

DOI 编码: 10.3969/j.issn.1672-884x.2023.03.009

空气污染对重污染行业上市公司 绿色技术创新的影响研究

王 凯^{1,2} 吴三林² 高 皓³ 王辰焯²

(1. 首都经济贸易大学中国 ESG 研究院;
2. 首都经济贸易大学工商管理学院; 3. 清华大学五道口金融学院)

摘要: 以 2012~2019 年重污染行业沪、深两市 A 股上市公司为研究对象, 基于制度理论和资源保存理论, 从利益相关者的压力机制和企业资源保存机制两个角度, 阐述空气污染程度对重污染企业绿色技术创新的作用。研究发现: ①空气污染会在一定程度上倒逼重污染企业进行绿色技术创新。②分析师关注可以显著增强空气污染对重污染企业绿色技术创新的影响, 从而证实了压力机制; 另外, 企业资源冗余程度也起到了正向调节的作用, 从而验证了资源保存机制。③空气污染对重污染企业绿色技术创新的影响在国有企业中更明显。④绿色技术创新能够促进企业长期价值的提升。

关键词: 空气污染; 绿色技术创新; 重污染企业; 制度理论; 资源保存理论

中图分类号: C93 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-884X(2023)03-0400-11

Research on the Influence of Air Pollution on Green Technology Innovation of Listed Companies in Heavy Pollution Industries

WANG Kai¹ WU Sanlin¹ GAO Hao² WANG Chenye¹

(1. Capital University of Economics and Business, Beijing, China;
2. Tsinghua University, Beijing, China)

Abstract: This study takes the A-share listed companies of heavy polluting industries in Shanghai and Shenzhen stock market from 2012 to 2019 as the research objects. Based on Institutional Theory and Conservation of Resources Theory, this study expounds the effect of air pollution on the green technology innovation of heavily polluting enterprises from the pressure mechanism of stakeholders and the mechanism of enterprises actively conserving resources. The results show that: ①Air pollution will force heavy polluting enterprises to carry out green technology innovation to a certain extent. ②The pressure mechanism is confirmed by the result that analysts focus can significantly enhance the impact of air pollution on green technology innovation of heavy polluting enterprises; the degree of enterprise resource redundancy also has a positive moderating effect, thus verifying the resources conservation mechanism. ③The impact of air pollution on the green technology innovation of heavy polluting enterprises is more prominent in state-owned enterprises. ④Green technology innovation is conducive to the improvement of long-term value of enterprises.

Key words: air pollution; green technology innovation; heavy polluting enterprises; institutional theory; conservation of resources theory

1 研究背景

自改革开放以来, 我国经济长期保持迅猛

增长态势, 但与此同时, 对生态环境造成了严重破坏。与人类生产生活密切相关的空气质量急剧下降, 便是生态环境恶化最直接、最突出的

收稿日期: 2021-09-07

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金资助项目(71702114); 北京市教育委员会科研计划资助项目(SM202010038015); 首都经济贸易大学青年学术创新团队资助项目(QNTD202106)

表现^①。追根溯源,重污染企业作为污染排放的主体,以低质量发展方式积累了诸如资源利用率低、废气废物处理不达标等一系列问题,不仅危及公众健康,而且成为制约绿色经济发展的重要隐患。为贯彻落实十九大报告中关于“加强生态文明建设,共筑美丽中国”的重要指示,2019年1月,国家发改委和科技部联合发布《国家发展和改革委员会、科技部关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》,把以市场为导向的绿色技术创新作为未来国内经济发展的重要引擎。

在推进绿色发展、保护生态环境的进程中需要全社会的共同努力,而企业作为微观生产主体,是进行自主创新、推动绿色技术进步的重要载体,其行为对生态环境治理起着决定性作用。从既有文献来看,对企业绿色技术创新影响因素的研究,可以分为内外部两方面:环境规制政策^[1]、制度压力^[2]等外部因素被证实会对企业绿色技术创新产生积极影响;企业内部的知识分享^[3]、绿色导向^[4]等软实力也可以促进绿色技术创新。近年来,学者们开始尝试将空气污染这个自然环境因素与企业的具体行为建立起联系,其中包括对公司股票市场^[5]、投融资决策^[6]等方面的影响。然而,相关研究尚较少涉及空气污染如何影响企业创新战略决策,尤其是与生态环境保护直接相关的企业绿色技术创新方面的战略决策。有鉴于此,本研究以重污染企业为研究对象,选取2012~2019年沪、深两市A股上市公司作为研究样本,基于制度理论和资源保存理论,对空气污染与重污染企业绿色技术创新之间的影响机理展开研究,以期深化空气污染与企业行为的相关研究。

进一步分析已有关于绿色技术创新经济后果的文献发现,绝大多数的研究均认为,绿色技术创新可以提升企业的绩效或竞争优势。波特假说认为,环境规制可以通过提升企业的绿色技术创新水平给企业带来竞争优势^[7];自然资源基础理论也指出,企业通过绿色创新战略可以提升自身竞争优势^[8];制度理论则从满足利益相关者合法诉求的视角,分析了企业进行绿色技术创新的动机^[9],这会使企业进一步获得如政府、投资者及其他利益相关者的支持,从而为企业带来好的绩效。然而,只有少数研究关注了企业绩效的滞后效应。正如颀茂华等^[10]研究发现,研发投入对于企业绩效的影响具有一定的滞后性。本研究将拓展性地讨论绿色技术创新对企业绩效的滞后影响,以更清晰地展示绿色技术创新对企业绩效的影响作用。

综上所述,本研究的理论边际贡献在于:①拓展了企业绿色技术创新影响因素的研究。本研究创新性地从企业所在地的空气污染程度入手,分析了其对企业绿色技术创新的影响。②深化了空气污染与企业行为关系的相关研究。本研究聚焦于空气污染如何影响企业绿色技术创新,并深度剖析了其发挥影响作用的两个内在机制——企业被动应对环境的压力观(制度理论)、企业主动的资源保存观(资源保存理论)。③丰富了关于绿色技术创新经济后果的研究。为佐证空气污染影响下企业绿色技术创新的动因,本研究进一步分析了绿色技术创新对重污染行业企业绩效的影响。

2 文献综述

2.1 空气污染与企业行为

考虑到空气污染的严重性及其越来越高的社会重视程度,学者们开始检验空气污染对企业行为特征的影响。一些研究分析了空气污染如何影响员工生产率,如ZIVIN等^[11]研究发现,空气污染程度越高,员工生产率越低。还有学者检验了空气污染对公司股票市场的影响,如张谊浩等^[5]发现,空气污染对股票换手率具有一定影响,并且该影响相较于对股票收益率的影响更强。此外,财务会计领域的研究也开始引入空气污染这一变量,并检验该变量对一些会计指标的影响。例如,郭际等^[12]利用PM_{2.5}直接检验了空气污染程度对于重污染企业盈余管理的影响。除了盈余管理之外,谢珺等^[6]还分析了空气污染对企业进行融资决策的影响,其基于“悲观预期”的视角,发现空气污染越严重,污染企业的投资支出越少。

分析已有关于空气污染与企业行为的研究可以发现,近年来学者们开始尝试将空气污染与企业的具体行为建立起联系。然而,关于空气污染如何影响企业重要的战略决策,相关研究尚较少涉及。尽管一些最新的研究分析了空气污染对企业创新决策的影响^[13],但创新的种类多种多样,而且企业创新决策中与生态环境保护直接相关的主要表现为绿色技术创新。

2.2 企业绿色技术创新的影响因素研究

2.2.1 绿色技术创新的外部因素研究

关于影响企业绿色技术创新的外部因素,

① 据《2019年中国生态环境状况公报》调查数据显示,2019年度,全国337个地级及以上城市中,仅有157个城市空气质量达标,约占46.6%;而由PM_{2.5}过高导致的污染天数占重度及以上污染天数的78.8%。

有相当一部分研究讨论了环境规制的作用。例如, LIN等^[1]发现, 规制对绿色产品创新和绿色过程创新具有促进作用。王班班等^[14]分析了命令型和市场型的规制工具, 它们让节能减排技术创新在不同行业有了不同的变化。除了线性影响之外, 也有部分学者研究发现, 环境规制对绿色技术创新的非线性影响。例如, 李香菊等^[15]通过讨论不同规制工具的影响, 发现环境税对绿色技术创新的影响呈倒U形关系, 而排污费则为U形; 何小钢^[16]在环境规制政策的基础上, 引入了研发支持政策, 分析它们之间的互动效应。

除此之外, 有学者分析其他外部因素对企业绿色技术创新的作用, 如制度压力、竞争环境、金融环境等。具体说来, ZHU等^[2]发现, 不同类型的制度压力驱动着制造商采纳内部绿色供应链管理实践, 且进一步影响外部管理实践; MEIER等^[17]认为, 国际竞争程度较高的行业更倾向于进行绿色技术创新; LIN等^[1]则从利益相关者的角度, 发现供应商和顾客可以促进企业的绿色技术创新, 而竞争者则对该类创新没有影响。此外, 侯建等^[18]以高专利密集度制造业为基础对象, 得出影响绿色技术绩效的不同因子, 既包括上述竞争环境因素, 也包括金融环境因素。

2.2.2 绿色技术创新的内部因素研究

企业的内部因素也会对绿色技术创新产生一定影响。例如, MEIER等^[17]在检验国际竞争对绿色技术创新影响的同时, 分析了企业内部减少污染的相关支出如何影响创新, 研究发现相关支出越多, 则企业绿色专利数量越多; 隋俊等^[19]识别了企业内部环境管理系统的实施水平对环境过程创新的正向影响。类似地, 在企业内部治理方面, CHAN等^[4]发现, 企业的绿色导向可以促进绿色战略的实施; 姜雨峰等^[20]基于问卷调查的方法, 证明了环境责任和环境伦理可以促进绿色技术创新, 进而给企业带来竞争优势。

进一步地, 还有部分学者综合考察了企业内外部因素对绿色技术创新的影响。比如, 雷善玉等^[21]基于案例研究的方法, 归纳出了“能力-情境-创新”的理论模型, 指出技术能力是绿色技术创新的最关键因素, 而企业文化这一内部因素与市场导向、政府政策与行为等外部因素共同调节技术能力的作用。王锋正等^[22]发现, 环境规制和董事会治理均会有利于绿色技术创新, 且董事会治理能够提升调节环境规制

的作用。

综上分析, 可以发现: ①已有研究分析了影响企业绿色技术创新的诸多外部因素, 如规制、制度压力、竞争环境等, 但尚未涉及企业所在地的自然环境, 比如空气污染程度; ②上述研究在进行实证检验时, 或采用地区、行业层面的数据, 或采用问卷调查的方法, 鲜有直接基于公司层面客观数据的研究。有鉴于此, 本研究将利用上市公司披露的数据对空气污染如何影响绿色技术创新进行检验, 以补充该领域文献。与此同时, 本研究将沿着这一领域研究的发展趋势, 引入企业内外部因素对空气污染影响的调节效应, 以深入揭示其内在机理。

3 理论分析与研究假设

3.1 空气污染与企业绿色技术创新

组织社会学中的制度理论指出, 企业不仅受到技术环境的影响, 还受到制度环境的牵制。制度环境通过合法性机制对相关企业产生影响, 即企业要满足制度环境中各利益相关者的要求^[9,23]。已有研究发现, 企业利益相关者所产生的压力对企业环保战略的定位有着重大影响。来自消费者、投资者等直接利益相关者的环保压力会作用于企业的环保主动性, 从而迫使企业采取环保措施^[24]; 来自公共政策、媒体等间接利益相关者的压力也会使企业采用不同的环保战略^[25]。在大多数情况下, 法律政策和监管措施是企业所面临的主要的制度压力。由于空气污染具有外部不经济的特点, 当所在地空气污染比较严重时, 政府及相关部门会制定相对严格的政策(设置环境排污标准、收取排污费用等)和监管措施来约束企业的行为, 从而在一定程度上缓减环境压力。当企业面临这些压力时, 为了提高企业生存合法性, 不得不顺从制度压力以避免资源流失或被惩罚。企业为获取不同利益相关者的合法性而进行绿色技术创新的机制, 已得到了部分实证研究的支持, 包括政府规制^[1]和行业竞争压力^[17]等。可见, 空气污染基于压力机制确实能够促进企业的绿色技术创新。

与制度理论强调企业被动地适应环境要求不同的是, 资源保存理论指出, 个体倾向于不断地通过资源投资以保护现有资源免受损失, 或者更快地从资源损失中恢复过来^[26]。这意味着, 个体有动机在自身资源充足的情况下进行创新性探索, 以提前获取更多资源, 缓解投资压力^[27]。尽管该理论广泛应用于心理学及组织行

为学领域,但随着资源对组织绩效提高、组织创新发展的重要性日益突出,从资源保存理论的进化论视角来看,企业也具有与个体类似的获取及保护资源的倾向^[28]。因此,资源保存理论在一定程度上能够解释企业面对空气污染时的行为选择。从资源角度来看,对于重污染企业而言,它们担心随着污染程度的加剧,政府会限制其产量,消费者也会转向更加环保的产品,从而资源受到损失。在预见到这种资源损失后,它们尽早投资于绿色技术、绿色项目,以抵消资源损失可能给企业价值带来的负面影响,以获取相对竞争优势^[8]。可见,空气污染基于资源保存机制亦能促进企业的绿色技术创新。

综上所述,提出如下假设:

假设 1 所在地空气污染程度越严重,企业越倾向于进行绿色技术创新。

3.2 分析师关注和冗余资源的调节作用

为佐证上述两种机制的影响效果,本研究引入了一些调节效应进行讨论。

关于压力机制,本研究选取了分析师关注作为调节变量。一方面,作为资本市场中重要的信息中介,分析师的评价既给企业带来了直接压力,也通过向投资者传递信息给企业带来了投资者端的间接压力;另一方面,分析师凭借其专业知识能够监督管理层行为,降低企业内外部信息不对称性,提高企业的可见性。已有研究证明了分析师扮演的信息中介角色和监督角色,发现分析师关注通过向企业施加压力影响了它们的创新行为^[29]。因此,在分析师关注的压力下,企业也更可能进行绿色技术创新以应对空气污染。基于此,提出如下假设:

假设 2 分析师关注加强了空气污染对企业绿色技术创新的影响。

关于资源保存机制,本研究选取了企业资源冗余程度作为调节变量。冗余资源是一种超出企业当前基本经营需求、暂时处于闲置状态,能够被管理者自由使用的实际或潜在的资源储备。基于对资源投资原则的进一步推演,有学者指出,企业的资源储备与其未来可能遭受的资源损失密切相关^[30]。具体而言,拥有较多初始资源的企业遭受资源损失的可能性更低,且获取新资源的能力也更强,即企业的初始资源强化了其资源保存动机。因此,资源储备充足的企业更易选择冒险性的资源投资策略^[30]。沿循这一逻辑,当面临空气污染时,相比于冗余资源匮乏的企业,冗余资源丰富的企业拥有充足的资源储备,便更有可能加大绿色技术创新力

度,以实现资源的再生产、保存与发展,从而保证自身的竞争力。基于此,提出如下假设:

假设 3 资源冗余程度加强了空气污染对企业绿色技术创新的影响。

结合以上假设,本研究构建空气污染对企业绿色技术创新的作用路径(见图 1)。

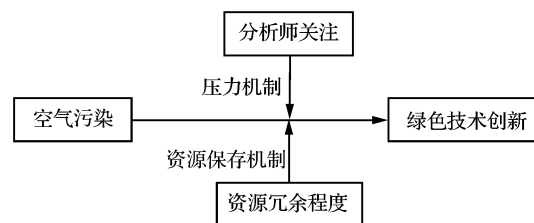


图 1 空气污染对企业绿色技术创新的作用路径

4 研究设计

4.1 样本选择与数据来源

本研究以 2012~2019 年重污染行业沪深两市 A 股上市公司为基本对象,所研究的企业主要以中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》为依据。在剔除 PT、ST、*ST 等特殊案例企业以及主要变量缺失的样本企业之后,最终共获得 866 家重污染企业共计 5 206 个企业-年度观测值。研究企业所涉及数据取自于国泰安 CSMAR 数据库和中国研究数据服务平台(CNRDS);空气污染强度数据来源于哥伦比亚大学发布的分年度世界 PM 2.5 密度数据,并根据后期需要,对于缺失年度的数据采取前 3 年数据的平均值进行代替。为避免极端值对检验结果带来的误差,对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。

4.2 变量设计

本研究变量的设计如下。

(1)**被解释变量** 绿色技术创新(GT)。该变量是一种与生态环境相协调的新型创新。学术界暂未对绿色技术创新的测量方式形成统一的标准,已有研究采用了绿色专利申请数量、已获得生态标签认证数量、产品单位能耗等方法进行测度。考虑到专利数据的可得性和准确性逐步提升,本研究使用企业绿色发明专利申请数量来衡量重污染企业的绿色技术创新活动。绿色发明专利不仅有助于减少环境污染,而且有可能影响企业绿色技术创新的整个活动轨迹。

(2)**解释变量** 空气污染(PM)。本研究的核心解释变量是空气污染。考虑到绿色技术创新这种战略决策一般由总部高层做出,而高层

在制定相关决策时,更多参考他们所处的自然环境,因此借鉴谢珺等^[6]的研究,使用企业总部所在地城市的年度 PM 2.5 均值的自然对数来衡量地区的空气污染程度。此外,本研究将空气污染这一解释变量进行了滞后一期的处理,即用前一年的空气污染程度预测下一年的绿色专利数量。通过这样处理,可以在一定程度上规避双向因果问题。

(3)调节变量 分析师关注(AN)和资源冗余程度(CR)。关于企业分析师关注的测量,本研究将其代理变量设置为关注企业的分析师人数加 1 的自然对数。关于企业资源冗余程度的测量,本研究以经营活动产生的现金流净额与企业总资产的比值衡量企业冗余资源。

(4)控制变量 除了空气污染外,影响企业绿色技术创新的因素还有很多。本研究参考王锋正等^[22]的研究,选取以下因素作为控制变量:企业规模、企业社会财富创造力、企业年龄、企业性质、企业成长性、盈利能力、资产负债率、地区经济发展水平、第一大股东持股比例、两职合一、独立董事比例、环境政策实施替代变量。此外,对年度和行业固定效应也进行了控制。

本研究各变量的定义和说明见表 1。

表 1 变量定义

变量	符号	说明
绿色技术创新	GT	企业当年的绿色发明专利申请量+1 的自然对数
空气污染	PM	哥伦比亚大学发布的分年度世界 PM 2.5 数据均值
分析师关注	AN	分析师关注的数量+1 的自然对数
资源冗余程度	CR	经营活动产生的现金流净额与企业总资产的比值
企业规模	SI	企业期末总资产的自然对数
企业社会财富创造力	TQ	企业市值/资产总计×100%
企业年龄	AG	企业已上市的年数
企业性质	ST	企业实际控制人性质为国有取值为 1,否则为 0
企业成长性	GR	采用营业收入增长率衡量,营业收入的增长额/上年度营业收入×100%
盈利能力	ROA	采用资产收益率衡量,企业净利润/总资产平均余额×100%
资产负债率	LEV	年末总负债/年末总资产×100%
地区经济发展水平	GDP	企业所在地区的人均 GDP 的自然对数
第一大股东持股比例	NS	企业第一大股东的持股比例
两职合一	DU	该变量为虚拟变量,若董事长兼任总经理取值为 1,否则为 0
独立董事比例	PI	独立董事人数在董事会人数的比例
环境政策实施替代变量	PO	设置为虚拟变量,2015(含 2015)年之后取值为 1,反之取 0
年度	Y	以公司所在的年度设置虚拟变量
行业	IN	以公司所在的行业代码设置虚拟变量

4.3 模型构建

为了对前述提出的研究假设进行针对性检验,本研究根据已有的关于空气污染影响公司行为的分析^[6,13],构建了以下 3 个模型。另外,对相关变量采用对数化取值,以降低多重共线性和随机误差项所引起的异方差问题。

首先,为了检验假设 1,本研究构建如下回归模型:

$$GT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PM_{i,t-1} + \beta_2 SI_{i,t} + \beta_3 TQ_{i,t} + \beta_4 AN_{i,t} + \beta_5 ST_{i,t} + \beta_6 GR_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 LEV_{i,t} + \beta_9 GDP_{i,t} + \beta_{10} NS_{i,t} + \beta_{11} DU_{i,t} + \beta_{12} PI_{i,t} + \beta_{13} PO_{i,t} + Y_t + IN_i + u_{i,t}, \quad (1)$$

式中, i 表示企业; t 表示时间; β_0 表示常数项; $\beta_1 \sim \beta_{13}$ 均表示系数; u 表示随机扰动项。

其次,为了探究分析师关注对空气污染和重污染企业绿色技术创新之间的调节效应,本研究在上述模型(1)的基础上构建模型(2),以检验假设 2。另外,由于注意到自变量空气污染与调节变量分析师关注之间较强的相关性,因此在生成交互项之前,对两个变量进行了中心化处理,以避免多重共线性带来的结果偏差。

$$GT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PM_{i,t-1} + \beta_2 AN_{i,t} + \beta_3 AN_{i,t} \times PM_{i,t} + \beta_4 SI_{i,t} + \beta_5 TQ_{i,t} + \beta_6 AN_{i,t} \times TQ_{i,t} + \beta_7 ST_{i,t} + \beta_8 GR_{i,t} + \beta_9 ROA_{i,t} + \beta_{10} LEV_{i,t} + \beta_{11} GDP_{i,t} + \beta_{12} NS_{i,t} + \beta_{13} DU_{i,t} + \beta_{14} PI_{i,t} + \beta_{15} PO_{i,t} + Y_t + IN_i + u_{i,t}, \quad (2)$$

式中, β_{14} 、 β_{15} 均表示系数。

最后,为了探究企业资源冗余程度对空气污染和重污染企业绿色技术创新之间的调节效应,本研究同样在模型(1)的基础上构建模型(3),以检验假设 3,且生成交互项前也进行了中心化处理。

$$GT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PM_{i,t-1} + \beta_2 CR_{i,t} + \beta_3 CR_{i,t} \times PM_{i,t} + \beta_4 SI_{i,t} + \beta_5 TQ_{i,t} + \beta_6 AN_{i,t} + \beta_7 ST_{i,t} + \beta_8 GR_{i,t} + \beta_9 ROA_{i,t} + \beta_{10} LEV_{i,t} + \beta_{11} GDP_{i,t} + \beta_{12} NS_{i,t} + \beta_{13} DU_{i,t} + \beta_{14} PI_{i,t} + \beta_{15} PO_{i,t} + Y_t + IN_i + u_{i,t}. \quad (3)$$

5 实证结果与分析

5.1 描述性统计

本研究各变量的描述性统计结果见表 2。由表 2 可知,企业绿色技术创新专利指标(GT)的平均值为 0.371,标准差为 0.840,表明我国重污染企业整体的绿色技术创新水平普遍偏低,且企业之间绿色技术创新水平存在显著差异。盈利能力(ROA)的均值仅为 0.049,说明我国重污染企业的整体资产收益率相对偏低。资产负债率(LEV)的均值为 0.481,该值表明融

表 2 变量的描述性统计结果(N=5 206)

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
GT	0.371	0.840	0.000	4.205
PM	3.630	0.439	2.144	4.315
AN	2.207	0.908	0.693	3.871
CR	0.055	0.067	-0.145	0.241
SI	23.204	1.423	20.555	27.148
TQ	1.855	1.133	0.839	7.010
AG	12.378	6.466	1.000	25.000
ST	0.559	0.497	0.000	1.000
GR	0.159	0.350	-0.428	2.204
ROA	0.049	0.054	-0.122	0.229
LEV	0.481	0.197	0.073	0.868
GDP	11.131	0.465	10.172	12.011
NS	37.777	15.610	9.440	76.070
DU	0.196	0.397	0.000	1.000
PI	0.376	0.054	0.333	0.571
PO	0.624	0.485	0.000	1.000

资约束严重地存在于样本企业中。就股权性质(ST)而言,样本中国有控股的企业占比约55.9%,与非国有股权的企业所占比例相近。

5.2 相关性分析

对主要变量进行相关系数分析能够初步对研究假设进行验证。各变量的 Pearson 相关矩阵见表 3。表 3 中,绿色技术创新(GT)与空气污染(PM)之间的相关系数为 0.208,且在 1%的水平下显著,即所在地空气污染越严重,重污染企业越倾向于进行绿色技术创新,该结果与本研究的假设一致,初步验证了假设 1。鉴于个别相关系数超过 0.3,本研究计算了变量的方差膨胀因子(VIF),结果显示方差膨胀因子的最大值为 1.31,说明模型不存在多重共线性问题。

表 3 各变量的 Pearson 相关系数(N=5 206)

变量	GT	PM	AN	CR	SI	TQ	AG	ST
GT	1							
PM	0.208***	1						
AN	0.310***	0.344***	1					
CR	0.241***	0.303***	0.433***	1				
SI	0.172***	0.082***	0.175***	-0.011	1			
TQ	-0.056***	-0.032**	0.089***	0.124***	-0.335***	1		
AG	-0.037***	-0.124***	-0.196***	-0.073***	0.276***	-0.129***	1	
ST	0.052***	-0.037***	-0.117***	-0.077***	0.307***	-0.226***	0.382***	1
GR	0.002	-0.000	0.071***	0.011	-0.003	0.083***	-0.079***	-0.122***
ROA	0.038***	0.045***	0.340***	0.369***	-0.092***	0.363***	-0.119***	-0.171***
LEV	0.085***	0.045***	-0.049***	-0.170***	0.429***	-0.427***	0.216***	0.234***
GDP	0.039***	0.134***	0.002	-0.016	0.127***	-0.005	0.048***	-0.017
NS	0.014	0.024*	-0.004	0.038***	0.190***	-0.126***	-0.007	0.300***
DU	0.040***	0.046***	0.061***	0.033**	-0.107***	0.121***	-0.170***	-0.298***
PI	0.014	-0.043***	-0.007	-0.026*	0.075***	0.027*	0.000	-0.015
PO	0.042***	-0.071***	-0.137***	-0.049***	0.133***	0.034**	0.244***	-0.022*

变量	GR	ROA	LEV	GDP	NS	DU	PI	PO
GR	1							
ROA	0.207***	1						
LEV	0.032**	-0.449***	1					
GDP	0.018	0.053***	-0.015	1				
NS	-0.057***	0.019	0.113***	0.043***	1			
DU	0.062***	0.076***	-0.093***	0.056***	-0.098***	1		
PI	0.003	-0.014	0.061***	0.070***	0.077***	0.099***	1	
PO	0.022*	-0.056***	0.022	0.332***	-0.084***	0.022	0.029**	1

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,下同。

5.3 回归分析

5.3.1 空气污染与企业绿色技术创新的回归分析

为了检验在压力机制和资源保存机制下空气污染对重污染企业绿色技术创新的影响效应,本研究进行了多元回归分析,结果见表 4。其中模型 1 展示了所有控制变量对企业绿色技术创新的影响,模型 2 报告了包含全部变量的

结果,表明空气污染与企业绿色技术创新之间存在显著的正相关关系,即所在地空气污染程度越严重,企业越倾向于进行绿色技术创新,假设 1 得到验证。由此可以说明,当空气污染加剧时,企业不仅会主动进行绿色技术创新,以应对市场需求及环境的变化,而且相关政府部门必然也会据此制定相应的环境规制政策,企业进而会为保证自身利益最大化进行绿色技术创新。

表 4 空气污染与企业绿色技术创新的
回归结果 (N=5 206)

类别	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
PM		0.325*** (6.317)	0.232*** (4.318)	0.256*** (4.829)
AN			0.240*** (8.869)	
AN×PM			0.283*** (5.376)	
CR				2.798*** (6.616)
CR×PM				3.622*** (5.542)
SI	0.095*** (4.051)	0.086*** (3.570)	0.049** (2.164)	0.089*** (3.758)
TQ	-0.050*** (-2.986)	-0.046*** (-2.809)	-0.059*** (-3.672)	-0.044** (-2.556)
AG	-0.009** (-2.394)	-0.007* (-1.738)	0.118** (2.158)	0.105* (1.875)
ST	0.124** (2.224)	0.133** (2.376)	-0.002 (-0.635)	-0.008** (-2.106)
GR	-0.076** (-2.421)	-0.066** (-2.098)	-0.055* (-1.854)	-0.040 (-1.213)
ROA	1.907*** (4.629)	1.717*** (4.187)	0.385 (1.007)	0.492 (1.176)
LEV	0.624*** (4.862)	0.552*** (4.291)	0.446*** (3.634)	0.492*** (3.924)
GDP	0.109* (1.936)	0.053 (0.934)	0.051 (0.927)	0.053 (0.953)
NS	-0.002 (-0.829)	-0.001 (-0.754)	-0.001 (-0.558)	-0.002 (-1.010)
DU	0.088 (1.479)	0.076 (1.239)	0.079 (1.310)	0.076 (1.251)
PI	-0.042 (-0.109)	0.132 (0.348)	0.114 (0.300)	0.022 (0.058)
PO	-0.179*** (-3.098)	-0.127** (-2.119)	-0.085 (-1.436)	-0.142** (-2.354)
Y	控制	控制	控制	控制
IN	控制	控制	控制	控制
常数项	-3.358*** (-3.745)	-3.751*** (-4.287)	-3.129*** (-3.694)	-3.621*** (-4.213)
R ²	0.136	0.162	0.224	0.217
Adj-R ²	0.130	0.157	0.218	0.211
F	7.221***	7.566***	8.666***	9.015***

注:括号内为 t 值,下同。

5.3.2 分析师关注和资源冗余程度的调节作用回归分析

为了检验分析师关注和资源冗余程度在空气污染与企业绿色技术创新关系中的调节作用,本研究构造交乘项进行回归分析,结果见表 4 中的模型 3 和模型 4。模型 3 中,交乘项 AN×PM 的系数为 0.283,且在 1%水平下显著,表明分析师关注提高了空气污染对重污染企业绿色技术创新的作用。因此,假设 2 得到支持,即分析师关注越多时,空气污染对重污染企业绿色技术创新的相对作用越大。接着,模型 4 的结果显示,交乘项 CR×PM 的系数为 3.622,且在 1%水平下显著,说明企业资源冗

余程度会加强所在地空气污染对重污染企业绿色技术创新的正向影响。即对于重污染企业而言,在空气污染较为严重时,拥有的冗余资源越宽裕,其进行绿色技术创新的可能性越大,假设 3 得到验证。基于以上机制分析的结果,空气污染确实能够通过压力机制和资源保存机制促进重污染企业进行绿色技术创新。

5.4 拓展性研究

5.4.1 基于企业产权性质的进一步讨论

不同产权性质的企业在经营方式、组织结构等方面存在较大差异,可能导致其在响应政府环境规制、履行企业环保行为等方面的动机和表现均有所不同。鉴于此,本研究将研究样本分为国有和非国有企业进行实证分析,回归结果见表 5。表 5 中模型 5 显示,国有企业绿色技术创新(GT)与空气污染(PM)之间的相关系数为 0.489,且在 1%水平下显著为正。而在模型 6 非国有企业的结果中,绿色技术创新(GT)与空气污染(PM)之间的相关系数在统计上不显著。进一步 Chow 检验结果表明,该变量的

表 5 根据产权性质分组回归结果

类别	国有企业 模型 5	非国有企业 模型 6
PM	0.489*** (6.754)	0.107 (1.502)
SI	0.077*** (2.596)	0.117*** (3.000)
TQ	-0.080** (-2.539)	-0.018 (-1.139)
AG	-0.005 (-0.927)	-0.012* (-1.890)
GR	0.015 (0.306)	-0.129*** (-3.216)
ROA	2.242*** (2.923)	1.329*** (3.213)
LEV	0.486*** (2.645)	0.688*** (3.773)
GDP	0.042 (0.492)	0.060 (0.873)
NS	-0.001 (-0.443)	-0.002 (-1.095)
DU	0.019 (0.149)	0.091 (1.441)
PI	-0.253 (-0.550)	0.916 (1.435)
PO	-0.000 (-0.002)	-0.257*** (-2.857)
Y	控制	控制
IN	控制	控制
N	2 910	2 296
常数项	-3.683*** (-3.059)	-3.991*** (-3.539)
R ²	0.205	0.144
Adj-R ²	0.196	0.131
F	5.691***	3.698***

系数在两个回归模型之间存在显著差异 ($F=4.817, p<0.01$)。这一结果说明,相比于非国有企业,空气污染对重污染企业绿色技术创新的影响在国有企业中更明显。这是因为国有企业在运营和管理上都与政府有着天然的联系,一方面可以获得政府帮助,在部分市场中拥有资源竞争优势;另一方面,也会受到环保部门更严格的监管。

5.4.2 绿色技术创新对企业绩效的影响

基于不同理论视角对企业绿色技术创新经济后果的研究均认为,该类创新可以提升企业绩效或竞争优势。因此,本研究进一步检验绿色技术创新对企业经济绩效的推动力。绿色技术创新(GT)的滞后变量与盈利能力(ROA)的回归结果见表6。表6中,模型7~模型10分别表示自变量滞后1期、2期、3期和4期的数

表6 绿色技术创新与盈利能力的回归结果

类别	滞后1期 模型7	滞后2期 模型8	滞后3期 模型9	滞后4期 模型10
L1.GT	0.005*** (4.128)			
L2.GT		0.004*** (3.081)		
L3.GT			0.003** (2.340)	
L4.GT				0.002* (1.647)
SI	0.006*** (7.817)	0.006*** (7.547)	0.005*** (6.002)	0.006*** (6.681)
TQ	0.014*** (7.965)	0.012*** (6.939)	0.011*** (5.569)	0.014*** (5.808)
ST	-0.009*** (-3.037)	-0.009*** (-2.865)	-0.008** (-2.469)	-0.005 (-1.432)
AG	0.000 (1.234)	0.000 (1.050)	0.000 (1.110)	0.000 (0.243)
GR	0.032*** (9.531)	0.035*** (9.379)	0.040*** (9.876)	0.035*** (7.954)
LEV	-0.126*** (-16.336)	-0.125*** (-15.312)	-0.124*** (-13.954)	-0.115*** (-11.792)
GDP	0.002 (0.526)	0.000 (0.024)	-0.001 (-0.364)	-0.004 (-1.293)
NS	0.000*** (4.776)	0.000*** (4.934)	0.000*** (4.503)	0.001*** (4.703)
DU	0.002 (0.679)	0.002 (0.719)	0.001 (0.319)	0.002 (0.413)
PI	-0.027 (-1.340)	-0.024 (-1.105)	-0.007 (-0.304)	-0.022 (-0.926)
PO	-0.006* (-1.835)	0.001 (0.289)	-	-
Y	控制	控制	控制	控制
IN	控制	控制	控制	控制
N	4 011	3 324	2 690	2 088
常数项	-0.096*** (-2.806)	-0.094*** (-2.604)	-0.074* (-1.889)	-0.058 (-1.410)
R ²	0.376	0.361	0.350	0.346
Adj-R ²	0.371	0.355	0.343	0.336
F	30.555***	25.048***	21.120***	19.599***

注:列3和列4中的PO变量因多重共线性问题被Stata软件自动删除。

值,可以看到,绿色技术创新(GT)滞后变量的系数分别为0.005、0.004、0.003和0.002,并在不同水平下与盈利能力(ROA)显著正相关,即绿色技术创新越高,企业绩效越好。以上结果说明,绿色技术创新对企业绩效确实有促进作用。

5.5 稳健性检验

为消除空气污染与重污染企业绿色技术创新之间可能存在的内生性问题,保证研究结论的一致性,本研究采用不同方式进行了稳健性检验。

首先,更换为Tobit模型对所得结论进行验证(见表7)。由表7可知,主效应中空气污染(PM)与企业绿色技术创新(GT)的相关性和显著性维持不变,同时两个调节效应中的交乘

表7 稳健性检验(更换Tobit模型)(N=5 206)

类别	分析师关注		资源冗余程度
	模型11	模型12	模型13
PM	1.634*** (7.786)	0.232*** (4.333)	0.256*** (4.845)
AN		0.240*** (8.900)	
AN×PM		0.283*** (5.395)	
CR			2.798*** (6.639)
CR×PM			3.622*** (5.561)
SI	0.297*** (4.415)	0.049** (2.172)	0.089*** (3.771)
TQ	-0.205** (-2.497)	-0.059*** (-3.685)	-0.044** (-2.565)
ST	-0.045*** (-3.059)	0.118** (2.165)	0.105* (1.881)
AG	0.617*** (2.962)	-0.002 (-0.637)	-0.008** (-2.114)
GR	-0.229 (-1.619)	-0.055* (-1.860)	-0.040 (-1.217)
ROA	7.010*** (4.718)	0.385 (1.010)	0.492 (1.180)
LEV	2.440*** (4.925)	0.446*** (3.647)	0.492*** (3.938)
GDP	0.050 (0.257)	0.051 (0.931)	0.053 (0.956)
NS	-0.010 (-1.615)	-0.001 (-0.560)	-0.002 (-1.014)
DU	0.246 (1.251)	0.079 (1.315)	0.076 (1.255)
PID	0.516 (0.375)	0.114 (0.301)	0.022 (0.058)
PO	-0.400* (-1.711)	-0.085*** (-1.441)	-0.142** (-2.362)
Y	控制	控制	控制
IN	控制	控制	控制
常数项	-16.710*** (-6.199)	-3.129*** (-3.707)	-3.621*** (-4.228)
Pseudo-R ²	0.139	0.102	0.098
F	36.88***	8.73***	9.08***

项 $AN \times PM$ 和 $CR \times PM$ 的系数也仍维持在 1% 水平下显著为正。可以看出, 更换回归方法后, 稳健性检验的结果与前文结论保持一致。

其次, 更换绿色技术创新的测量方法进行检验。本研究使用研发经费支出衡量企业绿色技术创新投入, 将取自然对数后的研发投入 ($\ln DR$) 作为企业绿色技术创新的代理变量, 并依次进行主效应和调节效应的检验 (见表 8)。由表 8 可知, 基于压力机制的分析师关注的调节效应结果不再显著, 而主效应结果与基于资源保存机制的冗余资源的调节效应结果保持不变。可见, 替换因变量测量方法的稳健性检验结果与前文结论基本保持一致。

表 8 稳健性检验(更换因变量)($N=4\ 293$)

类别	分析师关注		资源冗余程度
	模型 14	模型 15	模型 16
PM	0.306*** (3.287)	0.094 (0.920)	0.267*** (2.655)
AN		0.374*** (8.977)	
$AN \times PM$		0.127 (1.595)	
CR			1.400** (2.429)
$CR \times PM$			1.763** (1.997)
SI	0.330*** (8.905)	0.270*** (7.871)	0.332*** (8.956)
TQ	-0.163*** (-4.937)	-0.184*** (-5.845)	-0.161*** (-4.865)
ST	-0.011 (-1.338)	0.197* (1.878)	0.170 (1.563)
AG	0.185* (1.703)	-0.004 (-0.533)	-0.012 (-1.402)
GR	-0.060 (-0.936)	-0.024 (-0.384)	-0.044 (-0.693)
ROA	6.146*** (9.154)	4.062*** (5.977)	5.507*** (7.941)
LEV	2.066*** (7.801)	1.923*** (7.433)	2.036*** (7.718)
GDP	0.481*** (4.485)	0.497*** (4.734)	0.480*** (4.496)
NS	0.002 (0.698)	0.003 (1.015)	0.002 (0.630)
DU	-0.040 (-0.467)	-0.048 (-0.573)	-0.042 (-0.498)
PID	1.815*** (2.740)	1.834*** (2.824)	1.767*** (2.685)
PO	0.767*** (6.837)	0.847*** (7.730)	0.754*** (6.754)
Y	控制	控制	控制
IN	控制	控制	控制
常数项	1.119 (0.829)	2.148 (1.621)	1.198 (0.881)
R^2	0.430	0.456	0.433
Adj- R^2	0.426	0.451	0.429
F	36.462***	38.915***	35.265***

最后, 为避免 OLS 模型可能存在的反向因

果关系, 以及避免其他不可观测因素对绿色技术创新造成的影响, 本研究采用工具变量法 (IV) 检验空气污染对企业绿色技术创新水平的影响, 这样能够较好地解决以上两方面内生性的问题。本研究以地级市逆温强度作为空气污染 (PM) 的工具变量。逆温是指大气温度随高度增加而升高的异常现象, 该现象往往会导致空气中的灰尘、烟粒等形成乱流, 密切影响 $PM\ 2.5$ 的变化。本研究选取的逆温数据来自 NASA MERRA2 卫星数据集。具体来说, 将距离地面最近的气压层定义为地面层, 往上的两级气压层分别定义为第二层和第三层, 据此分别计算地面层与第二层、第三层之间的温度差, 该温度差即为逆温强度^①。在考虑所有控制变量的情况下, 采用 2SLS 方法, 使用工具变量回归的结果见表 9。表 9 模型 17 中数据显示, 以地面层至第二层的逆温强度为工具变量的空气污染 (PM) 系数在 1% 水平下显著为正; 同样地, 在模型 18 中以地面层至第三层的逆温强度

表 9 稳健性检验(工具变量回归结果)($N=3\ 701$)

类别	模型 17	模型 18
PM	1.042*** (0.250)	0.774*** (0.249)
SI	-0.012 (0.009)	-0.012 (0.009)
TQ	-0.047*** (0.015)	-0.043*** (0.015)
AG	-0.067*** (0.016)	-0.068*** (0.016)
ST	0.058 (0.103)	0.039 (0.099)
GR	0.014 (0.031)	0.008 (0.029)
ROA	0.774*** (0.288)	0.771*** (0.278)
LEV	-0.120 (0.140)	-0.083 (0.135)
GDP	0.195 (0.167)	0.185 (0.161)
NS	-0.003 (0.002)	-0.004* (0.002)
DU	0.011 (0.040)	0.023 (0.039)
PID	0.138 (0.277)	0.101 (0.267)
PO	0.301*** (0.035)	0.284*** (0.034)
常数项	-4.469** (1.999)	-3.364* (1.942)
R^2	0.040	0.033
第一阶段 F 值	12.43***	12.12***

① 若温度差值为正, 说明存在逆温现象, 则逆温强度为温差原值; 若温度差值为负, 说明不存在逆温现象, 则逆温强度被记为 0。

为工具变量的数据结果也保持正向显著。此外,两列数据的第一阶段 F 统计量均大于 10,确保了逆温强度作为工具变量的有效性。以上结果说明,在解决了反向因果、遗漏变量等问题后,本研究的结论稳健。

总体而言,在经过以上 3 种稳健性检验之后,本研究的结论依然保持不变。

6 结语

本研究基于制度理论和资源保存理论,对空气污染与重污染企业绿色技术创新之间的影响机理展开研究。以 2012~2019 年我国重污染行业沪深两市 A 股上市公司为基本研究对象,实证检验了空气污染与重污染企业绿色技术创新之间的关系,还检验了基于压力机制下的分析师关注,以及基于资源保存机制下的企业资源冗余程度两个变量发挥的调节作用。得出的主要结论包括:①从整体的结果来看,基于压力机制和资源保存机制,空气污染会在一定程度上倒逼重污染企业进行绿色技术创新;②在压力机制的作用下,分析师关注在空气污染与绿色技术创新的影响中发挥着正向调节作用;③在资源保存机制的作用下,企业资源冗余程度也会正向调节空气污染对重污染企业绿色技术创新的影响;④相比于非国有企业,国有企业更可能在空气污染较为严重的情况下进行绿色技术创新;⑤绿色技术创新对企业绩效存在滞后影响,能够为企业带来价值。

企业的绿色技术创新发展水平至关重要,不仅关乎企业自身发展的可持续性,还关乎整个社会的经济发展质量,现今社会经济发展进入转型期,这就要求企业更多地投入绿色技术创新与发展。针对以上研究结论,本研究提出如下政策建议:①加强分析师等外部监管力量。鼓励分析师等外部治理主体发挥其专业性和独立性,使之成为曝光企业环境污染行为的重要力量,从而促进企业治理水平的提升。②制定绿色财政补贴政策。政府应尽可能地给予企业绿色补贴和创新资金支持,增加企业资源储备,减缓资金压力,为企业开展绿色技术创新活动提供一定的政策支持。③根据拓展性研究结论,应进一步发挥国有企业履行环保责任的带头作用,同时积极宣传绿色技术创新提升企业价值的效果,引导非国有企业对环保政策执行的主动性。

本研究无疑存在一些不足之处,这些不足

正是未来研究的方向:①基于理论分析提出了空气污染对企业绿色技术创新的两种影响机制,未来可通过实地调研、企业访谈等方式,进一步挖掘空气污染对绿色技术创新是否还有其他作用机制。②通过检验调节效应侧面验证了空气污染对企业绿色技术创新的影响机制,并未对其进行直接检验。未来可在调研基础上寻找合适的中介变量,直接检验空气污染作用于绿色技术创新的中介机制。③实践中的环境问题除了空气污染外,还有水污染、固体废弃物污染等,未来研究可以尝试对这些污染与企业行为之间的关系进行理论分析与实证检验。

参 考 文 献

- [1] LIN H, ZENG S X, MA H Y, et al. Can political capital drive corporate green innovation? Lessons from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014, 64(1): 63-72.
- [2] ZHU Q, SARKIS J, LAI K. Institutional-based antecedents and performance outcomes of internal and external green supply chain management practices [J]. *Journal of Purchasing and Supply Management*, 2013, 19(2): 106-117.
- [3] WONG S K S. Environmental requirements, knowledge sharing and green innovation: empirical evidence from the electronics industry in China[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2013, 22(5): 321-338.
- [4] CHAN R Y K, HE H, CHAN H K, et al. Environmental orientation and corporate performance: the mediation mechanism of green supply chain management and moderating effect of competitive intensity [J]. *Industrial Marketing Management*, 2012, 41(4): 621-630.
- [5] 张谊浩,任清莲,汪晓樵. 空气污染、空气污染关注与股票市场[J]. *中国经济问题*, 2017(5): 120-135.
- [6] 谢珺,林小冲. 空气污染对污染企业投资行为的影响研究——基于“悲观预期”的视角[J]. *经济评论*, 2020(5): 124-136.
- [7] PORTER M E. America's green strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 264(4): 168.
- [8] HART S L, DOWELL G. A natural-resource-based view of the firm: fifteen years after[J]. *Journal of Management*, 2010, 20(5): 986-1014.
- [9] MEYER J W, ROWAN B. Institutionalized organizations: formal structure as myth and ceremony[J]. *American Journal of Sociology*, 1997, 83(2): 340-363.

- [10] 颀茂华, 王瑾, 刘冬梅. 环境规制、技术创新与企业经营绩效[J]. 南开管理评论, 2014, 17(6): 106-113.
- [11] ZIVIN J G, NEIDELL M. The impact of pollution on worker productivity[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(7): 3652-3673.
- [12] 郭际, 郭莹莹, 吴先华, 等. 空气污染对地方重污染企业的股票收益率及盈余管理的影响[J]. 数理统计与管理, 2019, 38(1): 145-153.
- [13] 罗能生, 徐铭阳, 王玉泽. 空气污染会影响企业创新吗? [J]. 经济评论, 2019(1): 19-32.
- [14] 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]. 中国工业经济, 2016(6): 91-108.
- [15] 李香菊, 贺娜. 地区竞争下环境税对企业绿色技术创新的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(9): 73-81.
- [16] 何小钢. 绿色技术创新的最优规制结构研究——基于研发支持与环境规制的双重互动效应[J]. 经济管理, 2014, 36(11): 144-153.
- [17] MEIER B, COHEN M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 45(2): 278-293.
- [18] 侯建, 陈恒. 中国高专利密集度制造业技术创新绿色转型绩效及驱动因素研究[J]. 管理评论, 2018, 30(4): 59-69.
- [19] 隋俊, 毕克新, 杨朝均, 等. 跨国公司技术转移对我国制造业绿色创新系统绿色创新绩效的影响机理研究[J]. 中国软科学, 2015(1): 118-129.
- [20] 姜雨峰, 田虹. 绿色创新中介作用下的企业环境责任、企业环境伦理对竞争优势的影响[J]. 管理学报, 2014, 11(8): 1191-1198.
- [21] 雷善玉, 王焕冉, 张淑慧. 环保企业绿色技术创新的动力机制: 基于扎根理论的探索研究[J]. 管理案例研究与评论, 2014, 7(4): 283-296.
- [22] 王锋正, 陈方圆. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J]. 科学学研究, 2018, 36(2): 361-369.
- [23] 武立东, 王凯, 黄海昕. 组织外部环境不确定性的研究述评[J]. 管理学报, 2012, 9(11): 1712-1717.
- [24] MURILLO-LUNA J L, GARCÉS-AYERBE C, RIVERA-TORRES P. Why do patterns of environmental response differ? A stakeholders' pressure approach[J]. *Strategic Management Journal*, 2008, 29(11): 1225-1240.
- [25] SHARMA S, VREDENBURG H. Proactive corporate environmental strategy and the development of competitively valuable organizational capabilities[J]. *Strategic Management Journal*, 1998, 19(8): 729-753.
- [26] ITO J K, BROTHERIDGE C M. Resources, coping strategies, and emotional exhaustion: a conservation of resources perspective[J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2003, 63(3): 490-509.
- [27] 魏巍, 彭纪生, 华斌. 资源保存视角下高绩效人力资源系统对员工突破式创造力的双刃剑效应[J]. 管理评论, 2020, 32(8): 215-227.
- [28] 瞿皎皎, 曹霞, 崔勋. 基于资源保存理论的组织政治知觉对国有企业员工工作绩效的影响机理研究[J]. 管理学报, 2014, 11(6): 852-860.
- [29] GUO B, PEREZ-CASTRILLO D, TOLDRA-SIMATS A. Firms' innovation strategy under the shadow of analyst coverage[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(2): 456-483.
- [30] HOBFOLL S E. Conservation of resource caravans and engaged settings [J]. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 2011, 84(1): 116-222.

(编辑 丘斯迈)

通讯作者: 高皓(1982~),男,辽宁朝阳人。清华大学(北京市 100083)五道口金融学院助理研究员,博士。研究方向为公司金融、绿色金融。E-mail: gaoh@pbcfsf.tsinghua.edu.cn