共同机构所有权的研究多采用指数工具变量（杜勇等，2023；Gao, K. et al., 2019；潘越等，2020）的做法，但也有学

者对该工具变量表示质疑 (Anton, M. et al., 2023), 认为企业调入或调出某个指数具有内生性, 且变动发生后企业会产生股权结构、市场关注等多方面的变化, 使得共同机构所有权在其中的影响难以分离。因此本研究参考戴静雯等 (2024) 的做法, 按照如下方法设置工具变量 iv : 当企业的共同机构股东所持股的同行业其他企业被调出沪深 300 或中证 500 指数, 而企业自身无调入调出指数的状态变化时, 赋值为 1, 否则取 0。

指数型基金根据股票指数调整资产配置, 成分股的增减影响机构股东的投资 (Kang, J. et al., 2018)。例如, 当企业 j 被调出沪深 300 或

中证 500 指数时, 机构股东可能减少对企业 j 的投资, 增加对企业 i 的配置, 导致企业 i 的共同机构投资者数量上升。该工具变量与企业 i 的共同机构所有权正相关, 但不直接影响企业的绿色创新水平, 具备良好的外生性。

使用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行工具变量检验。结果显示第一阶段工具变量系数均显著为正, 且 F 大于 10 通过弱工具变量检验。第二阶段回归主要解释变量仍显著为正, 但相较于基准回归, 三个核心解释变量的显著性有所下降, 这说明一定程度上消除因果倒置问题后主要结论仍然成立。具体结果如表 6 所示。

表 6 工具变量法检验结果

变量	(1) $Coz1$	(2) $Coz2$	(3) $Coz3$	(4) $LnGreen$	(5) $LnGreen$	(6) $LnGreen$
iv	0.678 *** (86.441)	0.485 *** (83.614)	0.154 *** (45.353)			
$Coz1$				0.071 ** (2.445)		
$Coz2$					0.100 ** (2.446)	
$Coz3$						0.314 ** (2.442)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-1.028 *** (-15.555)	-0.732 *** (-15.303)	-0.061 *** (-2.899)			
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741	43741	43741	43741
F 值	767.4	727.2	188.3	141.5	141.5	141.5

(三) 稳健性检验

本研究采用了以下几种方法进行稳健性检验:

(1) 更换主要变量。相较于实用型绿色专

利, 发明型绿色专利更能反映一个企业的绿色创新水平 (齐绍洲等, 2018)。因此本研究采用发明型绿色专利申请数量加 1 再取对数 ($LnGreen_Inv$) 以及实用型绿色专利申请数量加 1

再取对数（*LnGreen_Uma*）替换基准回归中的因变量，再次进行回归分析。结果显示在被解释变量为发明型绿色专利时，*Coz1*、*Coz2* 和 *Coz3* 的系数分别为 0.090、0.150 和 0.249，且均在

1% 的统计水平下显著。在被解释变量为实用型绿色专利时，共同机构所有权变量系数仍然显著为正，但 *Coz3* 的显著性有所下降。检验结果仍然支持本研究结论。

表 7 更换主要变量检验结果

变量	(1) <i>LnGreen_Inv</i>	(2) <i>LnGreen_Inv</i>	(3) <i>LnGreen_Inv</i>	(4) <i>LnGreen_Uma</i>	(5) <i>LnGreen_Uma</i>	(6) <i>LnGreen_Uma</i>
<i>Coz1</i>	0.090 *** (5.343)			0.050 *** (3.285)		
<i>Coz2</i>		0.150 *** (6.316)			0.087 *** (4.062)	
<i>Coz3</i>			0.249 *** (3.869)			0.110 * (1.948)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-5.520 *** (-26.108)	-5.492 *** (-25.995)	-5.617 *** (-26.633)	-4.574 *** (-22.458)	-4.556 *** (-22.374)	-4.635 *** (-22.833)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741	43741	43741	43741
调整后的 <i>R</i> ²	0.656	0.656	0.656	0.633	0.633	0.633

(2) 标准误的使用。聚类标准误考虑了数据的分组结构，能够处理同一组内的观测值之间的相关性。如果本研究所用样本中共同机构所有权的影响在不同企业之间存在相关性，聚类到个体的标准误可以更准确地反映这种相关

性，从而提供更为可靠的显著性检验结果。因此，在使用稳健标准误的基准回归结果的基础上，采用聚类标准误进一步确保结果的稳健性。结果如表 8 所示。*Coz1*、*Coz2* 和 *Coz3* 的系数仍然显著为正，回归结果支持本研究结论。

表 8 聚类到个体的检验结果

变量	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>LnGreen</i>	(3) <i>LnGreen</i>
<i>Coz1</i>	0.077 *** (2.588)		
<i>Coz2</i>		0.131 *** (3.115)	
<i>Coz3</i>			0.216 * (1.792)

续表

变量	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>LnGreen</i>	(3) <i>LnGreen</i>
控制变量	是	是	是
常数项	-6.904 *** (-15.373)	-6.878 *** (-15.322)	-6.987 *** (-15.589)
个体效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741
调整后的 R^2	0.687	0.687	0.687

(3) 共同机构所有权的衡量标准。在基准回归的检验中,企业只要在一年四个季度中的某一季度存在满足同时在同行业两家及以上公司中均持有不低于5%股份条件的机构投资者,该企业该年度的 *Coz1* 就被赋值为1。即如果某个企业只在第一季度存在共同机构投资者,那么企业将被视为一整年均存在共同机构所有权(即使后三个季度并没有满足要求),在这种情

况下,可能会使共同机构所有权对企业绿色创新水平影响的考察产生偏差。因此本研究更换 *Coz1* 的界定方式:只有企业在一年四个季度的共同机构投资者持股比例平均值大于5%时, *Coz1* 才被赋值为1,以此构建三个新的核心解释变量 *Coz11*、*Coz22* 和 *Coz33*。这样做的好处是可以更加准确地考察共同机构所有权对企业产生的影响。检验结果仍然支持本研究结论。

表9 更换共同机构所有权衡量方式

变量	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>LnGreen</i>	(3) <i>LnGreen</i>
<i>Coz11</i>	0.075 *** (4.070)		
<i>Coz22</i>		0.119 *** (4.689)	
<i>Coz33</i>			0.190 *** (2.747)
控制变量	是	是	是
常数项	-6.903 *** (-28.759)	-6.882 *** (-28.682)	-6.984 *** (-29.236)
个体效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741
调整后的 R^2	0.687	0.687	0.687

五、机制检验

（一）管理层环保意识

参考赵沁娜和李航（2024）的做法，根据企业是否披露公司的环保理念、环保目标、环保管理制度体系、环保教育与培训、环保专项行动、环保事件应急机制、环保荣誉或奖励和“三同时”制度打分，将企业在上述8项项目的总得分作为高管环保意识的测度指标，构建管

理层环保意识变量 MEA ，代入以下模型进行回归分析：

$$MEA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coz_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

分析结果显示衡量共同机构所有权的三个变量的回归系数均在1%的统计水平下显著为正，这说明共同机构所有权可以通过提高管理层环保意识的机制提高企业绿色创新水平，H2得到验证。

表 10 管理层环保意识机制检验

变量	(1) MEA	(2) MEA	(3) MEA
$Coz1$	0.222 *** (6.150)		
$Coz2$		0.326 *** (6.437)	
$Coz3$			0.659 *** (4.953)
控制变量	是	是	是
常数项	-4.695 *** (-10.861)	-4.678 *** (-10.824)	-4.928 *** (-11.442)
个体效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741
调整后的 R^2	0.562	0.562	0.562

（二）融资约束

共同机构所有权可以通过信用背书，同行业内强大的信息优势以及资源整合能力，一定程度上缓解企业的融资约束。根据鞠晓生等（2013）的研究，融资约束越强的企业，越依赖于营运资本平滑创新波动，而受融资约束弱的企业维持稳定创新活动的条件相对宽松，就会拥有更高的创新水平。为验证融资约束在共同

机构所有权与企业绿色创新间的中介作用，本研究参照 Hadlock 和 Pierce（2009）构建衡量企业融资约束的 SA 指标，具体计算方法如下：

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$$

之所以选择该指标进行机制检验是因为相较于其他融资约束指标（如 KZ 指数、 WW 指数等）， SA 指数是很强的外生变量，可以有效避

免内生性的干扰。构建以下机制检验模型进行回归分析：

$$SA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coz_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

该模型中重点关注（5）式中共同机构所有权变量的系数，具体回归结果如表 11 第

（1）~（3）列所示。结果显示 $Coz1$ 、 $Coz2$ 和 $Coz3$ 对 SA 的系数均在 1% 的统计水平下显著为正，说明共同机构所有权可以有效降低企业受到的融资约束。即共同机构所有权可以通过缓解企业的融资约束来实现对企业绿色创新水平的部分影响，H3 得到验证。

表 11 融资约束机制检验

变量	(1) SA	(2) SA	(3) SA
$Coz1$	0.034 *** (18.536)		
$Coz2$		0.050 *** (19.291)	
$Coz3$			0.066 *** (8.973)
控制变量	是	是	是
常数项	-3.449 *** (-105.774)	-3.446 *** (-105.790)	-3.491 *** (-107.400)
个体效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741
调整后的 R^2	0.963	0.963	0.963

（三）机构协同效应

由上文理论分析可知共同机构所有权可以通过发挥机构协同效应，整合同行业资源，将单一企业绿色创新的溢出效应转化为组合收益，从而提高企业绿色创新积极性。为验证该作用机制本研究参考潘越等（2020）的做法，构建共同机构所有权同行业势力指标（ $power$ ）衡量机构协同效应。具体计算方法为：在季度上，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的个数，计算年度均值后加 1

取自然对数。将计算出的指标代入以下模型进行回归分析。

$$power_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coz_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

分析结果如表 12 第（1）~（3）列所示。核心解释变量系数分别为 0.153、0.207 和 0.298，且均在 1% 的统计水平下显著为正。这说明上市公司的共同机构所有权可以通过提高同行业公司之间的机构协同效应，来促进绿色创新水平的提升，H4 得到验证。

表 12 机构协同效应机制检验

变量	(1) <i>power</i>	(2) <i>power</i>	(3) <i>power</i>
<i>Coz1</i>	0.153 *** (9.270)		
<i>Coz2</i>		0.207 *** (9.058)	
<i>Coz3</i>			0.298 *** (4.692)
控制变量	是	是	是
常数项	-17.805 *** (-68.338)	-17.813 *** (-68.371)	-17.996 *** (-69.732)
个体效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741
调整后的 <i>R</i> ²	0.817	0.817	0.817

（四）退出威胁

为检验退出威胁在共同机构所有权促进企业绿色创新过程中的机制作用，本文参考陈克兢（2019）的做法，采用股票流动性与大股东竞争程度的交乘项作为非控股大股东退出威胁（*NET*）的代理变量。其中股票流动性（*SL*）为采用流通股日均股票换手率作为流动性的代理变量。而大股东竞争程度（*BHC*）计算方法如下：

$$BHC_{it} = \sum_{k=1}^N \left(\frac{NCLS_{k,i,t}}{SSBH_{i,t}} \right)^2$$

其中，*NCLS_{k,i,t}* 为第 *i* 企业第 *t* 年中第 *k* 个非控股大股东的持股比例，*SSBH_{i,t}* 为第 *i* 企业第 *t* 年中所有大股东的持股比例之和。将计算出的 *NET* 代入如下模型进行回归分析。

$$NET_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coz_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

回归结果如表 13 第(1) ~ (3) 列所示。*Coz1*

和 *Coz2* 前的回归系数均在 1% 的统计水平下显著为正，*Coz3* 回归系数并不显著。该结果说明共同机构所有权的存在以及共同机构投资者数量的增加都可以通过提高退出威胁作用进而促进企业绿色创新，假设 H5 得到验证。但共同机构持股比例的上升并不能提高股东退出威胁的作用，本文认为这是因为共同机构投资者对非控股股东退出威胁的影响，源于其同时持股多个同行业公司所带来的信息优势、话语权增强以及在行业内的网络效应。而非取决于具体持股比例高低（Chen, Y. et al., 2018）。同时共同持股比例达到一定阈值后，对非控股股东退出威胁的边际影响可能递减，甚至消失。当共同机构投资者达到最低有效持股水平（如 5%）时，他们已经具备足够的话语权和信息渠道进一步影响非控股股东。此后，持股比例的进一步提升可能仅带来边际收益递减效应，使得 *Coz3* 在统计上呈现为不显著。

表 13

退出威胁机制检验

变量	(1) <i>NET</i>	(2) <i>NET</i>	(3) <i>NET</i>
<i>Coz1</i>	0.003 *** (5.656)		
<i>Coz2</i>		0.003 *** (4.829)	
<i>Coz3</i>			0.001 (0.617)
控制变量	是	是	是
常数项	0.058 *** (8.495)	0.058 *** (8.400)	0.054 *** (7.945)
个体效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
样本量	43741	43741	43741
调整后的 R^2	0.406	0.406	0.406

六、拓展性讨论

(一) 企业污染程度异质性

非重污染企业相较于重污染企业，环境压力较低，在环境保护与可持续发展方面受到外界关注较少，因此二者所具有的融资约束程度可能有所不同。具体表现为重污染企业会有更强的融资约束（王康仕等，2019），进而使得本研究主效应在重污染企业样本中被削弱。为进一步探索本研究主要结论是否在不同污染程度的企业之间存在异质性，将样本依据生态环境部2008年6月公布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》分为重污染企业 and 非重污染企业两个子样本，并分别进行回归分析。

结果如表14所示，第（1）~（3）列展示了重污染企业子样本回归结果，第（4）~（6）列为非重污染企业回归结果。可以看出在非重污染企业子样本中衡量共同机构所有权的三个指

标均对企业绿色创新水平有着显著的正向影响，系数分别为0.088、0.141和0.194，而相比之下重污染企业中共同机构所有权与企业绿色创新的相关性并不明显。

产生这样的结果，我们认为是因为重污染企业面临更多的环境压力和监管限制，这些限制会使重污染企业可持续发展绩效提高（金乐和王汝曦，2024），同时重污染企业出于减税等目的有着更高的绿色投资动机（谢东明和李维安，2023），这两点都会削弱绿色创新水平受到的来自共同机构所有权的影响。同时，重污染企业 and 非重污染企业的管理层可能对绿色创新有不同的动机和意识。尽管管理层短视现象普遍存在，但有研究表明该现象在重污染企业中对企业绿色绩效有更加明显的抑制作用（彭小珈和王亚蕾，2024），从而削减了共同机构投资者利用信息优势和协同效应促进重污染企业绿色创新水平的积极性。而非重污染企业可能更注重长期可持续发展和环境责任，更愿意通过

共同机构所有权来推动绿色创新。

表 14 污染程度异质性分析

变量	重污染企业			非重污染企业		
	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>LnGreen</i>	(3) <i>LnGreen</i>	(4) <i>LnGreen</i>	(5) <i>LnGreen</i>	(6) <i>LnGreen</i>
<i>Coz1</i>	0.052 (1.341)			0.088 *** (4.280)		
<i>Coz2</i>		0.108 ** (1.999)			0.141 *** (4.944)	
<i>Coz3</i>			0.163 (1.288)			0.194 ** (2.325)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-8.201 *** (-16.231)	-8.152 *** (-16.136)	-8.260 *** (-16.485)	-6.938 *** (-24.261)	-6.918 *** (-24.219)	-7.043 *** (-24.720)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10850	10850	10850	32869	32869	32869
调整后的 <i>R</i> ²	0.638	0.639	0.638	0.708	0.708	0.708

（二）企业所有权性质异质性

企业所有权性质不同，很大程度上会对企业创新积极性与依赖性产生影响（胡磊等，2022）。但具体的影响方向在不同场景中具有很大差别。为探明股权性质在本研究主效应中是否有调节作用，将样本企业划分为国有企业和非国有企业，然后进行分组回归。回归结果如表 15 所示。第(1)~(3)列汇报了国有企业的回归结果，共同机构所有权指标均为正但并不显著。第(4)~(6)列结果显示在非国有企业子样本下，*Coz1*、*Coz2* 和 *Coz3* 均在 1% 的统计水平下显著为正。这说明共同机构所有权在非国有企业中会对绿色创新水平有更显著的正向影响。

产生此结果的原因我们认为主要包括以下

三点。首先，高管权力过大，所有者缺位以及晋升意愿等因素，都可能会导致国有企业管理层的短视（杨李娟和熊凌云，2023），削弱共同机构所有权对绿色创新的促进作用。其次，受限于自身的复杂性与公共性，国有企业在信息披露时常常受到限制，使得信息披露不够完善（高一飞，2018）。这会限制共同机构所有权通过信息整合发挥协同效应。最后，非国有企业通常更注重市场竞争和利润最大化，因此在绿色创新方面更具积极性。它们可能会主动寻求绿色技术和可持续发展，以满足消费者对环保产品的需求。而国有企业的创新动机可能更多地受到政策导向和社会责任的影响，导致其在绿色创新方面的积极性不足。

表 15 所有权性质异质性分析

变量	国有企业			非国有企业		
	(1) <i>LnGreen</i>	(2) <i>LnGreen</i>	(3) <i>LnGreen</i>	(4) <i>LnGreen</i>	(5) <i>LnGreen</i>	(6) <i>LnGreen</i>
<i>Coz1</i>	0.009 (0.353)			0.118 *** (4.683)		
<i>Coz2</i>		0.047 (1.303)			0.173 *** (4.917)	
<i>Coz3</i>			0.024 (0.317)			0.734 *** (4.999)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-7.804 *** (-18.190)	-7.757 *** (-18.079)	-7.815 *** (-18.347)	-7.375 *** (-24.145)	-7.363 *** (-24.134)	-7.452 *** (-24.477)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	14644	14644	14644	29041	29041	29041
调整后的 R^2	0.741	0.741	0.741	0.659	0.659	0.659

七、结论与启示

本研究使用 2007—2023 年中国沪深 A 股上市公司数据共计 43741 个样本观测值，探讨了共同机构所有权与企业绿色创新水平之间的关系，并探讨了其中的作用机制。具体而言：①共同机构所有权对企业绿色创新水平具有促进作用，该结论在经过 Heckman 二阶段回归、工具变量法以及更换主要变量等稳健性检验后仍然成立。②机制检验发现共同机构所有权通过提高管理层环保意识、降低融资约束、提高机构协同效应以及退出威胁来促进企业的绿色创新水平。③共同机构所有权对企业绿色创新水平的促进作用在非重污染企业和非国有企业中表现得更加明显。

本研究的实证结果丰富了共同机构所有权理论的内涵。传统的共同机构所有权研究多集

中于其对企业财务绩效的影响，而本研究则将视角拓展至绿色创新领域，提出共同机构所有权不仅能够提升企业的经济效益，还能在环境保护和可持续发展方面发挥积极作用。这一发现为共同机构所有权理论提供了新的视角，强调了其在推动企业社会责任和环境治理中的重要性，也进一步深化了对绿色创新驱动因素的理解。通过机制分析我们发现，共同机构所有权的影响路径不仅仅包括以往研究中提到较多的机构协同效应与融资约束，还可以通过改变管理层环保意识来影响绿色创新水平，该发现将共同机构所有权的作用路径从企业资源层面扩展到了治理层面，有助于我们更全面地理解共同机构所有权给企业带来的影响。此外，本研究还探讨了共同机构所有权对不同类型企业的影响差异，发现其在非重污染企业和非国有企业中的促进作用更为显著，这为后续更细致研究的开展提供了思路。

本研究的结论对共同机构所有权的相关监管以及政策制定提供了一定的启示。

(1) 政府可以通过制定相关政策,鼓励和支持企业共同机构所有权的建立和发展。这包括提供财务和税收激励,为共同机构提供专门的绿色创新基金,以及建立绿色创新的评估和认证机制等。这些政策措施可以进一步促进企业的绿色创新活动。

(2) 共同机构所有权通过缓解融资约束的能力来提高企业的绿色创新水平。因此,监管机构可以采取措​​施,改善融资环境,降低企业的融资成本,提供更多的融资渠道,特别是针对绿色创新项目。这将有助于激发企业的绿色创新活动。

(3) 鼓励企业合作与协同。共同机构所有权的机构协同效应对绿色创新的促进作用十分重要。政府和监管机构可以鼓励企业之间的合作与协同(尤其是在绿色创新领域,可以通过建立绿色创新联盟、提供合作奖励和支持等方式实现),促进企业之间的合作将加强资源共享和技术创新,进一步推动绿色创新的发展。

(4) 政策制定者可以针对不同类型的企业制定差异化的政策和监管措施。例如,针对国有企业可以加强社会责任监管,鼓励其更积极地参与绿色创新;对于规模较小的企业,可以提供更多的资源支持和市场准入便利;对于现金比例较高的企业,可以通过减税或其他激励措施鼓励其增加绿色创新投入。

接受编辑:贾明

收稿时间:2024年6月7日

接收时间:2025年7月26日

作者简介

熊婉芳(E-mail: xiongwf 0923@126.com):女,湖北武汉人,金融学博士,毕业于华中科技大学。广东外语外贸大学云山青年学者A类引进人才,硕士生导师。主要从事企业社会责任(ESG)、科技创新与公司治理等方面的研究。在 *Research in International Business and Finance* (SSCI, JCR1), *International Journal of Human-Computer Interaction* *Globe*, *Global finance journal*, *Emerging Markets Finance and Trade* 等国内外期刊发表系列高质量论文十多篇。担任 *Economic Modeling*; *Emerging Market Finance and Trade*; *International Journal of Finance and Economics*; *Finance Research Letter* 等期刊的审稿人。

王涵:男,山东泰安人,金融学硕士,毕业于华中科技大学。

任柳杨(通讯作者, E-mail: ren_liuyang@163.com),管理学博士,毕业于华南理工大学。广东外语外贸大学云山青年学者A类引进人才,硕士生导师。截至目前,以第一作者或通讯作者身份在 *Journal of Corporate Finance* (ABS4*, JCR Q1)、*Journal of Business Ethics* (FT50, JCR Q1; 3篇)、*Journal of Business Research* (JCR Q1)、《南开管理评论》等国内外重要期刊上发表、录用论文近20篇,总被引百余次。主持国家自然科学基金1项,广东省哲学社会科学基金1项,广东外语外贸大学校级项目3项。

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》,《南开

管理评论》，2017年第20卷第6期。

[2] 曾春华、林仪凤：《共同机构所有权与企业创新：协同治理与信息共享视角》，《科技进步与对策》，2022年第39卷第13期。

[3] 陈克兢：《非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗》，《南开管理评论》，2019年第22卷第4期。

[4] 陈志斌、王诗雨：《产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量》，《中国工业经济》，2015年第3期。

[5] 代昀昊、童心楚、王砾等：《法治强化能够促进企业绿色创新吗？》，《金融研究》，2023年第2期。

[6] 戴静雯、许荣、祝天琪等：《共同机构所有权与企业诉讼风险》，《金融研究》，2024年第4期。

[7] 杜勇、孙帆、邓旭：《共同机构所有权与企业盈余管理》，《中国工业经济》，2021年第6期。

[8] 杜勇、孙帆、谭丽丽等：《共同机构所有权与企业劳动收入份额》，《财经研究》，2023年第49卷第11期。

[9] 高一飞：《国有企业信息公开理论剖判——以“国家所有”为逻辑起点》，《商业研究》，2018年第10期。

[10] 郭俊杰、方颖、郭晔：《环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的证据》，《经济研究》，2024年第59卷第3期。

[11] 胡磊、李震林、张强：《混改背景下国有企业股权性质变化对企业创新效率的影响》，《财经理论与实践》，2022年第43卷第2期。

[12] 姜军、江轩宇、伊志宏：《企业创新效率研究——来自股权质押的影响》，《金融研究》，2020年第2期。

[13] 金乐、王汝曦：《环保督察对企业可持续发展绩效影响研究》，《系统管理学报》，2024年。

[14] 鞠晓生、卢荻、虞义华：《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》，《经济研究》，2013年

第48卷第1期。

[15] 李邈、郑志刚：《控制权转让场景下的表决权委托与企业绩效》，《管理世界》，2024年第40卷第10期。

[16] 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》，《经济研究》，2020年第55卷第9期。

[17] 李晓天、庄雷：《绿色金融赋能新质生产力发展的路径创新与监管策略》，《南京社会科学》，2024年第11期。

[18] 李亚兵、夏月、赵振：《高管绿色认知对重污染行业企业绩效的影响：一个有调节的中介效应模型》，《科技进步与对策》，2023年第40卷第7期。

[19] 林雁、李梦韩、张泽南：《战略投资者引入对企业绿色技术创新的影响效应与机制研究》，《科研管理》，2024年第45卷第7期。

[20] 刘金科、肖翊阳：《中国环境保护税与绿色创新：杠杆效应还是挤出效应？》，《经济研究》，2022年第57卷第1期。

[21] 麻丽娜、陈宇含：《环境监管对绿色创新增量提质的影响研究》，《科研管理》，2024年。

[22] 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》，《中国工业经济》，2020年第2期。

[23] 彭小珈、王亚蕾：《管理者短视是否抑制企业ESG表现》，《会计之友》，2024年第16期。

[24] 彭正银、罗贯擎：《股东网络能提高企业创新绩效吗？——两类代理成本的中介效应研究》，《商业经济与管理》，2022年第5期。

[25] 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》，《经济研究》，2018年第53卷第12期。

[26] 王康仕、孙旭然、王凤荣：《绿色金融、融资约束与污染企业投资》，《当代经济管理》，2019年第41卷第12期。

- [27] 王馨、王营：《环境信息公开的绿色创新效应研究——基于〈环境空气质量标准〉的准自然实验》，《金融研究》，2021年第10期。
- [28] 谢东明、李维安：《企业环保投资对环境保护税的减税效应——基于上市A股重污染企业的实证研究》，《会计研究》，2023年第11期。
- [29] 徐宁、张迪、李孝琪等：《管理者长期主义如何促进企业技术创新——数字化转型的调节效应》，《科技进步与对策》，2024年第41卷第11期。
- [30] 杨海燕、韦德洪、孙健：《机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗？——兼论不同类型机构投资者差异》，《会计研究》，2012年第9期。
- [31] 杨李娟、熊凌云：《国有资本投资运营公司改革能提升国有企业投资效率吗？》，《当代财经》，2023年第3期。
- [32] 原毅军、陈喆：《环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级》，《科学学研究》，2019年第37卷第10期。
- [33] 赵沁娜、李航：《ESG评级是否促进了企业绿色技术创新——来自中国上市公司的微观证据》，《南方经济》，2024年第2期。
- [34] Aghion, P. , Bloom, N. , Blundell, R. , Griffith, R. , & Howitt, P. 2005. Competition and innovation: An inverted - U relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, 120 (2): 701 - 728.
- [35] Anton, M. , Ederer, F. , Gine, M. , & Schmalz, M. 2023. Common ownership, competition, and top management incentives. *Journal of Political Economy*, 131 (5): 1294 - 1355.
- [36] Azar, J. , & Schmalz, M. C. 2017. Common ownership of competitors raises antitrust concerns. *Journal of European Competition Law and Practice*, 8 (5): 329 - 332.
- [37] Azar, J. , Raina, S. , & Schmalz, M. C. 2016. Ultimate ownership and bank competition. *SSRN Working Paper*.
- [38] Azar, J. , Schmalz, M. C. , & Tecu, L. 2018. Anticompetitive effects of common ownership. *Journal of Finance*, 73(4): 1513 - 1565.
- [39] Bhagat, S. , & Bolton, B. 2008. Corporate governance and firm performance. *Journal of Corporate Finance*, 14 (3): 257 - 273.
- [40] Blind, K. 2012. The influence of regulations on innovation: A quantitative assessment for OECD countries. *Research Policy*, 41 (2): 391 - 400.
- [41] Boone, A. L. , & White, J. T. 2015. The effect of institutional ownership on firm transparency and information production. *Journal of Financial Economics*, 117 (3): 508 - 533.
- [42] Borghesi, S. , Cainelli, G. , & Mazzanti, M. 2015. Linking emission trading to environmental innovation: Evidence from the Italian manufacturing industry. *Research Policy*, 44 (3): 669 - 683.
- [43] Chesbrough, H. W. 2003. Open innovation: The new imperative for creating and profiting from technology. *Harvard Business School Press*.
- [44] Chen, Y. , Li, Q. , & Ng, J. 2018. Institutional cross - ownership and corporate financing of investment opportunities. *SSRN Working Paper*.
- [45] D'Aspremont, C. , & Jacquemin, A. 1988. Cooperative and noncooperative R&D in duopoly with spillovers. *The American Economic Review*, 78 (5): 1133 - 1137.
- [46] Gao, K. , Shen, H. , & Gao, X. 2019. The power of sharing: Evidence from institutional investor cross - ownership and corporate innovation. *International Review of Economics and Finance*, 63: 284 - 296.
- [47] Gibbon, A. J. , & Schainj, P. 2020. Rising markups, common ownership, and technological capacities. *DICE Discussion Papers*.
- [48] Hall, B. H. , Helmers, C. , Rogers, M. , & Sena, V. 2014. The choice between formal and informal intel-

lectual property: A review. *Journal of Economic Literature*, 52 (2): 375 – 423.

[49] He, J. J. , & Huang, J. 2017. Product market competition in a world of cross – ownership: Evidence from institutional blockholdings. *The Review of Financial Studies*, 30 (8): 2674 – 2718.

[50] Jaffe, A. B. , Newell, R. G. , & Stavins, R. N. 2005. A tale of two market failures: Technology and environmental policy. *Ecological Economics*, 54 (2 – 3): 164 – 174.

[51] Kang, J. , Lao, J. , & Na, H. S. 2018. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors? *Journal of Financial Economics*, 128 (3): 576 – 602.

[52] Koch, A. , Panayides, M. , & Thomas, S. 2021. Common ownership and competition in product markets. *Journal of Financial Economics*, 139 (1): 109 – 137.

[53] Porter, M. E. , & Van der Linde, C. 1995. Toward a new conception of the environment – competitiveness relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4): 97 – 118.

[54] Rennings, K. 2000. Redefining innovation—eco – innovation research and the contribution from ecological economics. *Ecological Economics*, 32 (2): 319 – 332.

[55] Romer, P. M. 1990. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98 (5): S71 – S102.

[56] Ramalinggowda, S. , Uike, S. , & Yu, Y. 2021. Common institutional ownership and earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 38 (1): 208 – 241.

[57] Ren, S. , Liu, D. , & Yan, J. 2024. How officials' political incentives influence corporate green innovation. *Journal of Business Ethics*, 194: 633 – 653.

[58] Ren, S. , Sun, H. , & Zhang, T. 2021. Do environmental subsidies spur environmental innovation? Empirical evidence from Chinese listed firms. *Technological Forecasting and Social Change*, 173.

[59] Schiederig, T. , Tietze, F. , & Herstatt, C. 2012. Green innovation in technology and innovation management—An exploratory literature review. *R&D Management*, 42 (2): 180 – 192.

[60] Song, M. X. , Yang, M. X. , & Zeng, K. J. 2020. Green knowledge sharing, stakeholder pressure, absorptive capacity, and green innovation: Evidence from Chinese manufacturing firms. *Business Strategy and the Environment*, 29 (3): 1517 – 1531.

[61] Tirole, J. 2001. Corporate governance. *Econometrica*, 69 (1): 1 – 35.

[62] Teece, D. J. , Pisano, G. , & Shuen, A. 1997. Dynamic capabilities and strategic management. *Strategic Management Journal*, 18 (7): 509 – 533.

[63] Wang, P. , & Barrese, J. 2019. Institutional investors, common control, and risk: An investigation into motives and consequences. *Review of Business*, 39 (1): 45 – 59.

[64] Yuan, L. , Erming, C. , Shi, N. , Xiao, P. , & Yu, Y. 2024. Fintech, financing constraints and corporate green innovation. *International Review of Financial Analysis*, 96: 105752.

[65] Zeng, H. , Chen, X. , Xiao, X. , & Zhou, Z. 2017. Institutional pressures, sustainable supply chain management, and circular economy capability: Empirical evidence from Chinese eco – industrial park firms. *Journal of Cleaner Production*, 155: 54 – 65.