

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20230615.101

非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响研究

李维安^{1,2}, 衣明卉^{1,3}

(1. 天津财经大学 商学院, 天津 300222; 2. 南开大学 中国公司治理研究院, 天津 300371;
3. 山东工商学院 会计学院, 山东 烟台 264005)

摘要: 行政型治理模式的长期存在使得国有企业绿色创新内源动力不足。在深化混合所有制改革背景下, 被赋予更多董事会“话语权”的市场化非国有股东是否会提升国有企业绿色技术创新动力? 本文基于中国A股国有上市公司2013—2020年数据, 研究非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响。研究表明, 存在非国有股东委派董事的国有企业绿色技术创新显著更多, 且非国有股东委派董事占比越高, 国有企业绿色技术创新越多。进一步研究表明, 非国有股东委派董事可以通过降低政府干预和提高高管激励水平来促进国有企业绿色技术创新; 国有企业面临的融资约束水平会显著降低非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响; 政府补贴越多、环境规制越强和高管任期越长时, 非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响越大。本文从绿色技术创新角度丰富了非国有股东委派董事治理的非经济后果研究, 解释了非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新产生积极作用的路径及情境因素, 对深化国企改革、完善国有企业的经济型治理具有一定的政策参考价值。

关键词: 非国有股东委派董事; 绿色技术创新; 政府干预; 高管薪酬

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2024)04-0003-16

一、引言

党的十九届六中全会强调贯彻新发展理念, 推进绿色发展、循环发展、低碳发展。“十四五”规划中强调, 构建市场导向的绿色技术创新体系, 实施绿色技术创新攻关行动, 以实现生态环境根本好转和建设美丽中国的远景目标。显然, 绿色技术创新已然成为企业实现可持续发展的必然选择。国有企业既是自然资源和污染物的排放主体, 又是绿色技术创新的重要参与主体及关键行动者, 其绿色技术创新意愿、创新能力对于促进我国经济高质量发展具有重要意义。而

收稿日期: 2022-07-27

基金项目: 国家自然科学基金项目(72174096); 国家社会科学基金项目(21BGL101)

作者简介: 李维安(1957—), 男, 天津财经大学商学院/南开大学中国公司治理研究院教授, 博士生导师;
衣明卉(1986—), 女, 天津财经大学商学院博士研究生, 山东工商学院会计学院讲师(通讯作者, yiminghui1228@163.com)。

现有研究表明,虽然国有企业在资金、人才、市场与知识积累上相对实力雄厚,客观上具备绿色创新能力,但是由于国有企业长期存在经营目标、资源配置及高管任免的行政化问题(李维安,1996;曹春方等,2015;陈仕华等,2015),使得国有企业“官员制”高管更愿意通过“短平快”、风险小的模仿式创新或“政绩”明显的设备引进及末端治理方式达到国家环境规制要求,而不愿进行耗时长、投资大、风险高且具有外部性的绿色技术创新。因此,要激发国有企业持续的内源创新动力应推动其向经济型治理转型(李维安和薛澜,2012),降低政府干预,完善高管的市场化选聘及激励机制,激发其企业家精神。

混合所有制改革是现阶段国有企业改革的重要突破口(李维安,2014),其直接表现就是在保持国有资本控股地位前提下,引入市场化导向的非国有资本,实现产权异质资本的相互融合,充分发挥异质产权资本的资源优势与机制优势,并通过权力博弈赋予非国有股东在经营目标、资源配置与高管任免方面的实质话语权,推动国有企业由行政型治理向经济型治理转型(李维安,2014)。在现阶段深化混合所有制改革的过程中,强调应完善治理,强化激励,深度转换经营机制,推行经理层成员任期制和契约化管理,完善市场化薪酬分配机制,开展多种形式的中长期激励。而已有研究表明,单纯引入非国有资本实现股权混合难以充分发挥非国有资本的市场化机制优势,只有赋予非国有股东董事会话语权,使其能够在国企经营目标、资源配置及高管市场化选聘与激励决策中积极发声,才能真正缓解国有企业“所有者缺位”、代理链过长和内部人控制等问题(Gupta,2005;刘运国等,2016),降低政府干预(李维安,2016),抑制管理层和控股股东及实际控制人的自利行为(祝继高等,2015;逯东等,2019),增强高管的薪酬业绩敏感性(蔡贵龙等,2018),激发其企业家精神,从而增强国有企业绿色技术创新动力。

在非国有股东委派董事的治理效果方面,现有文献更多地关注其经济后果,部分研究探讨了非国有股东委派董事治理对慈善捐赠(马新啸等,2022)等非经济后果的影响,但是尚未有研究来探讨非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响。同时,在绿色治理观成为全球共享价值观(李维安等,2017)的背景下,绿色技术创新已然成为企业可持续发展的必由之路。但现有研究表明,企业绿色技术创新多遵循“外部压力—绿色行为—企业绩效”逻辑,从制度合法性角度出发,满足环境规制(廖文龙等,2020;李青原和肖泽华,2020)、环保约谈与督察(王旭等,2021;李依等,2021)、政府治理(王分棉和贺佳,2022)、绿色信贷(王馨和王营,2021;赵娜,2021)、媒体监督(赵莉和张玲,2020;张玉明等,2021)、环境税征收(刘金科和肖翊阳,2022)等外部压力要求;仅有部分研究从企业内部环保战略(袁文融和杨震宁,2020)、绿色变革型领导(朱健和张彬,2022;Cosma等,2021)、首席执行官学术经历(张少喆和石浩悦,2022)、CEO政治关系(Huang等,2021)、高管环保认知(梁敏等,2022)、董事会多元化(Usman等,2020;Nadeem等,2020)、董责险(高凯等,2022)等组织内部视角探讨影响企业绿色技术创新的内部因素,但是尚未有研究从非国有股东委派董事的角度来探讨其对绿色技术创新的影响。尤其在深化推进混合所有制改革的背景下,非国有股东委派董事人数在不断增加,以市场化为导向的非国有股东委派董事参与董事会决策是否影响国有企业的绿色技术创新决策,进而推动国有企业可持续发展,成为当前亟待解决的重要现实问题。因此,本文基于中国A股2013—2020年国有上市公司数据,从非国有股东委派董事角度出发,研究非国有股东委派董事参与治理对国有企业绿色技术创新的影响及路径具有重要的理论和现实意义。

区别于以往的研究,本文的主要贡献在于:第一,拓展了非国有股东委派董事治理的非经济后果研究。现有关于非国有股东委派董事治理的研究多侧重于探讨其经济后果,较少关注其非经济后果,尤其对绿色技术创新的影响。因此,本文研究从绿色技术创新角度进一步拓展了非国有股东治理的非经济后果研究。第二,拓展了绿色技术创新影响因素的研究视角。现有对

绿色技术创新的研究多遵从“外部压力—绿色行为—企业绩效”逻辑进行探讨,多从制度合法性角度,考虑外部压力对绿色技术创新的影响,部分研究从企业内部角度进行了探讨,但尚未有研究从非国有股东委派董事角度进行探讨,因此,本文研究进一步从企业内部拓展了绿色技术创新影响因素的研究视角。第三,探索了非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响机理。以往研究尚未对非国有股东委派董事影响绿色技术创新的机理进行探讨,本文从政府干预和高管激励角度拓展了非国有股东委派董事对绿色技术创新影响的路径。

二、理论分析与研究假设

在新发展理念下,倡导人与自然包容性发展的“天人合一”的绿色治理观,成为超越国别的全球共享的价值观(李维安等,2017)。绿色治理本质上是一种由治理主体参与、治理手段实施和治理机制协同的“公共事务性活动”,强调通过创新模式、方法和技术等在生态环境承载能力范围内促进社会的可持续发展(李维安等,2017)。绿色技术创新作为绿色治理实践的关键行动之一,是企业通过采用新技术、新手段等方式提高资源利用效率和减少污染物排放,以产生环境绩效和实现经济可持续发展双重目标的创新活动(Magat, 1978)。生态响应观提出,企业要生存与发展,必须对生态环境变化作出响应,而绿色技术创新是企业响应环境变化,践行“天人合一”的绿色治理观,实现与环境“和谐共生”的可持续发展目标的重要战略和必然选择(解学梅和朱琪玮,2021)。资源基础观认为,企业的竞争优势源自其所拥有的资源。绿色技术创新可以降低资源耗费,提高资源利用效率,并减少污染物排放,提高企业声誉,改善企业社会影响力(袁文融和杨震宁,2020),实现企业的可持续发展战略,因此,国有企业作为环境污染主体及绿色治理的关键行动者,通过实施绿色技术创新,可以取得市场竞争优势,实现环境与经济双绩效,增强企业的绿色竞争力(Hart, 1995; Barney, 1991)。但是,由于国有企业在我国的特殊地位使其享有“政策偏向”优势(郑志刚,2019),在市场竞争中处于优势地位,导致国有企业创新精神缺乏(李维安和薛澜,2012),虽然在国家创新驱动发展战略导向下,国有企业提高了对研发的重视程度,但是国有上市公司研发投入与营业收入相对比例均值仍低于全部上市公司,国有企业创新强度和效率仍有待提高(李维安,2020)。绿色技术创新具有投入高、周期长、风险大及兼具环境外部性和技术外溢的特征,这使得创新失败风险增加及企业短期经济效益下降,出于自利动机,“官本位”而非“企业家本位”的国企经理人(李维安和薛澜,2012;陈仕华等,2015),更愿意通过“短平快”、风险小的模仿式创新或“政绩”明显的设备引进及末端治理方式来响应环境规制的压力,而不愿进行耗时长、投资大、风险高且具有外部性的绿色技术创新。因此,行政型治理模式下经营目标、资源配置与高管激励的行政化是国有企业绿色技术创新持续动力不足的首要难题。

自十八届三中全会提出积极发展混合所有制改革以来,混合所有制改革成为现阶段国有企业改革的重要突破口(李维安,2014)。混合所有制改革的直接表现就是引入非国有资本,而以市场化为导向的非国有股东进入带来的国有企业的产权结构与高层治理的变化,必然导致国有企业治理机制及资源禀赋发生变化,尤其非国有股东委派董事参与董事会治理必然会对企业经营目标、资源配置、高管任免等方面的战略决策产生影响。目前主流观点认为董事会具有参与公司战略决策制定和监督高管的作用(Mace, 1971; Demb和Neubauer, 1992; Adam, 2010)。公司董事会在企业社会和环境事项的制定及监督企业社会绩效方面发挥着越来越重要的作用(Harjoto等,2015)。且已有研究表明,由于非国有企业面临更为严重的融资约束和激烈的市场竞争(刘金科和肖翊阳,2022),更有动力开展绿色技术创新以提高竞争力。因此,市场化导向的非国有股东委派董事进入国有企业必然会影响国有企业绿色技术创新的战略决策。

首先,非国有股东委派董事参与治理,有利于缓解第一类委托代理问题,抑制管理层自利行为,激发其“企业家精神”,从而促进国有企业绿色技术创新。根据生态响应观与资源基础观,企业在新发展理念下要获得可持续发展必须响应环境变化,绿色技术创新在响应环境变化的同时,可以全面降低环境成本,提高资源利用效率,增强企业绿色竞争力(Hart, 1995)。但是,由于国有企业高管绝大多数由各级政府委派(陈仕华等, 2015),“官本位”而非“企业家本位”扭曲了国有企业高管的激励约束机制,造成高管低效(曹春方等, 2015),导致国有企业绿色技术创新的内源动力不足(李维安和薛澜, 2012)。市场化的非国有股东委派董事参与高层治理,一方面,可以利用董事会提案与表决权推动高管任免及激励机制的市场化,积极推动经理层的任期制及契约化管理,强化其薪酬业绩敏感性(蔡贵龙等, 2018),激发高管层的企业家精神,提高其风险承担能力和对绿色创新失败的容忍度,使企业获得持续绿色技术创新的内源动力;另一方面,非国有股东委派董事可以利用信息优势积极行使监督职能,实现所有者到位监督,缓解“内部人控制”及监督乏力(刘运国等, 2016),抑制管理层自利与短视行为,促使管理层从企业实际和长远发展角度出发进行决策,而绿色技术创新是实现环境绩效与经济绩效的最优选择,因此,具备企业家精神的管理层会积极推动国有企业进行绿色技术创新以获得绿色竞争优势,实现国有企业可持续发展和长期利润的最大化。

其次,非国有股东委派董事参与治理,有利于降低政府干预,促使国有企业从市场化角度确定经营目标及进行资源配置,提高国有企业绿色技术创新效率以增强绿色竞争力。由于国有资本功能的特殊性,国有企业不仅承担着经济使命,还承担着社会使命和政治使命,国有企业的经营及资源配置受到政府的干预。混改后,以市场化为导向的非国有股东有意愿和能力制衡国有大股东,尤其通过委派董事深度参与治理,可以抑制国有企业经营目标和资源配置的行政化,厘清政府与市场的边界,降低国有企业承担的政策性负担和社会性负担,并依托委派董事参与董事会治理获取的信息优势(李姝等, 2018),推动国有企业从企业价值最大化出发来确定经营目标,优化资源配置效率(祁怀锦等, 2018),提升国有企业绿色技术创新水平。在当前绿色治理观已成为全球共享价值观的背景下,由于国有企业受到的环境规制更加严格,在激烈的市场竞争与环境规制压力下,绿色技术创新是国有企业平衡经济绩效与环境绩效的最优选择(Magat, 1978)。但现有研究表明,环境保护税改革、碳排放权交易制度、低碳试点政策等环境规制更多地促进了非国有企业的绿色技术创新活动(刘金科和肖翊阳, 2022;徐佳和崔静波, 2020;熊广勤等, 2020)。因此,逐利天性的非国有股东在环境规制压力下,为获取长期收益,必然会积极推动国有企业选择具备双重价值目标的绿色技术创新,以实现可持续发展。同时,由于非国有股东进入,国有股权占比随之下降,可能削弱国有企业与之相应的资源效应(叶永卫和李增福, 2021),降低国有企业市场优势地位。根据社交交换理论,在资源约束条件下,非国有股东更愿意通过响应政策号召来获得政府政策支持(王旭等, 2021),因此,非国有股东委派董事会积极推动国有企业进行绿色技术创新以获得政府支持。

再次,非国有股东委派董事进入国有企业,不仅可以实现机制的深度融合,也有利于实现资源的深度融合。非国有股东委派董事参与治理能够更加深入地了解国有企业的实际经营情况及战略决策的制定过程,缓解单纯持股可能存在的信息不对称,增强非国有股东的主人翁意识,为实现自身利益的最大化,非国有股东会最大限度地投入自身资源支持国有企业发展。绿色技术创新是现阶段响应环境变化、增强企业竞争力实现可持续发展的必然选择,而绿色技术创新的成功依托于充足的人力资本与资金及成果的转化,因此,非国有股东委派董事参与治理能够最大限度地整合国有与非国有企业人、财、技术等资源,缓解企业在绿色技术创新中的资

源约束。同时,非国有企业的市场导向可以为绿色创新的实施及研发成功提供保障(EI-Kassar和Singh,2019),而国有企业的政治属性,可以为绿色技术创新成果转化提供知识产权保护,缓解企业绿色技术创新的外部性。

综上,非国有股东委派董事参与治理不仅可以通过降低政府干预与提高高管激励水平,实现机制混合以缓解委托代理问题,激发企业家精神,提高国有企业绿色技术创新的内源动力,同时可以通过资源混合缓解企业绿色技术创新中的资源约束和加强产权保护,从而提高国有企业绿色技术创新水平。基于此,本文提出如下假设:

假设1:非国有股东委派董事参与治理有利于提高国有企业的绿色技术创新,且非国有股东委派董事比例越高越有利于提高国有企业绿色技术创新。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

为了研究非国有股东委派董事治理对国有企业绿色技术创新的影响,本文选取2013—2020年A股国有上市公司为研究样本。首先,自2013年党的十八届三中全会明确提出要积极发展混合所有制经济开始,混合所有制改革已然成为现阶段国有企业改革的重要突破口,混合所有制改革的大力推行为非国有股东进入国有企业提供了可能;其次,现阶段混合所有制改革的相关政策中更强调保障非国有股东委派董事参与治理的权利,国有上市公司作为国有企业的重要组成部分,其数据更容易获取,有利于细致地探讨混改后非国有股东委派董事参与治理的后果;再次,由于创新专利产出存在时滞性,需采用 $t+1$ 期专利数据,因此,专利数据截止时间为2021年,而其他数据截止时间为2020年。借鉴已有的研究,本文采用以下标准进行样本筛选:(1)剔除金融行业上市公司样本;(2)剔除ST、PT样本;(3)剔除无实际控制人的样本;(4)剔除主要变量缺失的样本。对主要连续变量在1%的水平上进行缩尾处理,通过样本筛选,最终得到7236个样本观测值。

非国有股东委派董事数据通过手工搜集、整理国有上市公司年报方式获取,借鉴逯东等(2019)、蔡贵龙等(2018)的做法,对国有企业“股东关系”进行了重新梳理确定其控制权结构。通过分析国有上市公司年报披露的前十大股东和股东间的关联关系及一致行动关系,如果两个股东受同一个最终控制人控制或年报披露两者存在一致行动关系,则将其作为同一股东。借鉴蔡贵龙等(2018)的做法,本文对非国有股东委派董事判断如下,如果为法人股东,以国有上市公司董事是否在股东单位任职为依据,若其在股东单位任职,视为该股东委派;对于自然人股东,如果自然人股东同时在上市公司董事会任职,则视为该自然人委派。将属于非国有性质股东的持股比例和董事会席位进行整合,由此得到非国有股东委派董事情况。企业绿色创新专利数据来自CNRDS数据库,其他数据来源于CSMAR数据库。

(二)模型设定与变量定义

借鉴以往的研究,为了检验假设1,本文构建了以下回归模型:

$$\begin{aligned} Greenpatent_{it+1} = & \beta_0 + \beta_1 \times \{NsoeD1_{it} / NsoeD3_{it}\} + controls_{it} + \sum year \\ & + \sum indc + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示公司和年份, ε 为回归模型残差。

模型(1)中的被解释变量为绿色技术创新,借鉴已有的研究(黎文婧和郑曼妮,2016;王馨和王营,2021),本文将国有上市公司绿色实用新型专利与绿色发明专利申请数量加总得到企

业绿色技术创新申请总量,考虑到可能的内生性问题,本文用 $t+1$ 期的绿色技术创新申请总量来衡量国有上市公司的绿色技术创新(*greenpatent*)。

解释变量为非国有股东委派董事,包括是否存在非国有股东委派董事(*NsoeD1*)和非国有股东委派董事占比(*NsoeD3*)。借鉴蔡贵龙等(2018)、逯东等(2019)的研究,如果非国有股东委派董事进入国有上市公司董事会,则*NsoeD1*取值为1,否则为0;同时用非国有股东委派董事人数占董事会人数的比例来衡量非国有股东委派董事占比。另外,考虑到实践中有些非国有股东虽未委派董事但却委派监事的情况存在,因此,本文用同样方式统计了非国有股东委派董监事情况用作稳健性检验。

此外,借鉴以往研究,本文还控制了以下可能影响国有上市公司绿色技术创新的变量:企业规模(*size*)、资产负债率(*lev*)、资产收益率(*roa*)、现金资产比率(*cashr*)、增长率(*growth*)、资本支出(*expend*)、市场竞争程度(*market*)、应收账款和存货周转率(*AR_in*)、企业研发投入(*rd_ratio*)、非国有股东持股比例(*Ntotal*)、股权集中度(*shrhfd5*)、董事会人数(*lnboard*)、独立董事占比(*indep_rate*)、两职兼任情况(*duality*)、企业上市年龄(*age*),此外,本文还控制了年份(*year*)和行业(*indc*)虚拟变量,以控制年度和行业效应。各变量的定义详见表1。

表1 变量定义

	变量名	变量	变量定义
被解释变量	绿色技术创新	<i>Greenpatent</i>	$t+1$ 期的绿色专利申请量
解释变量	非国有股东委派董事	<i>NsoeD1</i>	非国有股东是否存在董事席位虚拟变量
	非国有股东委派董事占比	<i>NsoeD3</i>	非国有股东委派董事人数与董事会人数的比值
	非国有股东委派董监事	<i>NsoeDJ1</i>	非国有股东是否存在董监事席位虚拟变量
	非国有股东委派董监事占比	<i>NsoeDJ2</i>	非国有股东委派董监事人数与董事会监事会会计数的比值
控制变量	企业规模	<i>size</i>	总资产的自然对数
	资产负债率	<i>lev</i>	期末负债/总资产
	资产收益率	<i>roa</i>	净利润/总资产
	现金资产比率	<i>cashr</i>	现金流量净额/总资产
	资本支出	<i>expend</i>	本年度构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产
	增长率	<i>growth</i>	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	市场竞争程度	<i>market</i>	销售费用/营业收入
	应收账款、存货周转率	<i>AR_in</i>	(期末应收账款净额+存货金额)/总资产
	研发投入	<i>Rd_ratio</i>	研发支出/营业收入
	董事会人数	<i>lnboard</i>	董事会人数的自然对数
	独立董事占比	<i>indep_rate</i>	独立董事人数/董事会总人数
	两职兼任情况	<i>duality</i>	虚拟变量,存在两职兼任为1,不存在为0
	非国有股东持股比例	<i>Ntotal</i>	前十大股东中非国有股东持股比例之和
	股权集中度	<i>shrhfd5</i>	前5位大股东持股比例的平方和
	企业上市年龄	<i>age</i>	企业上市年限的自然对数
	行业	<i>indc</i>	企业所处行业
年份	<i>year</i>	公元年	

四、实证结果与分析

(一)描述性统计与分析

表2报告了主要变量描述性统计结果,在绿色技术创新方面,国有上市公司绿色技术创新

(*greenpatent*)均值为2.084,中位数为0,说明一半以上国有上市公司绿色技术创新处于较低水平;绿色技术创新的专利申请量最低为0,最高为57,标准差为7.692,说明国有上市公司之间绿色技术创新的差距比较大,有的国有上市公司甚至没有绿色技术创新。在非国有股东委派方面,*Nsoe1*和*NsoeDJI*的均值分别为0.184和0.204,表明样本期间我国18.4%的国有上市公司存在非国有股东委派董事和20.4%的国有上市公司存在非国有股东委派董监事;进一步,非国有股东委派董事及董监事占比分别为0.035和0.030,意味着样本期间非国有股东委派董事、董监事分别占董事会总人数和董监事会总人数的3.5%和3.0%,远低于非国有股东的持股比例均值12.47%和中位数7.88%,说明当前混合所有制改革后国有企业的控制权配置问题仍有待进一步完善;同时,非国有股东委派董事及非国有股东委派董监事占比的标准差分别为均值的2.11和2.51倍,说明不同国有企业中非国有股东委派董事参与治理的程度存在差异。

表2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>greenpatent</i>	7236	2.084	0	7.692	0	57
<i>NsoeD1</i>	7236	0.184	0	0.388	0	1
<i>NsoeD3</i>	7236	0.0350	0	0.0880	0	0.727
<i>NsoeDJI</i>	7236	0.204	0	0.403	0	1
<i>NsoeDJ2</i>	7236	0.0300	0	0.0740	0	0.667
<i>size</i>	7236	22.91	22.75	1.429	18.37	28.64
<i>lev</i>	7236	0.503	0.509	0.207	0.0100	1.957
<i>roa</i>	7236	0.0260	0.0270	0.0640	-1.395	0.366
<i>cashr</i>	7236	0.00800	0.00600	0.0690	-0.759	0.638
<i>AR_in</i>	7236	0.250	0.217	0.184	0	0.899
<i>expend</i>	7236	0.0390	0.0270	0.0400	0	0.382
<i>growth</i>	7236	0.226	0.0630	5.269	-0.952	429.0
<i>market</i>	7236	0.0550	0.0320	0.0710	0	0.982
<i>Rd_ratio</i>	7236	0.0250	0.0120	0.0380	0	0.886
<i>shrhfd5</i>	7236	0.192	0.164	0.128	0.00400	0.794
<i>Ntotal</i>	7236	12.47	7.880	12.45	0.230	94.28
<i>lnboard</i>	7236	2.192	2.197	0.196	1.099	2.890
<i>Indep_rate</i>	7236	0.373	0.353	0.0590	0.167	0.800
<i>duality</i>	7236	0.139	0	0.346	0	1
<i>age</i>	7236	2.680	2.833	0.554	0	3.434

从控制变量来看,国有上市公司中企业规模(*size*)、成长性(*growth*)、非国有股东持股比例(*Ntotal*)总体差异比较大,其他控制变量总体差异比较小。本文还统计了各主要变量两两之间的相关系数,*pearson*系数绝对值均小于0.5,说明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。同时,本文还做了*vif*检验,方差膨胀因子均值为1.15,各变量方差膨胀因子均小于2,进一步说明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。

(二)基本回归分析

表3列示了非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新影响的回归结果。列(1)显示,国有企业非国有股东是否委派董事对绿色技术创新存在显著的正向影响($\beta=0.532, \rho<0.05$),说明当非国有股东可以参与国有企业董事会治理时,可以显著影响国有企业的绿色创新决策。列(2)显示,非国有股东委派董事占比与国有企业绿色技术创新显著正相关($\beta=2.110, \rho<0.10$),说明当非国有股东委派董事在国有企业董事会占比越大,国有企业绿色技术创新就越多。由此本文研究假设得证。

(三)稳健性检验

为保障研究结论的可靠性,本文进行了如下稳健性检验。

1. 内生性问题

为缓解反向因果可能导致的内生性问题,借鉴刘运国等(2016)的做法,选择政治经济距离(*distance*)和地区经济发展水平(*lnGDP*)作为非国有股东委派董事的工具变量。本文以上市公司办公地经纬度与北京的经纬度距离来衡量政治经济距离;以上市公司所在省份的*GDP*取自然对数来衡量地区经济发展水平。原因在于:首先,政治经济距离、地区经济发展水平与制度建设存在密切关系。距离政治中心越近的国有企业,受到政策影响越大,混合所有制改革就越深入,非国有股东越可能委派董事进入国有企业。其次,地区经济发展水平越高,经济越活跃,市场化进程越快,混合所有制改革就越深入,非国有股东委派董事参与治理的程度就越高。再次,政治经济距离与地区经济发展水平并不直接影响国有企业的绿色技术创新,符合外生变量要求。回归结果如表4所示,弱工具变量检验的*F*值大于10,说明不存在弱工具变量问题。在缓解了反向因果导致的内生性问题后,回归结果与前文保持一致,说明本文的研究结论比较稳健。

本文采用倾向得分匹配(*PSM*)来缓解可能存在的样本自选择问题导致的结论偏差。利用公司层面控制变量(公司规模*size*、资产负债率*lev*、资产收益率*roa*、现金比率*cashr*、资本性支出*expend*、成长性*growth*、市场竞争程度*market*、企业年龄*age*)对非国有股东委派董事样本进行1:4最近邻匹配,用匹配后的子样本对模型(1)重新进行回归,结果如表5所示,结论保持不变。

2. 替换解释变量

非国有股东进入国有企业后,有的虽未向国有企业委派董事,但却委派了监事会成员,因此,为保证本文结论的可靠性和严谨性,本文采用了非国有股东委派董监事情况作为自变量,检验非国有股东董监事对国有企业绿色技术创新的影响(见表6),结果表明,非国有股东是否

表3 非国有股东委派董事与绿色技术创新

变量	<i>Greenpatent</i>	
	(1)	(2)
<i>NsoeD1</i>	0.532** (1.97)	
<i>NsoeD3</i>		2.110* (1.67)
<i>size</i>	1.778*** (13.04)	1.778*** (13.06)
<i>lev</i>	-1.314** (-2.41)	-1.324** (-2.43)
<i>roa</i>	2.370 (1.60)	2.308 (1.57)
<i>cashr</i>	-0.0792 (-0.07)	-0.0690 (-0.06)
<i>AR_in</i>	-3.490*** (-5.55)	-3.494*** (-5.56)
<i>expend</i>	0.940 (0.35)	0.864 (0.33)
<i>growth</i>	-0.0215*** (-4.91)	-0.0209*** (-4.75)
<i>market</i>	2.641*** (2.70)	2.608*** (2.66)
<i>rd_ratio</i>	4.180 (1.47)	4.234 (1.49)
<i>shrhd5</i>	-1.165 (-1.22)	-1.275 (-1.33)
<i>lnboard</i>	1.198* (1.72)	1.229* (1.77)
<i>Ntotal</i>	-0.0192** (-2.52)	-0.0194** (-2.44)
<i>indep_rate</i>	-1.422 (-0.83)	-1.440 (-0.84)
<i>duality</i>	0.628** (2.26)	0.625** (2.24)
<i>age</i>	-0.407*** (-2.63)	-0.427*** (-2.84)
<i>Constant</i>	-37.45*** (-11.89)	-37.40*** (-11.96)
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>indc</i>	yes	yes
<i>N</i>	7236	7236
<i>adj. R²</i>	0.149	0.149
<i>F-test</i>	13.78	13.80

注:括号内为*t*值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。下同。

表 4 工具变量法: 2SLS最小二乘法回归结果

	<i>NSOEDI</i> 第一阶段	<i>Greenpatent</i> 第二阶段	<i>NsoeD3</i> 第一阶段	<i>greenpatent</i> 第二阶段
<i>NsoeD1</i>		13.78*** (3.27)		
<i>NsoeD3</i>				72.61*** (3.81)
<i>Lngdp</i>	0.02819*** (4.89)		0.00685*** (5.71)	
<i>Distance</i>	0.00002*** (3.34)		3.31e-06** (2.53)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year 和 indc</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7236	7236	7236	7236
<i>Adj. R²</i>	0.2660	—	0.2786	—
<i>Minimum eigenvalue statistic</i>		16.689		18.607

表 5 PSM配对后检验结果

变量	<i>Greenpatent</i>	
	(1)	(2)
<i>NsoeD1</i>	0.542** (1.98)	
<i>NsoeD3</i>		2.214* (1.68)
<i>size</i>	1.376*** (9.27)	1.379*** (9.28)
<i>lev</i>	1.045* (1.83)	1.039* (1.82)
<i>roa</i>	6.643*** (3.65)	6.519*** (3.61)
<i>cashr</i>	-1.743 (-1.17)	-1.726 (-1.16)
<i>AR_in</i>	-3.171*** (-3.91)	-3.188*** (-3.95)
<i>expend</i>	-6.192** (-2.23)	-6.260** (-2.25)
<i>growth</i>	-0.0731*** (-2.92)	-0.0730*** (-2.92)
<i>market</i>	2.414** (2.07)	2.325** (2.01)
<i>rd_ratio</i>	5.601* (1.71)	5.639* (1.74)
<i>Ntotal</i>	-0.0200** (-2.35)	-0.0209** (-2.31)
<i>shrhfd5</i>	-3.168*** (-3.09)	-3.344*** (-3.20)
<i>Inboard</i>	1.641* (1.72)	1.696* (1.78)
<i>indep_rate</i>	0.839 (0.40)	0.823 (0.39)
<i>duality</i>	1.013*** (2.79)	1.009*** (2.78)
<i>age</i>	-0.554*** (-3.30)	-0.569*** (-3.45)
<i>Constant</i>	-30.69*** (-8.64)	-30.71*** (-8.72)
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>indc</i>	yes	yes
<i>N</i>	4256	4256
<i>adj. R²</i>	0.130	0.130
<i>F-test</i>	8.20	8.26

委派董监事及其相对比例与国有企业绿色技术创新之间正相关,并在1%的水平上显著,结论保持不变。

表 6 非国有股东委派董监事对绿色技术创新的影响

变量	<i>Greenpatent</i>	
	(1)	(2)
<i>NsoeDJ1</i>	0.909*** (3.24)	
<i>NsoeDJ2</i>		4.375*** (2.69)
<i>Constant</i>	-37.92*** (-11.94)	-37.78*** (-12.03)
<i>Controls</i>	yes	yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>indc</i>	yes	yes
<i>obs</i>	7236	7236
<i>adj. R²</i>	0.150	0.150
<i>F-test</i>	13.73	13.79

3. 替换被解释变量

根据以往研究,企业存在策略创新的情况,过分追求创新数量而忽视创新的质量(李维安和薛澜,2012;黎文婧和郑曼妮,2016;刘金科和肖翊阳;2022),基于此,本文替换了被解释变量,用更能体现绿色技术创新质量的绿色发明专利申请量(*lvsefaming*)和绿色专利授权量(*greenpatent1*)作为绿色技术创新的替代变量,检验非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响(见表7),结论保持不变。

表 7 非国有股东委派董事对绿色发明创新的影响

变量	<i>lvsefaming</i>		<i>Greenpatent1</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NsoeD1</i>	2.728*** (2.59)		2.482** (2.48)	
<i>NsoeD3</i>		9.247** (2.38)		7.104* (1.86)
<i>Constant</i>	-52.85*** (-7.33)	-52.22*** (-7.36)	-57.54*** (-7.57)	-56.54*** (-7.58)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>indc</i>	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	7236	7236	7236	7236
<i>adj. R²</i>	0.068	0.067	0.094	0.092
<i>F-test</i>	6.80	6.71	8.49	8.40

五、进一步分析

(一)非国有股东治理影响国有企业绿色技术创新的机制

根据前面理论分析,由于国有企业长期存在的行政型治理模式(李维安,2009),导致国有企业政府干预与激励不足问题长期存在,进而导致其绿色技术创新的持续内源动力不足。在深化混合所有制改革背景下,非国有股东委派董事不仅可以通过权利博弈对控股股东、实际控制人及高管层形成制衡(杨兴全等,2020),降低政府干预造成的经营目标、资源配置及高管任免的行政化,从市场化角度推动企业进行有利于长远发展的绿色技术创新,并保障其所需资源;还可以通过董事会提案及表决权,积极推动董事会探索经理层的任期制与契约化管理,降低官员制高管比例,完善市场化薪酬分配机制,从而提高高管的薪酬业绩敏感度(蔡贵龙等,2018),激发其企业家精神,提高国有企业绿色技术创新内源动力,推动国有企业绿色技术创新。因此,本文认为降低政府对国有企业经营目标、资源配置及高管任免的行政干预,提高市场化高管选聘比例,并通过提高高管薪酬及授予高管期权等市场化激励机制来提高高管的内源

创新动力,是非国有股东委派董事影响国有企业绿色技术创新的重要途径。

基于此,本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的研究建立以下中介模型,对非国有股东委派董事是否通过降低政府干预和提高高管薪酬激励来影响国有企业绿色技术创新进行检验。

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times NsoeD1_{it} + controls_{it} + \sum year + \sum indc + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$greenpatent_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 \times NsoeD1_{it} + \beta_2 M + controls_{it} + \sum year + \sum indc + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M 为中介变量,包括政府干预和高管激励。政府干预以企业所在省份的市场化指数($shichanghua$)衡量,高管激励分别用高管薪酬($lnmoney$)和高管持股($mholder$)来衡量,高管薪酬($lnmoney$)为董事、监事及高管前三名薪酬总额的自然对数,高管持股($mholder$)为高管持股数的自然对数。结果如表8所示,除政府干预与高管持股的 β_1 系数不显著外,政府干预、高管薪酬的 α_1 、 β_2 及高管持股的 β_1 均至少在5%的水平上显著, α_1 、 β_2 与 β_1 同号,且政府干预、高管薪酬与高管持股均通过了bootstrap检验,根据温忠麟和叶宝娟(2014)的中介检验模型,说明政府干预与高管激励是非国有股东委派董事影响国有企业绿色技术创新的重要途径,存在部分中介作用,即非国有股东委派董事通过降低政府干预、提高国企高管薪酬激励水平以提高国有企业绿色技术创新意愿,从而增加国有企业绿色技术创新水平。

表 8 中介机制检验结果

	政府干预			高管激励		
	<i>shichanghua</i>	<i>greenpatent</i>	<i>lnmoney</i>	<i>greenpatent</i>	<i>mholder</i>	<i>greenpatent</i>
<i>NsoeD1</i>	0.341*** (6.27)	0.409 (1.62)	0.094*** (3.49)	0.505** (2.01)	4.422*** (22.2)	0.246 (0.95)
<i>shichanghua</i>		0.307*** (5.60)				
<i>lnmoney</i>				0.2819** (2.57)		
<i>mholder</i>						0.0646*** (4.35)
<i>Constant</i>	7.108*** (14.96)	-38.78*** (-17.38)	9.506*** (31.07)	-41.518*** (-13.71)	-17.633*** (-7.82)	-88.72*** (-5.71)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>indc</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	7176	7176	7236	7236	7236	7236
<i>R²</i>	0.2012	0.1581	0.2341	0.1546	0.2389	0.1560
<i>adj. R²</i>	0.1966	0.1532	0.2297	0.1497	0.2346	0.1511
<i>_bs_1</i>	0.1045*** (4.55) [0.0595, 0.1496]		0.0265** (2.66) [0.0069, 0.0461]		0.2857*** (4.60) [0.1639, 0.4075]	
<i>_bs_2</i>	0.4091 (1.53) [-0.1158, 0.9341]		0.5054 (1.57) [-0.1238, 1.1345]		0.2462 (0.79) [-0.3656, 0.8579]	

(二)异质性分析

1.融资约束

以往研究表明,相比一般创新,绿色技术创新具有投入更大、风险更高、外部性更强等特点,企业绿色技术创新受融资约束更为严重。因此,只有当国有企业面临融资约束比较小时,非国有股东委派董事才会积极地推动绿色技术创新。基于此,本文对融资约束下非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响进行检验。由于SA指数具有外部性特点,更适合度量中国情境下的企业融资约束情况,参考鞠晓生等(2013)的研究,本文采用SA指数的绝对值(sa)来衡量国有

企业的融资约束情况, sa 越大, 说明国有企业面临的融资约束越强。本文根据 sa 指标中位数将国有企业分为融资约束高组和融资约束低组分别进行回归, 结果如表9所示, 在融资约束高组, 非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响不显著, 而在融资约束低组, 非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新存在正相关关系, 并在10%的水平上显著, 说明融资约束会抑制非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的正向影响。

2. 政府补贴

政府补贴作为重要的市场环境规制工具, 可以通过“信号传递”增强制度合法性, 从而缓解外部融资能力 (Takalo和Tanayama, 2010), 增加企业的资源补给 (Levy和Terleckyj, 1983), 降低企业绿色技术创新面临的融资约束; 且已有研究表明, 非国有资本能够通过积极实施绿色技术创新战略来积极响应政府的环境治理压力 (刘金科和肖翊阳, 2022), 并对政府补贴等制度供给具有敏感性 (王旭等, 2021)。国有企业天然政治属性使其更容易获得政府补贴, 因此, 政府补贴能够增强非国有股东委派董事对绿色技术创新的推动作用。参考王竹泉等 (2021) 的研究, 本文选用政府补贴总额加1的自然对数 (sub) 作为政府补贴的代理变量, 根据政府补贴中位数将国有企业分为政府补贴高组和政府补贴低组分别进行回归, 结果如表10所示, 在政府补贴高组, 非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响为正, 且在5%的水平上显著, 说明政府补贴作为一种重要的环境规制工具, 可以影响非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的作用。

表9 不同融资约束条件下非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响

	<i>greenpatent</i>	
	融资约束低组	融资约束高组
<i>NsoeDI</i>	0.931* (1.95)	0.251 (1.07)
<i>Constant</i>	-49.55*** (-10.94)	-7.968*** (-3.86)
<i>Controls</i>	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes
<i>indc</i>	yes	yes
<i>N</i>	3591	3645
<i>R²</i>	0.198	0.085
<i>adj. R²</i>	0.189	0.074
<i>F-test</i>	9.58	5.72

表10 不同政府补贴条件下非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响

	<i>greenpatent</i>	
	政府补贴低组	政府补贴高组
<i>NsoeDI</i>	0.207 (1.14)	0.937** (1.98)
<i>Constant</i>	-9.663*** (-3.60)	-52.90*** (-10.20)
<i>Controls</i>	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes
<i>indc</i>	yes	yes
<i>N</i>	3493	3743
<i>R²</i>	0.105	0.184
<i>adj. R²</i>	0.095	0.175
<i>F-test</i>	6.74	10.32

3. 环境规制

绿色技术创新是企业应对政府环境规制压力以获得制度合法性的重要手段 (解学梅和朱琪玮, 2021), 波特认为, 技术创新带来的产品竞争优势能弥补环境规制成本 (Porter和van der Linde, 1995), 因此, 环境规制是企业绿色技术创新的外部动力。研究表明, 在环境规制压力下, 非国有资本更倾向于采用“战略合法性”响应环境规制, 积极进行绿色技术创新以获得政策支持 (Czinkota等, 2014, 王旭等, 2021)。国有企业面临更大的环境规制压力, 混改后非国有股东委派董事是否会积极响应环境规制推动绿色技术创新? 参考Kheder和Zugravu (2008) 的研究, 本文采用地区生产总值与地区能源消耗的比值作为环境规制的替代变量, 该指标越大, 表明地区环境规制越强。根据环境规制中位数将国有企业所在地区分为环境规制高组和环境规制低组分别进行回归, 结果表明, 在环境规制高组, 非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响显

著为正;在环境规制低组,非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响不显著(见表11),说明环境规制越强,非国有股东委派董事越会积极推动国有企业绿色技术创新。

4.高管任期

根据高阶梯队理论,管理层任期对企业创新、绩效等方面会产生影响。已有研究表明,管理层任期越长,越有利于企业作出长期投资决策(朱涛等,2022),增加创新投入力度。由于国有企业“官员制”高管的任期相对较短,造成企业高管频繁更换,导致企业追求短期绩效(李维安和薛澜,2012),忽视投资大、风险高、见效周期长的绿色技术创新。非国有股东委派董事参与治理,可以推动高管任免的市场化和任期制,促使高管层在任期内从企业长期发展角度出发,推动国有企业积极探索绿色技术创新。因此,本文认为高管任期可以正向影响非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响。基于此,本文采用高管平均任期作为高管任期的代理变量,根据高管平均任期中位数分为高管任期长组与高管任期短组分别进行回归,结果如表12所示,在高管任期长组,非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新存在显著正向影响,在高管任期短组,非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响不显著。这说明高管任期长短会影响非国有股东委派董事对绿色技术创新的作用。

表 11 不同环境规制条件下非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响

	<i>greenpatent</i>	
	环境规制低组	环境规制高组
<i>NsoeD1</i>	0.130 (0.39)	0.992** (2.37)
<i>Constant</i>	-27.19*** (-7.26)	-47.02*** (-9.99)
<i>Controls</i>	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes
<i>indc</i>	yes	yes
<i>N</i>	3 646	3 590
<i>R²</i>	0.130	0.190
<i>adj. R²</i>	0.120	0.181
<i>F-test</i>	7.19	8.04

表 12 不同高管任期条件下非国有股东委派董事对绿色技术创新的影响

	<i>greenpatent</i>	
	高管任期短组	高管任期长组
<i>NsoeD1</i>	-0.0856 (-0.27)	1.135*** (2.68)
<i>Constant</i>	-34.43*** (-7.62)	-40.26*** (-9.06)
<i>Controls</i>	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes
<i>indc</i>	yes	yes
<i>N</i>	3 540	3 696
<i>R²</i>	0.135	0.188
<i>adj. R²</i>	0.125	0.179
<i>F-test</i>	7.00	7.80

六、结论与讨论

在新发展理念下,绿色技术创新成为企业获得绿色竞争力实现可持续发展的必然选择。国有企业作为绿色技术创新的重要参与主体,其绿色创新意愿及能力直接影响我国整体绿色创新水平。尤其是,在深化混合所有制改革保障非国有股东平等权利背景下,非国有资本的市场化机制引入国有企业董事会治理,逐利天性的非国有股东委派董事是否会积极推动国有企业治理转型,降低政府干预,强化高管市场化激励,从而激发国有企业持续内源绿色创新动力,是亟待解决的重要问题。鉴于此,本文以2013—2020年国有上市公司为研究对象,深入考察了非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响。研究发现:(1)非国有股东委派董事参与治理可以显著增加国有企业绿色技术创新,且非国有股东委派董事占比越高,国有企业绿色技术创新越多。(2)从中介机制检验来看,降低政府干预和强化高管薪酬激励机制是非国有股东委派董事影响国企绿色技术创新的重要途径,存在部分中介作用。非国有股东委派董事进入国有企业可以降低两类代理问题,实现所有者到位监督,从而降低政府干预,并提高高管的薪酬激励水平,从而促使国有企业从可持续发展角度提升企业绿色竞争力,加大绿色技术创新绩

效。(3)非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响受融资约束、政府补贴、环境规制与高管任期的影响,即融资约束越低、政府补贴越多、环境规制越强、高管任期越长的情况下,非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新的影响越大。

本文的实证研究表明,非国有股东委派董事参与治理具备实质“话语权”是其在国有企业绿色创新决策中发挥治理效应的关键。研究拓展了非国有股东委派董事治理的非经济后果及绿色技术创新影响因素的研究视角,解释了非国有股东委派董事对国有企业绿色技术创新产生积极作用的路径及情境因素,为提高国有企业绿色技术创新意愿及水平提供了新的思路。因此,本文的政策启示在于:(1)提高国有企业的绿色技术创新不能单纯依靠外部制度压力的作用,应提升企业内源绿色创新动力,而内源绿色创新动力源于内部经济型治理机制的作用,以非国有股东委派董事方式导入的经济型治理机制,可以实现经营目标、资源配置和高管任免的市场化来,提升其内源绿色创新动力,因此,政府在深入推进国有企业改革的过程中,应进一步完善国企的经济型治理,以市场化机制激发国有企业内源绿色创新动力;(2)非国有股东经济型治理机制作用的发挥离不开外部市场化、法制化的治理环境保障,因此,灵活利用绿色信贷、政府补贴等市场化环境规制手段缓解国有企业绿色技术创新中的融资约束,提高国有企业中经济型治理主体对绿色技术创新的响应意愿与能力。

主要参考文献

- [1]蔡贵龙,柳建华,马新啸.非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J].管理世界,2018,34(5):137-149.
- [2]曹春方,许楠,逯东,等.金字塔层级、长期贷款配置与长期贷款使用效率——基于地方国有上市公司的实证研究[J].南开管理评论,2015,18(2):115-125.
- [3]陈仕华,卢昌崇,姜广省,等.国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究[J].管理世界,2015,(9):125-136.
- [4]高凯,赵华擎,王玲.董事高管责任保险与制造业企业绿色创新——基于内部控制的中介效应[J].华东经济管理,2022,36(2):119-128.
- [5]解学梅,朱琪玮.企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J].管理世界,2021,37(1):128-149.
- [6]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[J].经济研究,2013,48(1):4-16.
- [7]李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(9):192-208.
- [8]李姝,翟士运,古朴.非控股股东参与决策的积极性和企业技术创新[J].中国工业经济,2018,(7):155-173.
- [9]李维安.演进中的中国公司治理:从行政型治理到经济型治理[J].南开管理评论,2009,12(1):1.
- [10]李维安.深化国企改革与发展混合所有制[J].南开管理评论,2014,17(3):1.
- [11]李维安.做强做大国企:企业战略还是政策比例要求[J].南开管理评论,2016,19(5):1.
- [12]李维安,徐建,姜广省.绿色治理准则:实现人与自然的包容性发展[J].南开管理评论,2017,20(5):23-28.
- [13]李依,高达,卫平.中央环保督察能否诱发企业绿色创新?[J].科学学研究,2021,39(8):1504-1516.
- [14]梁敏,曹洪军,王小洁.高管环保认知、动态能力与企业绿色创新绩效——环境不确定性的调节效应[J].科技管理研究,2022,42(4):209-216.
- [15]廖文龙,董新凯,翁鸣,等.市场型环境规制的经济效应:碳排放交易、绿色创新与绿色经济增长[J].中国软科学,2020,(6):159-173.
- [16]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?[J].经济研究,2022,57(1):72-88.
- [17]刘运国,郑巧,蔡贵龙.非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗?——来自国有上市公司的经验证据[J].会计研究,2016,(11):61-68.
- [18]逯东,黄丹,杨丹.国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J].管理世界,2019,35(6):119-141.

- [19]马新啸, 汤泰劼, 胡珺. 国有企业混合所有制改革与慈善捐赠行为优化[J]. 当代财经, 2022, (2): 91-102.
- [20]祁怀锦, 刘艳霞, 王文涛. 国有企业混合所有制改革效应评估及其实现路径[J]. 改革, 2018, (9): 66-80.
- [21]王分棉, 贺佳. 地方政府环境治理压力会“挤出”企业绿色创新吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(2): 140-150.
- [22]王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188.
- [23]王旭, 张晓宁, 朱然. 企业绿色创新视角下“环保督政”的价值创造效应——基于环保约谈的准实验研究[J]. 科研管理, 2021, 42(6): 102-111.
- [24]王竹泉, 王惠, 王贞洁. 企业绿色发展、政府补贴和研发支出——兼论企业的道德发展层级[J]. 当代财经, 2021, (2): 75-87.
- [25]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [26]杨兴全, 任小毅, 杨征. 国企混改优化了多元化经营行为吗?[J]. 会计研究, 2020, (4): 58-75.
- [27]叶永卫, 李增福. 国企“混改”与企业金融资产配置[J]. 金融研究, 2021, (3): 114-131.
- [28]袁文融, 杨震宁. 主动还是被动: 企业环保战略与绿色技术创新[J]. 技术经济, 2020, 39(7): 27-34.
- [29]张少喆, 石浩悦. 首席执行官学术经历与企业绿色技术创新[J]. 科技管理研究, 2022, 42(3): 135-144.
- [30]张玉明, 邢超, 张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. 管理学报, 2021, 18(4): 557-568.
- [31]赵莉, 张玲. 媒体关注对企业绿色技术创新的影响: 市场化水平的调节作用[J]. 管理评论, 2020, 32(9): 132-141.
- [32]赵娜. 绿色信贷是否促进了区域绿色技术创新?——基于地区绿色专利数据[J]. 经济问题, 2021, (6): 33-39.
- [33]郑志刚. 分权控制与国企混改的理论基础[J]. 证券市场导报, 2019, (1): 4-10,18.
- [34]朱健, 张彬. 百业俱兴, 环保先行: 绿色变革型领导对员工绿色创新行为的影响[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2022, 46(1): 24-28,103.
- [35]祝继高, 叶康涛, 陆正飞. 谁更积极的监督者: 非控股股东董事还是独立董事?[J]. 经济研究, 2015, 50(9): 170-184.
- [36]朱涛, 李君山, 朱林染. 管理者特征、R&D投入与企业绩效[J]. 科研管理, 2022, 43(3): 201-208.
- [37]Barney J. Firm resources and sustained competitive advantage[J]. *Journal of Management*, 1991, 17(1): 99-120.
- [38]Cosma S, Schwizer P, Nobile L, et al. Environmental attitude in the board. Who are the “green directors”? Evidences from Italy[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2021, 30(7): 3360-3375.
- [39]Czinkota M, Kaufmann H R, Basile G. The relationship between legitimacy, reputation, sustainability and branding for companies and their supply chains[J]. *Industrial Marketing Management*, 2014, 43(1): 91-101.
- [40]El-Kassar A N, Singh S K. Green innovation and organizational performance: The influence of big data and the moderating role of management commitment and HR practices[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019, 144: 483-498.
- [41]Gupta N. Partial privatization and firm performance[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(2): 987-1015.
- [42]Hart S L. A natural-resource-based view of the firm[J]. *Academy of Management Review*, 1995, 20(4): 986-1014.
- [43]Huang M, Li M Y, Liao Z H. Do politically connected CEOs promote Chinese listed industrial firms’ green innovation? The mediating role of external governance environments[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 278: 123634.
- [44]Levy D M, Terleckyj N E. Effects of government R&D on private R&D investment and productivity: A macroeconomic analysis[J]. *The Bell Journal of Economics*, 1983, 14(2): 551-561.
- [45]Mace M L. Directors: Myth and reality[M]. Boston: Harvard University Press, 1971.
- [46]Magat W A. Pollution control and technological advance: A dynamic model of the firm[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1978, 5(1): 1-25.
- [47]Nadeem M, Bahadar S, Gull A A, et al. Are women eco - friendly? Board gender diversity and environmental innovation[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(8): 3146-3161.
- [48]Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [49]Takalo T, Tanayama T. Adverse selection and financing of innovation: Is there a need for R&D subsidies?[J]. *The Journal of Technology Transfer*, 2010, 35(1): 16-41.
- [50]Usman M, Javed M, Yin J M. Board internationalization and green innovation[J]. *Economics Letters*, 2020, 197: 109625.

The Impact of Directors Appointed by Non-state-owned Shareholders on Green Technology Innovation in State-owned Enterprises

Li Weian^{1,2}, Yi Minghui^{1,3}

(1. Business School, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. China Academy of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin 300371, China;

3. School of Accounting, Shandong Technology and Business University, Yantai 264005, China)

Summary: The long-term existence of administrative governance models has led to insufficient internal motivation for green innovation in state-owned enterprises. In the context of deepening mixed ownership reform, will market-oriented non-state-owned shareholders who are given more “discourse power” to the board of directors enhance the driving force of green technology innovation in state-owned enterprises? Based on the data from China’s A-share state-owned listed companies from 2013 to 2020, this paper studies the impact of directors appointed by non-state-owned shareholders on green technology innovation in state-owned enterprises. The results indicate that state-owned enterprises with directors appointed by non-state-owned shareholders have significantly more green technology innovation, and the higher the proportion of directors appointed by non-state-owned shareholders, the more green technology innovation state-owned enterprises have. Further research indicates that directors appointed by non-state-owned shareholders can promote green technology innovation in state-owned enterprises by reducing government intervention and improving executive incentives. The level of financing constraints faced by state-owned enterprises will significantly reduce the impact of directors appointed by non-state-owned shareholders on green technology innovation in state-owned enterprises. The more government subsidies, the stronger environmental regulations, and the longer tenure of executives, the greater the impact of directors appointed by non-state-owned shareholders on green technology innovation in state-owned enterprises. This paper enriches the research on the non-economic consequences of directors appointed by non-state-owned shareholders in governance from the perspective of green technology innovation, explains the path and situational factors that directors appointed by non-state-owned shareholders have a positive impact on green technology innovation in state-owned enterprises, and has certain policy reference value for deepening state-owned enterprise reform and improving the economic governance of state-owned enterprises.

Key words: directors appointed by non-state-owned shareholders; green technology innovation; government intervention; executive compensation

(责任编辑: 宋澄宇)