

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20231027.401

# 入芝兰之室：企业绿色文化与绿色创新

白福萍<sup>1</sup>, 黄宇杰<sup>1</sup>, 王京<sup>2</sup>, 商梦亭<sup>1</sup>

(1. 山东理工大学 管理学院, 山东 淄博 255000; 2. 中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100)

**摘要:** 企业绿色文化如何发挥非正式制度优势, 促进生产方式低碳创新与经济可持续发展? 本文基于企业文化的非正式制度视角, 采用综合评价方法有效识别“绿色”导向的企业文化, 并选取 2011—2021 年中国 A 股上市公司作为研究样本, 系统考察了绿色文化对绿色创新绩效的影响及其作用机制。研究表明, 企业绿色文化是孵化和培育绿色创新的“芝兰之室”, 并通过提升资源集聚和强化高管绿色认知分别发挥“资源虹吸”和“战略引导”机制, 促进绿色技术创新和绿色管理创新绩效。异质性分析发现, 绿色文化对不同特征企业的影响存在着非对称性, 主要表现为: 高管受教育水平越高、社会责任压力越大、受环境规制约束较低的企业其绿色创新绩效更易受绿色文化影响。本研究丰富了绿色文化理论研究范畴, 为推动企业绿色创新实践提供了经验借鉴和启示。

**关键词:** 绿色文化; 绿色技术创新; 绿色管理创新; 资源虹吸; 战略引导

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2025)01-0137-16

## 一、引言

高质量发展是我国推进经济发展模式转变、实现绿色转型的首要战略, 其关键在于如何协调经济增长和环境污染之间的关系。党的二十大报告指出, 必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念, 促进人与自然和谐共生。随着绿色可持续发展观念的普及, 企业是否重视自身社会责任, 采用绿色低碳的生产方式等问题逐渐引起学者、政府和社会公众的广泛关注。

“内聚人心、外塑形象”的企业文化是响应环境变化、确保管理实践开展、形成竞争优势的内在基因(刘刚等, 2019)。寻求环境、社会和经济的可持续发展的社会责任正在重塑企业的经营理念, 并转化为绿色发展的企业文化。在过去, 儒家文化以“君子喻于义, 小人喻于利”, 表达了决策时应该以超越个人利益为价值导向, 优先考虑社会公益和道德价值; 道家文化以“天地

收稿日期: 2023-05-08

基金项目: 国家社科基金项目(20BGL087); 山东省自然科学基金项目(ZR2023MG011); 山东省自然科学基金项目(ZR2022QG028)

作者简介: 白福萍(1976—), 女, 山东理工大学管理学院教授, 硕士生导师;

黄宇杰(1998—), 男, 山东理工大学管理学院硕士研究生(通信作者, [hyj274657@163.com](mailto:hyj274657@163.com));

王京(1987—), 男, 中国海洋大学管理学院副教授;

商梦亭(1999—), 女, 山东理工大学管理学院硕士研究生。

与我共生,万物与我为一”,强调防患于未然,表达了预防污染、保护环境的思想。而在“黑色工业文明”时期,企业将追求利润最大化作为唯一履行社会责任的价值信条(Friedman, 2007),这种“利欲熏心”的逐利文化疯狂榨取员工的超额剩余价值,在牺牲环境价值的条件下实现了生产力的大幅提高。然而,随着资源枯竭、环境污染等事关可持续发展的问题对社会经济的冲击日趋严重,实现企业环境效益、社会效益和经济效益的“三重效益”协同,成为“黑色工业文明”转向“绿色现代文明”的质变性拐点。这种“绿色决定生死”的绿色经营理念将“三重效益”相统一的绿色发展理念融入企业文化,不断地冲击着竭泽而渔式的粗放发展观念,成为可持续发展格局下企业“和谐共生”难题的破局之道。习近平总书记指出:“要化解人与自然、人与人、人与社会的各种矛盾,必须依靠文化的熏陶、教化、激励作用”。这意味着绿色文化作为一种看不见摸不着但又能确切感受到的“芝兰之室”,不会以一种强制性规范对企业的绿色实践产生立竿见影的效果(久而不闻其香),而是通过影响企业价值观、行为准则、思想观念从而潜移默化地影响企业环保责任和绿色实践行为(即与之化矣)<sup>①</sup>。

绿色创新被认为是企业实现绿色转型、培育核心竞争力和促进经济可持续发展的重要方式(Huang和Li, 2017;解学梅和朱琪玮, 2021)。纵观已有研究,有关绿色创新驱动因素的文献大都聚焦于“外部压力—绿色实践”的逻辑框架,以正式制度为主线,探究环境规制、法律法规等企业绿色创新的外部制度压力(Hojnik和Ruzzier, 2016;李青原和肖泽华, 2020)。在此基础上,邹甘娜等(2023)、王永贵和李霞(2023)进一步识别了环境成本和环保补助的制度压力对绿色创新绩效的外在驱动力。除正式制度视角之外,部分学者基于“内部激励—绿色行为”的逻辑框架拓展了企业非正式制度与绿色创新的相关研究,发现知识管理(Abbas和Sagsan, 2019)、管理层认知(席龙胜和赵辉, 2022)和数字化(肖静和曾萍, 2023)等对绿色技术和绿色创新的积极影响。然而,尽管相关学者已开始关注绿色管理对绿色创新实践的综合作用(Abbas和Khan, 2023),但从绿色文化这一非正式制度视角进行研究的文献较少,且主要集中于企业绿色文化对员工环保理念、意识水平、绿色行为等个人层面的影响,并未聚焦到企业层面的绿色创新行为。事实上,在“绿水青山就是金山银山”的绿色观念冲击下,寻求文化内部建设越来越成为企业塑造绿色形象、提升绿色绩效、建立长期竞争优势的重要方式。有鉴于此,本文进一步拓展非正式制度视角,深刻探讨绿色文化对企业不同类型绿色创新的影响路径及其内在机制。

本文可能的边际贡献在于:(1)沿着“非正式制度—绿色创新”的逻辑框架,揭示绿色文化对企业不同类型绿色创新绩效的影响差异,不仅从理论上拓展了驱动绿色创新绩效的理论因素,同时也丰富了“绿色”导向的非正式制度理论的研究范畴。(2)基于声誉理论和战略认知理论,从“资源虹吸”和“战略引导”两个渠道深入探析了绿色文化影响企业绿色创新绩效的作用机制,揭示了绿色文化与企业绿色创新绩效作用渠道之间的“黑箱”。(3)通过社会责任压力和环境规制的外部视角,识别了绿色文化影响企业绿色创新绩效过程中的边界作用,完善了外部压力对企业行为的理论外延,拓展了现有绿色创新理论研究的边界。(4)基于“多维度层次分析—自然语言处理技术—纵横向拉开档次法”测算的绿色文化综合评价指标,不仅为绿色文化发展的因素提供了更细致和情境化的理解,提高了结果的有效性和可靠性,更为绿色发展的量化研究提供了崭新的思路。

## 二、文献综述

企业文化是企业长期形成的信念认同、价值取向和行为准则,反映了组织的身份认同、共同目标和共同价值观(Guiso等, 2015)。梳理关于企业文化内涵的研究发现,多元文化价值观在确定和实施战略决策方面发挥着重要作用(Howard-Grenville, 2006; Marshall等, 2015)。如诚信

<sup>①</sup>引申释义自《说苑·杂言》:“与善人居,如入芝兰之室,久而不闻其香,即与之化矣”。

文化驱使企业以诚实守信作为经营原则,激励员工主动承担社会责任(Wan等,2020);合作文化促进了内外资源整合和技术交流(潘健平等,2019);市场导向文化强调“顾客至上”的人本价值观并将客户满意度和体验作为经营之本(Zhou等,2005);创新文化则以核心竞争力为目标推动企业创新规范和创新价值观的转变(Stock等,2013)。自Elkington(1998)首次提出企业发展的“三重底线”(triple bottom line, TBL)以来,重视环境、社会和经济绩效的可持续发展观念逐渐成为社会的主流价值观。在“可持续”的社会责任价值观影响下,众学者将“绿色”和“可持续”文化作为企业文化的重要延伸和补充,认为绿色文化是企业长期的经营管理中,内部凝结的一种对环保和可持续发展的价值观念和行为规范,反映了其努力成为一个环境友好型组织的义务或愿望(Harris和Crane,2002;Chang,2015)。从狭义上来说,绿色文化作为企业文化的“绿色”衍生物,从价值观的精神层面约束员工的行为,从而对管理实践产生影响(刘刚等,2019)。而广义上,绿色文化又体现着企业在文化建设中对物质形态的“绿色”偏好,包括制度、生产、消费等元素(Sharma等,2021)。综上所述,绿色文化反映了“价值观(精神)—行为准则(战略和制度)—表现形式(生产和消费)”的转化过程,并进一步引导绿色实践对“三重底线”产生积极影响。

绿色创新作为一种协同企业环境保护与经济增长的技术创新方式,对助力绿色转型(解学梅和朱琪玮,2021)、碳减排(李婉红和李娜,2023)、产业结构优化(Du等,2021)、跨国并购(李雅婷等,2023)、缓解融资约束(Zhang等,2020)等企业高质量发展具有重要意义。在此背景下,大量学者围绕企业绿色创新的影响因素进行了相关研究,并主要得出两类结论。第一类基于制度理论的宏观视角,从碳税政策(李豫新等,2023)、财政补贴(王永贵和李霞,2023)、环境规制(李青原和肖泽华,2020)等考察对绿色创新的潜在影响。第二类基于组织行为学理论的微观视角,从CEO特征(齐丽云等,2023)、利益相关者压力(Shahzad等,2020)、供应链管理(Yang和Lin,2020)等因素对绿色创新进行了研究。绿色创新作为研发周期长、资金投入大、回报周期长的风险决策,其内生于企业文化的非正式制度环境。然而,鲜有学者将绿色文化作为一种内部驱动因素来研究其对绿色创新的影响,这也为本文的研究展开空间。

综上分析可知,创新来源于某种文化氛围和价值观念,而不同的信念、认知和价值观等文化的构成元素必然与企业的绿色创新实践有些许的关联。现有文献虽然注意到多元价值观和文化类型对企业创新的影响,但对绿色文化与绿色创新实践的细致化探讨仍然存在一定的研究空白。因此,本文将绿色文化作为一种内部驱动因素,并将其纳入绿色创新的研究框架,进而阐明绿色文化与绿色创新绩效之间的关系和作用机制。图1为本文的理论框架图。

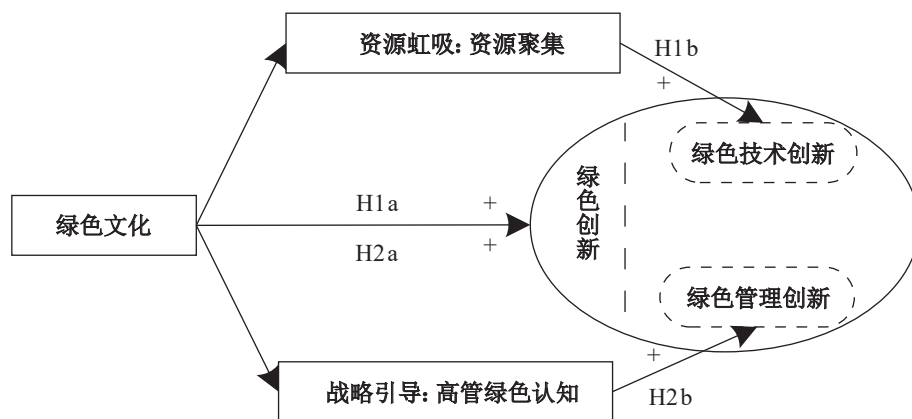


图1 理论框架图

### 三、理论分析与假设提出

#### (一)绿色文化与绿色技术创新

绿色技术创新是指在工艺流程和产品生产中采用环保材料、工艺和技术来降低环境污染和减少能源消耗的创新,包括开发和应用可再生能源、防治污染、提高资源利用效率的技术等(Qi等,2010)。

首先,认知理论指出,企业内部员工和高管的认知及行为受到文化、社会环境和个体内部因素的影响(Renwick等,2013)。绿色文化强调员工对环境保护的责任感和行为准则,塑造隐形的、持久的环保知觉框架和绿色集体规范,并逐渐引导成员接受和内化可持续发展观念,从而在工作和决策中考虑环境因素。这种知觉框架和绿色规范通过行为规制、习惯纠偏的被动式塑形,逐渐转变为理念重筑、绿色价值输出等“绿色”主动式践行(胡炜,2007)。因此,绿色文化作为一种独特的文化形态和文化氛围,滋生并“沐浴”了绿色、可持续发展的组织环境,从而在“芝兰之室”中激发企业成员和高管的环保意识和绿色创新灵感,并引导企业在可持续技术和绿色产品的研发和决策方面进行探索和尝试,进而促进绿色技术创新的发展。此外,绿色发展的企业精神与战略有利于完善内部环保制度,建立环保动态监管,推动环保部门与技术部门的知识共享和合作创新,突破知识边界与创新资源的协调整合(Abbas和Khan,2023),并提出新的绿色解决方案,进而推动企业绿色技术创新。

其次,企业绿色文化鼓励开展环保、节能和资源有效的生产和消费方式,在获得环保收益的同时,还通过增加社会认同、提升商誉等方式提升企业的核心竞争力,从而吸引有形资源,产生“资源虹吸”效应。人才、投资、环保补助等有形资源的聚集将进一步推动创新投入,促进绿色技术创新。根据声誉理论,良好的社会形象和企业声誉有利于增加外部利益相关者的信任,提高企业在资本市场的表现(Branco和Rodrigues,2006),减少企业的融资约束,并增加外部融资渠道的聚集效应。以“绿色”和“可持续”为导向的企业文化通过对外披露其重视环境效益和社会效益的经营模式,增加了社会公众对企业绿色行为的感知,并借此树立企业绿色形象和声誉(谢红军和吕雪,2022)。随着投资者和合作伙伴将社会和环境责任作为评估企业价值和可持续性的重要标准,绿色文化通过具体行动展示的可持续发展承诺提高了企业的信息透明度,进而提高利益相关者的信任,减少外部融资的代理成本,促进人力资源、财务资源流入以可持续为导向的市场,为绿色技术创新提供资源动力和道德承诺(Espahbodi等,2019)。

最后,绿色文化倡导可持续发展理念而形成的社会认同有利于加强政企之间的协同合作关系。随着近年来环境规制手段和强度的不断加大,顺应政府的目标和规划、满足环保政策要求,有助于获取财政补助和优惠政策等(王永贵和李霞,2023),实现企业对政府资源的“虹吸”效应。同时,政府提供的环保补助或激励政策可以减轻企业对于环境治理和环保违规的负担成本,为企业绿色技术创新提供资金补助和市场激励(李青原和肖泽华,2020),并通过吸引投资和消费者建立市场竞争优势(谢红军和吕雪,2022),推动企业更加积极地投入绿色技术创新领域。鉴于此,提出如下假设:

H1a:企业绿色文化对绿色技术创新绩效具有促进作用。

H1b:企业绿色文化通过吸引资源聚集而发挥“资源虹吸”效应,促进绿色技术创新绩效。

#### (二)绿色文化与绿色管理创新

绿色管理创新是指通过创新的管理技术和方法,将环境保护和可持续发展融入企业的经营管理中,实现社会、环境和经济的协调发展(Chen等,2006)。与绿色技术创新相比,绿色管理创新侧重于改善企业的管理模式、流程和决策方式,以实现可持续经营。

环境管理理论强调,企业应将环境考虑融入战略决策中,主动采取环境管理措施,以确保实现经济效益和环境效益协同发展的经营管理模式。首先,企业绿色文化通过将绿色价值观融入企业文化,促使企业由内而外重视环境意识,并制定绿色战略(戴化勇和鲍升华,2010),推动环境友好型的绿色管理实践。其次,绿色文化强调绿色产品和服务的质量和效益,有助于建立绿色创新评估机制,评估绿色产品和服务的性能和环保效益。这种评估机制在帮助企业不断完善绿色产品和服务的质量和效益的同时,也为企业绿色管理提供针对性的评估和反馈(Zhou等,2021),有助于创造更具创新性和可持续性的管理模式和实践。最后,绿色文化对利益相关者的社会责任和道德合法性承诺激励企业迎合利益相关者的可持续发展期望与要求(Carroll和Shabana,2010),并对企业的绿色发展决策造成影响。建立环境管理体系既是企业对外宣示其环境责任的外显形式,也是企业可持续发展的重要制度支撑。因此,绿色文化的建设必然会强调环境社会责任的履行情况,通过管理内部资源和优化资源配置,建立和实施环境管理体系(如ISO 14001)、开展绿色专项行动等一系列绿色管理创新活动,减少社会责任压力,推动企业实现可持续发展。

绿色管理创新是以人为核心展开的工作,高管的管理理念和决策方式是人的价值观念、情感意志、文化素养的融合、贯通并推进的过程。因此,注重环境保护和可持续发展的绿色理念会提高高管对环境和社会责任的重视,推动决策主体对外部环境的感知转化为战略制定和实施,并发挥绿色发展策略的“战略引导”作用,进而加快企业的绿色管理创新实践。根据战略认知理论,个体和组织在战略决策中的认知过程和决策机制受到其认知框架以及所接受环境信息的影响(Phipps,2012)。由于我国环境管理制度和标准相对滞后,法律法规的执行和监管仍存在一定的不足,企业在环保管理方面可能面临缺乏明确的指导和标准。实施绿色创新战略不仅面临着一系列不确定性的外部因素的困难和挑战,还高度依赖高管的绿色认知与战略决策(席龙胜和赵辉,2022)。企业员工对绿色制度和绿色管理模式创新存在着一定的认知障碍和滞后性,无法做到“一刀切”的全盘接受(胡炜,2007)。在这种情况下,企业绿色文化加快了对员工价值观、精神和理念的重塑,同时高管的绿色认知与战略也发挥统筹决策的“战略引导”作用,帮助员工有效疏导绿色管理变革和创新过程中的认知障碍。综上理论分析,提出如下假设:

H2a:企业绿色文化对绿色管理创新绩效具有促进作用。

H2b:企业绿色文化通过增强高管绿色认知的“战略引导”机制,促进绿色管理创新绩效。

#### 四、研究设计

##### (一)样本与数据来源

本文选取2011—2021年中国沪深A股上市企业为研究样本。为确保数据质量,按以下原则进行处理:(1)剔除ST、ST\*、PT等经营异常企业。(2)为确保数据的准确性,剔除金融、保险行业样本和关键变量缺失的样本。(3)对所有连续变量在1%和99%水平进行Winsorize处理,以消除极端值的异常影响。(4)为确保数据之间的独立性和连续性,剔除不满足平衡面板要求的样本。对上述样本筛选并进行匹配,总计得到7866个有效观测值。本文的数据来源如下:企业绿色文化和高管绿色认知数据手工收集自巨潮资讯网提供的年度报告;绿色管理创新数据和企业财务数据来自CSMAR数据库和WIND数据库;绿色专利申请数据收集于SIPO;用于构建社会责任压力的媒体报道数据来自CNRDS数据库;各省份的环境规制数据根据《中国环境统计年鉴》手工收集并计算获取。

##### (二)变量定义与测度

###### 1.绿色技术创新(GTI)和绿色管理创新(GMI)

由前文理论分析可知,技术和管理是企业绿色创新的两个重要方面,两者对绿色创新实践

互为补充、相互协同(Chiou等, 2011)。本文使用绿色技术创新和绿色管理创新区分绿色文化对不同类型绿色创新绩效的差异化影响。结合王永贵和李霞(2023)对绿色创新的分类,使用绿色发明专利申请数量衡量企业“实质性”绿色技术创新绩效(GTI)。

绿色管理创新是一个复杂和多方面的现象,包括启动、采纳和实施阶段(Birkinshaw等, 2008)。基于数据的可观测性和可获得性,已有研究大多数选择绿色管理创新的实施情况并对其进行衡量(李维安等, 2019)。由于企业的绿色管理实践和可观测成果主要体现在环境管理制度、污染治理措施、产品环保设计、社会责任履行等方面,因此,本文根据企业管理披露情况表中企业是否披露环保管理制度体系、环保教育培训、环保专项行动,以及上市公司环境监管与认证披露情况表中是否通过ISO 9001和ISO 14001认证,总计五个指标进行衡量。对上述五项指标进行0、1赋值,加总并计算综合得分,据此,得到取值范围为0~5的绿色管理创新绩效指标(GMI)。

## 2.绿色文化(GCul)

学术界对于绿色文化的衡量方式主要聚焦于问卷调查的定性分析法(Marshall等, 2015; 张长江等, 2019),其局限性在于截面数据引发的估计精度低、时间维度缺失问题以及量表设计的强烈主观性(王艳和阚铄, 2014)。因此,定量测度绿色文化具备一定的理论意义和学术价值。因此,本文在定性分析的基础上,使用自然语言处理—纵横向拉开档次法定量测量企业绿色文化水平。

首先,本文通过python爬虫功能收集整理了743家上市公司2011年至2021年的年报。由于不同年份年报披露格式的差异,2011—2014年、2015年和2016—2021年年报分别提取了“董事会报告”“管理层讨论与分析”和“经营状况讨论与分析”的内容,作为关键字筛选的数据池。其次,从近年来政策文件、上市企业官网、企业年报、社会责任报告对绿色文化信息进行凝练,并结合Marshall等(2015)和张长江等(2019)设计的绿色文化定性研究量表,并将相关的英文词根翻译成中文词语,最终从精神、战略、制度、生产、消费五个维度提取了关于企业绿色文化相关的124个关键词,并构成了如表1所示的绿色文化词典。

表1 企业绿色文化词典

变量	分类	关键词
绿色文化	绿色精神	绿色精神,绿色观念,绿色理念,绿色思想,环境意识,生态道德,生态文明,绿水青山,绿色价值观,资源价值观,环境资源观,环境责任观,环保职责,环境职责,社会责任,环境法制观,环境道德观,绿色教育,绿色竞争力,保护环境,环境保护
	绿色战略	绿色战略,碳达峰,碳中和,双碳,可持续发展,绿色发展,绿色转型,低碳转型,高质量发展,绿色低碳,污染预防,绿色治理,绿色行动,绿色经营,低碳经营,绿色投资,绿色生态,绿色革命,绿色办公,绿色形象,生物多样性,环境友好型,环境效益
	绿色制度	绿色制度,环境制度,环保制度,绿色规则,绿色标准,环保标准,节能标准,绿色监控,绿色指标,环保法,绿色政策,环境政策,环保政策,绿色职能,绿色宗旨,环境评审,环境状况,环境监测,环境绩效,环境管理,绿色管理,环境会计,绿色会计,绿色审计
	绿色生产	绿色生产,绿色制造,绿色工艺,绿化,净化,降噪,减污,降碳,零碳,可循环,循环利用,可再生,零排放,污染处理,污染治理,清洁生产,绿色研发,绿色技术,低碳技术,环保技术,新能源,绿色创新,绿色特性,绿色项目,绿色供应链,绿色工厂
	绿色消费	绿色消费,节制消费,可持续消费,适度消费,健康,简约,高品质,节能环保,节约环保,绿色渠道,绿色需求,绿色营销,绿色生活,绿色服务,绿色宣传,减色印刷,绿色认证,绿色采购,绿色业务,绿色产品,绿色商品,低碳产品,绿色设计,绿色包装,绿色市场,产品回收,垃圾分类,以旧换新,绿色出行,绿色购物

进一步,本文基于Java语言的Jieba中文文本分割技术对第一步生成的数据池进行分割,并计算了绿色精神、绿色战略、绿色制度、绿色生产和绿色消费五个维度下的关键词频率。在获得五个维度下的关键词频率后,本文参考郭亚军(2002)对时序立体数据的动态综合评价思路,进一步使用纵横向拉开档次法对企业绿色文化指数进行赋权分析。

### 3.控制变量

借鉴已有研究,本文从企业层面选取了可能会影响企业绿色创新绩效的12个控制变量:企业年龄(*Age*)、产权性质(*Soe*)、现金流水平(*Cash*)、历史绩效(*HisP*)、市场势力(*Market*)、资本结构(*Lev*)、企业成长(*Growth*)、企业规模(*Size*)、资本密集度(*Density*)、CEO政治关联(*PC*)、两职合一(*Dual*)、股权集中度(*Top1*)。为了阅读方便,本文将所有变量说明列于表2。

表2 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绿色技术创新	<i>GTI</i>	绿色发明专利申请数量
	绿色管理创新	<i>GMI</i>	根据企业管理披露情况表中的五项指标进行赋值加总
解释变量	绿色文化	<i>GCul</i>	基于文本分析—纵横向拉开档次法,综合评价企业绿色文化
	企业年龄	<i>Age</i>	报告期年度与上市年度数值之差,取对数
	产权性质	<i>Soe</i>	国有企业为1,非国有企业为0
	现金流水平	<i>Cash</i>	经营活动产生的现金流净额/总资产
	历史绩效	<i>HisP</i>	净利润/总资产
	市场势力	<i>Market</i>	营业收入与营业成本之比的对数值
	资本结构	<i>Lev</i>	资产负债率
	企业成长	<i>Growth</i>	营业收入增长率
	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	资本密集度	<i>Density</i>	固定资产总额与员工总数的比值,取对数
	CEO政治关联	<i>PC</i>	若CEO曾在政府部门任职,则取值为1,否则为0
	两职合一	<i>Dual</i>	若董事长和总理由同一人兼任,则取值为1,否则为0
股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例	

### (三)实证模型设定

由于本文的被解释变量为绿色技术创新和绿色管理创新,其中,绿色技术创新的测度指标“*GTI*”属于典型的离散非负整数计数数据,不服从正态分布,且存在“过度离散”<sup>①</sup>状况,因此通过引入伽马分布的误差项对经典计数模型,即泊松模型进行修改,从而得出负二项回归模型;同时,绿色管理创新的测度指标“*GMI*”属于序次因变量,采用固定效应有序Logit模型进行估计。综上,本文分别构建固定效应负二项回归模型和有序Logit模型验证绿色文化与绿色创新的关系,如下:

$$E(GTI_{it}|x_i, \varepsilon_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 GCul_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$Logit(p_i) = P[GMI_{it} \leq \omega | (\gamma_0 + \gamma_1 GCul_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt})] = \frac{\exp(\gamma_0 + \gamma_1 GCul_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt})}{1 + \exp(\gamma_0 + \gamma_1 GCul_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt})} \quad (2)$$

其中,*i*,*j*,*t*分别代表企业、行业和年份, $\omega$ 为分割点,被解释变量*GTI*和*GMI*分别代表企业的绿色技术创新绩效和绿色管理创新绩效。*GCul<sub>it</sub>*为核心解释变量,代表企业绿色文化水平。*Controls<sub>it</sub>*表示所有控制变量; $\delta_i$ 、 $\delta_j$ 、 $\delta_t$ 分别表示企业的个体、行业和时间固定效应; $\varepsilon_{ijt}$ 表示模型的误差项。

<sup>①</sup>根据表3的描述性统计可知,  $Mean_{GTI}=3.169$ ,  $Var_{GTI}=1420.428$ ,即均值远小于方差,不满足泊松模型中“均值=方差”这一基本假设。

## 五、实证结果与分析

### (一)描述性统计

表3报告了主要变量的描述性统计结果。在7866个样本中,绿色技术创新绩效(*GTI*)的均值为3.169,标准差为37.49,极差为1332;绿色管理创新绩效(*GMI*)的均值为1.249,极差为4,说明样本中*GTI*、*GMI*的离散程度较大,不同企业的绿色创新绩效存在较大的差异;企业绿色文化(*GCul*)的均值为0.124,中位数为0.106,表明大部分企业的绿色文化水平尚处于中等偏下水平,这也从侧面反映了企业总体绿色文化建设在各行业受到的重视具有相当的差异;53.6%的企业为国有控股企业,表明样本选择在一定程度上避免了单一产权性质对样本自选择偏差的影响。30.5%的企业CEO曾在政府部门任职,说明政治关联情况在上市公司中较为普遍。其余控制变量的描述性统计与已有研究(王永贵和李霞,2023;邹甘娜等,2023)基本一致。

表3 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>GTI</i>	7 688	3.169	37.449	0.000	0.000	1 332
<i>GMI</i>	7 688	1.249	1.343	0.000	1.000	5.000
<i>GCul</i>	7 688	0.124	0.086	0.000	0.106	0.593
<i>Age</i>	7 688	2.906	0.329	1.792	2.944	3.497
<i>Soe</i>	7 688	0.536	0.499	0.000	1.000	1.000
<i>Cash</i>	7 688	0.048	0.063	-0.129	0.047	0.224
<i>HisP</i>	7 688	0.039	0.049	-0.166	0.035	0.182
<i>Market</i>	7 688	1.395	0.399	0.995	1.281	3.666
<i>Lev</i>	7 688	0.485	0.197	0.076	0.491	0.920
<i>Growth</i>	7 688	0.329	0.770	-0.561	0.133	5.377
<i>Size</i>	7 688	22.939	1.428	20.155	22.819	27.028
<i>Density</i>	7 688	12.799	1.152	9.901	12.718	15.810
<i>PC</i>	7 688	0.305	0.461	0.000	0.000	1.000
<i>Dual</i>	7 688	0.205	0.403	0.000	0.000	1.000
<i>Top1</i>	7 688	35.699	15.296	8.790	33.570	75.010

### (二)基准回归结果

表4的Panel A和Panel B分别汇报了企业绿色文化与绿色技术创新和绿色管理创新绩效之间的回归结果。在逐步加入控制变量时间、企业和行业固定效应后,绿色文化对绿色技术创新和绿色管理创新绩效的回归系数分别为1.177和2.707,均在1%的水平下显著为正,这表明绿色文化水平每增加一个单位,绿色专利申请数量增加1.177倍;绿色管理创新的增加幅度为2.707倍。由此可得,企业绿色文化建设能正向激励绿色技术创新和绿色管理创新绩效。实证结果支持本文的H1a和H2a。

### (三)稳健性检验

#### 1.考虑变量测度的影响

首先,改变绿色文化水平(*GCul*)的赋值方式。具体而言,参考吴非等(2021)基于文本分析对企业数字化转型测度的思路,本文将绿色精神、绿色战略、绿色制度、绿色生产和绿色消费五个维度下总词频数进行加总,并加一取对数化处理,进而得到刻画企业绿色文化水平的指标(*ln\_GCul*)。最后,将核心解释变量、代入模型(4)、(5)重新进行估计。表5中Panel A的(1)、(2)列结果表明,在考虑解释变量的测度影响后,企业绿色文化对绿色技术创新和绿色管理创新绩效的影响仍然显著为正,与本文基本结论保持一致。



表4 绿色文化与企业绿色创新

	Panel A			Panel B		
	绿色技术创新(GTI)			绿色管理创新(GMI)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GTI	GTI	GTI	GMI	GMI	GMI
<i>GCul</i>	9.329*** (0.452)	2.666*** (0.444)	1.177*** (0.328)	5.300*** (0.244)	3.841*** (0.262)	2.707*** (0.570)
<i>Age</i>		0.258** (0.113)	-0.344** (0.168)		0.029 (0.069)	0.407 (0.736)
<i>Soe</i>		-0.223*** (0.084)	-0.116 (0.107)		0.205*** (0.051)	0.455 (0.313)
<i>Cash</i>		0.593 (0.637)	-0.742 (0.462)		2.260*** (0.372)	-0.255 (0.558)
<i>HisP</i>		1.416* (0.809)	1.913*** (0.655)		0.492 (0.510)	-0.804 (0.938)
<i>Market</i>		-0.131 (0.111)	-0.025 (0.119)		-0.237*** (0.060)	0.008 (0.211)
<i>Lev</i>		-1.237*** (0.239)	-0.618** (0.251)		-0.323** (0.146)	0.119 (0.410)
<i>Growth</i>		0.552*** (0.060)	0.003 (0.037)		-0.119*** (0.029)	-0.028 (0.053)
<i>Size</i>		0.955*** (0.033)	0.362*** (0.038)		0.267*** (0.020)	0.418*** (0.103)
<i>Density</i>		-0.288*** (0.036)	-0.107** (0.044)		-0.042** (0.021)	0.057 (0.083)
<i>PC</i>		-0.335*** (0.076)	-0.069 (0.061)		0.033 (0.046)	0.218** (0.101)
<i>Top1</i>		0.003 (0.002)	0.005* (0.003)		-0.003** (0.002)	0.003 (0.006)
<i>Dual</i>		0.112 (0.091)	-0.047 (0.078)		-0.061 (0.056)	-0.088 (0.130)
<i>_cons</i>	-0.500*** (0.069)	-18.812*** (0.723)	-6.166*** (1.858)	—	—	—
年份固定效应	否	否	是	否	否	是
行业固定效应	否	否	是	否	否	是
企业固定效应	否	否	是	否	否	是
<i>Log likelihood</i>	-9548.127	-8922.570	-5291.321	-11282.843	-11071.774	-6939.837
<i>Prob&gt;chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	7688	7688	5234	7688	7688	7232

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同。

## 2. 替换估计模型

考虑到企业绿色创新分布具有明显右侧截尾特征( $GTI \geq 0; GMI \geq 0$ ),因此本文使用右侧截尾分布的Tobit模型来替换基准回归中的负二项回归和有序Logit回归模型,旨在克服估计模型选取偏差对核心结论造成的干扰。建立的模型形式如下:

$$GTI_{it}/GMI_{it} = \max(0, \beta_0 + \beta_1 GCul_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \varepsilon_{ijt}) \quad (3)$$

其中,各变量定义与本文模型(4)、(5)保持一致。回归结果列于表5的第Panel B。回归结果表明,在替换为Tobit模型后,*GCul*与*GTI*与*GMI*的回归系数依然在1%的水平下显著为正,说明模型选择偏误不会对本文核心结论造成干扰,即绿色文化促进企业绿色创新绩效这一结论具有稳健性。

表5 稳健性检验

	Panel A		Panel B		Panel C	
	更改变量测度		更换Tobit模型		考虑新《环保法》	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>GTI</i>	<i>GMI</i>	<i>GTI</i>	<i>GMI</i>	<i>GTI</i>	<i>GMI</i>
<i>GCul</i>			5.638*** (1.843)	2.604*** (0.308)	1.014** (0.415)	2.754*** (0.779)
<i>ln_GCul</i>	0.211*** (0.045)	0.389*** (0.079)				
<i>_cons</i>	-6.403*** (1.780)	—	-72.940*** (6.767)	-8.120*** (1.105)	-6.533*** (2.118)	—
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份/行业/企业固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>Log likelihood</i>	-5286.038	-6930.613	-8308.522	-10472.85	-3462.437	-4289.809
<i>Prob&gt;chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	5234	7232	7688	7688	3458	4621

### 3.考虑新《环境保护法》的影响

自2015年,中国颁布并实施新《环境保护法》,对企业污染治理、承担环保责任等方面提出了更高的规定和要求,尤其是高污染、高能耗的重污染企业。为了缓解新《环境保护法》政策效应可能对企业绿色创新带来的差异影响,本文结合证监会2012版行业分类标准,界定了20个重污染行业<sup>①</sup>,并从全样本中剔除。如果考虑新《环境保护法》对其重点实施对象的影响后,绿色文化仍能促进企业绿色创新绩效,则支持本文结论的稳健性。表5的第Panel C结果显示,在剔除重污染行业样本后,企业绿色文化与企业绿色技术创新和绿色管理创新仍显著为正,这表明绿色文化对企业绿色创新绩效的正向激励作用并不会因行业或者政策冲击产生偏误。结果没有改变本文的主要结论。

#### (四)内生性检验

##### 1.工具变量法

考虑到绿色创新的实施需要企业内部的合作和协调,从而推动企业内部的绿色文化建设,因此,企业文化与绿色创新之间可能存在反向因果的内生性问题。选取同省份其他企业的年度绿色文化均值(*GCul\_Mean*)作为工具变量。*GCul\_Mean*与个体企业的绿色文化相关,满足相关性要求;但又不会直接对企业绿色创新绩效产生直接影响,满足外生性要求。表6为两阶段工具变量回归的检验结果。其中,Panel A中(1)列以企业绿色文化为被解释变量,引入*GCul\_Mean*作为解释变量得到企业绿色文化的拟合值后代入第二阶段回归。同时,不可识别检验(Anderson LM

表6 工具变量估计

	Panel A		Panel B	
	第一阶段		第二阶段	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GCul</i>	<i>GTI</i>	<i>GMI</i>	
<i>GCul_mean</i>	0.983*** (0.043)			
<i>GCul</i>		4.728*** (0.986)	3.060** (0.783)	
控制变量	是	是	是	
年份/行业/企业固定效应	是	是	是	
<i>Anderson LM statistic</i>		484.84***		
<i>Cragg-Donald</i>		518.22***		
<i>Wald F statistic</i>				
<i>N</i>	7688	7688	7688	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.667	0.013	0.014	

①20个重污染企业行业代码依次为:B06、B07、B08、B09、B10、B11、C15、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C30、C31、C32、D44。

test) 在1%水平上显著,说明工具变量与内生解释变量相关。表6的Panel B中(2)和(3)列分别列示了绿色技术创新和绿色管理创新的工具变量估计结果。第二阶段的回归结果表明,在解决内生问题后,企业绿色文化对绿色技术创新和绿色管理创新的影响仍显著为正( $\beta_1=4.728$ ,  $p_1<0.01$ ;  $\beta_2=3.060$ ,  $p_2<0.01$ )。除此之外,Cragg-Donald Wald检验的F统计量为518.22,远大于经验值10,通过弱工具变量检验。以上结果表明,在控制内生性问题后,本文结论依然成立。

## 2.倾向匹配得分(PSM)

参考王永贵和李霞(2023)的处理,首先根据年度和行业的绿色文化均值的大小,将样本数据分为高绿色文化组和低绿色文化组。其次,以控制变量选作协变量,有放回的进行1:1逐年近邻匹配。最后,对匹配后的样本依据模型(4)和模型(5)重新进行回归,结果如表7所示<sup>①</sup>。GCul与GTI和GMI的回归系数均在1%的水平下显著为正,说明在剔除样本偏差因素后,本文回归结果依旧稳健。

表7 PSM匹配样本回归

变量	(1) GTI	(2) GMI
GCul	0.205*** (0.073)	0.429*** (0.101)
_cons	-2.152*** (0.725)	—
控制变量	是	是
年份/行业/企业固定效应	是	是
Log likelihood	-2214.622	-2868.068
Prob>chi2	0.000	0.000
N	2389	3584

## 六、拓展性分析

### (一)机制分析

本文根据“资源虹吸”和“战略引导”两个思路进一步检验绿色文化影响企业绿色创新绩效的潜在机制。

#### 1.“资源虹吸”机制:资源集聚(RS)

根据声誉理论的分析可知,绿色文化折射了企业的绿色发展观,为企业树立良好的企业绿色形象和声誉,从而形成社会认同,不仅为企业赢得资本市场的信任,而且为企业“广纳贤才”、增加政策资源的政策性“倾斜”赢得先机,实现人才、资本、环保补助等有形资源的虹吸聚集。因此,本文根据人力资源<sup>②</sup>、财务资源<sup>③</sup>、政府资源<sup>④</sup>的虹吸程度,利用熵值法<sup>⑤</sup>构建了企业对有形资源的集聚程度(RS)。

表8的Panel A的(1)、(2)列呈现了“资源虹吸”机制的回归结果。由第(1)列的线性回归结果可知,企业绿色文化有助于RS水平的提升,在模型(4)加入RS后,RS系数对GTI具有显著的正向效应。上述结果表明,企业绿色文化可以通过资源聚集显著地发挥“资源虹吸”效应,为企业吸引投资和创新资源,推动企业绿色技术创新,H1b得到验证。

#### 2.“战略引导”机制:高管绿色认知(EGR)

参考Duriau等(2007)对高管认知的衡量方法,采用文本分析法构建EGR指数。具体而言,根据外部环境压力、企业社会责任、绿色竞争优势认知三个维度选取有关企业高管绿色认知的

①限于篇幅,半径匹配前后的平衡性检验结果未列出,如有需要可向作者索取。

②借鉴李青原和肖泽华(2020)的思路,能力突出的管理者更容易实现股权激励计划要求。换言之,企业会给高层次人才更多的股权激励,并表现出更高的管理层持股比例,这也在侧面体现企业对人力资源的吸引程度。因此,本文采用管理者持股比例度量企业对人力资源的虹吸程度。

③借鉴Hadlock和Pierce(2010)的做法,使用融资约束指标SA表示, $SA=-0.737*Size+0.043*Size^2-0.040*Age$ ;Size和Age分别代表了企业规模和年龄。融资约束水平越高,代表企业融资难度越大,企业对于外部融资和资本的吸引力越弱。因此,SA指数是关于财务资源虹吸程度的逆向指标。

④使用政府环保补助水平表示,即:政府资源=政府环保补助/营业收入。政府的环保补助反映了政府资源向企业的倾斜程度,政府补助水平越高,说明企业对政府资源的虹吸程度越大。

⑤数据标准化时,融资约束(SA)是逆向指标,管理层持股比例、环保补助比例为正向指标。

关键词<sup>①</sup>,并统计上述关键词在企业2011—2021年年报出现的频次。参考吴非等(2021)构建“右偏性”特征的数字化转型指数的思路,本文亦将基于文本分析的高管绿色认知关键词词频总数,并加一取对数处理,最终得到高管绿色认知水平。

表8的Panel B呈现了高管绿色认知机制的回归结果。由第(3)列得知,企业绿色文化能够在1%的显著性水平下提高高管绿色认知。在控制企业绿色文化后,高管绿色认知对企业绿色管理创新在1%的水平下显著为正,即绿色文化可以通过强化高管绿色认知发挥“战略引导”作用,进而驱动绿色管理创新,H2b得到验证。

表8 机制检验:“资源虹吸”与“战略引导”

变量	Panel A “资源虹吸”机制		Panel B “战略引导”机制	
	(1) <i>RS</i>	(2) <i>GTI</i>	(3) <i>EGR</i>	(4) <i>GMI</i>
<i>GCul</i>	0.103*** (0.018)	1.165*** (0.328)	2.932*** (0.118)	2.440*** (0.587)
<i>RS</i>		0.614** (0.274)		
<i>EGR</i>				0.090** (0.041)
<i>_cons</i>	0.607*** (0.034)	-6.381*** (1.839)	2.650*** (0.540)	-4.083*** (0.953)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业/企业固定效应	是	是	是	是
<i>Log likelihood</i>	—	-5291.025	—	-6936.531
<i>Prob&gt;chi2</i>	—	0.000	—	0.000
<i>N</i>	7866	5234	7866	7232
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.220	—	0.713	0.062

注:(1)和(3)列采用OLS回归模型;(2)和(4)列分别采用负二项回归和有序Logit回归模型。

## (二)异质性分析

(1)高管学历的重要性。教育背景在一定程度上是能力的反映,企业高管受到的教育程度越高,越重视环境保护和绿色发展,并将环境社会责任承担纳入发展战略(Di Giuli和Kostovetsky,2014)。因此,为了进一步检验绿色文化对绿色创新绩效是否会因为高管接受教育水平而表现出异质性影响,本文按照高管学历的差异进行分组回归(*Doctor\_dumy*)。如果企业中高管团队含有博士研究生学历,*Doctor\_dumy*取1,否则取0。

回归结果如表9所示。其中,Panel A至Panel B比较了低教育背景和高教育背景中绿色文化对绿色创新绩效的差异化影响。组间系数比较后发现,绿色文化对企业绿色创新绩效(*GTI*、*GMI*)的影响在高学历分组内系数大小均表现出较显著的相关性和组间差异性。总的来说,高管受教育程度越高的企业其绿色文化对绿色创新的驱动影响越大。可能的原因在于,绿色文化和绿色创新是企业长期发展和可持续发展目标的关键组成部分,高学历的高层管理者通常会将环境保护和绿色文化视为公司发展战略的重要方面,并制定应对措施以促进可持续发展。

(2)社会责任压力的推动力。社会公众与利益相关者引发的关于企业环境违规、可持续发

<sup>①</sup>构建高管绿色认知的三个维度关键词具体为:环保治污、环保相关法律、环保设施、环保和环境治理、环保治理、环保工作、低碳环保、环保督察、环保部门、环保政策、节能环保、环境审计、环境技术开发、环保培训、环保教育、环境管理机构、环保理念、环保战略、节能减排。

展相关问题的社会舆论关注会驱使企业主动承担环境社会责任(赵莉和张玲,2020),并投入更多的资源推进绿色文化建设与绿色实践行为。而媒体作为企业绿色和可持续发展信息传递的媒介,可以帮助利益相关者更快、更准确地识别企业面临的机遇和风险,使企业受到更广泛的外部关注,从而增加了企业受到监管的可能性。因此,根据媒体报道强度的中位数,引入哑变量  $SRP\_dummy$ 。

表 9 异质性检验:高管学历

变量	Panel A: <i>GTI</i>		Panel B: <i>GMI</i>	
	(1) <i>Doctor_dummy</i> =0	(2) <i>Doctor_dummy</i> =1	(3) <i>Doctor_dummy</i> =0	(4) <i>Doctor_dummy</i> =1
<i>GCul</i>	0.105 (0.073)	0.429*** (0.101)	1.599** (0.783)	2.604*** (0.308)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业/企业固定效应	是	是	是	是
<i>Log likelihood</i>	-3 223.158	-5 359.808	-2 804.284	-3 534.552
<i>Prob&gt;chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	3 537	4 151	3 123	3 780
组间差异检验(经验 <i>p</i> 值)	0.00***		0.00***	

注:异质性分析的系数组间差异检验的*p*值根据费舍尔组合检验(抽样1 000次)计算得到,下同。

分组检验结果如表10所示。当企业承受较高的社会责任压力时,绿色文化对绿色技术和管理的提升作用更大,对组间差异的检验同样验证了其显著差异性。原因在于,社会责任压力可以促进企业公开和透明其社会责任履行情况(祝继高等,2019)。在面临社会责任压力的情况下,企业需要公示其绿色实践行为,以证明其对环保问题的重视和承诺。这种公开和透明的环境有利于企业为获取良好的社会声誉,促进绿色文化的普及和绿色创新实践。

表 10 异质性检验:社会责任压力

变量	Panel A: <i>GTI</i>		Panel B: <i>GMI</i>	
	(1) <i>SPR_dummy</i> =0	(2) <i>SPR_dummy</i> =1	(3) <i>SPR_dummy</i> =0	(4) <i>SPR_dummy</i> =1
<i>GCul</i>	1.000* (0.571)	2.438*** (0.785)	1.844** (0.908)	3.294*** (0.793)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业/企业固定效应	是	是	是	是
<i>Log likelihood</i>	-5 502.988	-3 107.128	-2 803.659	-3 338.855
<i>Prob&gt;chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	3 884	3 804	3 362	3 468
组间差异检验(经验 <i>p</i> 值)	0.10*		0.00***	

(3)环境规制强度异质性。企业绿色文化的发展与绿色创新往往受环境规制所影响。一方面,环境规制可以促使企业倡导和践行绿色文化。政府对企业的行为进行规制,促使企业对环境保护的重要性有更深入的认识,并将环境保护纳入企业的发展战略中,进而在企业内部倡导和践行绿色文化,从而促进绿色创新的发展。另一方面,环境规制也可以对企业绿色文化产生限制。较高的环境规制水平会增加企业的环保成本和制度遵循成本,加剧资源挤占效应(李青原和肖泽华,2020),进而削弱了绿色文化对绿色创新绩效的积极效益。

表11比较了绿色文化对不同绿色创新类型在异质性环境规制强度下<sup>①</sup>的影响。比较Panel

<sup>①</sup>利用各省份的污染治理投资额与工业产值的比值度量地区层面环境规制强度,并根据年份的中位数将环境规制强度分为高低两组( $EP\_dummy$ )。

A与Panel B的回归结果发现,绿色文化对绿色创新绩效的促进效应对受环境规制压力较小的企业影响较大。尽管对绿色管理创新的组间差异检验的经验 $p$ 值并不显著,但其相关系数均得到显著正相关的回归结果,也是对本文基本结论的再次佐证。总体来说,当环境规制水平较高时,企业绿色文化对绿色技术创新的激励效应受到一定的削弱。可能的原因在于:在高强度的环境规制下,政府通常会实施严格的监管和处罚措施来确保企业遵守环境法规。这种“强制性”的监管可能会减少企业“自愿性”绿色创新的动力(李青原和肖泽华,2020),因为他们更多地受外部制度压力而非绿色文化引致的内部激励的驱动。

表 11 异质性检验:环境规制

变量	Panel A: GTI		Panel B: GMI	
	(1) $EP\_dummy=0$	(2) $EP\_dummy=1$	(3) $EP\_dummy=0$	(4) $EP\_dummy=1$
$GCul$	1.456*** (0.516)	0.786* (0.467)	2.639*** (0.809)	2.120*** (0.740)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业/企业固定效应	是	是	是	是
$Log\ likelihood$	-2151.752	-2220.150	-2725.530	-2639.586
$Prob>chi2$	0.000	0.000	0.000	0.000
$N$	2 214	2 181	3 326	3 292
组间差异检验(经验 $p$ 值)	0.00***		0.20	

## 七、结论与启示

随着可持续发展和绿色投资理念在全球范围内的迅速扩散和发展,以“绿色”为导向的企业文化已成为引导低碳发展和绿色转型的“芝兰之室”。本文利用2011—2021年我国A股上市公司数据,实证检验了绿色文化与企业绿色技术创新绩效和绿色管理创新绩效的关系及其作用机制。研究发现:(1)企业绿色文化促进绿色技术创新和绿色管理创新绩效。(2)机制分析表明,人力、财务和政府资源聚集产生的“资源虹吸”效应和高管绿色认知发挥的“战略引导”作用是绿色文化与绿色创新的影响过程中的重要机制。(3)异质性分析表明,绿色文化对绿色创新绩效的影响存在着非对称性,主要表现为:高管接受教育程度越高,社会责任压力越大,受环境规制约束较低能够强化企业绿色文化对绿色创新的激励作用。

基于上述结论,本文提出以下启示:(1)对企业而言,进行绿色文化建设,提高管理者绿色认知和员工的绿色实践参与,发挥绿色文化的非正式制度优势是扩大“三重红利”的重要手段。因此,企业应注重提升企业员工特别是高管的绿色观念,提高绿色竞争优势的认知,激发内部环境管理策略的制定与绿色研发投入。此外,制定具体的社会责任计划和目标,包括对环保和可持续发展的承诺和行动,积极履行社会责任。最后,由本文结论可知,员工接受教育程度会间接影响绿色文化引发的绿色创新效益,这就使得组织员工接受绿色文化教育培训、增强绿色认知具有必要性。(2)对政府而言,环境规制手段要“去繁从简”,注重效率而非力度,提倡“德法并重”的绿色生态治理观,注重对企业环境伦理道德的培养与提高,提高企业的社会责任感。首先,积极利用社会公众监督、媒体报道等手段对企业的绿色环保和社会责任履行行为进行宣传,增加政府和社会公众对企业绿色环保行为的监管效率,从而提高企业的绿色形象和公信力,增强企业社会责任承担的动力。其次,优化环境法规制约手段,将企业绿色文化建设作为考核标准之一并纳入环境政策的执行标准,积极引导企业绿色文化建设,激发企业绿色创新热情,促进企业参与环保和可持续发展行动等履行社会责任的主动行为,为绿色创新的发展创造良好的制度环境。

## 主要参考文献

- [1]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.
- [2]李婉红,李娜. 绿色创新、数字化转型与高耗能企业碳减排绩效[J]. 管理工程学报, 2023, 37(6): 66-76.
- [3]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]. 管理世界, 2019, 35(5): 126-133,160.
- [4]李雅婷,张竹,武常岐. 绿色创新能否助力中国企业跨国并购?: 组织合法性视角[J]. 世界经济研究, 2023, (4): 59-72.
- [5]李豫新,程洪飞,倪超军. 能源转型政策与城市绿色创新活力——基于新能源示范城市政策的准自然实验[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(1): 137-149.
- [6]刘刚,殷建瓴,刘静. 中国企业文化70年: 实践发展与理论构建[J]. 经济管理, 2019, 41(10): 194-208.
- [7]潘健平,潘越,马奕涵. 以“合”为贵? 合作文化与企业创新[J]. 金融研究, 2019, (1): 148-167.
- [8]齐丽云,王佳威,刘畅,等. 高管团队异质性与企业绿色创新绩效影响研究[J]. 科研管理, 2023, 44(4): 175-184.
- [9]王永贵,李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济, 2023, (2): 131-149.
- [10]吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144,10.
- [11]席龙胜,赵辉. 高管二元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效[J]. 经济管理, 2022, 44(3): 139-158.
- [12]肖静,曾萍. 数字化能否实现企业绿色创新的“提质增量”?——基于资源视角[J]. 科学学研究, 2023, 41(5): 925-935,960.
- [13]谢红军,吕雪. 负责任的国际投资: ESG与中国OFDI[J]. 经济研究, 2022, 53(3): 83-99.
- [14]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): 128-149,9.
- [15]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.
- [16]祝继高,王谊,汤谷良. “一带一路”倡议下中央企业履行社会责任研究——基于战略性社会责任和反应性社会责任的视角[J]. 中国工业经济, 2019, (9): 174-192.
- [17]邹甘娜,袁一杰,许启凡. 环境成本、财政补贴与企业绿色创新[J]. 中国软科学, 2023, (2): 169-180.
- [18]Abbas J, Khan S M. Green knowledge management and organizational green culture: An interaction for organizational green innovation and green performance[J]. *Journal of Knowledge Management*, 2023, 27(7): 1852-1870.
- [19]Abbas J, Sagsan M. Impact of knowledge management practices on green innovation and corporate sustainable development: A structural analysis[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 229: 611-620.
- [20]Di Giuli A, Kostovetsky L. Are red or blue companies more likely to go green? Politics and corporate social responsibility[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111(1): 158-180.
- [21]Du K R, Cheng Y Y, Yao X. Environmental regulation, green technology innovation, and industrial structure upgrading: The road to the green transformation of Chinese cities[J]. *Energy Economics*, 2021, 98: 105247.
- [22]Espahbodi L, Espahbodi R, Juma N, et al. Sustainability priorities, corporate strategy, and investor behavior[J]. *Review of Financial Economics*, 2019, 37(1): 149-167.
- [23]Huang J W, Li Y H. Green innovation and performance: The view of organizational capability and social reciprocity[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 145(2): 309-324.
- [24]Shahzad M, Qu Y, Zafar A U, et al. Translating stakeholders' pressure into environmental practices—The mediating role of knowledge management[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 275: 124163.
- [25]Sharma S, Prakash G, Kumar A, et al. Analysing the relationship of adaption of green culture, innovation, green performance for achieving sustainability: Mediating role of employee commitment[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 303: 127039.
- [26]Wan P, Chen X Y, Ke Y. Does corporate integrity culture matter to corporate social responsibility? Evidence from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 259: 120877.
- [27]Wicki S, Hansen E G. Green technology innovation: Anatomy of exploration processes from a learning perspective[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2019, 28(6): 970-988.
- [28]Yang Z, Lin Y. The effects of supply chain collaboration on green innovation performance: An interpretive structural modeling analysis[J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2020, 23: 1-10.
- [29]Zhang Y M, Xing C, Wang Y. Does green innovation mitigate financing constraints? Evidence from China's private enterprises[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 264: 121698.
- [30]Zhou M, Govindan K, Xie X B, et al. How to drive green innovation in China's mining enterprises? Under the perspective of environmental legitimacy and green absorptive capacity[J]. *Resources Policy*, 2021, 72: 102038.

# Entering the Chamber of Orchids: Corporate Green Culture and Green Innovation

Bai Fuping<sup>1</sup>, Huang Yujie<sup>1</sup>, Wang Jing<sup>2</sup>, Shang Mengting<sup>1</sup>

(1. *Business School, Shandong University of Technology, Zibo 255000, China;*

2. *Management College, Ocean University of China, Qingdao 266100, China*)

**Summary:** With the rapid global dissemination and development of sustainable development and green investment concepts, a corporate culture guided by “green” has become the guiding force for low-carbon development and green transformation, often likened to the “chamber of orchids”. How corporate green culture leverages informal institutional advantages to promote low-carbon innovation in production and facilitate coordinated sustainable economic development is an underexplored topic in the literature. From the perspective of informal institutions, taking China’s A-share listed companies from 2011 to 2021 as the sample, this paper identifies a “green”-oriented corporate culture based on five dimensions: spirit, strategy, system, production, and consumption, uses the natural language processing technology to extract the green culture information disclosed in the annual reports of listed companies, and examines the impact and mechanism of green culture on green innovation performance. The results indicate that corporate green culture promotes green innovation performance. Further analysis reveals that green culture plays a role in “resource siphoning” and “strategic guidance” mechanisms by enhancing resource aggregation and strengthening executive green awareness, respectively, and promotes the performance of green technology innovation and green management innovation. Heterogeneity analysis finds that enterprises with a higher executive education level, greater social responsibility pressure, and lower environmental regulatory constraints are more susceptible to the impact of green culture on their green innovation performance. The main contributions of this paper are that: (1) It reveals the differences in the impact of green culture on the performance of different types of corporate green innovation, expanding the theoretical factors driving green innovation performance and enriching the research scope of “green”-oriented informal institution theory. (2) It explores in depth the mechanism by which green culture affects corporate green innovation performance through the two channels of “resource siphoning” and “strategic guidance”, revealing the “black box” between the channels of green culture and corporate green innovation performance. (3) Through the external perspectives of social responsibility pressure and environmental regulation, it identifies the boundary role of green culture in the process of affecting corporate green innovation performance, and improves the theoretical extension of external pressure on corporate behavior, expanding the boundary of existing green innovation theory research. (4) Based on the comprehensive evaluation indicators of green culture, it not only provides a more detailed and contextualized understanding of the factors affecting the development of green culture, which improves the effectiveness and reliability of the results, but also provides new ideas for quantitative research on green development.

**Key words:** green culture; green technology innovation; green management innovation; resource siphoning; strategic guidance

(责任编辑:王雅丽)