

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20210921.204

# 生态问责、媒体报道与企业绿色工艺创新

## ——基于中央环保督察的准自然实验研究

雷星晖, 张金涛, 苏涛永, 郁雨竹

(同济大学经济与管理学院, 上海 200092)

**摘要:** 生态问责制度是推进我国生态文明建设的重要抓手。基于中央环保督察这项生态问责的执行机制, 本文借助自然实验的设计检验了生态问责对企业绿色工艺创新的影响, 并探讨了媒体报道的情境作用。本文以在沪深A股上市的工业企业为样本, 使用多期双重差分法研究发现: 生态问责对企业绿色工艺创新有显著的正向影响, 体现在中央环保督察显著促进了企业增加绿色工艺创新投入。进一步研究发现, 这一影响在不同的媒体报道情境下存在显著差异。具体而言, 生态问责对绿色工艺创新的促进作用在媒体报道较少或负面报道较多的企业中显著, 但在媒体报道较多或正面报道较多的企业中不显著。本文拓展了生态问责作用情境的研究, 不仅是对现有文献的有益补充, 还为政府完善生态问责的实施机制及如何促进企业绿色工艺创新提供了启示。

**关键词:** 生态问责; 绿色工艺创新; 中央环保督察; 媒体报道

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2022)04-0051-14

### 一、引言

“十四五”规划中明确指出:“持续改善环境质量, 完善中央生态环境保护督察制度。”自2015年开始, 我国通过生态问责这项行政手段, 将官员晋升考核与环保绩效紧密结合, 试图通过加强环境治理提升经济发展质量, 缓解长期以来“高投入、高消耗、高污染”的粗放型经济增长方式对生态环境造成的巨大压力。在我国目前的生态问责制度中, 中央环保督察是其涉及范围最广、持续时间最长的实施机制。这项由生态环境部从2016年1月4日开启的对全国31个省份展开的持续性环保专项督察行动, 被视为我国史无前例、最为严厉的环境政策(谌仁俊等, 2019)。由中共中央办公厅、国务院办公厅于2019年6月印发实施的《中央生态环境保护督察工

收稿日期: 2021-05-05

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(20AZD095)

作者简介: 雷星晖(1963—), 男, 同济大学经济与管理学院教授, 博士生导师;

张金涛(1993—), 男, 同济大学经济与管理学院博士研究生(通讯作者, zhangjt@tongji.edu.cn);

苏涛永(1982—), 男, 同济大学经济与管理学院教授, 博士生导师;

郁雨竹(1997—), 女, 同济大学经济与管理学院博士研究生。

作规定》表明中央环保督察成为生态问责的一项常态化执行机制。与以往的环境治理行动相比,中央环保督察推行的“党政同责、一岗双责”的新型责任机制纠正了地方环保工作中“权责不一”的问题(张凌云等,2018),并且具有较强的动员效应,提升了公众环保参与程度(郑思尧和孟天广,2021)。由于在推行机制上具有自上而下的特点,没有常规督察程序,中央环保督察成为解决地方环境治理乱象,倒逼企业进行创新,实现绿色发展的有效机制(谌仁俊等,2019)。首轮中央环保督察的具体实施情况如表1所示。

表1 首轮中央环保督察具体实施情况

督察批次	督查时间	督察覆盖范围
试点	2016年1月4日—2016年2月4日	河北省
第一批	2016年7月12日—2016年8月19日	内蒙古自治区、黑龙江省、江苏省、江西省、河南省、广西壮族自治区、云南省、宁夏回族自治区
第二批	2016年11月24日—2016年12月30日	北京市、上海市、湖北省、广东省、重庆市、陕西省、甘肃省
第三批	2017年4月24日—2017年5月28日	山西省、安徽省、天津市、湖南省、福建省、辽宁省、贵州省
第四批	2017年8月7日—2017年9月15日	吉林省、浙江省、山东省、海南省、四川省、西藏自治区、青海省、新疆维吾尔自治区

注:资料来源于生态环境部网站,由作者手工整理而成。

鉴于生态问责这项严厉的命令控制型环境治理机制的重要意义,学术界以中央环保督察为例对其作用效果展开了讨论。其中,多项研究表明中央环保督察改善了被督察地方的空气质量(王岭等,2019;刘张立和吴建南,2019;Lin等,2021),并且具有长期效果(涂正革等,2020)。在微观层面,中央环保督察对企业的创新补偿效应大于遵循成本效应,显著提升了企业绿色创新水平(李依等,2021),并通过创新驱动改善上市工业企业绩效(谌仁俊等,2019)。由于此次中央环保督察在从“督企”向“督政”模式转变的基础上,进一步实现了“党政同责”,打破了政企环境套利空间,新的生态问责制度迫使地方政府将地区环境纳入维持政治稳定的考量,削弱了地方以往建立的政商关系(程宏伟和胡栩铭,2019)。基于产权性质和高管公职经历的视角,有研究发现:在明确的政策压力下,中央环保督察不仅激励了行政隶属层级较低的国有企业减少排污,也有效地降低了高管具有公职经历的民营企业的排污水平(王鸿儒等,2021)。

经过文献梳理发现,在生态问责的压力下,中央环保督察具有显著的环境监管效果(Li等,2020)。这主要得益于在推行机制的设计中,生态问责以一种“高位推动”的跨层级治理方式增强了环保执法刚性约束力(张国磊等,2020)。因此,在生态问责的巨大压力下,地方党委政府加强了对所辖地区企业的环境整治,迫切要求企业通过改善生产工艺在较短时间内减少污染物排放。考虑到重污染企业相较于非重污染企业而言对环境的负面影响更大,在生态问责推行过程中是地方环保部门的主要整治对象,本文以中央环保督察为自然实验,将重污染企业和非重污染企业分别作为处理组和控制组,通过多期双重差分法实证研究生态问责对企业绿色工艺创新的影响。此外,本文进一步考察了媒体报道如何影响生态问责与企业绿色工艺创新的关系,主要考虑到媒体报道作为非正式的外部监督机制能够有效约束企业行为(Dyck等,2008;Bushee等,2010),尤其通过信息传递和引导社会舆论影响企业环保行为(王云等,2017)。在生态问责推行过程中,媒体作为政策宣传的重要窗口增加了企业因环保问题被媒体曝光的可能性,从而提高了生态问责对企业环保行为的规制作用,为研究生态问责对企业绿色工艺创新的影响提供重要情境。经研究发现:生态问责能够显著促进企业开展绿色工艺创新,这一影响在媒体报道较少或负面报道较多的企业中显著,但在媒体报道较多或正面报道较多的企业中不显著。本文可能的边际贡献主要有如下两点:

第一,本文补充了生态问责影响企业创新的文献。虽然已有研究发现中央环保督察能够促进企业绿色创新(李依等,2021),并通过创新改善绩效(谌仁俊等,2019),但对创新激励效应的考察局限于技术创新,而非工艺创新。生态问责的压力迫使地方党委政府将环保压力转移到企业身上,由于绿色技术创新具有高投入、高风险、研发时间长等特点,加强绿色工艺创新显然更符合企业在短期内降低污染物排放水平的需要。因此,本文通过研究中央环保督察对企业绿色工艺创新的影响,进一步完善了生态问责影响企业创新的研究,同时也为政府通过生态问责制度推进我国生态文明建设的有效性提供了直接证据。

第二,本文拓展了生态问责作用情境的研究。已有研究在产权性质和高管政治背景视角下研究生态问责的作用差异(王鸿儒等,2021),这是基于政治关系展开的情境研究,主要考察生态问责能否打破政企环境套利空间(程宏伟和胡栩铭,2019)。除此之外,少有研究关注生态问责的作用情境。本文通过研究媒体报道这一非正式监督机制在中央环保督察影响企业绿色工艺创新中的作用,进一步拓展了生态问责作用情境的研究。这不仅是对已有研究的有益补充,而且为正式制度与非正式制度联结起来发挥“合力”作用改善生态环境质量提供了参考。

## 二、文献回顾与理论假设

绿色工艺创新是一种通过对生产工艺进行改善以减少对环境负面影响的创新模式(Chen,2008),包括分别以降低污染物产生和减少已产生污染物排放为目的的清洁生产技术创新和末端治理技术创新两个维度(Xie等,2016)。鉴于绿色工艺创新在改善企业环境管理、促进制造业企业可持续发展等方面的有效性,学者们广泛探讨了绿色工艺创新的前因与后果。利益相关者的需求和环境政策监管是驱动企业进行绿色工艺创新的重要前因(解学梅等,2020)。在经济后果方面,得益于降低污染排放的积极功效,绿色工艺创新能够提升能源利用效率(Guo等,2017;Huang和Li,2017),帮助企业获取经济利益(Xie等,2016)。同时,绿色工艺创新有助于企业改善声誉和形象(Chen,2008),提升企业竞争优势(Xie等,2016)。虽然对于促进企业加强绿色工艺创新的重要性已达成共识,但学界对于如何通过政策手段促进绿色工艺创新的研究依然不足。尤其不清楚在当前生态文明建设的宏观背景下,政府的生态问责制度如何影响企业绿色工艺创新。

合理且严格的环境规制能够促进企业创新(Porter,1991;Porter和Van Der Linde,1995)。环境规制可以划分为命令控制型和市场型(Xie等,2017),以中央环保督察为重要推行机制的生态问责制度存在明显的命令控制型特征,能够凭借其严格的规制措施促进企业绿色工艺创新。首先,“党政同责”的督政机制确保了地方环保工作权责一致,并且将环保绩效作为官员晋升的考评标准之一,这显著提升了地方党委政府为应对生态问责而加强对企业环保执法的积极性。其次,生态问责的推行机制对地方环境整改提出了明确要求,即在获得督察反馈结果后,省级党委政府需要在30个工作日内将整改方案报送国务院审核,并依法依规问责有关责任人,向社会公开整改方案和落实情况,这也导致出现“一刀切”和“切一刀”的地方环境治理回应方式(张国磊等,2020)。基于以上两点,生态问责通过严格的规制措施显著提高被督察地区的环境规制强度。在生态问责的政治压力下,环境治理压力从行政监管部门向企业转移,对超标排放污染物的企业起到良好的震慑作用(王强等,2019)。尤其对于重污染企业而言,必须增加在绿色工艺创新方面的投入,通过改进生产工艺降低污染物的产生和减少污染物的排放,才能达到整改要求、恢复正常生产。因此,生态问责依靠其强有力的推行机制,通过“治污”责任转移,对企业绿色工艺创新具有促进作用。据此,本文提出如下假设:



H1:生态问责能显著促进企业绿色工艺创新,体现在中央环保督察促使企业增加绿色工艺创新投入。

移动通信技术的快速发展和互联网的高度普及,使人们可以通过更多媒介获取所需要的信息,这对资本市场现有的信息披露、传播体系形成冲击并可能对解决信息不对称问题带来变革(徐巍和陈冬华,2016)。在此背景下,媒体报道作为一项法律外的替代机制(李培功和沈艺峰,2010),对企业的外部监督作用将更加明显。目前,主流研究肯定了媒体报道的公司治理作用(Dyck等,2008;李培功和沈艺峰,2010;醋卫华和李培功,2012;Peña-Martel等,2018),认为媒体报道可以削弱大股东对小股东利益的侵占(Dyck等,2008)、提高董事会效率(Joe等,2009)、降低代理成本和企业违规概率(罗进辉,2012;周开国等,2016)、促进社会责任履行(李百兴等,2018)、提升高管薪酬契约有效性(罗进辉,2018),并对促进企业创新与业绩改善具有积极影响(郑志刚等,2011;杨道广等,2017;欧锦文等,2021)。此外,也有多项研究指出,媒体报道带来的市场压力效应促进企业产生更多盈余管理行为,因为媒体报道通过提升投资者关注形成市场压力,企业为达到市场期望而采取更多机会主义行为(于忠泊等,2011;应千伟等,2017;王福胜等,2021)。无论是外部治理效应还是市场压力效应,其背后的作用机制表明,媒体报道主要通过发挥其信息传递功能缓解信息不对称,以履行非正式监督职能,从而规范企业经营行为(Dyck等,2008;Bushee等,2010;杨玉龙等,2017)。一方面,媒体报道的曝光作用引起政府和社会公众的关注,甚至导致行政监督与介入,遭到法律惩戒。另一方面,在声誉约束机制和公众形象管理动机下,管理者会担心媒体报道对自身产生负面影响,继而影响其职业发展和社会交往(Dyck等,2008)。

基于媒体报道对企业行为的作用机制,本文分析在媒体报道的作用下生态问责对企业绿色工艺创新的影响。环境保护作为企业必须履行的一项社会责任,在媒体监督越强的情况下履行越好(李百兴等,2018)。首先,媒体的信息中介作用在有限认知的个体面对无限信息时愈发关键(Fang和Peress,2009),媒体对企业环保表现的报道不仅促进企业环境信息披露(沈洪涛和冯杰,2012),而且有效缓解环保信息在企业与投资者、社会公众以及政府之间的不对称(王云等,2017)。其次,由于媒体报道会对管理者声誉产生影响(郑志刚等,2011),如果媒体曝光企业存在环境污染行为,会影响各方对他们的印象和评价。随着公众环保意识的增强和政府对环境问题的重视,媒体通过调查、取证揭露企业污染环境的新闻总是吸引各界关注,不但直接引发政府监管部门的关注,而且影响社会公众对企业的评价。因此,频繁的媒体报道形成了强大的社会舆论压力以及影响声誉的基本条件,从而对企业管理者产生无形的激励与约束(罗进辉,2018)。被媒体报道较多的企业由于受到媒体外部监督机制的影响,为了维护其声誉会格外重视环境保护,以减少因发生环保事件而被媒体曝光的风险。在生态问责推行之后,虽然地方行政监管部门加强了对环境污染行为的整治,但由于被媒体报道较多的企业一直重视环境保护而受影响较小,所以生态问责对其绿色工艺创新的影响不明显。相反,那些被媒体报道较少的企业由于缺乏声誉约束,其环境污染行为无法受到外部监督机制的有效约束。因此,被媒体报道较少的企业受生态问责的影响较大,在环保督察过程中暴露出来的环境污染问题促使其亟需通过加强绿色工艺创新减少污染。基于以上分析,本文提出如下假设:

H2a:生态问责对绿色工艺创新的促进作用在媒体报道较少的企业中显著,在媒体报道较多的企业中不显著。

媒体报道具有情绪特点,即对企业的报道可能是正面、中性或负面,这将影响社会公众如何评价被报道的企业(王云等,2017)。基于成本与收益的考虑,媒体往往选择性质严重的企业问题进行负面报道(醋卫华和李培功,2012),以追求轰动效应(Ahern和Sosyura,2015)。这是因

为与正面报道相比,社会公众对负面报道的接受程度更高,也更容易回应负面信息(Pfarrer等,2010)。由于媒体报道会引起市场反应(Kothari等,2009),负面报道会给股价造成消极影响(Tetlock,2007),从而为公司管理层带来巨大的市场压力(应千伟等,2017)。与被正面报道较多的企业相比,被负面报道较多的企业具有降低社会负面评价,提高自身声誉的强烈需求。在生态问责推行过程中,被媒体负面报道较多的企业由于承受较大的市场压力和社会压力,在行政规制和声誉约束下会更积极地通过绿色工艺创新减少对环境的污染,以避免因为环保问题被媒体负面报道,更进一步损害企业形象和声誉。被正面报道较多的企业在环保方面往往做得更好,因为一旦发生环境污染事件,媒体进行负面报道产生的轰动效应更大,因此造成的负面社会影响和股价波动也更严重。尤其生态问责增加了企业因为环保问题被媒体曝光的可能性。因此,被正面报道较多的企业受到生态问责的影响较小,生态问责对其绿色工艺创新的作用不明显。基于以上分析,本文提出以下假设:

H2b:生态问责对绿色工艺创新的促进作用在负面报道较多的企业中显著,在正面报道较多的企业中不显著。

### 三、研究设计

#### (一)样本来源

由于本文需要考察中央环保督察这项生态问责的实施机制对绿色工艺创新的影响,所以参考谌仁俊等(2019)的做法,选择在沪深A股上市的工业企业2012—2018年的数据作为研究样本,并剔除了存在缺失值和被标注为ST、\*ST等财务异常的上市公司样本。考虑到媒体报道的约束作用和控制变量对绿色工艺创新的影响可能存在滞后性,所以在数据的时间跨度上,媒体报道、控制变量的数据为t-1年。绿色工艺创新与控制变量的数据来自于国泰安CSMAR数据库,媒体报道数据来自于CNRDS数据库,该数据库提供了上市公司网络和报刊财经新闻的数量、情感等统计数据。为了消除极端值的影响,本文对所有连续变量进行了上下1%水平上的缩尾处理。

#### (二)模型设定

中央环保督察作为一项准自然实验,本文使用多期双重差分法检验其对企业绿色工艺创新的作用。为此构建如下多期DID模型:

$$GPI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} + \alpha_2 Post_{i,t} + \alpha_3 Control_{i,t-1} + \alpha_4 Firm_i + \alpha_5 Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$Treat_{i,t}$ 为分组变量,表示企业*i*在*t*年是否属于重污染行业,将属于重污染行业的企业赋值为1,非重污染行业的企业赋值为0。由于中央环保督察对污染型工业企业存在显著影响,因此参考崔广慧和姜英兵(2019)的做法,选择采掘业、食品和饮料业,纺织、服装和皮毛业,造纸和印刷业,石油、化学、塑胶、塑料业,金属、非金属业,医药和生物制品业,电力、煤气及水的生产与供应业等八类重污染行业的企业作为处理组,选择木材和家具业,电子业,机械、设备、仪表业,其他制造业等非重污染行业的企业作为控制组。 $Post_{i,t}$ 为时间变量,表示企业*i*在*t*年是否受到中央环保督察的影响。由于中央环保督察从2016年1月持续到2017年9月,其中16个省市在2016年被督察,15个省市在2017年被督察,此情形不符合传统DID对政策时点的要求,需要使用能够应对政策时点不同的多期DID,即将不同省份被督察年份及之后的年份赋值为1,之前的年份赋值为0。虽然中央环保督察组进驻每个省份的时间只有一个月,但由于搭建起了长期的“党政同责”机制,尤其减少了公众参与环保的制度障碍(谌仁俊等,2019),并且自2018年起,中央环保督察实行“回头看”,这一常态化机制有效促进了各省份环境治理的持续性。

### (三)变量设计

1. 因变量:绿色工艺创新GPI。现有研究对绿色工艺创新的测量主要从清洁生产技术创新和末端治理技术创新两方面入手,并选取污染产生强度、污染排放率作为代理变量来推断清洁生产与末端治理技术水平(毕克新等,2011;解学梅等,2019)。这种测量方式主要体现企业的绿色工艺创新水平,但本文的研究重点在于考察生态问责是否显著促进企业开展绿色工艺创新,即检验企业是否增加绿色工艺创新投入。因此,本文根据上市公司年报中披露的财务报表附注中的在建工程明细,逐一判断每个项目是否属于绿色工艺创新。判断标准在于此项目是否符合绿色工艺创新的内涵,例如“脱硫系统改造”“机组超低减排改造项目”等,然后使用当年所有项目发生额总和加1后取对数的形式测量绿色工艺创新投入。

2. 调节变量:媒体报道MR。本文借鉴以往研究的做法(醋卫华和李培功,2012;王福胜等,2021),考察媒体报道的数量和情感分别对生态问责与企业绿色工艺创新之间关系的调节作用。具体地,本文使用报道上市公司的财经新闻数量直接衡量媒体报道数量(MR\_qua)。对于新闻情感,CNRDS数据库所提供的数据包含正面(MR\_po)、中性(MR\_neu)和负面(MR\_neg)三种情感,并且使用机器学习的有监督学习模型进行评价,在测试数据集上的准确率达到85%,可以认为其提供的新闻情感数据是可靠的。具体计算方法详见CNRDS数据库说明。

3. 控制变量Control:本文主要考虑可能会影响企业绿色工艺创新的因素进行控制,包括以下企业层面的变量:(1)企业规模FS,使用资产总额取自然对数的形式表示。(2)企业年龄FA,用截至当期企业成立年限的自然对数表示。(3)企业投资FI,用支付构建固定资产、无形资产和其他长期资产的现金与总资产的比值衡量。(4)企业成长性FG,使用总资产增长率衡量,即总资产期末值与总资产期初值的差值比总资产期初值。(5)企业负债水平FL,用资产负债率衡量,即总负债比总资产。(6)企业盈利能力ROA,使用总资产净利润率衡量,即净利润比平均总资产。(7)经营现金净流量CF,使用经营活动产生的现金净流量与总资产的比值表示。同时,本文还控制了公司治理方面的因素:(8)董事长与总经理两职兼任FD,若存在兼任赋值为1,否则赋值为0。(9)独立董事比例IP,即独立董事人数占董事人数的比例。(10)股权制衡BP,用第二到第十大股东持股比之和与第一大股东持股比的比值衡量。除此之外,本文还控制了公司个体固定效应Firm和时间固定效应Year。具体变量信息如表2所示。

表2 变量定义

变量名	变量符号	变量定义
绿色工艺创新投入	GPI	通过逐一判断企业年报的财务报表附注中披露的在建工程科目中的项目是否属于绿色工艺创新,然后使用项目金额取对数的形式衡量
企业分组变量	Treat	重污染工业企业赋值为1,非重污染工业企业赋值为0
时间分组变量	Post	企业被督察当年及之后的年份赋值为1,之前的年份赋值为0
媒体报道	MR	媒体报道数量:报道上市公司的财经新闻数量 媒体报道情感:详见CNRDS数据库说明
企业规模	FS	总资产的自然对数
企业年龄	FA	截止当期企业成立年限的自然对数
企业投资	FI	(支付构建固定资产、无形资产和其他长期资产的现金)/总资产
企业成长性	FG	总资产增长率=(总资产期末值-总资产期初值)/总资产期初值
企业负债水平	FL	总负债/总资产
企业盈利能力	ROA	总资产净利润率=净利润/平均总资产
经营现金净流量	CF	经营活动产生的现金净流量/总资产
两职兼任	FD	董事长与总经理兼任的赋值为1,否则赋值为0
独立董事比例	IP	独立董事人数占董事人数的比例
股权制衡	BP	第二到第十大股东持股比之和与第一大股东持股比的比值



## 四、实证分析

### (一)描述性统计

表3列示了对主要变量描述性统计的结果,全样本是包含1415家企业、8490条样本量的平衡面板数据。从结果来看,样本企业在绿色工艺创新方面的投入差距较大(标准差为4.778,最大值为18.277,最小值为0),并且样本企业之间被媒体报道的情况也存在显著差距,但控制变量差距不大。

表3 变量描述性统计结果

变量	数据量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GPI</i>	8490	1.604	4.778	0	18.277
<i>MR_qua</i>	8490	480.614	1124.227	0	26441
<i>MR_pos</i>	8490	212.300	461.998	0	10392
<i>MR_neu</i>	8490	119.932	352.940	0	8506
<i>MR_neg</i>	8490	148.382	366.026	0	9886
<i>FS</i>	8490	22.137	1.225	19.804	25.861
<i>FL</i>	8490	0.425	0.204	0.051	0.924
<i>ROA</i>	8490	0.036	0.052	-0.157	0.192
<i>FG</i>	8490	0.144	0.259	-0.264	1.557
<i>FA</i>	8490	2.722	0.373	1.609	3.367
<i>CF</i>	8490	0.045	0.066	-0.154	0.230
<i>FI</i>	8490	0.052	0.044	0.001	0.216
<i>FD</i>	8490	0.249	0.433	0	1
<i>IP</i>	8490	0.373	0.052	0.333	0.571
<i>BP</i>	8490	0.869	0.749	0.041	3.787

### (二)假设检验

为控制样本选择偏误对实证结果的影响,本文采取倾向得分匹配法(PSM),以企业规模、年龄、投资情况、成长性、负债水平、盈利能力、经营现金净流量以及公司治理特征为协变量,使用半径匹配(半径为0.001)的方法进行样本配对,然后使用多期双重差分法对匹配后的样本进行分析,结果如表4所示。根据表4中第(1)列的结果,交互项的回归系数显著为正( $t=2.11$ ,  $p=0.035$ ),说明生态问责能够显著促进企业增加绿色工艺创新投入,验证H1。生态问责依靠中央环保督察“党政同责”的督政机制切实提高地区环境规制水平,并且通过及时整改的严格要求迫使地方党委政府加强环境整治,通过治污责任转移促使企业减少污染物的产生和排放以完成整改方案,从而提高企业开展绿色工艺创新的积极性。

本文采用样本分组的方式检验媒体报道的调节作用。首先,由于投资者关注有限,上市公司出现在媒体报道中的次数与投资者对该上市公司的关注程度有密切联系(杨涛和郭萌萌,2019),所以本文根据媒体报道数量,按照均值区分被媒体报道较多的企业和较少的企业,从而形成两个子样本分别进行检验。如表4中第(2)列所示,交互项的回归系数虽然为正,但不显著( $t=0.22$ ,  $p=0.827$ ),表明对媒体报道较多的企业而言,生态问责无法显著影响其绿色工艺创新。因为这些企业的环保行为受到较强的媒体监督,所以在生态问责推行过程中不会因为环境规制水平的提升而受到较大影响,因而导致生态问责对其绿色工艺创新没有显著影响。表4中第(3)列的结果显示,交互项的回归系数显著为正( $t=2.29$ ,  $p=0.022$ ),表明生态问责能够显著促进被媒体报道较少的企业增加绿色工艺创新投入。被媒体报道较少的企业由于缺乏有效的外部监督,其环保行为没有得到足够重视,因此在生态问责的过程中受到较大影响,需要通过加强绿色工艺创新减少污染物的产生和排放。综上,实证结果支持了H2a。

表4 生态问责、媒体报道与绿色工艺创新

变量	全样本 (1)	媒体报道多 (2)	媒体报道少 (3)	正面报道多 (4)	负面报道多 (5)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.366** (2.11)	0.087 (0.22)	0.478** (2.29)	0.061 (0.28)	1.120*** (2.62)
<i>Post</i>	-0.419* (-1.94)	-0.016 (-0.04)	-0.664** (-2.48)	-0.267 (-1.09)	-1.432 (-1.91)
<i>FS</i>	-0.067 (-1.61)	0.029 (0.32)	-0.113** (-2.24)	-0.088* (-1.82)	0.080 (0.67)
<i>FL</i>	-0.773 (-1.55)	0.805 (0.47)	-1.053* (-1.91)	-0.932 (-1.51)	-1.309 (-1.05)
<i>ROA</i>	1.732 (1.37)	1.182 (0.35)	1.918 (1.33)	2.615 (1.32)	-1.167 (-0.54)
<i>FG</i>	0.125 (0.63)	-0.138 (-0.26)	0.154 (0.66)	0.003 (0.01)	0.401 (0.73)
<i>FA</i>	0.403 (0.63)	2.161 (1.26)	0.128 (0.18)	0.511 (0.69)	1.901 (1.12)
<i>CF</i>	-1.467 (-1.62)	1.505 (0.66)	-2.079** (-2.00)	-0.894 (-0.72)	-3.188* (-1.85)
<i>FI</i>	-1.699 (-1.21)	1.063 (0.28)	-1.743 (-1.07)	-1.455 (-0.84)	-4.105 (-1.13)
<i>FD</i>	-0.015 (-0.09)	0.334 (0.71)	-0.089 (-0.46)	0.032 (0.15)	-0.065 (-0.16)
<i>IP</i>	-0.290 (-0.20)	-2.570 (-0.82)	0.509 (0.29)	-1.606 (-0.87)	3.054 (1.05)
<i>BP</i>	-0.295*** (-2.59)	-0.060 (-0.18)	-0.355*** (-2.73)	-0.359** (-2.25)	0.039 (0.16)
<i>Firm &amp; Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Constant</i>	2.366 (1.20)	-4.046 (-0.79)	3.761 (1.64)	3.151 (1.40)	-6.007 (-1.07)
<i>Observations</i>	8388	1672	6471	6247	1676
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.378	0.491	0.339	0.372	0.364

注：表中为回归系数，括号内为*t*值，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著，下同。

其次，本文根据财经新闻的情感进行分组，将正面新闻多于负面新闻的归为正面报道较多的样本，反之则归为负面报道较多的样本。重新检验的结果如表4中第(4)(5)列所示。表4中第(4)列的结果显示，交互项的回归系数虽为正，但不显著( $t=0.28, p=0.780$ )，说明对正面报道较多的企业而言，生态问责对其绿色工艺创新的影响不显著。被正面报道较多的企业往往在环保方面表现更好，因为这些企业会更加重视环保以维持良好的声誉和社会形象。虽然生态问责促使地方加强环境整治，但并未对这些企业的绿色工艺创新产生显著影响。根据表4中第(5)列的结果，交互项的回归系数显著为正( $t=2.62, p=0.009$ )，说明生态问责显著促进了负面报道较多的企业增加绿色工艺创新投入。由于负面报道较多的企业具有提高声誉的强烈需求，在生态问责的规制压力下会更积极地进行绿色工艺创新，以降低因为污染物排放超标而被媒体负面报道的风险。综上，实证结果支持了H2b。

除此之外，为了避免匹配方法选择导致的问题，本文还采用一对一匹配、一对四匹配、核匹配等方法重新对样本进行匹配后再检验，结论没有发生变化。

### (三)稳健性检验

#### 1. 平行趋势假设检验

本文检验了使用多期双重差分法的前提条件——平行趋势假设。参考王立勇和祝灵秀(2019)的研究，选取自然实验发生之前的样本，设置时间趋势变量*Trend*，根据年份分别赋值1至3，然后与分组变量组成交互项进行回归。结果如表5中第(1)列所示，交互项的回归系数不显著( $t=1.08, p=0.280$ )，说明处理组与控制组的绿色工艺创新投入在中央环保督察开始前的变动趋势一致，符合平行趋势假设的要求。

#### 2. 政策时间随机性检验

考虑到中央环保督察正式实施之前，就已经明确了要对省级党委和政府及其有关部门开展环保督察，这可能会导致这一政策的作用提前产生。因此，本文需要通过假设中央环保督察的发生时间比事实提前，从而进行政策时间随机性假设检验。参考谌仁俊等(2019)等的做法，



将中央环保督察实施时间提前两年后重新检验。结果如表5中第(2)列所示,交互项的回归系数不显著( $t=-0.31, p=0.755$ ),说明假定的生态问责对企业绿色工艺创新没有显著影响,通过了政策时间随机性假设检验,证明本文的估计结果是可靠的。

表5 平行趋势假设和政策时间随机性检验结果

变量	平行趋势假设	政策时间随机性
	(1)	(2)
<i>Treat</i> × <i>Trend</i>	0.149(1.08)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i>		-0.095(-0.31)
<i>Post</i>		-0.154(-0.71)
<i>Control</i>	yes	yes
<i>Firm &amp; Year</i>	yes	yes
<i>Constant</i>	6.907*(1.89)	2.226(0.88)
<i>Observations</i>	4185	5580
<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>	0.391	0.408

### 3. 媒体报道的异质性

#### (1) 区分媒体的类型

由于网络媒体以互联网作为传播平台,相比于传统媒体具有更强的传播力与影响力,能够在短时间内充分发挥媒体效应(王福胜等,2021)。本文使用的CNRDS数据库中财经新闻的来源主要分为网络和报刊,并且两者新闻数量存在显著差异(网络新闻明显多于报刊新闻),因此形成的社会影响可能也存在差异。所以,有必要在进一步区分财经新闻的媒体类型前提下检验媒体报道的调节作用。

首先,在区分网络媒体和报刊媒体的前提下检验媒体报道数量在生态问责与企业绿色工艺创新之间的调节作用,结果如表6所示。根据表6中第(1)列的结果,交互项的回归系数不显著( $t=0.87, p=0.383$ ),说明生态问责对绿色工艺创新的影响在网络媒体报道较多的企业中不显著。表6中第(2)列的结果显示,交互项的回归系数显著为正( $t=2.11, p=0.035$ ),说明生态问责显著促进了网络媒体报道较少的企业在绿色工艺创新方面增加投入。根据表6中第(3)(4)列的结果,虽然交互项的系数大小与显著性有所变化,但所获得的结论均与上述一致。综上,在区分网络财经新闻与报刊财经新闻的前提下,所得到的结论均支持了H2a,这说明不同的媒体类型不能影响研究结论。

表6 区分媒体类型的检验结果(一)

变量	网络媒体		报刊媒体	
	媒体报道多	媒体报道少	媒体报道多	媒体报道少
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.346(0.87)	0.448**(2.11)	0.308(0.68)	0.386*(1.93)
<i>Post</i>	0.117(0.28)	-0.668**(-2.34)	0.366(0.64)	-0.550**(-2.30)
<i>Control</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Firm &amp; Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Constant</i>	-2.314(-0.47)	3.720(1.58)	-0.895(-1.45)	4.234*(1.92)
<i>Observations</i>	1791	6287	1338	6898
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.480	0.335	0.450	0.360

其次,在区分网络媒体和报刊媒体的前提下检验媒体报道情感在生态问责与企业绿色工艺创新之间的调节作用,结果如表7所示。根据表7中第(1)列的结果,交互项的回归系数不显著( $t=0.51, p=0.611$ ),表明生态问责对网络媒体正面报道较多的企业的绿色工艺创新没有显著影

响。根据表7中第(2)列的结果显示,交互项的回归系数显著为正( $t=2.39, p=0.017$ ),说明生态问责对绿色工艺创新的影响在网络媒体负面报道较多的企业中显著。根据表7中第(3)(4)列的结果,可以得到与前文一样的结论。因此,无论是网络媒体报道,还是报刊媒体报道,均支持了H2b。

表7 区分媒体类型的检验结果(二)

变量	网络媒体		报刊媒体	
	正面报道多 (1)	负面报道多 (2)	正面报道多 (3)	负面报道多 (4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.114(0.51)	0.902** (2.39)	0.325(1.59)	1.640*** (2.64)
<i>Post</i>	-0.315(-1.26)	-1.002(-1.52)	-0.250(-1.01)	-1.495(-1.46)
<i>Control</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Firm &amp; Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Constant</i>	3.291(1.44)	-2.441(-0.46)	3.315(1.43)	4.201(0.61)
<i>Observations</i>	5924	1978	6579	876
<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>	0.375	0.386	0.393	0.313

### (2)区分企业名称在新闻中的位置

考虑到在新闻报道中,企业名称可能出现在标题中,也可能出现在内容中,这对媒体报道的作用可能存在影响。因此,本文参考王福胜等(2021)的研究,在区分企业名称出现在标题和内容两种情况后分别检验H2a,结果如表8所示。根据表8中第(1)列的结果,交互项的回归系数不显著( $t=-0.41, p=0.681$ ),说明生态问责对媒体报道较多的企业的绿色工艺创新没有显著影响。表8中第(2)列的结果显示,交互项的回归系数显著为正( $t=2.63, p=0.008$ ),表明生态问责对绿色工艺创新的影响在媒体报道较少的企业中显著。根据表8中第(3)(4)列的结果,虽然交互项的系数大小与显著性有所变化,但所获得的结论均与上述一致。综上,无论企业名称出现在标题还是内容中,所获结论均支持了H2a。

表8 区分企业在新闻中位置的检验结果

变量	标题		内容	
	媒体报道多 (1)	媒体报道少 (2)	媒体报道多 (3)	媒体报道少 (4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.134(-0.41)	0.620*** (2.63)	0.005(0.01)	0.484** (2.32)
<i>Post</i>	-0.130(-0.44)	-0.413(-0.95)	0.044(0.10)	-0.646** (-2.42)
<i>Control</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Firm &amp; Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Constant</i>	-2.804(-0.83)	6.226** (2.26)	-4.209(-0.81)	3.676(1.61)
<i>Observations</i>	2590	5328	1645	6476
<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>	0.512	0.326	0.495	0.340

## 五、研究结论与启示

### (一)研究结论

生态问责制度是改善我国环境现状和提升经济发展质量的重要手段,但现有研究并未考察这一制度对企业绿色工艺创新的影响。基于中央环保督察这项自然实验,本文检验了生态问责对企业绿色工艺创新的影响,以及媒体报道的情境作用,有助于审视我国生态问责制度在解决“经济高速增长”与“环境质量恶化”两难困境中的作用。本文以在沪深A股上市的工业企业2012—2018年的数据作为研究样本,使用多期双重差分法研究发现:中央环保督察对企业绿色

工艺创新投入有显著促进作用,表明生态问责能够正向影响企业绿色工艺创新。进一步研究媒体报道的情境作用发现,生态问责对绿色工艺创新的促进作用在媒体报道较少的企业中显著,但在媒体报道较多的企业中不显著;同时,生态问责能够显著促进负面报道较多的企业增加绿色工艺创新投入,但对正面报道较多的企业没有显著影响。

## (二)研究启示

研究结论首先对政府完善生态问责的实施机制具有现实参考意义。由于“十四五”规划中明确提出完善中央生态环境保护督察制度,所以如何完善成为政府监管部门亟需考虑的问题。本文发现生态问责能够有效促进企业绿色工艺创新,这说明中央环保督察作为生态问责的实施机制对企业环境污染行为具有约束作用。但这一约束作用存在时效性,而本文揭示了中央环保督察与媒体报道存在互补作用,这启示了可以通过发挥媒体报道对企业环境污染行为的外部监督作用弥补中央环保督察常态化推行机制存在的不足。通过增加媒体对企业环境问题的报道,将更多环境信息传递给社会公众和监管部门,有助于协助生态问责改善生态环境以推进我国生态文明建设。

研究结论其次对如何促进企业绿色工艺创新具有一定启示作用。基于企业在生态问责压力下加强绿色工艺创新这一发现,本文再次证明了弱波特假说的存在,即环境规制能够促进企业创新。但值得反思的是,虽然绿色工艺创新能够提高企业社会认可度,从而有助于提升其竞争优势,但企业依然缺乏加强绿色工艺创新的动力。根据研究结论,应当强化企业面对的外部监管力度,既要提高政府监管部门对企业环境污染行为的执法力度,又要加强媒体对企业环保问题的报道。这不但有利于企业加强绿色工艺创新,以更好地协调与社会的关系,塑造自身良好的声誉,而且有助于解决工业企业环境污染的痼疾。

## (三)研究局限与展望

本文借助自然实验的方法考察生态问责对企业绿色工艺创新的作用效果和情境,但没有实证检验生态问责对企业绿色工艺创新的作用机理。生态问责以自上而下的行政压力迫使地方党委政府将环境治理压力转移到企业身上,如何刻画这一压力传导机制并选取合适的方法度量,是揭示生态问责影响企业绿色工艺创新机制的重要一环。在环保监管部门向企业施加环境规制压力的同时,政府为了调动企业环境治理积极性会给予政策扶持,研究环保激励政策与生态问责的协同作用有助于更全面地解读政府的环境治理手段。此外,我国目前的绿色工艺创新主要以末端治理技术创新为主,对清洁生产技术创新的重视不够(解学梅等,2020)。考察生态问责分别对清洁生产技术创新和末端治理技术创新的影响,有助于更加深入地洞悉生态问责对企业绿色工艺创新的作用机理。

## 主要参考文献

- [1]毕克新,杨朝均,黄平. FDI对我国制造业绿色工艺创新的影响研究——基于行业面板数据的实证分析[J]. 中国软科学, 2011, (9): 172-180.
- [2]程宏伟,胡翎铭. 生态问责制度对政商关系转型的影响分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(9): 164-176.
- [3]酃卫华,李培功. 媒体监督公司治理的实证研究[J]. 南开管理评论, 2012, 15(1): 33-42.
- [4]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]. 经济管理, 2019, 41(10): 54-72.
- [5]李百兴,王博,卿小权. 企业社会责任履行、媒体监督与财务绩效研究——基于A股重污染行业的经验数据[J]. 会计研究, 2018, (7): 64-71.
- [6]李培功,沈艺峰. 媒体的公司治理作用:中国的经验证据[J]. 经济研究, 2010, 45(4): 14-27.
- [7]李依,高达,卫平. 中央环保督察能否诱发企业绿色创新?[J]. 科学学研究, 2021, 39(8): 1504-1516.



- [8]刘张立, 吴建南. 中央环保督察改善空气质量了吗?——基于双重差分模型的实证研究[J]. *公共行政评论*, 2019, 12(2): 23-42, 193-194.
- [9]罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J]. *金融研究*, 2012, (10): 153-166.
- [10]罗进辉. 媒体报道与高管薪酬契约有效性[J]. *金融研究*, 2018, (3): 190-206.
- [11]欧锦文, 陈艺松, 林洲钰. 慈善捐赠的媒体关注与企业创新[J]. *外国经济与管理*, 2021, 43(4): 111-122.
- [12]沈洪涛, 冯杰. 舆论监督、政府监管与企业环境信息披露[J]. *会计研究*, 2012, (2): 72-78.
- [13]谌仁俊, 肖庆兰, 兰受卿, 等. 中央环保督察能否提升企业绩效?——以上市工业企业为例[J]. *经济评论*, 2019, (5): 36-49.
- [14]涂正革, 邓辉, 谌仁俊, 等. 中央环保督察的环境经济效益: 来自河北省试点的证据[J]. *经济评论*, 2020, (1): 3-16.
- [15]王福胜, 王也, 刘仕煜. 网络媒体报道对盈余管理的影响研究——基于投资者异常关注视角的考察[J]. *南开管理评论*, 2021, 24(5): 116-129.
- [16]王鸿儒, 陈思丞, 孟天广. 高管公职经历、中央环保督察与企业环境绩效——基于A省企业层级数据的实证分析[J]. *公共管理学报*, 2021, 18(1): 114-125, 173.
- [17]王立勇, 祝灵秀. 贸易开放与财政支出周期性——来自PSM-DID自然实验的证据[J]. *经济学动态*, 2019, (8): 40-55.
- [18]王岭, 刘相锋, 熊艳. 中央环保督察与空气污染治理——基于地级城市微观面板数据的实证分析[J]. *中国工业经济*, 2019, (10): 5-22.
- [19]王强, 谭忠富, 谭清坤, 等. 环保督察下的超标排放污染物企业退出机制研究[J]. *管理学报*, 2019, 16(2): 280-285.
- [20]王云, 李延喜, 马壮, 等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. *南开管理评论*, 2017, 20(6): 83-94.
- [21]解学梅, 霍佳阁, 王宏伟. 绿色工艺创新与制造业行业财务绩效关系研究[J]. *科研管理*, 2019, 40(3): 63-73.
- [22]解学梅, 王若怡, 霍佳阁. 政府财政激励下的绿色工艺创新与企业绩效: 基于内容分析法的实证研究[J]. *管理评论*, 2020, 32(5): 109-124.
- [23]徐巍, 陈东华. 自媒体披露的信息作用——来自新浪微博的实证证据[J]. *金融研究*, 2016, (3): 157-173.
- [24]杨道广, 陈汉文, 刘启亮. 媒体压力与企业创新[J]. *经济研究*, 2017, 52(8): 125-139.
- [25]杨涛, 郭萌萌. 投资者关注度与股票市场——以PM<sub>2.5</sub>概念股为例[J]. *金融研究*, 2019, (5): 190-206.
- [26]杨玉龙, 孙淑伟, 孔祥. 媒体报道能否弥合资本市场上的信息鸿沟?——基于社会关系网络视角的实证考察[J]. *管理世界*, 2017, (7): 99-119.
- [27]应千伟, 昝昊婧, 邓可斌. 媒体关注的市场压力效应及其传导机制[J]. *管理科学学报*, 2017, 20(4): 32-49.
- [28]张国磊, 曹志立, 杜焱强. 中央环保督察、地方政府回应与环境治理取向[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2020, 22(5): 14-22, 41.
- [29]张凌云, 齐晔, 毛显强, 等. 从量考到质考: 政府环保考核转型分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(10): 105-111.
- [30]郑思尧, 孟天广. 环境治理的信息政治学: 中央环保督察如何驱动公众参与?[J]. *经济社会体制比较*, 2021, (1): 80-92.
- [31]郑志刚, 丁冬, 汪昌云. 媒体的负面报道、经理人声誉与企业业绩改善——来自我国上市公司的证据[J]. *金融研究*, 2011, (12): 163-176.
- [32]周开国, 应千伟, 钟畅. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据[J]. *金融研究*, 2016, (6): 193-206.
- [33]Ahern K R, Sosyura D. Rumor has it: Sensationalism in financial media[J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28(7): 2050-2093.
- [34]Bushee B J, Core J E, Guay W, et al. The role of the business press as an information intermediary[J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48(1): 1-19.
- [35]Chen Y S. The driver of green innovation and green Image——green core competence[J]. *Journal of Business Ethics*, 2008, 81(3): 531-543.
- [36]Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(3): 1093-1135.
- [37]Fang L, Peress J. Media coverage and the cross-section of stock returns[J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(5): 2023-2052.
- [38]Guo L L, Qu Y, Tseng M L. The interaction effects of environmental regulation and technological innovation on regional green growth performance[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 162: 894-902.

- [39]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.
- [40]Joe J R, Louis H, Robinson D. Managers' and investors' responses to media exposure of board ineffectiveness[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(3): 579-605.
- [41]Kothari S P, Li X, Short J E. The effect of disclosures by management, analysts, and business press on cost of capital, return volatility, and analyst forecasts: A study using content analysis[J]. *The Accounting Review*, 2009, 84(5): 1639-1670.
- [42]Li R Q, Zhou Y C, Bi J, et al. Does the central environmental inspection actually work?[J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 253: 109602.
- [43]Lin J Y, Long C H, Yi C Z. Has central environmental protection inspection improved air quality? Evidence from 291 Chinese cities[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2021, 90: 106621.
- [44]Peña-Martel D, Pérez-Alemán J, Santana-Martín D. The role of the media in creating earnings informativeness: Evidence from Spain[J]. *BRQ Business Research Quarterly*, 2018, 21(3): 168-179.
- [45]Pfarrer M D, Pollock T G, Rindova V P. A tale of two assets: The effects of firm reputation and celebrity on earnings surprises and investors' reactions[J]. *Academy of Management Journal*, 2010, 53(5): 1131-1152.
- [46]Porter M E. America's green strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 264(4): 168.
- [47]Porter M E, Van Der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [48]Tetlock P C. Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(3): 1139-1168.
- [49]Xie R H, Yuan Y J, Huang J J. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on "Green" productivity: Evidence from China[J]. *Ecological Economics*, 2017, 132: 104-112.
- [50]Xie X M, Huo J G, Qi G Y, et al. Green process innovation and financial performance in emerging economies: Moderating effects of absorptive capacity and green subsidies[J]. *IEEE Transactions on Engineering Management*, 2016, 63(1): 101-112.

## **Ecological Accountability, Media Reports and Enterprises' Green Process Innovation: A Quasi-natural Experiment from Central Environmental Inspection**

Lei Xinghui, Zhang Jintao, Su Taoyong, Yu Yuzhu  
(*School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China*)

**Summary:** Ecological accountability is a key factor to promote ecological civilization construction in China. As its implementation mechanism, central environmental inspection is regarded as the toughest and unprecedented environmental policy in China(Chen et al., 2019). Prior studies have found that central environmental inspection plays a positive role in environmental supervision(Li et al., 2020), as the cross-hierarchy governance of "top-driven" in the design of its implementation mechanism strengthens the rigid binding force of environmental law enforcement. Especially for enterprises which cause serious environmental pollution, central environmental inspection urges them to reduce pollution emissions through improving production processes. Based on the quasi-natural experiment of central environmental inspection, we use the multiphase DID method to examine the effect of ecological accountability on enterprises' green process innovation, and the moderating effect of media reports.

We use the data from industrial enterprises listed in Shanghai and Shenzhen A-shares from 2012 to

2018, and take heavy-polluting enterprises as the treatment group and non-heavy-polluting enterprises as the control group. The results show that central environmental inspection significantly promotes enterprises to increase their investments in green process innovation, which indicates that ecological accountability has a significantly positive effect on green process innovation. We further demonstrate that the effect of ecological accountability on green process innovation has heterogeneity in different media reporting contexts. Specifically, the positive effect of ecological accountability on green process innovation is significant for enterprises with less media reports or more negative media reports rather than enterprises with more media reports or more positive media reports. Besides, the robustness of the results is verified by parallel trend test, randomness test of policy time and heterogeneity test of media reports.

The contributions are as follows: Firstly, prior studies have investigated the incentive effect of central environmental inspection on green technology innovation(Li et al., 2021 ). This paper further enriches the literature through studying the effect of central environmental inspection on green process innovation. Secondly, whereas existing literature mainly discusses the role of central environmental inspection in the political context(Cheng & Hu, 2019; Wang et al., 2021 ), it further expands the research on the context of ecological accountability through exploring the moderating role of media reports. The conclusions provide some policy inspirations: It is necessary to strengthen the external supervision role of media reports on the environmental pollution behavior of enterprises, which can make up for the shortcomings of the implementation mechanism in central environmental inspection. In addition, the external supervision that enterprises face should be strengthened to encourage them to develop green process innovation.

**Key words:** ecological accountability; green process innovation; central environmental inspection; media reports

(责任编辑:王 孜)