

高管二元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效*



席龙胜¹ 赵辉²

(1. 河南大学商学院, 河南 开封 475004;

2. 河南大学数学与统计学院, 河南 开封 475004)

内容提要: 高管环保认知对企业绿色创新具有重要影响, 而绿色创新是企业实现可持续发展的关键因素, 现有研究较少关注它们之间的作用机理。本文利用 2013—2020 年沪深 A 股制造业上市公司平衡面板数据, 实证检验了高管二元环保认知(机会型和责任型)对不同类型绿色创新与企业可持续发展绩效的影响。研究发现: 高管二元环保认知均显著正向影响绿色技术创新和绿色管理创新, 进而提升企业可持续发展绩效; 绿色技术创新和绿色管理创新在其中发挥了部分中介效应; 政府监管压力对高管二元环保认知与绿色创新有正向调节作用, 而媒体关注压力对高管责任型环保认知与绿色创新有正向调节作用, 对高管机会型环保认知与绿色创新调节作用不显著。进一步分析发现, 高管机会型环保认知对绿色技术创新和绿色管理创新的影响明显大于责任型环保认知, 前者愿意积极开展绿色技术创新和绿色管理创新获取竞争优势, 后者倾向于通过绿色管理创新满足环境监管合法性要求。本研究基于高管环保认知视角丰富了企业绿色创新理论研究, 为企业绿色创新实践提供了理论依据和现实借鉴。

关键词: 高管环保认知 绿色创新 企业可持续发展绩效 政府监管 媒体关注

中图分类号: F061.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2022)03—0139—20

一、引言

在中国经济发展转型时期, 绿色发展成为推动经济可持续、高质量发展的重要动力。为了促进经济社会发展全面绿色转型, 2020 年 9 月 22 日, 习近平主席在第七十五届联合国大会上宣布, 力争 2030 年实现“碳达峰”、2060 年实现“碳中和”“两步走”战略设想, 制定了更加明确的绿色发展战略目标。企业作为经济发展的主体, 如何应对和适应新时代绿色经济发展要求是当前面临的重大挑战。绿色创新作为推动企业绿色转型的关键途径(Huang 等, 2021)^[1], 被认为是企业实现经济效率和环境保护“双赢”的有效举措(Magat, 1978)^[2]。然而, 由于绿色创新具有双重外部性(Jaffe 等, 2005)^[3], 而且创新活动一般周期长、投资大、风险高, 同时加上现阶段我国制度和市场还不够完善, 企业实施绿色创新战略面临一系列挑战和困难, 因此, 高度依赖企业高管的环保认知与决策部署。鉴于高管团队对企业制定和实施绿色创新战略作用重大, 探讨本土企业高管环保认知

收稿日期: 2021-08-18

* 基金项目: 国家社会科学基金项目“国家治理视角下全面预算绩效管理的审计评价与问责机制研究”(20BGL080); 河南省软科学研究计划项目“企业 ESG 信息披露对股价崩盘风险的影响机理与实证检验”(222400410613)。

作者简介: 席龙胜, 男, 副教授, 管理学博士, 研究领域是环境会计与审计、公司治理与内部控制, 电子邮箱: hdxilongsheng@126.com; 赵辉, 男, 讲师, 研究领域是金融数学、绿色治理, 电子邮箱: hedazhaohui@qq.com。通讯作者: 赵辉。

如何影响企业绿色创新战略与可持续发展绩效对企业高质量发展尤为重要。

现有关于绿色创新的研究文献主要集中于两个方面:一是绿色创新的驱动因素研究。基于外部环境视角,从制度理论和利益相关者理论出发,探讨环境规制压力和利益相关者压力对绿色创新的影响(Delgado-Ceballos 等,2012^[4];Fernando 和 Wah,2017^[5];崔广慧和姜英兵,2019^[6];李青原和肖泽华,2020^[7];田玲和刘春林,2021^[8]);基于内部环境视角,从资源基础理论出发,探讨组织资源与能力、管理者认知的驱动作用(和苏超等,2016^[9];Lin 和 Chen,2017^[10];陈泽文和陈丹,2019^[11];吴建祖和华欣意,2021^[12])。二是绿色创新与企业绩效的关系研究。学术界关于绿色创新能否改善企业绩效,研究结论存在分歧。有学者认为,绿色创新会增加环保投资,导致企业产生额外成本,占用企业有限的资源,对企业绩效有消极影响(Aguilera 等,2013^[13];Huang 和 Li,2017^[14]);另有学者认为,绿色创新能够提高企业绿色竞争力,获得竞争优势,提升企业绩效(Porter 和 Linde,1995^[15];Horbach,2008^[16];Hojnik 和 Ruzzier,2016^[17];解学梅和朱琪玮,2021^[18]);而张国清等(2020)^[19]认为环境治理的过程与结果均与财务绩效呈 U 型的非线性关系。综观已有研究,尽管取得了一些颇有价值的研究成果,但仍存在以下不足:第一,以往高管环保认知对绿色创新影响的研究多通过问卷调查采用横截面数据,主观性较强,利用上市公司中长期面板数据验证的较少,研究结论具有一定的局限性。第二,已有文献较少关注不同类型绿色创新对企业可持续发展绩效影响差异,更是缺乏关于绿色管理创新对企业可持续发展绩效的影响研究。第三,现有研究较少关注不同类型高管环保认知对企业实施绿色创新战略的影响差异,而不同类型的高管环保认知通过绿色创新提升企业可持续发展绩效的路径存在差异。

基于上述背景,本文以 2013—2020 年我国沪深 A 股制造业上市公司为研究样本,采用企业年报文本信息挖掘的高管环保认知和绿色创新数据,探究不同类型的高管环保认知(机会型和责任型)对绿色创新与企业可持续发展绩效的影响机理。本文的边际贡献主要体现在三个方面:一是本研究将绿色创新划分为绿色技术创新和绿色管理创新两个维度,更加系统全面地比较不同类型的绿色创新对企业可持续发展绩效的影响差异,拓展了现有绿色创新的理论研究范畴。二是研究设计上,本研究融入时间维度,利用上市公司中长期面板数据进行纵向研究,探讨高管环保认知对绿色创新与企业可持续发展绩效的影响机理,研究结论更具稳健性。三是本文采用环境绩效和财务绩效全面衡量企业的可持续发展绩效,进一步深化了绿色创新与企业绩效关系研究的范畴,更加关注绿色创新对长期绩效的影响,对开展绿色创新实践具有较强的现实指导意义。

二、理论分析与假设提出

1. 概念界定

认知是一个重要的心理学概念,是个体对环境和组织刺激的感知、判断推理、意念建构的能力,是决策和行为的基础(Tegarden 和 Sheetz,2003)^[20]。高管环保认知是指面对复杂的内外部环境,高管对环境政策信息的关注、解读和判断,并将其运用于企业决策的认知结构与认知过程(罗勇根等,2021)^[21]。高管对环境问题的认知会影响到企业的环境战略,Sharma 等(1999)^[22]将管理者对环境问题的认知分为机会和威胁两种,Gadenne 等(2009)^[23]将环保认知分为一般环保认知和成本收益环保认知。借鉴前人研究,根据动机理论,本文将高管环保认知分为“机会型环保认知”和“责任型环保认知”。前者出于主动寻求独特的环境战略动机,为企业赢得差异化竞争优势,反映了企业环保的可持续意识。后者出于遵从环境规范的动机,实施环保行为是为了履行国家生态发展所要求的基本环境责任和义务。

绿色创新主要是指企业为实现经济效益和环境效益双赢的可持续发展目标,开发新的或改进

现有的产品设计、工艺流程和组织管理等创新活动 (Chen, 2008)^[24]。De Laurentis 和 Cooke (2008)^[25]将绿色创新分为绿色产品创新、绿色工艺创新和绿色组织创新。有学者将绿色创新分为绿色产品创新和绿色过程创新两类 (Gunasekaran 和 Spalanzani, 2012)^[26]。为深入探究不同类型绿色创新对企业可持续发展绩效的差异化影响, 本文将绿色创新分为绿色技术创新和绿色管理创新。绿色技术创新是指为了预防和控制污染所使用的新的环保技术, 在产品创新和生产工艺流程创新中均可使用, 包括设计绿色产品、节约能源、防治污染和废弃物循环利用等。绿色管理创新是指企业为了实现可持续发展, 应用低碳环保的管理技术和管理方法来提升生产经营中的资源利用效率和环境保护力度, 主要包括企业是否进行 ISO14001 环境管理体系认证、增加环境污染方面的投资、实施环保教育和培训、开展环保专项行动等 (Zhao 等, 2015)^[27]。

2. 高管环保认知与绿色创新

(1) 高管机会型环保认知与绿色创新。高管机会型环保认知越强, 越善于识别和把握绿色创新带来的市场机会, 积极协调内外部资源实施“深绿色”创新战略。首先, 机会型环保认知高管会通过加大研发力度开发具有自身特色的绿色产品, 以与竞争对手有效区分, 形成差异化竞争优势, 通过绿色技术创新扩大市场的绿色需求 (解学梅和朱琪玮, 2021)^[18]。其次, 机会型环保认知高管会通过绿色技术创新掌握关键环保核心技术, 增强企业的行业技术领先优势, 从而获得行业认可, 树立行业典范, 提升企业绿色形象。再次, 机会型环保认知高管会积极制定环境管理战略规划, 通过绿色管理创新向外部传递主动履行环境社会责任的信号, 如实施环保教育和培训、与绿色供应商签订合作协议, 提高利益相关者对企业的信任度, 形成绿色认同。最后, 机会型环保认知高管能够建立完善的环境管理体系并实现企业战略同环境的匹配, 从而形成主动响应环境变化的能力。鼓励企业员工学习绿色知识和技能, 实现绿色知识向技术的转化, 提升组织整体的绿色学习能力。能够积极反思企业自身绿色发展存在的不足 (Grossman 和 Helpman, 2014)^[28], 实施绿色创新战略, 为企业创造可持续的价值。因此, 本文提出如下假设:

H_{1a}: 高管机会型环保认知对绿色技术创新有显著的正向影响。

H_{1b}: 高管机会型环保认知对绿色管理创新有显著的正向影响。

(2) 高管责任型环保认知与绿色创新。不同于机会型环保认知, 责任型环保认知越强的高管越重视政府监管合法性压力和道德规范的影响, 越可能主动适应环境规制合法性的要求, 执行“浅绿色”(light green)创新战略。首先, 责任型环保认知高管为了使企业的经营活动满足政府监管的要求, 会主动通过改善工艺、采用清洁能源和环保设备实施绿色技术创新, 有效降低“三废”排放和企业资源能源的消耗, 规避环境污染处罚以及缓解政治阻力 (解学梅和朱琪玮, 2021)^[29], 增强企业的适应合法性。其次, 责任型环保认知高管为了降低来自客户、供应商、员工等方面的道德合法性的威胁, 会将利益相关者的需求和期望视为自身责任, 实施绿色创新, 建立道德声誉, 提高利益相关者满意度, 从而获得利益相关者对企业环境行为的认可。最后, 责任型环保认知高管为了迎合政府监管机构的要求, 会通过企业内部资源管理与资源配置等获得 ISO14001 环境管理体系认证, 积极实施绿色管理创新, 以获得政府认可以及环保政策的支持, 由此赢得环境友好声誉。因此, 本文提出如下假设:

H_{1c}: 高管责任型环保认知对绿色技术创新有显著的正向影响。

H_{1d}: 高管责任型环保认知对绿色管理创新有显著的正向影响。

3. 绿色创新与企业可持续发展绩效

绿色技术创新一方面通过使用清洁能源生产技术, 比如包括环保材料、可替代能源以及资源循环利用等缓解非再生能源的约束程度, 提高资源和能源的利用效率, 从源头上减少污染的发生, 以有效地达到政府环境规制节能减排的要求, 从而更好地改善环境绩效 (Cheng 等, 2014)^[30]; 另一方

面,通过使用末端污染治理技术,减少企业生产末端排放的污染物,进而降低对环境的不利影响,以达到政府节能减排的要求,获得良好的企业绿色形象(Xie等,2019)^[31]。根据成本收益理论,绿色创新能够降低企业生产成本、增加收益,从而提升企业财务绩效。绿色技术创新能够降低资源消耗,提高生产率,减少生产成本(Seman等,2019)^[32];满足环保规制要求,避免环保处罚违规成本。根据资源基础理论,绿色技术创新可以使企业获得具有价值性、稀缺性、难以完全模仿性的关键资源,形成企业的核心竞争力,从而提升企业的财务绩效。同时,绿色技术创新有助于企业树立良好的绿色形象,提升企业品牌价值和声誉,赢得消费者的信任,从而激发更多绿色购买行为,获得较高的财务绩效(宗计川等,2014)^[33]。

绿色管理创新一般通过使用绿色管理技术和管理方法提高资源的获取、配置和使用效率(Ma等,2018)^[34],提升企业整体的绿色学习能力,有助于在激烈的市场竞争环境中把握市场先机,提升企业的可持续发展绩效(Huang和Li,2017)^[35]。绿色管理创新能够使企业采用与国家环境政策要求相一致的环境战略,从而获得政府的税收优惠、环境治理专项款等稀缺资源。同时能够帮助企业建立良好的利益相关者关系网络,满足利益相关者的绿色市场需求,提高其对企业绿色文化认同(Dwyer等,2009)^[36],从而促进企业可持续发展绩效的增长。企业实施绿色管理创新有助于管理者权衡其污染环境造成的后果,避免遭受环境惩罚,改善企业环境绩效。绿色管理创新还可以向外界传递“企业能够积极承担社会责任”的重要信号,产生良好的声誉效应^[18],有助于提高企业绩效。因此,本文提出如下假设:

H_{2a}:绿色技术创新有利于提升企业可持续发展绩效。

H_{2b}:绿色管理创新有利于提升企业可持续发展绩效。

4. 绿色创新的中介效应

绿色创新作为应对环境挑战的一种战略工具,对企业获取竞争优势和可持续发展绩效具有正向影响。在绿色创新实践过程中,企业不仅可以通过绿色技术创新形成差异化竞争优势,获得有竞争力的环境溢价,而且可以通过绿色管理创新实现资源节约和环境保护的战略目标,建立良好的利益相关者关系网络,更好地提升企业声誉和绿色形象,从而促进企业的可持续发展绩效增长(Wei等,2017)^[37]。和苏超等(2016)^[9]研究发现管理者环境认知通过前瞻型环境战略的中介作用对企业绩效产生影响。陈泽文和陈丹(2019)^[11]认为绿色创新在高管环保意识与企业绩效中发挥完全中介效应。Hojnik和Ruzzier(2016)^[17]研究发现高管环境认知通过绿色创新对企业绩效和竞争优势产生影响。总之,企业高管环保认知越强,就越能驱动企业积极实施绿色技术创新和绿色管理创新等各种绿色行为,就越有利于企业可持续绩效的提升。因此,本文提出如下假设:

H_{3a}:绿色技术创新在高管机会型环保认知与企业可持续发展绩效间起中介作用。

H_{3b}:绿色技术创新在高管责任型环保认知与企业可持续发展绩效间起中介作用。

H_{3c}:绿色管理创新在高管机会型环保认知与企业可持续发展绩效间起中介作用。

H_{3d}:绿色管理创新在高管责任型环保认知与企业可持续发展绩效间起中介作用。

5. 政府监管的调节效应

政府环境监管压力被视为推动企业高管进行绿色创新的关键外部力量。王班班和齐绍洲(2016)^[38]研究发现政府命令型工具能够促进企业节能减排技术创新。政府环境监管压力能够有效克服组织惰性,并使企业将外部压力转化为促进企业绿色创新活动的激励性因素(Ambec和Barla,2002)^[39]。企业为获取和提升合法性,以及从政府和利益相关者那里获得支持和资源,通常也会积极开展绿色创新以满足相关的环境规制。政府通过环保法律法规和行政命令等环境规制措施,可以促使那些高管环保认知较为薄弱的企业积极开展环保投资,从组织外部获取与绿色环保相关的各类知识和技术,从而提升绿色创新水平(Dong等,2013)^[40]。因此,本文提出如下假设:

H_{4a} :政府监管压力正向调节了高管机会型环保认知对绿色创新的影响。

H_{4b} :政府监管压力正向调节了高管责任型环保认知对绿色创新的影响。

6. 媒体关注的调节效应

根据议程设置理论,媒体报道的企业环境议题会对企业行为产生一种无形的压力(戴万亮和路文玲,2020)^[41]。当媒体正面报道企业的某项绿色技术和绿色管理经验时,机会型环保认知高管会抓住机遇,不断提升绿色创新能力,满足客户等利益相关者的绿色需求,树立企业良好绿色形象。当媒体报道企业的环境违规行为时,社会公众等利益相关者的舆论压力会对企业高管环保认知产生一定影响,能够迫使企业高管遵守环境规制,增强环境责任履行意识,加大绿色环保投资,促使企业实施绿色技术创新(赵莉和张玲,2020)^[42]。因此,媒体关注压力在一定程度上能提高企业高管环保认知,使高管认识到绿色创新行为对企业可持续发展的重要作用。因此,本文提出如下假设:

H_{5a} :媒体关注正向调节了高管机会型环保认知对绿色创新的影响。

H_{5b} :媒体关注正向调节了高管责任型环保认知对绿色创新的影响。

根据上述分析,本文构建了如图1所示的高管环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效研究框架。

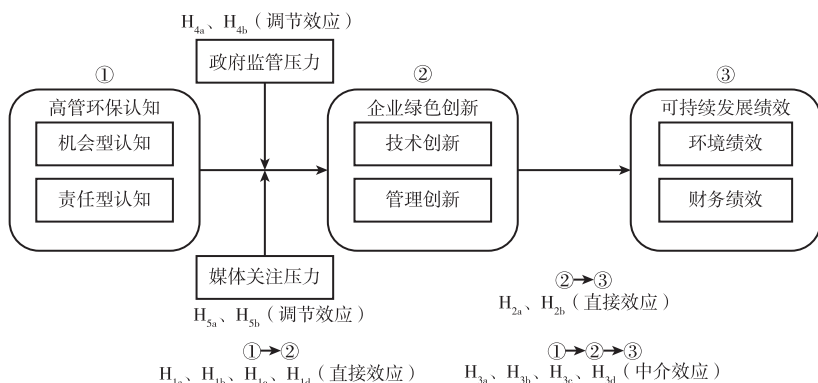


图1 理论框架

资料来源:作者整理

三、研究设计

1. 样本筛选与数据收集

由于制造业企业的环境污染问题比较严重,受到环境监管和媒体关注的压力更大,本文选取沪深A股上市的制造业企业作为研究样本。为了获取可靠而全面的数据,对研究对象进行如下筛选:(1)2012年党的十八大做出“大力推进生态文明建设”的战略决策,因此样本区间确定为2013—2020年;(2)通过WIND数据库依据证监会行业分类中的制造业分类,根据2008年6月公布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,筛选出我国制造业环境敏感型上市公司,共1161家;(3)剔除样本期间属于ST和PT的公司,剩余1014家;(4)剔除样本期间未按年度披露企业社会责任报告的上市公司、其他环境信息和主要变量数据存在缺失的样本,剩余158家,同时基于公众环境研究中心(IPE)发布的城市污染源监管信息公开指数(PITI),只有120个城市的有限可得性,最终获得由100家制造业上市公司2013—2020年度共800个研究样本构成的平衡面板数据。其中,样本占比较大的行业为金属非金属业、石化塑胶业和采掘业,占比分别为25%、21%和11%;其次为生物医药业、造纸印刷业和食品饮料业的上市公司,占比依次为8%、7%和6%;其他制造业占比为22%。

本文绿色创新数据和可持续发展绩效数据通过 WIND、CSMAR 和 CNRDS 上市公司数据库计算获得,政府监管和媒体关注根据 CNRDS 和 IPE 数据库计算获得,高管环保认知数据通过企业年报文本信息进行内容分析获得。

2. 变量测度

(1)企业可持续发展绩效。参照 Ilias 等(2018)^[43]、解学梅和朱琪玮(2021)^[18]研究,本文将企业可持续发展绩效划分为财务绩效和环境绩效两个维度。参考已有研究(黄灿和李善民,2019)^[44],采用总资产报酬率(*ROA*)作为财务绩效的代理指标。参照已有研究(解学梅和朱琪玮,2021)^[18],采用和讯网上市企业社会责任环境得分作为环境绩效的代理变量。基于这两个代理指标,利用熵权法综合计算所得的指数测度企业可持续发展绩效(买生等,2012)^[45]。

(2)绿色技术创新。根据 Chiou 等(2011)^[46]的观点,企业绿色技术创新包含工艺创新和产品创新两个维度,考虑数据的可得性,本文具体分解为三个可以量化的维度,分别是降低末端污染技术、清洁生产实施情况和绿色专利授权数量等,采用 CSMAR 环境数据库的上市公司环境业绩与治理披露情况表中的废气减排治理情况、废水减排治理情况、粉尘烟尘治理情况、固废利用与处置情况、噪声光污染辐射等治理来表征企业的末端降污绿色技术创新;该数据库中的清洁生产情况作为清洁生产的绿色技术创新的代理指标,如果企业有关于企业清洁生产的描述则取值为 1,否则为 0;用来自于中国研究数据服务平台(CNDRS)中的上市企业绿色专利数据来表征企业的绿色专利指标,综合三方面可以得到表征绿色技术创新的综合代理指标。

(3)绿色管理创新。参照李维安等(2019)^[47]和 Zhao 等(2015)^[27]的研究,将绿色管理创新设计五个指标进行衡量。考虑到数据可得性,根据 CSMAR 环境数据库的上市公司环境监管与认证披露情况表中列示的是否通过 ISO14001 认证、是否通过 ISO9001 认证,上市公司管理披露情况表中列示的环保管理制度体系、环保教育与培训、环保专项行动,通过加总获得综合得分作为企业绿色管理创新的代理指标。

(4)高管环保认知。根据徐莉萍等(2018)^[48]、Ye 等(2013)^[49]、Gadenne 等(2009)^[23]的研究观点,本文将高管机会型环保认知和高管责任型环保认知分别设计五个指标进行度量。对高管环保认知的测度主要采用内容分析方法,根据 Mallin 等(2013)^[50]提出的内容分析法和编码准则,高管机会型环保认知和高管责任型环保认知的赋值方法如下:如果企业年度报告中核心竞争力分析模块、可能面对的风险及对策模块等和企业社会责任报告中涉及定性或定量描述相关指标,赋值为 1,否则为 0。最终高管环保认知的取值为所有指标评分加总,归一化处理后取值范围为[0,1]。

(5)控制变量。企业可持续发展绩效会受到企业基本特征因素的影响,为了增加研究的可靠性,本文参照解学梅和朱琪玮(2021)^[18]等的研究,选取企业规模(*Size*)、上市年限(*Age*)、财务杠杆(*Lev*)等作为控制变量,考虑到时间、地区、产权和重污染属性等的高维异质性,分别对年份、地区、企业属性和是否重污染企业进行虚拟变量设置。

主要变量的界定、具体测度方法和数据来源如表 1 所示。

表 1 变量测度与数据来源

变量	指标	测度方法	数据来源
企业环境绩效	企业环境得分(<i>Score</i>)	社会责任评级的环境得分	和讯网
企业财务绩效	总资产报酬率(<i>Roa</i>)	$\frac{\text{息税前利润} \times 2}{\text{期初总资产} + \text{期末总资产}} \times 100\%$	WIND 数据库
可持续发展绩效	综合指标(<i>Ews</i>)	<i>Score</i> 和 <i>Roa</i> 的熵权和	手工计算

续表 1

变量	指标	测度方法	数据来源
绿色创新	绿色技术创新 (<i>Gt</i>)	①降低末端污染技术 ②清洁生产实施情况 ③绿色专利授权数量	CSMAR 数据库和 CNRDS
	绿色管理创新 (<i>Gm</i>)	①建立企业环保管理制度 ②是否通过 ISO14001 认证 ③是否通过 ISO9001 认证 ④实施环保教育与培训 ⑤实施环保专项行动	CSMAR 数据库
高管环保认知	高管机会型环保认知 (<i>Opp</i>)	①积极制定环境管理战略规划 ②积极开发有绿色需求的环保产品 ③绿色创新能够提高生产效率 ④绿色创新有利于提高企业竞争力 ⑤绿色创新能够提升企业绿色形象	2013—2020 年企业年度报告(内容分析法) + CSMAR 数据库
	高管责任型环保认知 (<i>Res</i>)	①重视掌握相关环保政策及其变化 ②重视环保法规对公司的影响 ③承认企业环保问题的负外部性 ④满足监管部门合规性要求 ⑤存在关于高管的环保责任声明	
政府监管	监管压力指数 (<i>Piti</i>)	城市污染源监管信息公开指数	IPE
媒体关注	有关高管的报道 (<i>Ltceo</i>)	媒体有关高管报道总数对数	CNRDS
企业规模	企业规模 (<i>Size</i>)	期末总资产的自然对数	WIND 数据库
上市年限	上市年限 (<i>Age</i>)	上市年份至变量选取的时间	
财务杠杆	资产负债率 (<i>Lev</i>)	负债总额/资产总额	
地区属性	地区虚变量 (<i>District</i>)	东部沿海取值 1, 中西部取值 0	
时间属性	年份虚变量 (<i>Year</i>)	2013—2020 各年份	
产权属性	产权虚变量 (<i>State</i>)	国有企业取值 1, 其他取值 0	
污染属性	污染虚变量 (<i>Sop</i>)	重污染企业取值为 1, 否则为 0	

3. 模型设计

为了验证上述假设,本文构建如下回归模型:

首先,构建企业高管环保认知对企业绿色创新的影响模型:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Y = \{Gt, Gm\}^T$ 为企业绿色技术创新和企业绿色管理创新代理指标;解释变量 $X = \{Opp, Res\}^T$ 为企业高管机会型环保认知和高管责任型环保认知代理指标;控制变量 $Controls = \{Size, Age, Lev\}^T$ 。

其次,构建企业绿色创新对企业可持续发展绩效的影响模型:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 $Y = \{Ews, Score, Roa\}^T$ 为企业可持续发展绩效、环境绩效和企业财务绩效的代理指标;解释变量 $X = \{Gt, Gm\}^T$ 为企业绿色技术创新和绿色管理创新代理指标;控制变量同上。

再次,构建企业绿色创新在高管环保认知和企业可持续发展绩效的中介效应模型:

$$\begin{cases} Ews_{it} = \tilde{\alpha}_i + \delta\tilde{\alpha}_1 X_{it} + \delta_k Controls_{it} + \mu_{it} \\ M_{it} = \tilde{\beta}_i + \tilde{\beta}_1 X_{it} + \delta\tilde{\beta}_k Controls_{it} + \varepsilon_{it} \\ Ews_{it} = \tilde{\gamma}_i + \tilde{\gamma}_1 X_{it} + \tilde{\gamma}_2 M_{it} + \tilde{\gamma}_k Controls_{it} + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (3)$$

其中,控制变量 $Controls$ 同上;解释变量 $X = \{Opp, Res\}^T$ 为企业高管机会型环保认知和高管责任型环保认知代理指标;中介变量 $M = \{Gt, Gm\}^T$ 为企业绿色技术创新和绿色管理创新代理指标。

最后,构建政府环境监管和媒体关注压力对企业高管环保认知与绿色创新的调节效应模型:

$$\begin{cases} Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \beta_2 M_{it} + \beta_k Controls_{it} + \varepsilon_{it} \\ Y_{it} = \tilde{\alpha}_i + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 X_{it} \times M_{it} + \gamma_k Controls_{it} + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (4)$$

其中,被解释变量 $Y = \{Gt, Gm\}^T$ 为企业绿色技术创新和绿色管理创新代理指标;解释变量 X 、控制变量 $Controls$ 同上;调节变量 $M = \{Piti, Ltceo\}^T$ 为企业所在地环境监管压力和企业高管的媒体关注压力的代理指标。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计分析

考虑到异常值问题,本文对偏态严重的连续性指标分别进行了上下 2% 的 Winsorize 处理。表 2 为各变量的描述性统计结果,易见样本企业的可持续发展绩效均值为 0.388,反映企业环境绩效的社会责任环境得分均值为 22.827,财务绩效的总资产报酬率均值为 5.951%,离散度都比较大;绿色技术创新均值为 0.483,绿色管理创新平均得分为 0.297,高管机会型环保认知均值为 0.255,高管责任型环保认知均值为 0.533,明显可以看出样本企业的绿色管理创新偏低,而绿色技术创新属于中等水平,责任型高管环保认知占比较高,机会型高管环保认知偏低。同样可以发现,样本企业中有 51% 的企业来自东部沿海省份,包括山东省(13)、江苏省(9)、河北省(8)、浙江省(8)等,其中 58% 的企业属于国有企业(央企和地方国企),65.1% 的年度企业属于国家监控的重点排污单位。表 3 是各主要变量的相关系数矩阵,发现各指标之间的相关系数都偏低,说明现阶段我国制造业样本企业的绿色发展存在个体异质性,并未有高度一致性,但低多重共线性恰好有利于计量研究。

表 2 变量的描述性统计结果

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
Ews	800	0.388	0.163	0.129	0.904
$Score$	800	22.827	14.793	-8.980	75.150
Roa	800	5.951	7.501	-61.751	66.322
Gt	800	0.483	0.306	0	1
Gm	800	0.297	0.271	0	1
Opp	798	0.255	0.250	0	1
Res	798	0.533	0.190	0	1
$Piti$	800	55.651	15.573	12.2	81.4
$Ltceo$	718	3.557	2.215	0	10.964
Age	800	19.010	4.444	9	28
$Size$	800	4.468	1.261	2.009	7.599
Lev	800	47.181	18.168	9.127	75.667

续表 2

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
District	800	0.510	0.500	0	1
State	800	0.580	0.494	0	1
Sop	800	0.651	0.477	0	1

表 3 主要变量的 Pearson 和 Spearman 相关系数

变量	(Ews)	(Gt)	(Gm)	(Opp)	(Res)	(Piti)	(Ltceo)
Ews	1.000	0.013	0.135***	0.02	0.011	0.025	0.023
Gt	0.047	1.000	0.445***	0.483***	0.391***	0.079*	0.01
Gm	0.042	0.391***	1.000	0.41***	0.363***	0.102**	0.08*
Opp	0.039	0.479***	0.421***	1.000	0.357***	0.139***	-0.011
Res	0.029	0.342***	0.271***	0.372***	1.000	0.093**	0.107**
Piti	-0.079*	0.088**	0.046	0.119***	0.091**	1.000	-0.071
Ltceo	0.055	0.006	0.096***	-0.002	0.091**	-0.062	1.000

注:下三角为 Pearson 相关系数,上三角为 Spearman 相关系数;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2. 基本回归结果分析

(1) 面板回归模型的选择及相关检验。为了选择适合样本的回归模型,分别采用混合回归(聚类标准误) OLS_r、个体随机效应模型 RE_r、单个体固定效应模型(聚类标准误) FE_r、个体时间双向固定效应模型 FE_TW 进行回归,结果如表 4 所示,通过 F 检验、B-P 检验和过度识别 Sargan-Hansen 检验,发现模型不存在时间效应,且明确单个体固定效应模型优于混合回归和随机效应模型,此后的面板回归默认选择个体固定效应模型 + 稳健估计,同样也都列示组内 R^2 (仅 GMM 为中心化 R^2)。

表 4 关于模型选择的汇总展示(以 $Opp \rightarrow Gt$ 为例)

因变量	企业绿色技术创新(Gt)				
	OLS_r	OLS_r	RE_r	FE_r	FE_TW
Opp	0.586*** (8.66)	0.488*** (6.89)	0.501*** (7.98)	0.455*** (5.89)	0.416*** (5.69)
Age		0.002 (0.62)	0.017*** (5.74)	0.040*** (7.22)	-0.026 (-1.65)
Size		0.064*** (4.70)	0.071*** (5.13)	-0.003 (-0.08)	0.010 (0.30)
Lev		-0.002* (-1.69)	-0.002*** (-2.77)	-0.000 (-0.40)	-0.001 (-0.78)
常数项	0.334*** (15.24)	0.102 (1.16)	-0.190** (-2.48)	-0.357*** (-3.15)	0.859*** (2.76)
观测值	798	798	798	798	798
R^2	0.229	0.276		0.632	0.684

续表 4

因变量	企业绿色技术创新 (<i>Gt</i>)				
模型	OLS_r	OLS_r	RE_r	FE_r	FE_TW
个体/时间	No/No	No/No	Yes/No	Yes/No	Yes/Yes
F 检验	$F(99,694) = 6.76, P - value = 0.0000$				
B - P 检验	$B - P = 317.51, P - value = 0.0000$				
S - H 统计量	$SH = 52.336, \chi^2(4), P - value = 0.0020$				

注:括号内为稳健 *t*-统计量;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$,下同

(2)高管环保认知对企业绿色创新的影响。针对假设 H_1 ,按照模型(1)的设定,考虑到方法的稳健性,分别采用个体固定效应模型和个体时间双固定效应模型进行面板回归,分析结果如表 5 所示。

表 5 企业高管环保认知影响绿色创新的面板回归结果

因变量	企业绿色技术创新 (<i>Gt</i>)				企业绿色管理创新 (<i>Gm</i>)			
模型	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18
<i>Opp</i>	0.455*** (5.89)	0.416*** (5.69)			0.267*** (3.76)	0.263*** (3.60)		
<i>Res</i>			0.040** (2.59)	0.074 (1.16)			0.280*** (4.17)	0.264*** (3.94)
<i>Age</i>	0.040*** (7.22)	-0.026 (-1.65)	0.046*** (8.27)	-0.027 (-1.37)	-0.001 (-0.16)	-0.011 (-0.75)	0.002 (0.64)	-0.016 (-1.30)
<i>Size</i>	-0.003 (-0.08)	0.010 (0.30)	0.016 (0.45)	0.027 (0.83)	0.011 (0.56)	0.011 (0.53)	0.019 (0.79)	0.019 (0.78)
<i>Lev</i>	-0.000 (-0.40)	-0.001 (-0.78)	-0.000 (-0.41)	-0.001 (-0.77)	-0.000 (-0.62)	-0.001 (-0.85)	-0.000 (-0.52)	-0.001 (-0.73)
常数项	-0.357*** (-3.15)	0.859*** (2.76)	-0.467*** (-3.94)	0.877** (2.22)	0.215** (2.48)	0.422 (1.50)	0.046 (0.43)	0.412 (1.64)
观测值	798	798	798	798	798	798	798	798
R ²	0.632	0.684	0.606	0.664	0.639	0.649	0.641	0.650
个体/时间	是/否	是/是	是/否	是/是	是/否	是/是	是/否	是/是

模型 M11 和 M15 的结果表明,企业高管机会型环保认知对企业绿色技术创新和企业绿色管理创新均具有显著的积极影响,不仅会增加企业的绿色技术创新行为($\beta = 0.455, p < 0.01$),也会增加企业的绿色管理创新行为($\beta = 0.267, p < 0.01$)。模型 M13 和 M17 的结果表明,企业高管责任型环保认知对企业绿色技术创新和企业绿色管理创新同样具有积极的影响($\beta = 0.040, p < 0.05$; $\beta = 0.280, p < 0.01$),只是相较于绿色技术创新,企业高管责任型环保认知对绿色管理创新的影响更加显著。原因在于,机会型环保认知高管倾向于将市场压力视为机会,认为绿色创新能够提高收益和形成竞争优势,从而积极开展绿色创新;而责任型环保认知高管认为绿色环保投资和技术改进会增加成本,可能对绿色技术创新的积极性不高,更倾向于通过绿色管理创新满足监管合法性的要求。因此研究假设 H_{1a} 和假设 H_{1b} 、假设 H_{1c} 和假设 H_{1d} 均得到验证。

(3)绿色创新对企业可持续发展绩效的影响。针对假设 H_2 和模型(2)的检验,本文将企业可

持续发展绩效、财务绩效和环境绩效分别作为被解释变量,企业绿色技术创新和绿色管理创新分别作为解释变量,结果如表 6 所示。其中模型 M21 和 M22 检验了企业绿色创新是否影响了企业可持续发展绩效;模型 M23 和 M24 列示了企业绿色创新是否影响了企业的财务绩效;模型 M25 和 M26 列示了企业绿色创新是否影响了企业的环境绩效。结果表明,企业绿色创新对企业的可持续发展绩效都有积极的影响($\beta = 0.040, p < 0.1; \beta = 0.068, p < 0.1$);具体到二级指标,则企业的绿色技术创新和管理创新显著提高了企业的环境绩效($\beta = 3.597, p < 0.1; \beta = 6.005, p < 0.1$);但对企业的财务绩效却是负影响,且只有绿色技术创新显著($\beta = -1.246, p < 0.05; \beta = -0.424, p > 0.1$)。这与实际相符,因为企业进行绿色创新,就一定会增加环保投入、技术改造和制度创新,随之相应的环境负外部性会减少,所以环境绩效会变好,而财务绩效短期会变差,但是综合起来,有利于企业的可持续发展。因此假设 H_{2a} 和假设 H_{2b} 都得到验证。

表 6 企业绿色创新影响企业可持续发展绩效的检验结果

因变量	可持续发展绩效 (<i>Ews</i>)		财务绩效 (<i>Roa</i>)		环境绩效 (<i>Score</i>)	
	M21	M22	M23	M24	M25	M26
<i>Gt</i>	0.040* (0.024)		-1.246** (0.573)		3.597* (2.142)	
<i>Gm</i>		0.068* (0.035)		-0.424 (0.848)		6.005* (3.184)
<i>Age</i>	-0.022*** (0.004)	-0.021*** (0.004)	0.192** (0.093)	0.136 (0.093)	-2.031*** (0.348)	-1.883*** (0.317)
<i>Size</i>	0.047*** (0.016)	0.046*** (0.016)	0.947 (0.593)	0.935 (0.581)	4.371*** (1.457)	4.296*** (1.442)
<i>Lev</i>	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.150*** (0.024)	-0.150*** (0.024)	-0.285*** (0.052)	-0.283*** (0.053)
常数项	0.731*** (0.076)	0.702*** (0.074)	3.504 (2.711)	4.128 (2.656)	53.587*** (6.873)	50.992*** (6.704)
观测值	800	800	800	800	800	800
F	12.942	12.687	15.229	15.309	13.154	12.878
R ²	0.082	0.086	0.168	0.163	0.083	0.086
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	否	否	否	否	否	否

3. 中介效应检验

针对假设 H_3 和(3)的检验,本文采用 Baron 等提出的三步层次回归法。分析结果如表 7 所示,其中模型 M31、M32 和 M34 检验了企业绿色技术创新是否在高管二元环保认知和企业可持续发展绩效中存在中介效应,而模型 M31、M33 和 M35 则检验了企业绿色管理创新是否在高管二元环保认知和企业可持续发展绩效中存在中介效应。结果表明,企业绿色技术创新和绿色管理创新在高管二元环保认知和企业可持续发展绩效中都存在部分中介效应,假设 H_{3a} 和假设 H_{3b} 、假设 H_{3c} 和假设 H_{3d} 都得到验证。

借鉴 Hayes 的做法,本文采用非参数百分位 Bootstrap 法对企业绿色创新是否在高管二元环保认知和企业可持续发展绩效中存在中介作用做进一步检验。重复抽样样本量设置为 1000,汇

总结果如表 8 所示,发现企业绿色技术创新在高管机会型环保认知和企业可持续发展绩效之间的中介作用为 25.93%,绿色管理创新在高管机会型环保认知和企业可持续发展绩效之间的中介作用为 22.56%,而绿色技术创新在高管责任型环保认知和企业可持续发展绩效之间的中介作用为 12.27%,绿色管理创新在高管责任型环保认知和企业可持续发展绩效之间的中介作用为 18.45%,即机会型环保认知高管和责任型环保认知高管均是通过改善企业的绿色技术创新和绿色管理创新来提高企业的可持续发展绩效,但总体来看,相比于责任型环保认知,绿色创新对高管机会型环保认知与企业可持续发展绩效的中介效应显著性更强,作用占比更高(25.93% **,22.56% ** > 12.27% *,18.45% **),因此也说明机会型环保认知更有利于企业的绿色创新和可持续发展。

表 7 中介效应检验结果

因变量	<i>Ews</i>	<i>Gt</i>	<i>Gm</i>	<i>Ews</i>	<i>Ews</i>
模型	M31	M32	M33	M34	M35
<i>Opp</i>	0.078 (0.056)	0.454 *** (0.077)	0.254 *** (0.068)	0.063 (0.057)	0.061 (0.055)
<i>Res</i>	-0.027 (0.053)	0.019 *** (0.014)	0.269 *** (0.063)	-0.028 (0.053)	-0.046 (0.054)
<i>Age</i>	-0.022 *** (0.003)	0.040 *** (0.006)	-0.002 (0.003)	-0.023 *** (0.004)	-0.022 *** (0.003)
<i>Size</i>	0.045 *** (0.016)	-0.003 (0.034)	0.008 (0.021)	0.045 *** (0.016)	0.044 *** (0.016)
<i>Lev</i>	-0.003 *** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
<i>Gt</i>				0.033 ** (0.014)	
<i>Gm</i>					0.070 * (0.036)
常数项	0.745 *** (0.076)	-0.365 *** (0.115)	0.103 (0.096)	0.757 *** (0.078)	0.738 *** (0.076)
观测值	798	798	798	798	798
F	11.322	36.459	5.421	9.615	9.532
R ²	0.085	0.292	0.070	0.087	0.092
个体效应	是	是	是	是	是

表 8 总效应、直接效应及中介效应分解

中介路径	效应值		Sobel	Boot	Boot 95% CI (P)		Boot 95% CI (BC)		相对效应值
			Z 检验	标准误	下限	上限	下限	上限	
<i>Opp</i> → <i>Gt</i> → <i>Ews</i>	总效应	0.027	0.610	0.048	-0.122	0.069	-0.121	0.070	
	直接效应	0.034	0.624	0.048	-0.124	0.068	-0.122	0.070	
	中介效应	0.007	2.089 **	0.003	0.005	0.008	0.003	0.010	25.93%

续表 8

中介路径	效应值		Sobel	Boot	Boot 95% CI (P)		Boot 95% CI (BC)		相对效应值
			Z 检验	标准误	下限	上限	下限	上限	
<i>Opp</i> → <i>Gm</i> → <i>Ews</i>	总效应	0.078	1.701 *	0.053	-0.027	0.182	-0.037	0.174	
	直接效应	0.061	1.302	0.053	-0.043	0.162	-0.051	0.152	
	中介效应	0.018	2.014 **	0.011	0.001	0.041	0.001	0.045	22.56%
<i>Res</i> → <i>Gt</i> → <i>Ews</i>	总效应	0.078	1.701 *	0.055	-0.028	0.185	-0.028	0.185	
	直接效应	0.063	1.332	0.056	-0.046	0.171	-0.044	0.178	
	中介效应	0.015	1.607 *	0.011	-0.008	0.041	-0.009	0.039	12.27%
<i>Res</i> → <i>Gm</i> → <i>Ews</i>	总效应	0.027	0.610	0.050	-0.120	0.074	-0.119	0.075	
	直接效应	0.046	1.013	0.050	-0.141	0.054	-0.142	0.054	
	中介效应	0.009	2.046 **	0.04	0.003	0.044	0.003	0.044	18.45%

4. 调节效应检验

(1) 政府环境监管压力对高管环保认知的调节效应检验。针对假设 H_4 和模型(4)的检验, 本文将政府环境监管压力作为调节变量, 对数据做进一步的层次回归分析, 结果如表 9 所示。其中模型 M41 和 M42 检验了政府环境监管压力是否调节了高管机会型环保认知对企业绿色技术创新的影响; 模型 M41 和 M43 列示了政府环境监管压力是否调节了高管责任型环保认知对企业绿色技术创新的影响。结果表明, 政府环境监管压力与高管机会型环保认知的交互项 ($Opp \times Piti$) 和政府环境监管压力与高管责任型环保认知的交互项 ($Res \times Piti$) 对企业绿色技术创新均有显著的影响 ($\beta = -0.007, p < 0.05; \beta = -0.008, p < 0.05$); 同样, 在模型 M44、M45 和 M46 中, 两个交互项对企业绿色管理创新也有显著影响 ($\beta = -0.003, p < 0.1; \beta = -0.0004, p < 0.1$)。因此政府环境监管压力在高管二元环保认知与企业绿色创新之间的调节作用都成立, 但是, 相比于绿色管理创新, 对企业绿色技术创新的调节作用更大。通过图 2 (以 Gt 为例) 可以直观看到, 在高政府环境监管压力下, 高管的双元环保认知对企业的绿色技术创新影响都更大; 在低政府环境监管压力下, 高管二元环保认知对企业的绿色技术创新的影响相对较小。因此, 假设 H_{4a} 和假设 H_{4b} 得到验证。

(2) 媒体关注压力对高管环保认知的调节效应检验。针对假设 H_5 和模型(4)的检验, 被解释变量和解释变量不变, 此处仅将媒体关注作为调节变量, 对数据做进一步的层次回归分析, 结果如表 10 所示。其中模型 M51 和 M52 检验了媒体关注压力是否调节了高管机会型环保认知对企业绿色技术创新的影响; 模型 M51 和 M53 列示了媒体关注压力是否调节了高管责任型环保认知对企业绿色技术创新的影响; 模型 M54、M55 和 M56 分别列示了媒体关注压力是否调节了高管二元环保认知对企业绿色管理创新的影响。结果表明, 只有媒体关注压力与高管责任型环保认知的交互项 ($Res \times Ltceo$) 对企业绿色创新有显著的影响 ($\beta = 0.030, p < 0.1; \beta = 0.004, p < 0.1$); 但是媒体关注压力与高管机会型环保认知的交互项 ($Opp \times Ltceo$) 对企业绿色创新没有显著的影响 ($\beta = 0.004, p > 0.1; \beta = 0.008, p > 0.1$)。因此媒体关注压力仅在高管责任型环保认知与企业绿色创新之间的调节作用成立。可能原因是, 机会型环保认知高管对环境问题更加关注并持积极态度, 会主动采取前瞻性环境管理战略, 并实施绿色技术创新和绿色管理创新提升企业竞争力, 其行为决策受到媒体关注的影响较小。通过图 3 (以 Gt 为例) 可以直观看到, 在高媒体关注压力下, 高管的责任型环保认知对企业的绿色技术创新具有正向影响; 在低媒体关注压力下, 高管责任型环保认知对企业的绿色技术创新的影响为负。即假设 H_{5b} 得到验证, 而假设 H_{5a} 未得到验证。

表 9 政府环境监管对高管环保认知和企业绿色创新的调节效应检验

因变量	企业绿色技术创新 (<i>Gt</i>)			企业绿色管理创新 (<i>Gm</i>)		
	M41	M42	M43	M44	M45	M46
<i>Opp</i>	0.389*** (0.100)	0.784*** (0.231)	0.387*** (0.097)	0.222*** (0.074)	0.427 (0.286)	0.222*** (0.074)
<i>Res</i>	0.040 (0.081)	0.014 (0.081)	0.455** (0.226)	0.194** (0.076)	0.181** (0.082)	0.216 (0.178)
<i>Piti</i>	-0.003** (0.001)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.002)
<i>Opp</i> × <i>Piti</i>		-0.007** (0.003)			-0.003* (0.002)	
<i>Res</i> × <i>Piti</i>			-0.008** (0.004)			-0.0004* (0.003)
<i>Age</i>	0.050*** (0.008)	0.050*** (0.008)	0.050*** (0.008)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
<i>Size</i>	-0.038 (0.034)	-0.046 (0.034)	-0.042 (0.033)	-0.019 (0.022)	-0.023 (0.023)	-0.019 (0.023)
<i>Lev</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
常数项	-0.258** (0.128)	-0.308** (0.128)	-0.459*** (0.163)	0.197* (0.109)	0.171* (0.103)	0.187 (0.127)
观测值	528	528	528	528	528	528
F	17.452	16.188	16.470	3.085	3.504	2.671
R ²	0.267	0.276	0.274	0.049	0.054	0.049
个体效应	是	是	是	是	是	是

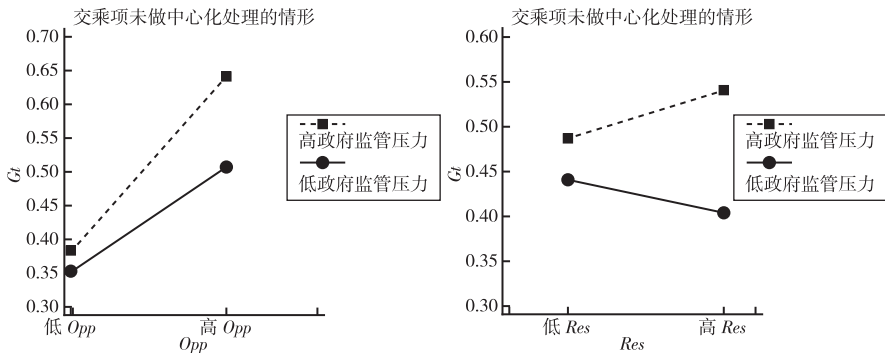


图 2 政府环境监管对高管环保认知和绿色技术创新的调节作用

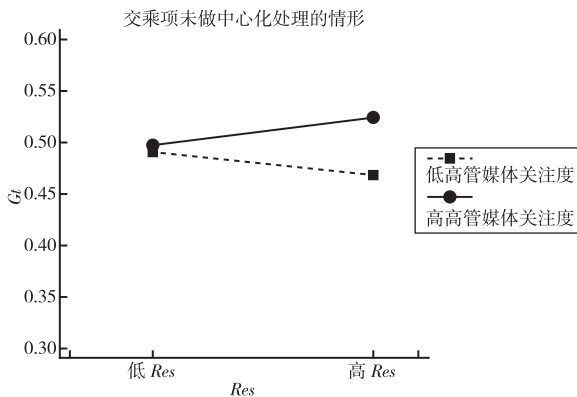


图 3 媒体关注对高管责任型环保认知和绿色技术创新的调节作用

表 10 媒体关注对高管环保认知和企业绿色创新的调节效应检验

因变量	企业绿色技术创新 (Gt)			企业绿色管理创新 (Gm)		
	M51	M52	M51	M54	M55	M56
模型						
<i>Opp</i>	0.493 *** (0.076)	0.479 *** (0.098)	0.493 *** (0.076)	0.236 *** (0.072)	0.207 ** (0.104)	0.236 *** (0.072)
<i>Res</i>	0.009 (0.070)	0.007 (0.070)	-0.101 (0.101)	0.251 *** (0.066)	0.247 *** (0.068)	0.235 ** (0.095)
<i>Ltceo</i>	0.007 ** (0.004)	0.006 (0.005)	-0.009 (0.010)	0.006 (0.005)	0.004 (0.007)	0.004 (0.011)
<i>Opp × Ltceo</i>		0.004 (0.015)			0.008 (0.015)	
<i>Res × Ltceo</i>			0.030 * (0.018)			0.004 ** (0.002)
<i>Age</i>	0.044 *** (0.006)	0.044 *** (0.006)	0.044 *** (0.006)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)
<i>Size</i>	-0.011 (0.034)	-0.011 (0.034)	-0.010 (0.034)	0.007 (0.021)	0.006 (0.021)	0.007 (0.022)
<i>Lev</i>	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
常数项	-0.428 *** (0.126)	-0.423 *** (0.127)	-0.369 *** (0.135)	0.056 (0.106)	0.066 (0.109)	0.064 (0.112)
观测值	716	716	716	716	716	716
F	34.387	29.380	30.158	3.683	3.932	3.243
R ²	0.316	0.316	0.319	0.064	0.064	0.064
个体效应	是	是	是	是	是	是

5. 内生性和稳健性检验

考虑到国家环保政策或者公众环保意识都可能对高管的环保态度和企业的环保行为产生影响,同时,控制变量中也可能遗漏公司治理因素等,因此假设 H₁ 可能出现内生性问题。为此,本文采用企业高管机会型环保认知和责任型环保认知的一阶滞后项 (*Lopp*、*Lres*) 和政府环保奖励 (*Prize*) 分别作为二元环保认知的工具变量(限于篇幅,只列示了 *Opp*→*Gm*),由表 11 的 I 部分可知,基于 GMM 的工具变量法的 M72 结果说明,机会型环保认知对企业绿色管理创新具有显著的正影响($\beta = 0.334, p < 0.01$),与前文结论基本一致。但是,采用杜宾—吴—豪斯曼(DWH)检验,发

现不存在解释变量内生性问题($DWH(Opp) = 1.598, p > 0.1$),因此表 5 的 M15 更为准确。

同时,考虑到绿色创新与企业可持续发展绩效之间可能存在互为因果问题,即绿色创新有利于提高企业可持续发展绩效,但反过来企业可持续发展绩效也可能会促进企业绿色创新水平的提高,那么假设 H_2 的检验中企业绿色创新也有可能产生内生性问题。为此,本文使用两阶段工具变量法做进一步的内生性检验。鉴于企业所获得政府环保奖励具有强烈的外生性,且与企业绿色创新密不可分,因此,采用企业绿色技术创新的一阶滞后项(Lgt)、绿色管理创新的一阶滞后项(Lgm)和政府环保奖励($Prize$)分别作为绿色技术创新和绿色管理创新的工具变量。由表 11 的 II 部分可知,在考虑了内生性问题后,基于离差变换的工具变量法的 M75 和 M76 结果说明,绿色技术创新和绿色管理创新对可持续发展绩效具有显著的正影响($\beta = 0.120, p < 0.1; \beta = 0.068, p < 0.1$),与前文结论一致。但是采用 DWH 检验,发现不存在解释变量内生性问题($DWH(Gt) = 0.391, p > 0.1; DWH(Gm) = 0.012, p > 0.1$),因此 M21 和 M22 更为准确。

为保证上述研究结论的可靠性,本文进行了如下稳健性检验。关于假设 H_1 ,在表 5 中的 M12、M14、M16 和 M18 采用双向固定效应回归,结果与原模型一致。而关于假设 H_2 ,首先采用样本企业华证 ESG 得分(Esg)作为企业的可持续发展绩效的代理指标,其次,采用混合回归稳健估计法进行稳健性估计,表 11 的 III 部分 M77 和 M78 的检验结果显示,绿色技术创新和绿色管理创新都对可持续发展绩效有显著的正影响($\beta = 0.156, p < 0.1; \beta = 0.202, p < 0.1$),与前文结论一致,表明本文的回归和检验结果是稳健的。

表 11 内生性和稳健性检验回归分析

因变量	内生性检验 I		内生性检验 II				稳健性检验 III	
	<i>Opp</i>	<i>Gm</i>	<i>Gt</i>	<i>Gm</i>	<i>Ews</i>	<i>Ews</i>	<i>Esg</i>	<i>Ews</i>
阶段	第一	第二	第一	第一	第二	第二		
模型	M71	M72	M73	M74	M75	M76	M77	M78
<i>Gt</i>					0.120* (0.06)		0.020** (0.13)	0.156* (0.22)
<i>Gm</i>						0.068* (0.07)	0.220* (0.15)	0.202* (0.28)
<i>Opp</i>		0.334*** (0.10)						
<i>Prize</i>	0.188*** (0.01)		0.036 (0.03)	0.067** (0.03)				
<i>Lopp</i>	0.162*** (0.05)							
<i>Lgt</i>			0.079 (0.05)					
<i>Lgm</i>				0.043 (0.04)				
常数项	-0.197*** (0.07)		-0.664 (0.14)	0.205*** (0.08)	-0.064 (0.04)	0.468 (0.10)	6.562 (0.45)	4.794 (0.39)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	698	698	700	700	700	700	700	800
R ²	0.547	0.044	0.421	0.227	0.279	0.297	0.011	0.179

五、研究结论与启示

1. 研究结论

在经济转型背景下,我国制造业企业面临着较大的绿色转型压力,而绿色创新是推动企业绿色转型的有效举措,也是实现企业可持续发展的重要战略选择。本文以沪深A股制造业上市公司2013—2020年的平衡面板数据为研究样本,采用企业年报文本信息挖掘的高管环保认知和绿色创新数据,深入探究了高管环保认知对企业绿色创新与可持续发展绩效的影响机理。研究发现:(1)高管机会型环保认知和高管责任型环保认知对企业绿色技术创新和绿色管理创新均具有显著的正向影响。前者倾向于将市场压力视为机会,通过绿色创新形成竞争优势,提升企业绿色形象。后者通过绿色技术创新和管理创新满足监管合法性和道德合法性的要求。(2)绿色技术创新和绿色管理创新均能提升企业可持续发展绩效。绿色技术创新通过清洁生产技术创新和污染物末端治理技术创新降低资源消耗,提高生产效率,降低生产成本,增加企业收益。绿色管理创新通过使用绿色管理技术和管理方法提高资源的获取、配置和使用效率,促进企业可持续发展绩效的增长。(3)企业绿色技术创新和绿色管理创新在高管二元环保认知和企业可持续发展绩效中存在部分中介效应。(4)政府环境监管压力对高管二元环保认知与企业绿色创新有调节作用,而媒体关注压力仅在高管责任型环保认知与企业绿色创新之间的调节作用成立。

2. 政策建议与管理启示

对政府的政策建议:(1)政府应制定和完善各种环境标准与环保奖惩等法律法规,通过严格的环境规制手段不断加强环境监管,推动企业高管树立绿色环保理念,增强环保认知,提高企业对绿色发展的关注,实施绿色创新战略。(2)进一步优化媒体报道环境,更好发挥其外部治理功能,积极利用舆论监督的力量对企业环境行为进行有效监督,促使企业开展绿色创新,推动企业的高质量发展。(3)政府应制定完善绿色税收优惠、绿色债券和绿色信贷等激励政策,引导企业灵活运用绿色政策优惠主动开展绿色创新。同时,加大对研发绿色专利并将绿色创新成果广泛应用于生产的企业和研发人员的奖励力度,利用新媒体进行宣传、表彰,运用多元化手段鼓励企业实施绿色创新。

对企业的管理启示:(1)企业应高度重视绿色创新战略对企业可持续发展的重要作用,既要关注绿色技术创新对提升企业绿色竞争力、获取竞争优势进而影响企业长期绩效的作用,同时也要平衡绿色管理创新对建立绿色文化、树立绿色形象,实现绿色组织认同的影响。企业应根据绿色技术创新和绿色管理创新内涵差异,采取适当的绿色创新战略决策,保证绿色创新实践的有效开展。(2)高管要不断提高环保认知。企业高管要关注国家制定的生态文明战略和“碳达峰”与“碳中和”国家战略,不断提高自身的环境责任素养,实施与企业实际情况相符合的绿色创新战略。对于机会型环保认知高管,应积极寻求绿色发展资源并制定有效的绿色创新战略,满足利益相关者的绿色需求,提升企业绿色形象;对于责任型环保认知高管,应更新环保理念,增强自身绿色创新意识,积极主动履行环保责任,提高其对绿色竞争优势的认识,促进企业主动实施前瞻性环境战略。

3. 研究局限

本文存在以下研究不足:(1)本文仅选取了环境污染问题较突出的制造业行业且样本量偏少,后续研究可以拓展到其他行业,扩大研究样本,以进一步提高研究的普适性;(2)虽然本文借鉴已有研究对高管环保认知做了界定,但受限于文本分析的主观性和年报信息披露程度的制约,高管环保认知类型的划分可能会存在偏差,未来有待采用更科学的度量方法进行检验,以使研究结论更加可靠。

参考文献

- [1] Huang, M., M. Y. Li, and Z. H. Liao. 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, (1): 1 - 11.
- [2] 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.
- [3] Jaffe, A. B., R. G. Newell, and R. N. Stavins. A Tale of Two Market Failures: Technology and Environmental Policy[J]. *Ecological Economics*, 2005, 54, (2): 164 - 174.
- [4] Delgado-Ceballos, J., J. A. Aragón-Correa, and N. Mandojana. The Effect of Internal Barriers on the Connection between Stakeholder Integration and Proactive Environmental Strategies[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 107, (3): 281 - 293.
- [5] Fernando, Y., and W. X. Wah. The Impact of Eco-innovation Drivers on Environmental Performance: Empirical Results From the Green Technology Sector in Malaysia[J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2017, 12, (4): 27 - 43.
- [6] 崔广慧, 姜英兵. 环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J]. *北京: 经济管理*, 2019, (10): 54 - 73.
- [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]. *北京: 经济研究*, 2020, (9): 192 - 208.
- [8] 田玲, 刘春林. “同伴”制度压力与企业绿色创新——环境试点政策的溢出效应[J]. *北京: 经济管理*, 2021, (6): 156 - 172.
- [9] 和苏超, 黄旭, 陈青. 管理者环境认知能够提升企业绩效吗——前瞻型环境战略的中介作用与商业环境不确定性的调节作用[J]. *天津: 南开管理评论*, 2016, (6): 49 - 57.
- [10] Lin, Y. H., and Y. S. Chen. Determinants of Green Competitive Advantage: The Roles of Green Knowledge Sharing, Green Dynamic Capabilities and Green Service Innovation[J]. *Quality & Quantity*, 2017, 51, (4): 1663 - 1685.
- [11] 陈泽文, 陈丹. 新旧动能转换的环境不确定性背景下高管环保意识风格如何提升企业绩效——绿色创新的中介作用[J]. *天津: 科学学与科学技术管理*, 2019, (10): 113 - 128.
- [12] 吴建祖, 华欣意. 高管团队注意力与企业绿色创新战略——来自中国制造业上市公司的经验证据[J]. *天津: 科学学与科学技术管理*, 2021, (9): 122 - 142.
- [13] Aguilera-caracuel, J., and N. Ortiz-de-mandojana. Green Innovation and Financial Performance: An Institutional Approach[J]. *Organization & Environment*, 2013, 26, (4): 365 - 385.
- [14] 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): 1 - 16.
- [15] Porter, M. E., and C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9, (4): 97 - 118.
- [16] Horbach, J. Determinants of Environmental Innovation-New Evidence from German Panel Data Sources[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2008, 37, (1): 163 - 173.
- [17] Hojnik, J., and M. Ruzzier. The Driving Forces of Process Eco-innovation and Its Impact on Performance: Insights from Slovenia[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 133, (24): 812 - 825.
- [18] 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]. *北京: 管理世界*, 2021, (1): 128 - 149, 9.
- [19] 张国清, 陈晓艳, 肖华. 过程、结果维度的环境治理与企业财务绩效[J]. *北京: 经济管理*, 2020, (5): 120 - 139.
- [20] Tegarden, D. P., and D. Sheetz. Group Cognitive Mapping: A Methodology and System for Capturing and Evaluating Managerial and Organizational Cognition[J]. *Omega*, 2003, 31, (2): 113 - 125.
- [21] 罗勇根, 饶品贵, 陈灿. 高管宏观认知具有管理者“烙印”吗? ——基于管理者风格效应的实证检验[J]. *北京: 金融研究*, 2021, (5): 171 - 188.
- [22] Sharma, S., A. L. Pablo, and H. Vredenburg. Corporate Environmental Responsiveness Strategies: The Importance of Issue Interpretation and Organizational Context[J]. *Journal of Applied Behavioral Science*, 1999, 35, (1): 87 - 108.
- [23] Gadenne, D. L., J. Kennedy, and C. McKeiver. An Empirical Study of Environmental Awareness and Practices in SMEs[J]. *Journal of Business Ethics*, 2009, 84, (1): 45 - 63.
- [24] Chen, Y. S. The Driver of Green Innovation and Green Image-Green Core Competence[J]. *Journal of Business Ethics*, 2008, 81, (3): 531 - 543.
- [25] De Laurentis, C., and P. Cooke. Green Innovation and Policy: A Co-evolutionary Approach[C]. Bordeaux: DIME International Conference on Innovation, Sustainability and Policy. 2008.

- [26] Gunasekaran, A. , and A. Spalanzani. Sustainability of Manufacturing and Services: Investigations for Research and Applications [J]. *International Journal of Production Economics*, 2012, 140, (1) :35 – 47.
- [27] Zhao, X. , Z. Yue, S. Zeng, et al. Corporate Behavior and Competitiveness: Impact of Environmental Regulation on Chinese Firms [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 86, (1) :311 – 322.
- [28] Grossman, G. M. , and E. Helpman. Growth, Trade, and Inequality [J]. *Econometrica*, 2014, 86, (1) :37 – 83.
- [29] 解学梅, 朱琪玮. 合规性与战略性绿色创新对企业绿色形象影响机制研究: 基于最优区分理论视角 [J]. *上海: 研究与发展管理*, 2021, (4) :2 – 14.
- [30] Cheng, C. C. J. , C. L. Yang, and C. Sheu. The Link Between Eco-innovation and Business Performance: a Taiwanese Industry Context [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014, 64, (2) :81 – 90.
- [31] Xie, X. , J. Huo, and H. Zou. Green Process Innovation, Green Product Innovation and Corporate Financial Performance: A Content Analysis Method [J]. *Journal of Business Research*, 2019, 101, (8) :697 – 706.
- [32] Seman, N. A. A. , K. Govindan, and Abbas Mardani. The Mediating Effect of Green Innovation on the Relationship Between Green Supply Chain Management and Environmental Performance [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 229, (20) :115 – 127.
- [33] 宗计川, 吕源, 唐方方. 环境态度、支付意愿与产品环境溢价——实验室研究证据 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2014, (2) :153 – 160.
- [34] Ma, Y. , G. Hou, Q. Yin, B. Xin, and Y. Pan. The Sources of Green Management Innovation: Does Internal Efficiency Demand Pull or External Knowledge Supply Push? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 202, (20) :582 – 590.
- [35] 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.
- [36] Dwyer, R. , S. P. Haden, J. D. Oyler, and J. H. Humphreys. Historical, Practical, and Theoretical Perspectives on Green Management: An Exploratory Analysis [J]. *Management Decision*, 2009, 47, (7) :1041 – 1055.
- [37] Wei, Z. , H. Shen, K. Z. Zhou, and J. J. Li. How Does Environmental Corporate Social Responsibility Matter in a Dysfunctional Institutional Environment? Evidence from China [J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 140, (2) :209 – 223.
- [38] 王班班, 齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证 [J]. *北京: 中国工业经济*, 2016, (6) :91 – 108.
- [39] Ambec, S. , and P. Barla. A Theoretical Foundation of the Porter Hypothesis [J]. *Economics Letters*, 2002, 75, (3) :355 – 360.
- [40] Dong, Y. , X. Wang, and J. Jin. Research on Effects of Eco-innovation Types and Regulations on Firm' Ecological Performance: Empirical Evidence from China [J]. *Journal of Engineering and Technology Management*, 2013, 34, (11) :78 – 98.
- [41] 戴万亮, 路文玲. 环保舆论压力对制造企业绿色创新能力的影响——领导环保意识与组织绿色学习的链式中介效应 [J]. *武汉: 科技进步与对策*, 2020, (9) :131 – 137.
- [42] 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]. *北京: 管理评论*, 2020, (9) :132 – 141.
- [43] Ilias. A. , K. Kostas, and T. Dimitris. Environmental and Financial Performance. Is There a Win-win or a Win-loss Situation? Evidence From the Greek Manufacturing [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 197, (1) :1275 – 1283.
- [44] 黄灿, 李善民. 股东关系网络、信息优势与企业绩效 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2019, (2) :75 – 88, 127.
- [45] 买生, 匡海波, 张笑楠. 基于科学发展观的企业社会责任评价模型及实证 [J]. *北京: 科研管理*, 2012, (3) :148 – 154.
- [46] Chiou, T. Y. , H. K. Chan, and F. Lettice. The Influence of Greening the Suppliers and Green Innovation on Environmental Performance and Competitive Advantage in Taiwan [J]. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 2011, 47, (6) :822 – 836.
- [47] 李维安, 张耀伟, 郑敏娜等. 中国上市公司绿色治理及其评价研究 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2019, (5) :126 – 133, 160.
- [48] 徐莉萍, 陈力, 张淑霞, 刘宁. 企业高层环境基调、媒体关注与环境绩效 [J]. *合肥: 华东经济管理*, 2018, (12) :114 – 123.
- [49] Ye, F. , F. Zhao, C. Prahinski, et al. The Impact of Institutional Pressures, Top Managers' Posture and Reverse Logistics on Performance-Evidence from China [J]. *International Journal of Production Economics*, 2013, 143, (1) :132 – 143.
- [50] Mallin, C. , G. Michelon, and D. Raggi. Monitoring Intensity and Stakeholders' Orientation: How Does Governance Affect Social and Environmental Disclosure? *Journal of Business Ethics*, 2013, 114, (1) :29 – 43.

Senior Executive Dual Environmental Cognition, Green Innovation and Enterprise Sustainable Development Performance

XI Long-sheng¹, ZHAO Hui²

(1. School of Business, Henan University, Kaifeng, Henan, 475004, China;

2. School of Mathematics and Statistics, Henan University, Kaifeng, Henan, 475004, China)

Abstract: In recent years, the CPC Central Committee with Xi Jin-ping comrade as its core attaches great importance to the ecological civilization construction and green development. As a key way to promote green transformation of enterprises, green innovation is regarded as an effective measure for enterprises to achieve “win-win” economic efficiency and environmental protection. However, due to the dual externalities of green innovation, the long cycle, large investment and high risk of innovation activities, and the imperfect system and market in China, enterprises are faced with a series of challenges and difficulties in implementing green innovation strategy. Therefore, they highly rely on the environmental cognition and decision-making deployment of enterprise executives. Current studies have paid little attention to the interaction mechanism among executive environmental cognition, green innovation and corporate sustainable development performance. Considering that the senior executive plays an important role in the formulation and implementation of green innovation strategy, it is of great theoretical and practical significance to explore how the senior executive environmental cognition of local enterprises affects the green innovation strategy and sustainable development performance of enterprises.

Based on this, this paper takes Shanghai and Shenzhen A-share listed manufacturing companies from 2013 to 2020 as research samples, manually collects and sorts out the relevant text information and secondary data of enterprise executives' dual environmental cognition and green innovation, explores the impact mechanism of different types of senior executives' environmental cognition on green innovation and sustainable development performance of enterprises. The results show that the dual environmental cognition of senior executives has a significant positive impact on green technology innovation and green management innovation, and then improves the sustainable performance of enterprises. Green technology innovation and green management innovation play a part of mediating effect. Government regulatory pressure has a positive moderating effect on executives' dual environmental awareness and green innovation, while media attention pressure has a positive moderating effect on executives' responsible environmental awareness and green innovation, and has no effect on executives' opportunistic environmental awareness and green innovation. Further analysis shows that the impact of opportunity-based environmental awareness on green technology innovation and green management innovation is significantly greater than that of responsible-based environmental awareness. The former is willing to actively carry out green technology innovation and green management innovation to gain competitive advantages, while the latter tends to respond to the requirements of environmental regulation legitimacy through green management innovation.

The marginal contribution of this paper is mainly reflected in three aspects: Firstly, this study divides green innovation into two dimensions: green technology innovation and green management innovation, and makes a more systematic and comprehensive comparison of the impact of different types of green innovation on the sustainable development performance of enterprises, expanding the scope of existing theoretical research on green innovation. Secondly, in terms of research design, this study integrates time dimension and uses medium and long-term panel data of listed companies to conduct a longitudinal study to explore the impact mechanism of senior executives' environmental awareness on green innovation and sustainable development performance of enterprises, and the research conclusions are more robust. Thirdly, this paper adopts environmental performance and financial performance to comprehensively measure the sustainable development performance of enterprises, further deepening the scope of the study on the relationship between green innovation and enterprise performance, paying more attention to the impact of green innovation on long-term performance, which has strong practical guiding significance for the practice of green innovation.

Key Words: senior executive environmental cognition; green innovation; enterprise sustainable development performance; government regulation; media attention

JEL Classification: D01, M31

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.03.009

(责任编辑:舟 山)