

# 污染物排放考核能驱动企业环境治理投入的量质齐升吗？

——来自节能环保类央企环保投资与绿色创新的证据

张兴亮,赵浩秀

(南京审计大学 会计学院,江苏 南京 211815)

**[摘要]**以环保投资衡量环境治理投入的“量”,以绿色创新衡量环境治理投入的“质”,采用双重差分法实证检验了污染物排放考核对节能环保类央企环境治理投入的影响,研究发现,污染物排放考核显著驱动节能环保类央企环境治理投入的量质齐升。机制检验表明,污染物排放考核通过提升高管的环保认知驱动环境治理投入的量质齐升。异质性检验表明,当企业所面对的环境规制较强或企业规模较大时,污染物排放考核对节能环保类央企环境治理投入的驱动作用更显著。治理后果检验表明,污染物排放考核通过对环境治理投入的驱动最终改善了这些企业的环境治理表现。研究结论表明,应当将企业环境治理责任的落实与高管的个人利益关联起来,充分激发企业环境治理的内部动力,从而提升企业环境治理效果。

**[关键词]**污染物排放考核;节能环保类央企;环保投资;绿色创新;高管环保认知;环境治理

**[中图分类号]**F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)03-0059-12

## 一、引言

中央企业(以下简称“央企”)是企业的“排头兵”,是党和国家依靠的重要力量,设计好央企的节能减排和绿色发展机制是实现高质量发展、推进中国式现代化的重要手段。事实上,早在2019年3月,国资委在颁布的《中央企业负责人经营业绩考核办法》(以下简称《考核办法》)中已经提出对节能环保重点类和关注类企业(以下简称“节能环保类央企”)加强反映企业行业特点的主要污染物排放等指标的考核(以下简称“污染物排放考核”),并将考核结果与高管的薪酬、晋升挂钩。那么,污染物排放考核是否会产生显著的环境治理效应?会不会促进央企环境治理投入数量和质量的提升?这些都是待检验的实证命题,研究这些问题有助于考察污染物排放考核的效果,对于进一步设计或优化央企乃至其他国有企业的环保考核制度有重要参考价值。

但就环保考核的现有研究来看,既有文献主要集中在环境绩效考核<sup>[1]</sup>、环保约谈<sup>[2-3]</sup>、环保督察<sup>[4-5]</sup>等针对地方官员考核制度的研究,缺少针对企业高管环保考核的研究。同时,就企业环境治理的影响因素而言,既有文献围绕环境规制<sup>[6]</sup>、政策的不确定性<sup>[7]</sup>、空气污染<sup>[8]</sup>、公众关注度<sup>[9]</sup>等方面考察了企业环境治理的驱动因素,但是鲜有研究探讨企业高管环保考核对环境治理的影响。此外,就目前针对《考核办法》展开研究的既有文献主要从企业创新<sup>[10]</sup>、EVA考核的执行<sup>[11]</sup>、高管隐性腐败<sup>[12]</sup>、现金持有<sup>[13-14]</sup>、非效率投资<sup>[15]</sup>、全要素生产率<sup>[16]</sup>等角度探究了业绩考核的效果或后果,但目前鲜有研究讨论《考核办法》中提到的

**[收稿日期]**2024-04-09

**[基金项目]**国家社会科学基金项目(24BGL088);江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX23\_2281)

**[作者简介]**张兴亮(1976—),男,江苏邳州人,南京审计大学会计学院教授,博士生导师,主要研究方向为公司治理与会计信息披露,邮编:zhxliang@nau.edu.cn;赵浩秀(1999—),女,山东临沂人,南京审计大学会计学院硕士生,主要研究方向为公司治理与财务管理。

污染物排放考核的环境治理效果。

鉴于此,本文对污染物排放考核是否能提升节能环保类央企环境治理投入这一问题进行研究。本文可能的贡献在于:第一,目前我国经济正从高速发展转向高质量发展阶段,实现经济绩效与环境绩效的共生共赢是实现高质量发展的关键,这就需要构建相关激励约束机制,本文提供了污染物排放考核这一微观机制影响企业环境治理投入的经验证据,这为进一步优化央企乃至其他国企的高管环保考核制度提供了决策依据,有助于夯实高质量发展的微观基础。第二,本文发现污染物排放考核驱动央企环境治理投入量质齐升的内在机制在于提升高管的环保认知,这为有关部门构建提升企业高管环保认知的其他宏观和微观机制以提升环境治理效果提供了决策参考。第三,本文针对央企高管污染物排放考核的环境治理效果研究,不仅是对目前环保考核领域、企业环境治理影响因素领域研究文献的重要补充,同时也弥补了目前针对央企考核的研究只关注业绩考核效果而忽视污染物排放考核效果的不足。

## 二、理论分析与研究假设

在国家治理的过程之中,政府的最终目的是实现社会福利最大化,国有企业是政府实现经济发展和治理目标所依靠的重要力量,政府将经济增长和相关社会责任分解并委托给国有企业承担,鼓励其完成国有资产的保值增值以及承担社会责任等任务。因此,国有企业具有营利性和公益性的双重特点,其营利性表现在国有资产的保值与增值,而其公益性则体现在国有企业成立的目标之一是领导、调动、调节国家或地区经济、政治任务<sup>[17]</sup>。国有企业又分为中央企业和地方企业,中央企业是由国务院国资委监督管理的国有企业,在国民经济命脉中占据支配地位。在政府对央企的监督管理中,政府的职责是向央企委派具备管理能力的高管,并做好激励机制的设计,激励高管有效落实政府的经济与政治任务。

值得关注的是,对央企高管激励机制的设计应当随着政府施政目标的变化而改变。在我国社会主义现代化建设的初级阶段,国内社会发展的核心矛盾集中表现在人民日益增长的物质文化与社会生产力相对滞后之间的矛盾。在这一阶段,发展经济、提升企业绩效作为一种可被量化同时相对令人信服的指标就被政府用作考核和晋升央企高管的重要依据。随着中国全面建成小康社会,经济发展已经达到了一定的水平,人民对高质量环境公共产品的需求日益增长,经济发展不能以牺牲环境为代价的观念开始深入人心。为此,2019年国务院国资委对《中央企业负责人经营业绩考核办法》进行了修订,提出“对节能环保重点类和关注类企业,加强反映企业行业特点的综合性能耗、主要污染物排放等指标的考核”的新要求。

随着污染物排放考核的实施,政府对节能环保类央企高管的考核机制逐步由以经济绩效为核心转变为经济绩效与环境绩效并重,污染物排放考核结果被用作高管薪酬分配、职务任免和晋升的重要依据。社会认知理论认为,个人经历会极大改变人的认知<sup>[18]</sup>,节能环保类央企高管经历的考核机制变化以及污染物排放考核结果与其薪酬及职务等切身利益挂钩,会极大提升他们的环保认知。而高管环保认知的提升会进一步影响其环保治理投入行为,因为高阶理论指出,高管的个人特征(包括高管认知)会对高管的企业管理行为产生显著影响<sup>[19]</sup>,高管会根据自身对环保的认知制定企业战略<sup>[20]</sup>,为了获得更高的薪酬收入以及在职务晋升中胜出,节能环保类央企高管具备通过提高环境治理投入以降低污染物排放从而提升其考核业绩的强烈动机。概言之,污染物排放考核通过提升高管的环保认知提升了企业的环境治理投入。

企业的环境治理投入可以分为末端治理和绿色转型投入<sup>[21-22]</sup>,其中末端治理是指不改变企业经营业务及过程,而是通过增加治污投入或购买治污设备等形成的环保投资<sup>[22]</sup>。与环保投资等末端治理方式相比,绿色转型投入采取的是以全过程预防为主的环境战略,通过技术创新等方式减少污染物的产生和排放,从源头控制环境污染,是一种与环保投资这种末端治理截然不同的前端治理。鉴于以上分析,本文以不改变企业经营及业务过程的环保投资这种末端治理投入衡量企业环境治理投入的“量”,以预防为主、从源头控制环境污染的绿色创新这种前端治理投入衡量企业环境治理投入的“质”。

就环保投资这一环境治理投入“量”而言,其具有投资周期长、机会成本高等特征,会导致政府与央企高管之间较严重的委托代理冲突。政府作为委托人,期待环境污染能够得到有效治理,通过促进央企加大环保投资能够改善环境治理水平,实现环境治理的目标。而央企高管作为代理人,其关注的利益与委托人关注的利益可能并不一致。由于环保投资的增加意味着企业大量资金被占用<sup>[23]</sup>,排污费、绿化费等费用性环保投资无法形成资产,购置相关治污设备等资本性环保投资的成本较高,且产生业绩的周期较长,这会大幅降低可由高管自主支配的自由现金流,也不利于高管获得较好的业绩评价,这些均与高管的利益产生冲突,故高管对于加大环保投资等末端治理的意愿并不强烈。而且由于信息不对称,央企高管作为代理人更具有信息优势,其为了自身的利益很可能采取减少末端治理的行动。但随着污染物排放考核的实施,节能环保类央企的环境治理结果直接与其高管的薪酬、晋升挂钩,高管的环保认知会得到极大提升,政府与央企高管关于环保投资的代理冲突会得到改善,节能环保类央企高管会倾向于增加环保投资等末端治理,实现环境治理投入在“量”上的增长,以降低污染物排放,从而提高考核业绩以获得更多的晋升激励和薪酬激励。

基于上述分析,本文提出如下假设 1:

H1: 污染物排放考核能够促进节能环保类央企增加环保投资。

在污染的治理过程中,相对于环保投资等末端治理,绿色创新是污染长远防治的根本途径<sup>[24]</sup>。但与实现环保投资这种“量”上的增长不同,绿色创新存在环境与创新的双重外部性<sup>[25-26]</sup>,即企业需要承担环境治理的全部成本却无法独占环境治理收益,同时,企业需要承担创新的全部成本以及可能失败的风险却无法独占创新所带来的全部收益,这种双重外部性会严重抑制高管绿色创新的意愿,高管为了规避绿色创新失败风险以及消除绿色创新所带来的成本增加从而导致企业短期利润下滑的担忧,往往会选择放弃绿色创新。随着污染物排放考核的实施,高管面临两种抉择:一是不改变企业发展方式,由此造成的高排放、高污染会使其受到惩罚甚至对其政治前途造成重大打击;二是采用节能减排技术及实施绿色创新,使污染物排放达标<sup>[27]</sup>。根据波特假说,严格的环境管制能够倒逼企业积极开展环境治理,即企业高管将会选择后者,通过研究并开发相应的绿色节能技术,节能减排,实现绿色经营,提供绿色产品,提高企业的市场竞争力<sup>[28]</sup>。概言之,随着污染物排放考核的实施,对节能环保类央企高管的考核从以经济利润为核心的方式转变为经济利益与环保绩效并重的方式,出于对自身薪酬、政治前途的考虑,高管不再仅关注企业的短期发展,会更加注重环境绩效,注重企业的可持续发展,高管这些环保认知的提升,会促使高管积极开展绿色创新等前端治理活动,实现企业环境治理投入在“质”上的稳步提升。

基于上述分析,本文提出如下假设 2:

H2: 污染物排放考核能够促进节能环保类央企增加绿色创新。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文以 2019 年国资委颁布的《考核办法》中提出对节能环保类央企进行污染物排放考核作为准自然实验,考虑到非节能环保类央企可能也受到《考核办法》的影响,而地方政府很可能以中央政策为基准,颁布或修订业绩考核政策来约束地方国有企业,可能只有民营企业完全不受《考核办法》的影响,因此,本文参考余明桂等<sup>[10]</sup>和杨兴全等<sup>[14]</sup>的研究,选择民营企业作为对照组,将沪深两市 A 股上市公司的最终控制人为国务院国资委的企业界定为央企,并参考 2010 年国资委颁布的《中央企业节能减排监督管理分类表》中的重点类和关注类企业名单,将属于这一名单中的央企界定为节能环保类央企并作为实验组。本文选择《考核办法》颁布前后各四年为样本期间(即 2015—2022 年),采用双重差分法,检验污染物排放考核对央企环境治理投入的影响。

在样本选取过程中,本文删除了金融业和房地产业样本和样本期间内被 ST、PT、\*ST 的样本以及财

务数据缺失的样本。本文所使用的绿色创新数据以及财务数据分别来自 CNRDS 数据库和 CSMAR 数据库,环保投资数据来源于上市公司年报附注,由作者手工收集获得。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。本文的被解释变量为企业的环保投资( $\ln EPI$ )、绿色创新( $\ln Green$ )。参考张琦等的做法<sup>[29]</sup>,从上市公司年报附注中筛选出在建工程和管理费用的明细科目,然后将在建工程和管理费用明细科目中关于环保的支出筛选出来并加总得到环保投资额。为了消除企业规模的影响,本文将上述加总得到的环保投资额加 1 并取自然对数衡量环保投资。本文以绿色专利的申请总量衡量企业绿色创新,具体以绿色专利申请总量加 1 并取自然对数来衡量。

2. 解释变量。本文定义的事件虚拟变量为  $Post$ ,由于《考核办法》从 2019 年 4 月 1 日起开始实施,因此,若样本年份在 2019 年及以后年度, $Post$  取值为 1,否则为 0。本文定义的实验虚拟变量为  $Treat$ ,如果企业是节能环保类央企,则  $Treat$  取值为 1,如果是民营企业,则为 0;然后构造交乘项  $Treat \times Post$ ,作为解释变量。

3. 控制变量。本文参考张琦等的研究<sup>[29]</sup>,设置控制变量如下:公司规模( $Size$ ,公司资产总额的自然对数)、资产负债率( $Lev$ ,总负债除以总资产)、现金流比率( $Cf$ ,经营活动产生的现金净流量除以总资产)、总资产净利润率( $Roa$ ,净利润除以总资产)、成长能力( $Growth$ ,营业收入增长率)、董事会规模( $Board$ ,董事会总人数的自然对数)、独立董事比率( $Indep$ ,独立董事占董事会人数的比例)、两职合一( $Dual$ ,董事会和总经理二职合一为 1,否则为 0)、股权制衡度( $Balance$ ,第二大至第五大股东与第一大股东持股之比)、上市年限( $ListAge$ ,上市年数)。

(三) 模型设计

为了检验假设 1 和假设 2,本文构建如下模型(1):

$$\ln EPI \text{ or } \ln Green = \alpha_0 + \alpha_1 (Treat \times Post) + \alpha_2 Size + \alpha_3 Lev + \alpha_4 Cf + \alpha_5 Roa + \alpha_6 Growth + \alpha_7 Board + \alpha_8 Indep + \alpha_9 Top5 + \alpha_{10} Balance + \alpha_{11} Listage + Year + Ind + Firm + \varepsilon \quad (1)$$

本文重点关注模型(1)中交乘项  $Treat \times Post$  的回归系数  $\alpha_1$ ,该回归系数表示与民营企业以及污染物排放考核实施前相比,污染物排放考核实施后节能环保类央企在环保投资、绿色创新方面的差异。若假设 H1、H2 成立,则  $\alpha_1$  应当显著为正。

四、实证结果

(一) 基准分析

表 1 列(1)至列(3)报告了污染物排放考核对环保投资的影响结果。列(1)、列(2)为未添加控制变量或未纳入年份固定效应、行业固定效应和企业个体固定效应的估计结果,交互项  $Treat \times Post$  的回归系数均显著为正。在列(3)添加控制变量以及纳入年份固定效应、行业固定效应和企业个体固定效应后,交互项  $Treat \times Post$  的回归系数为

表 1 污染物排放考核与环保投资、绿色创新

|                     | (1)                    | (2)                    | (3)                   | (4)                   | (5)                    | (6)                    |
|---------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
|                     | $\ln EPI$              | $\ln EPI$              | $\ln EPI$             | $\ln Green$           | $\ln Green$            | $\ln Green$            |
| $Treat \times Post$ | 1.814 ***<br>(7.84)    | 0.700 ***<br>(3.05)    | 0.836 ***<br>(2.95)   | 1.391 ***<br>(26.30)  | 0.770 ***<br>(15.29)   | 0.336 ***<br>(7.98)    |
| 控制变量                | 不控制                    | 控制                     | 控制                    | 不控制                   | 控制                     | 控制                     |
| 常数项                 | 15.366 ***<br>(287.47) | -10.178 ***<br>(-8.69) | -13.036 **<br>(-2.33) | 0.890 ***<br>(103.58) | -8.655 ***<br>(-45.87) | -7.684 ***<br>(-15.83) |
| 年份固定效应              | 不控制                    | 不控制                    | 控制                    | 不控制                   | 不控制                    | 控制                     |
| 行业固定效应              | 不控制                    | 不控制                    | 控制                    | 不控制                   | 不控制                    | 控制                     |
| 企业固定效应              | 不控制                    | 不控制                    | 控制                    | 不控制                   | 不控制                    | 控制                     |
| 样本量                 | 5291                   | 5291                   | 4894                  | 18902                 | 18902                  | 18421                  |
| Adj R <sup>2</sup>  | 0.011                  | 0.157                  | 0.464                 | 0.035                 | 0.212                  | 0.741                  |

注:括号中的数字为根据稳健性标准误计算的 t 值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。

0.836,在 1% 的水平上显著。这说明,与不受污染物排放考核影响的民营企业相比以及与污染物排放考核实施之前相比,在污染物排放考核实施之后,节能环保类央企的环保投资呈现显著增长趋势。因此,总的来

说,污染物排放考核的实施提升了节能环保类央企投身于环境末端治理的主动性、积极性,增加了环保投资,实现了环境治理投入“量”上的增长,以上结果支持了假设 H1。

表1列(4)至列(6)报告了污染物排放考核对企业绿色创新的影响结果。无论是否添加控制变量或纳入年份固定效应、行业固定效应和企业固定效应, $Treat \times Post$ 的回归系数均呈现正向显著。以列(6)为例,在添加控制变量并纳入年份固定效应、行业固定效应和企业固定效应后, $Treat \times Post$ 的回归系数为0.336,在1%的水平上显著。这说明,与不受污染物排放考核影响的民营企业或与污染物排放考核实施前相比,污染物排放考核实施后,节能环保类央企的绿色专利申请数量显著更高,即污染物排放考核促进节能环保类央企增加了绿色创新,实现了环境治理“质”上的提升,以上结果支持了假设 H2。

## (二) 稳健性检验

1. 时间趋势检验。本文采用双重差分法(DID)考察污染物排放考核是否会促进节能环保类央企在环境治理投入上的量质齐升,但是采用DID方法存在一个前提,即在污染物排放考核实施之前,实验组(节能环保类央企)与对照组(民营企业)在环保投资和绿色创新上的变化趋势不存在显著差异。为了考察以上前提是否成立,本文将模型(1)中政策虚拟变量 $Treat \times Post$ 替换为根据污染物排放考核实施前后年度生成的相应时间虚拟变量 $Before\_4$ 、 $Before\_3$ 、 $Before\_2$ 、 $Before\_1$ 、 $Current$ 、 $After\_1$ 、 $After\_2$ 、 $After\_3$ ,其中 $Before\_1$ 表示污染物排放考核实施的前一年, $Current$ 表示污染物排放考核实施的当年, $After\_1$ 表示污染物排放考核实施的后一年,以此类推。同时参考张志新等的研究<sup>[30]</sup>,以污染物排放考核的前一年( $Before\_1$ )为基期,然后进行回归。表2报告了平行趋势检验的回归结果。列(1)是环保投资( $\ln EPI$ )的平行趋势检验结果。 $Before\_4$ 、 $Before\_3$ 、 $Before\_2$ 的回归系数均不显著,说明在2019年污染物排放考核实施前的2年至4年,实验组(节能环保类央企)与对照组(民营企业)在环保投资方面没有

表2 平行趋势检验

|                    | (1)<br>$\ln EPI$     | (2)<br>$\ln Green$    |
|--------------------|----------------------|-----------------------|
| $Before\_4$        | -0.418<br>(-0.78)    | -0.113<br>(-1.33)     |
| $Before\_3$        | -0.367<br>(-0.70)    | -0.045<br>(-0.54)     |
| $Before\_2$        | -0.415<br>(-0.81)    | 0.102<br>(1.23)       |
| $Current$          | 0.334<br>(0.65)      | 0.206**<br>(2.52)     |
| $After\_1$         | 0.651<br>(1.28)      | 0.336***<br>(4.12)    |
| $After\_2$         | 0.343<br>(0.64)      | 0.362***<br>(4.51)    |
| $After\_3$         | 0.950*<br>(1.80)     | 0.397***<br>(4.90)    |
| 控制变量               | 控制                   | 控制                    |
| 常数项                | -13.532**<br>(-2.41) | -7.744***<br>(-15.94) |
| 年份固定效应             | 控制                   | 控制                    |
| 行业固定效应             | 控制                   | 控制                    |
| 企业固定效应             | 控制                   | 控制                    |
| 样本量                | 4894                 | 18421                 |
| Adj R <sup>2</sup> | 0.464                | 0.741                 |

显著差异,而 $Current$ 、 $After\_1$ 、 $After\_2$ 、 $After\_3$ 的回归系数均为正,且 $After\_3$ 的回归系数均在10%水平上显著,说明在2019年污染物排放考核实施之后的当年至之后的3年,节能环保类央企在环保投资方面均高于民营企业,且在污染物排放考核实施之后的第3年,这种差异是显著的。列(2)是绿色创新( $\ln Green$ )的平行趋势检验结果, $Before\_4$ 、 $Before\_3$ 、 $Before\_2$ 的回归系数也均不显著,而 $Current$ 、 $After\_1$ 、 $After\_2$ 、 $After\_3$ 的回归系数均显著为正,说明在2019年污染物排放考核实施之后,节能环保类央企在绿色创新方面均显著高于民营企业。综上,以上结果表明本文选择的DID方法满足平行趋势这一前提。

2. 基于倾向值得分匹配的双重差分方法(PSM-DID)。由于实验组(节能环保类央企)和对照组(民营企业)在诸多企业特征方面存在显著差异,双方在环境治理投入上的不同可能是这些差异导致的,而不是污染物排放考核引起的。为了排除这一替代性的解释,本文采用PSM-DID方法进行稳健性检验。首先,以 $Treat$ 为因变量,以模型(1)中的控制变量为自变量,采用Probit模型得到倾向值得分,然后根据倾向值得分,采用最近邻匹配法,为实验组进行无放回的1:1匹配对照组后进行回归。表3列(1)和列(2)报告了基于PSM-DID方法的回归结果。列(1)是因变量为环保投资( $\ln EPI$ )的PSM-DID回归结果, $Treat \times Post$ 的回归系数为0.911,在1%的水平上显著,再次支持了假设 H1。列(2)是因变量为绿色专利( $\ln Green$ )的PSM-DID回归结果, $Treat \times Post$ 的回归系数为0.301,在1%的水平上显著,再次支持了假设 H2。

3. 替换关键变量。由于绿色专利的申请过程中仍存在一定的不确定性,因此绿色专利无法形成企

业最终的绿色创新成果,而在绿色专利被授权后,企业的创新能力才能得到真正的提升。为了提高结果的可靠性,本文以绿色专利授予总量加1并取自然对数重新衡量企业环境治理投入的“质”,然后代入模型(1)中,表3的列(3)报告了估计结果。 $Treat \times Post$ 的回归系数为0.122,且在1%的水平上显著。以上结果再次支持了假设2,表明污染物排放考核能够促进央企环境治理投入实质上的提升。

#### 4. 排除其他政策干扰。节能环保

类央企的环境治理投入除了受到污染物排放考核的影响,也可能受到其他环境政策的冲击。比如,2016年开始实行的中央生态环保督察制度,对企业环境治理提出了更高的要求,这可能对节能环保类央企的环境治理产生影响。因此,为了进一步排除其他政策的干扰,本文参考李君锐等的研究方法<sup>[31]</sup>,设置中央生态环保督察制度政策虚拟变量( $Treat \times Post1$ ),然后加入模型(1),通过排除中央生态环保督察制度政策的影响来评估污染物排放考核的净效应。具体地,由于中央生态环保督察发生于2016年,为了保证观察到中央生态环保督察制度对节能环保类央企环境治理投入的影响,将样本区间设置为2012—2022年,由于中央生态环保督察制度于2016年初开始实行,因此,若样本年份在2016年及以后年度, $Post1$ 取值为1,否则 $Post1$ 取值为0。回归结果如表3列(4)和列(5)所示。列(4)报告了考虑中央生态环保督察制度的影响之后,污染物排放考核制度对节能环保类央企环保投资净影响的回归结果。 $Treat \times Post$ 的回归系数为0.786,回归系数在1%的水平上显著,而 $Treat \times Post1$ 的回归系数为0.015,回归系数不显著,说明即使考虑中央生态环保督察制度的影响后,污染物排放考核对节能环保类央企环保投资的净影响依然显著。列(5)报告了考虑中央环保督察制度的影响之后,污染物排放考核制度对节能环保类央企绿色创新净影响的回归结果。 $Treat \times Post$ 的回归系数为0.287,在1%的水平上显著,同时, $Treat \times Post1$ 的回归系数为0.230,在1%的水平上显著。这说明,即使排除中央生态环保督察制度的显著影响后,污染物排放考核仍然对节能环保类央企的绿色创新具有显著的提升作用。综上所述,在排除中央生态环保督察制度的影响之后,污染物排放考核依然能够促进节能环保类央企环境治理投入的量质齐升,进一步表明本文的基准回归结果是稳健的。

#### 5. 更换对照组。考虑到

本文的对照组民营企业在企业性质、规模、战略等与央企有较大的差异,为了避免主观选择对照组对研究结果的影响,本文将对照组更换为非节能环保类央企进行稳健性检验,回归结果如表4所示。列(1)至列(3)报告了因变量是环保投资的回归结果。无论是否添加控制变量或纳入年份、行业和企业

表3 基于PSM-DID、替换关键变量、排除其他政策干扰的回归结果

|                      | (1)<br>lnEPI        | (2)<br>lnGreen         | (3)<br>lnGreen1      | (4)<br>lnEPI        | (5)<br>lnGreen         |
|----------------------|---------------------|------------------------|----------------------|---------------------|------------------------|
| $Treat \times Post$  | 0.911 ***<br>(2.96) | 0.301 ***<br>(6.73)    | 0.122 ***<br>(3.82)  | 0.786 ***<br>(2.60) | 0.287 ***<br>(6.19)    |
| $Treat \times Post1$ |                     |                        |                      | 0.015<br>(0.05)     | 0.230 ***<br>(4.83)    |
| 控制变量                 | 控制                  | 控制                     | 控制                   | 控制                  | 控制                     |
| 常数项                  | -7.142<br>(-0.98)   | -8.481 ***<br>(-11.88) | -0.925 **<br>(-2.52) | -7.122<br>(-1.47)   | -7.004 ***<br>(-17.11) |
| 年份固定效应               | 控制                  | 控制                     | 控制                   | 控制                  | 控制                     |
| 行业固定效应               | 控制                  | 控制                     | 控制                   | 控制                  | 控制                     |
| 企业固定效应               | 控制                  | 控制                     | 控制                   | 控制                  | 控制                     |
| 样本量                  | 3415                | 10800                  | 18421                | 6149                | 22749                  |
| Adj R <sup>2</sup>   | 0.468               | 0.769                  | 0.686                | 0.420               | 0.710                  |

表4 更换对照组的检验结果

|                     | (1)<br>lnEPI           | (2)<br>lnEPI           | (3)<br>lnEPI           | (4)<br>lnGreen       | (5)<br>lnGreen          | (6)<br>lnGreen        |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|
| $Treat \times Post$ | 1.424 ***<br>(5.22)    | 0.808 ***<br>(3.23)    | 1.314 ***<br>(3.39)    | 0.748 ***<br>(9.10)  | 0.229 ***<br>(3.25)     | 0.106 *<br>(1.87)     |
| 控制变量                | 不控制                    | 控制                     | 控制                     | 不控制                  | 控制                      | 控制                    |
| 常数项                 | 15.799 ***<br>(117.83) | -10.727 ***<br>(-5.69) | -27.226 ***<br>(-2.80) | 1.643 ***<br>(45.49) | -11.663 ***<br>(-26.33) | -9.901 ***<br>(-8.42) |
| 年份固定效应              | 不控制                    | 不控制                    | 控制                     | 不控制                  | 不控制                     | 控制                    |
| 行业固定效应              | 不控制                    | 不控制                    | 控制                     | 不控制                  | 不控制                     | 控制                    |
| 企业固定效应              | 不控制                    | 不控制                    | 控制                     | 不控制                  | 不控制                     | 控制                    |
| 样本量                 | 1091                   | 1091                   | 1039                   | 2499                 | 2499                    | 2467                  |
| Adj R <sup>2</sup>  | 0.023                  | 0.256                  | 0.514                  | 0.032                | 0.358                   | 0.855                 |

业固定效应, $Treat \times Post$ 的回归系数均正向显著,再次支持了假设1。列(4)至列(6)报告了因变量是绿

色创新的回归结果,类似地,无论是否添加控制变量或纳入年份、行业和企业固定效应,  $Treat \times Post$  的回归系数均正向显著,以上结果再次支持了假设 2。以上检验结果表明,更换对照组后,假设 1 和假设 2 依然成立。

6. 将因变量滞后一期。考虑到污染物排放考核政策可能存在一定的时滞性,本文将因变量滞后一期(即以  $t+1$  期的环保投入和绿色创新作为因变量),然后再对模型(1)进行估计,表 5 报告了估计结果。列(1)至列(3)报告了以滞后一期环保投资为因变量的回归结果,列(4)至列(6)报告了以

表 5 将因变量滞后一期( $t+1$  期)的检验结果

|                     | (1)<br>lnEPI_1         | (2)<br>lnEPI_1        | (3)<br>lnEPI_1    | (4)<br>lnGreen_1     | (5)<br>lnGreen_1       | (6)<br>lnGreen_1      |
|---------------------|------------------------|-----------------------|-------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|
| $Treat \times Post$ | 1.696 ***<br>(8.64)    | 0.474 **<br>(2.43)    | 0.402 *<br>(1.67) | 1.102 ***<br>(23.88) | 0.604 ***<br>(13.39)   | 0.149 ***<br>(3.80)   |
| 控制变量                | 不控制                    | 控制                    | 控制                | 控制                   | 控制                     | 控制                    |
| 常数项                 | 15.693 ***<br>(320.11) | -6.888 ***<br>(-6.51) | 3.582<br>(0.72)   | 0.668 ***<br>(81.67) | -6.479 ***<br>(-35.66) | -3.909 ***<br>(-7.85) |
| 年份固定效应              | 不控制                    | 不控制                   | 控制                | 不控制                  | 不控制                    | 控制                    |
| 行业固定效应              | 不控制                    | 不控制                   | 控制                | 不控制                  | 不控制                    | 控制                    |
| 企业固定效应              | 不控制                    | 不控制                   | 控制                | 不控制                  | 不控制                    | 控制                    |
| 样本量                 | 4314                   | 4314                  | 3938              | 15178                | 15178                  | 14640                 |
| Adj R <sup>2</sup>  | 0.017                  | 0.172                 | 0.523             | 0.036                | 0.182                  | 0.747                 |

滞后一期绿色创新为因变量的回归结果。结果显示,无论是否添加控制变量或纳入年份、行业和企业固定效应,  $Treat \times Post$  的回归系数均正向显著。以上结果均再次支持了假设 1 和假设 2。

7. 安慰剂检验。以上实证结果表明,污染物排放考核确实会促进节能环保类央企在环境治理投入上的量质齐升,但这一结果可能会受到其他因素的干扰。为了排除其他因素的干扰,本文通过在全样本中进行随机抽样来构建实验组,将所得结果代入模型中进行回归,并将这个过程重复进行 1000 次,将回归得到的系数绘制成概率密度分布图。根据污染物排放考核对环保投资影响的安慰剂检验结果,通过 1000 次抽取样本模拟回归结果来看,系数估计值随机分布在 0 附近,由于基准回归结果的系数为 0.836,故所有抽样系数估计结果均分布于其左端,基本可以排除潜在因素的干扰,再次验证了假设 1 检验结果的稳健性。根据污染物排放考核对绿色创新影响的安慰剂检验结果,系数估计值随机分布在 0 附近,由于基准回归结果的系数为 0.336,因此所有抽样系数估计结果均分布于其左端,基本可以排除潜在因素的干扰,从而验证了本文假设 2 检验结果的稳健性。

## 五、进一步研究

### (一) 机制检验

在前文的理论分析中,本文认为,污染物排放考核通过提升高管的环保认知从而驱动节能环保类央企环境治理投入的量质齐升。为此,本文参考赵沁娜和李航构建的高管环保认知指标(MEA)<sup>[32]</sup>,对企业是否披露公司的环保理念、环保目标、环保管理制度体系、环保教育与培训、环保专项行动、环保事件应急机制、环保荣誉或奖励和“三同时”制度等八项内容打分,每项计 1 分,汇总后的打分越高,表明高管环保认知水平越高。然后借鉴温忠麟等提出的中介效应模型<sup>[33]</sup>,在模型(1)的基础上设计检验污染物排放考核、高管环保认知以及环保投资之间关系的方程组,具体如下:

$$\begin{aligned}
 MEA &= \eta_0 + \eta_1 (Treat \times Post) + \eta_2 Size + \eta_3 Leq + \eta_4 Cf + \eta_5 Roa + \eta_6 Growth + \eta_7 Board + \eta_8 Indep + \\
 &\eta_9 Top5 + \eta_{10} Balance + \eta_{11} Listage + Year + Ind + Firm + \varepsilon \\
 lnEPI &= \eta_0 + \eta_1 (Treat \times Post) + \eta_2 MEA + \eta_3 Size + \eta_4 Leq + \eta_5 Cf + \eta_6 Roa + \eta_7 Growth + \eta_8 Board + \\
 &\eta_9 Indep + \eta_{10} Top5 + \eta_{11} Balance + \eta_{12} Listage + Year + Ind + Firm + \varepsilon
 \end{aligned}
 \quad (2)$$

类似地,为了检验污染物排放考核、高管环保认知以及绿色创新之间的关系,将模型(2)中的 lnEPI 替换成 lnGreen,然后进行回归。

表 6 报告了模型(2)的估计结果。列(1)报告了污染物排放考核与高管环保认知之间关系的估计结果,  $Treat \times Post$  的回归系数为 0.521,且在 1% 的水平上显著。这表明,随着污染物排放考核的实施,

节能环保类央企高管的环保认知显著提高。在列(2)中,  $Treat \times Post$  的回归系数为 0.833,在 1% 的水平上显著,高管环保认知(MEA)的回归系数为 0.014,但不显著。以上结果说明高管环保认知在污染物排放考核与企业环保投资之间发挥了完全中介效应,即污染物排放考核通过提升高管的环保认知从而促进央企加大环保投资。在列(3)中,  $Treat \times Post$  的回归系数为 0.330,在 1% 的水平上显著,高管环保认知(MEA)的回归系数为 0.012,在 5% 的水平上显著,即高管环保认知在污染物排放考核与企业绿色创新之间发挥了部分中介效应。综上,本文提出的污染物排放考核通过提升高管的环保认知从而驱动节能环保类央企环境治理投入的量质齐升这一影响机制是切实存在的。

(二) 异质性检验

前文的实证结果表明,从整体上看,针对节能环保类央企高管的污染物排放考核能够促进这些央企在环境治理投入上的量质齐升。接下来的问题是:在企业内外部的不同外生因素影响下,上述研究结果是否会存在显著差异?为此,下文分别基于环境规制这一外部影响因素以及企业规模这一关键内部影响因素进行异质性检验。

1. 基于环境规制的异质性检验。高质量发展强调减排与发展的共生共赢,注重经济绩效与环境绩效的有机统一,政府部门通过立法、执法对企业的环境污染行为加以规范及约束,引导其承担环境保护责任,推进环境管理工作<sup>[34]</sup>。因此,环境规制压力的加强将约束高管的行为,影响高管的决策。可以预见的是,当环境规制压力越强时,节能环保类央企所面临污染物排放压力越大,污染物排放考核对高管加大环境治理投入的驱动作用就越显著。为了验证以上猜测,本文参考范洪敏和穆怀中对环境规制( $E_p$ )的测度方法<sup>[35]</sup>,以地区工业污染治理投资强度,即工业污染治理总投资额与同期工业增加值的比值来衡量环境规制,并基于环境规制的样本均值将样本分成“环境规制弱”(低于样本均值)和“环境规制强”(高于等于样本均值)两组,然后将模型(1)在这两组中分别回归,结果见表 7 列(1)至列(4)所示。列(1)和列(2)是因变量为环保投资( $\ln EPI$ )的分组估计结果。在列(1)中,  $Treat \times Post$  的回归系数为 0.300,并不显著。而在列(2)中,  $Treat \times Post$  的回归系数为 0.949,在 10% 的水平上显著。以上结果说明,当企业所面对的环境规制压力较强时,污染物排放考核更能驱动节能环保类央企加大环保投资。列(3)和列(4)是因变量为绿色创新( $\ln Green$ )的分组估计结果。在列(3)中,  $Treat \times Post$  的回归系数为 0.273,在 1% 的水平上显著;在列(4)中,  $Treat \times Post$  的回归系数为 0.363,在 1% 的水平上显著。为检验  $Treat \times Post$  回归系数的组间差异,本文进行抽样 1000 次的费舍尔组合检验,结果显示,两组中  $Treat \times Post$  回归系数的差异在 1% 水平上显著。以上结果说明,当企业所面对的环境规制较强时,污染物排放考核对节能环保类央企绿色创新的驱动作用更显著。综上,污染物排放考核的实施效果受到环境规制的影响,当环境规制较强时,污染物排放考核更能驱动节能环保类央企环境治理投入的量质齐升。

2. 基于企业规模的异质性检验。在经济绿色转型以及高质量发展背景下,规模较大企业的所作所为将受到更为广泛的关注,污染物排放考核的效果可能更好。此外,相较于规模较小的企业,规模较大企业有更加多元化的产品,生产经营环境更复杂<sup>[36]</sup>,环境治理的压力也更大。因此可以预见的是,在污染物排放考核背景下,当企业规模越大,企业受到的外部关注以及内部压力均较大,那么污染物排放考核的效果可能更好。本文按企业规模( $Size$ )的样本均值将样本划分为“规模较小企业”(低于样本均值)和“规模较大企业”(高于等于样本均值)两组,然后将模型(1)在这两组中分别回归,结果见表 7 列(5)至列(8)所示。列(5)和列(6)是因变量为环保投资( $\ln EPI$ )的分组估计结果。在列(5)中,  $Treat \times$

表 6 机制检验结果

|                     | (1)<br>MEA             | (2)<br>$\ln EPI$      | (3)<br>$\ln Green$     |
|---------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| $Treat \times Post$ | 0.521 ***<br>(7.40)    | 0.833 ***<br>(2.94)   | 0.330 ***<br>(7.82)    |
| MEA                 |                        | 0.014<br>(0.34)       | 0.012 **<br>(2.46)     |
| 控制变量                | 控制                     | 控制                    | 控制                     |
| 常数项                 | -8.130 ***<br>(-10.02) | -12.929 **<br>(-2.30) | -7.586 ***<br>(-15.58) |
| 年份固定效应              | 控制                     | 控制                    | 控制                     |
| 行业固定效应              | 控制                     | 控制                    | 控制                     |
| 企业固定效应              | 控制                     | 控制                    | 控制                     |
| 样本量                 | 18421                  | 4894                  | 18421                  |
| Adj R <sup>2</sup>  | 0.678                  | 0.464                 | 0.741                  |

*Post* 的回归系数为 -0.020, 并不显著; 而在列(6)中, *Treat* × *Post* 的回归系数为 0.998, 且在 1% 的水平上显著。以上结果说明, 相较于规模较小的企业, 对于规模较大企业的污染物排放考核更能驱动这类央企增加环保投资。列(7)和列(8)是因变量为绿色创新(*lnGreen*)的分组估计结果。在列(7)中, *Treat* × *Post* 的回归系数为 0.089, 并不显著; 而在列(8)中, *Treat* × *Post* 的回归系数为 0.318, *Treat* × *Post* 的回归系数在 1% 的水平上显著。以上结果说明, 相较于规模较小的企业, 对于规模较大企业的污染物排放考核更能促进节能环保类央企绿色创新。综上, 污染物排放考核的实施效果受到企业规模的影响, 当企业规模较大时, 污染物排放考核更能驱动节能环保类央企环境治理投入的量质齐升。

表 7 异质性检验结果

|                            | (1)<br>环境规制弱<br><i>lnEPI</i> | (2)<br>环境规制强<br><i>lnEPI</i> | (3)<br>环境规制弱<br><i>lnGreen</i> | (4)<br>环境规制强<br><i>lnGreen</i> | (5)<br>规模较小企业<br><i>lnEPI</i> | (6)<br>规模较大企业<br><i>lnEPI</i> | (7)<br>规模较小企业<br><i>lnGreen</i> | (8)<br>规模较大企业<br><i>lnGreen</i> |
|----------------------------|------------------------------|------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| <i>Treat</i> × <i>Post</i> | 0.300<br>(0.65)              | 0.949 *<br>(1.83)            | 0.273 ***<br>(4.03)            | 0.363 ***<br>(4.68)            | -0.020<br>(-0.02)             | 0.998 ***<br>(3.34)           | 0.089<br>(0.83)                 | 0.318 ***<br>(6.22)             |
| 控制变量                       | 控制                           | 控制                           | 控制                             | 控制                             | 控制                            | 控制                            | 控制                              | 控制                              |
| 常数项                        | -13.186 **<br>(-2.06)        | -17.730 **<br>(-2.53)        | -7.904 ***<br>(-14.57)         | -7.196 ***<br>(-10.13)         | -9.656<br>(-1.02)             | -13.567<br>(-1.62)            | -5.972 ***<br>(-9.20)           | -9.436 ***<br>(-9.50)           |
| 年份固定效应                     | 控制                           | 控制                           | 控制                             | 控制                             | 控制                            | 控制                            | 控制                              | 控制                              |
| 行业固定效应                     | 控制                           | 控制                           | 控制                             | 控制                             | 控制                            | 控制                            | 控制                              | 控制                              |
| 企业固定效应                     | 控制                           | 控制                           | 控制                             | 控制                             | 控制                            | 控制                            | 控制                              | 控制                              |
| 观测值                        | 2551                         | 1947                         | 11416                          | 6401                           | 2021                          | 2740                          | 9951                            | 8079                            |
| Adj R <sup>2</sup>         | 0.632                        | 0.651                        | 0.828                          | 0.802                          | 0.552                         | 0.591                         | 0.696                           | 0.828                           |

### (三) 治理后果检验

污染物排放考核促进节能环保类央企环境治理投入的量质齐升能否最终提升环境治理效果? 为了回答这一问题, 本文以华证数据库 ESG 评分中的关于环境治理(E)的评级情况衡量环境治理效果, 采用中介效应的检验方法, 进一步分析污染物排放考核能否因促进节能环保类央企环境治理投入的量质齐升从而改善其环境治理表现。

本文借鉴温忠麟等提出的中介效应模型<sup>[33]</sup>, 设计检验污染物排放考核、环保投资以及环境治理表现之间关系的方程组如下:

$$Escore = \beta_0 + \beta_1 (Treat \times Post) + \beta_2 Size + \beta_3 Lef + \beta_4 Cf + \beta_5 Roa + \beta_6 Growth + \beta_7 Board + \beta_8 Indep + \beta_9 Top5 + \beta_{10} Balance + \beta_{11} Listage + Year + Ind + Firm + \omega$$

$$\ln EPI = \beta_0 + \beta_1 (Treat \times Post) + \beta_2 Size + \beta_3 Lef + \beta_4 Cf + \beta_5 Roa + \beta_6 Growth + \beta_7 Board + \beta_8 Indep + \beta_9 Top5 + \beta_{10} Balance + \beta_{11} Listage + Year + Ind + Firm + v$$

$$Escore = \beta_0 + \beta_1 (Treat \times Post) + \beta_2 \ln EPI + \beta_4 Size + \beta_5 Lef + \beta_6 Cf + \beta_7 Roa + \beta_7 Growth + \beta_8 Board + \beta_9 Indep + \beta_{10} Top5 + \beta_{11} Balance + \beta_{12} Listage + Year + Ind + Firm + \zeta \quad (3)$$

类似地, 为了检验污染物排放考核、绿色创新以及环境治理表现之间的关系, 将模型(3)中的 *lnEPI* 替换成 *lnGreen*, 然而进行回归。

表 8 报告了模型(3)的检验结果。列(1)至列(3)是检验污染物排放考核、环保投资与环境治理表现之间关系的估计结果。在列(1)中, *Treat* × *Post* 的回归系数为 0.157, 且在 1% 的水平上显著。这表明, 随着污染物排放考核的实施, 节能环保类央企的环境治理表现得到了显著改善。在列(2)中, *Treat* × *Post* 的回归系数为 0.831<sup>①</sup>, 在 1% 水平上显著。在列(3)中, *Treat* × *Post* 的回归系数为 0.153, 在 10% 的

①这一回归系数与表 1 列(3)的结果(0.836)略微不同, 主要原因在于这里的样本量略有下降, 样本量下降的原因在于 ESG 数据有所缺失。在表 8 列(4)中 *Treat* × *Post* 的回归系数为 0.310, 与表 1 列(6)的结果也略微不同, 原因同上。

水平上显著,环保投资( $\ln EPI$ )的回归系数为 $-0.006$ ,并不显著。以上结果说明环保投资在污染物排放考核与环境治理表现之间发挥了完全中介效应。列(4)至列(5)是检验污染物排放考核、绿色创新与环境治理表现之间关系的估计结果。在列(4)中, $Treat \times Post$ 的回归系数为 $0.310$ ,在 $1\%$ 水平上显著。在列(5)中, $Treat \times Post$ 的回归系数为 $0.149$ ,在 $1\%$ 的水平上显著,绿色创新( $\ln Green$ )的回归系数为 $0.024$ ,在 $5\%$ 水平上显著,说明绿色创新在污染物排放考核与环境治理表现之间发挥了部分中介效应。综上,污染物排放考核通过提升环保投资及绿色创新等环境治理投入最终提升了节能环保类央企的环境治理表现。

| 表 8 污染物排放考核、环境治理投入与环境治理表现 |                      |                             |                                             |                              |                      |
|---------------------------|----------------------|-----------------------------|---------------------------------------------|------------------------------|----------------------|
|                           | (1)<br><i>Escore</i> | (2)<br><i>lnEPI</i>         | (3)<br><i>Escore</i>                        | (4)<br><i>lnGreen</i>        | (5)<br><i>Escore</i> |
| $Treat \times Post$       | 0.157 ***<br>(2.72)  | 0.831 ***<br>(2.68)         | 0.153 *<br>1.82)<br>$-0.006$<br>( $-1.43$ ) | 0.310 ***<br>(6.97)          | 0.149 ***<br>(2.59)  |
| $\ln EPI$                 |                      |                             |                                             |                              | 0.024 **<br>(2.26)   |
| $\ln Green$               |                      |                             |                                             |                              | 控制                   |
| 控制变量                      | 控制                   | 控制                          | 控制                                          | 控制                           | 控制                   |
| 常数项                       | 1.634 **<br>(2.57)   | $-12.454$ **<br>( $-2.15$ ) | $-0.363$<br>( $-0.23$ )                     | $-7.757$ ***<br>( $-15.77$ ) | 1.820 ***<br>(2.84)  |
| 年份固定效应                    | 控制                   | 控制                          | 控制                                          | 控制                           | 控制                   |
| 行业固定效应                    | 控制                   | 控制                          | 控制                                          | 控制                           | 控制                   |
| 企业固定效应                    | 控制                   | 控制                          | 控制                                          | 控制                           | 控制                   |
| 样本量                       | 17905                | 4673                        | 4673                                        | 17905                        | 17905                |
| Adj R <sup>2</sup>        | 0.549                | 0.421                       | 0.620                                       | 0.729                        | 0.549                |

六、结论性评述

目前中国经济正由高速发展转为高质量发展,绿色发展理念贯彻于经济体制改革的全过程,2019年国资委提出对节能环保类央企加强污染物排放考核的这一做法就是对绿色发展理念的响应与实践。本文以国资委2019年提出的该《考核办法》作为准自然实验,选择该《考核办法》实施前后四年(2015—2022)作为样本期间,以节能环保类央企为实验组,以民营企业为对照组,采用双重差分法,检验污染物排放考核对节能环保类央企环境治理投入影响。研究发现,相较于不受污染物排放考核影响的民营企业以及污染物排放考核实施之前,污染物排放考核实施之后,节能环保类央企显著增加了环保投资以及绿色创新,表现为环境治理投入上的量质齐升。以上结论在采用PSM-DID、更换对照组、安慰剂检验等方法后依旧稳健。机制检验表明,污染物排放考核通过提升高管的环保认知从而驱动环境治理投入的量质齐升。异质性检验表明,当企业所面对的环境规制较强或企业规模较大时,污染物排放考核对节能环保类央企环境治理投入的驱动作用更显著。治理后果检验表明,污染物排放考核通过对环境治理投入的驱动最终改善了这些企业的环境治理表现。

本文的研究结果表明,污染物排放考核起到了实质性的激励约束效果,驱动了节能环保类央企环境治理投入的量质齐升,这为进一步深入推进央企改革提供了经验证据,也为未来如何有效落实党的二十大提出的高质量发展这一首要任务提供了决策依据,相关的政策启示包括以下几个方面:第一,要有效保障环保考核对国企环境治理的推动作用。污染物排放考核作为一项针对节能环保类央企的环保考核制度,能够在一定程度上驱动相关央企采取积极的环境治理行动,提高环境治理投入以及效果。未来在加强环保考核约束的同时,也应当设置合理调控和约束手段,以一定的法律约束力为污染物排放考核提供制度保障。在考核过程中,应当建立合理的容错免责机制,同时要形成一定的责任追究机制,防止部分央企高管不作为以及消极作为的行为,使环保考核真正成为驱动企业环境治理的重要推动力。第二,务必重视高管考核机制对环境治理的“指挥棒”作用。目前对央企高管的考核机制设计已经由传统的唯经济绩效模式转变为经济绩效与环境绩效相结合的模式,未来应当进一步细化环保考核指标,恰当设置生态环境效益指标在高管考核机制中的权重,调动国有企业高管参与环境治理的积极性。同时,相关部门还应当关注高管的激励模式,敦促企业从源头上控制污染,提高环境治理投入的质量,形成将高管个人利益与企业可持续发展有机结合的机制设计。第三,进一步探索能激发企业内部动力的环境治理

机制。治理污染要防止“一刀切”或“急刹车”,要实现降污减排与经济的有效协调,采取恰当的环境治理方式,实现环境、社会及治理水平的协同提高。污染物排放考核通过将高管的薪酬、晋升等个人利益与企业污染物排放水平挂钩,以提升企业治理污染的内部动力,实现环境质量的提升。受此启发,未来应进一步探索能激发企业内部动力的环境治理机制,实现企业发展与环境治理的双赢。

#### 参考文献:

- [1] 张彩云,苏丹妮,卢玲,等. 政绩考核与环境治理——基于地方政府间策略互动的视角[J]. 财经研究,2018(5):4-22.
- [2] 吴建祖,王蓉娟. 环保约谈提高地方政府环境治理效率了吗?——基于双重差分方法的实证分析[J]. 公共管理学报,2019(1):54-65.
- [3] 李子豪,赵元,夏子谦. 环保督政与地区减霾降碳协同治理绩效提升:基于环保约谈的准自然实验估计[J]. 中国软科学,2023(12):198-207.
- [4] 胡敏,王周鸿. 中央环保督察下的企业污染监管三方演化博弈与仿真分析[J]. 管理现代化,2023(3):134-144.
- [5] Guo S. Tackling China's local environmental policy implementation gap: An evolutionary game analysis of China's environmental protection inspection system[J]. Journal of Cleaner Production, DOI:10.1016/j.jclepro. 2023. 137942.
- [6] 杨晶. 碳交易是否能促进企业绿色创新绩效提升? [J]. 管理现代化,2023(5):128-136.
- [7] Xiao X, Tian Q, Hou S, et al. Economic policy uncertainty and grain futures price volatility: Evidence from China[J]. China Agricultural Economic Review, 2019,11(4):642-654.
- [8] 迟铮. 空气污染对企业环境治理行为的影响研究——基于产权性质的中介效应[J]. 南京审计大学学报,2021(3):51-59.
- [9] 吴力波,杨眉敏,孙可贺. 公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2022(2):1-14.
- [10] 余明桂,钟慧洁,范蕊. 业绩考核制度可以促进央企创新吗? [J]. 经济研究,2016(12):104-117.
- [11] Du F,Erkens D H,Young S M,et al. How adopting new performance measures affects subjective performance evaluations: Evidence from EVA adoption by Chinese state-owned enterprises[J]. The Accounting Review,2018,93(1):161-185.
- [12] 池国华,朱俊卿. 业绩考核制度可以抑制中央企业高管隐性腐败吗?——基于薪酬契约激励效率的中介效应检验[J]. 中南财经政法大学学报,2020(5):3-16+158.
- [13] 梁上坤,潘俊,白羽. EVA 考核机制实施与公司现金持有——来自我国中央企业的经验证据[J]. 管理评论,2019(12):233-249.
- [14] 杨兴全,杨征,陈飞. 业绩考核制度如何影响央企现金持有?——基于《考核办法》第三次修订的准自然实验[J]. 经济管理,2020(5):140-157.
- [15] 方心童,杨世忠. 基于 EVA 的中央企业业绩考核对非效率投资的影响效应研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2021(5):64-72.
- [16] 王靖宇,张宏亮,陈海涛. 业绩考核制度与中央企业全要素生产率——基于一项准自然实验的研究[J]. 经济学报,2021(4):1-26.
- [17] 李莉,于嘉懿,赵梅,等. 管理防御视角下的国企创新——基于国企高管“作为”“不作为”的探讨[J]. 科学与科学技术管理,2018(3):106-121.
- [18] Wood R,Bandura A. Social cognitive theory of organizational management[J]. Academy of Management Review,1989, 14(3):361-384.
- [19] Hambrick D C,Mason P A. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. Academy of Management Review,1984,9(2):193-206.
- [20] 陈守明,唐滨琪. 高管认知与企业创新投入——管理自由度的调节作用[J]. 科学学研究,2012(11):1723-1734.
- [21] Hart S L, Ahuja G. Does it pay to be green? An empirical examination of the relationship between emission reduction and firm performance[J]. Business Strategy and the Environment, 1996,5(1):30-37.
- [22] 舒利敏,廖菁华. 末端治理还是绿色转型?——绿色信贷对重污染行业企业环保投资的影响研究[J]. 国际金融研究,2022(4):12-22.
- [23] Dennis M P. The accuracy of financial report projections of future environmental capital expenditures: A research note[J]. Accounting, Organizations and Society, 2004, 30(5):457-468.
- [24] 曾昌礼,刘雷,李江涛,等. 环保考核与企业绿色创新——基于领导干部自然资源资产离任审计试点的准自然实验[J]. 会计

- 研究,2022(3):107-122.
- [25]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(11):144-153.
- [26]郭捷,杨立成.环境规制、政府研发资助对绿色技术创新的影响——基于中国内地省级层面数据的实证分析[J].科技进步与对策,2020(10):37-44.
- [27]沈洪涛,周艳坤.环境执法监督与企业环境绩效:来自环保约谈的准自然实验证据[J].南开管理评论,2017(6):73-82.
- [28]Michael E P, Linde C. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship[J]. The Journal of Economic Perspectives,1995,9(4):97-118.
- [29]张琦,郑瑶,孔东民.地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J].经济研究,2019(6):183-198.
- [30]张志新,徐世超,高惠楠.大数据发展能否推动企业绿色技术创新“质效并举”——基于“国家大数据综合试验区”的准自然实验[J].当代经济研究,2024(4):103-115.
- [31]李君锐,买生,刘磊.国家数字经济创新发展试验区设立的创新效应:基于供给侧与需求侧双重视角[J].科技进步与对策,2024(13):45-56.
- [32]赵沁娜,李航.ESG评级是否促进了企业绿色技术创新——来自中国上市公司的微观证据[J].南方经济,2024(2):116-135.
- [33]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [34]范子英,赵仁杰.法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的证据[J].经济研究,2019(3):21-37.
- [35]范洪敏,穆怀中.环境规制、FDI与农民工城镇就业[J].财贸研究,2017(8):23-32.
- [36]Hörisch J, Johnson M P, Schaltegger S. Implementation of sustainability management and company size: A knowledge-based view [J]. Business Strategy & the Environment. 2015,24(8):765-779.

[责任编辑:高 婷]

## Can Pollutant Emission Assessment Drive the Increase in both Quantity and Quality of Enterprises' Environmental Governance Investment? Evidence from Environmental Protection Investment and Green Innovation of Central State-owned Enterprises in the Category of Energy-saving and Environmental-protection

ZHANG Xingliang, ZHAO Haoxiu

(School of Accounting, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

**Abstract:** Measuring the quantity of environmental governance investment with environmental protection investment and the quality of environmental governance investment with green innovation, this paper conducts empirical tests on the impact of pollutant emission assessment on the environmental governance investment of central state-owned enterprises in energy-saving and environmental-protection. The pollutant emissions assessment significantly promotes the increase both in the quantity and quality of environmental governance investment. The mechanism test shows that pollutant emission assessment drives the quantity and quality of environmental governance investment by improving the environmental protection awareness of executives. Heterogeneity test shows that when the environmental regulation is strong or the enterprise scale is large, the pollutant emission assessment of energy-saving and environmental-protection central state-owned enterprises has a more significant driving effect on environmental governance investment. The results show that pollutant emission assessment, driven by investment in environmental governance, ultimately improves the environmental governance performance of these enterprises. The implication is that it is necessary to link the implementation of corporate environmental governance responsibilities with the personal interests of executives, fully stimulate the internal driving force of corporate environmental governance, so as to improve the effectiveness of corporate environmental governance.

**Key Words:** pollutant emission assessment; central state-owned enterprises in the category of energy-saving and environmental-protection; environmental protection investment; green innovation; environmental awareness of senior executives; environmental governance