

环保费改税对重污染上市企业绿色创新绩效的影响

郭雅丹

杭州电子科技大学会计学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2024年9月5日; 录用日期: 2024年10月8日; 发布日期: 2024年10月16日

摘要

随着工业化和城市化进程的加快, 传统的环境保护税制存在征收标准不统一、税率偏低等问题, 难以有效约束企业的排污行为, 因此2018年1月1日, 《中华人民共和国环境保护法(试行)》正式实施。本文以2018年为政策实施节点, 采用双重差分法, 实证分析了自环保税法实施以来, 重污染上市企业绿色创新绩效的变化, 结果表明: 费改税显著地提升了企业绿色科技研发效率, 但显著地降低了绿色成果转化效率, 这一现象在东部经济发达地区、国有企业及数字化程度高的企业中更为明显。本文的研究有助于探索环保法地长期实施效果, 也为政府完善环保法提供了参考。

关键词

环保费改税, 重污染上市企业, 绿色创新绩效

The Impact of Changing Environmental Protection Fees to Taxes on the Green Innovation Performance of Heavily Polluting Listed Companies

Yadan Guo

School of Accounting, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou Zhejiang

Received: Sep. 5th, 2024; accepted: Oct. 8th, 2024; published: Oct. 16th, 2024

Abstract

With the acceleration of industrialization and urbanization, the traditional environmental

protection tax system has problems such as inconsistent collection standards and low tax rates, making it difficult to effectively restrict the pollution discharge behavior of enterprises. Therefore, on January 1, 2018, the “*Environment of the People’s Republic of China*” Protection Law (Trial) was officially implemented. This article takes 2018 as the policy implementation node and uses the double difference method to empirically analyze the changes in the green innovation performance of heavily polluting listed companies since the implementation of the environmental protection tax law. The results show that: the fee to tax change has significantly improved the efficiency of corporate green technology research and development, but significantly reducing the efficiency of green achievement transformation, this phenomenon is more obvious in the economically developed eastern regions, state-owned enterprises and enterprises with a high degree of digitalization. The research in this article helps explore the long-term implementation effects of environmental protection laws, and also provides a reference for the government to improve environmental protection laws.

Keywords

Environmental Protection Fee to Tax, Heavily Polluting Listed Companies, Green Innovation Performance

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

当今世界，全球气候变化、环境污染、生物多样性丧失等问题已经成为全人类共同关注的焦点。各国政府、国际组织、企业和民间团体都在积极推动环保事业，以实现经济与自然的可持续发展。

环保税又称为“庇古税”，其概念最早由经济学家庇古提出，是根据污染所造成的危害程度对排污者实施征收的税项，通过税收以弥补排污者生产的私人成本与社会成本间的差异并使得两者相等，使资源配置达到帕累托最优状态。进入 21 世纪后，随着可持续发展理念的深入推进，环保税加速发展，许多国家开始推行有利于环保的财政、税收政策，中国也不例外。为了促进自然与人类的和谐共生，国务院早在 1982 年就颁布了《征收排污费暂行办法》，详细规定了排污费的各项实施细则。然而，随着经济的快速发展，由于缺乏执法刚性，该办法难以适应现代化环境治理体系，因此，2015 年 6 月，国务院法制办公布了《环境保护税法(征求意见稿)》，广泛征求公众意见，这标志着中国绿色税制改革的迈进一大步，但其实际成效仍需观察。随后，《中华人民共和国环境保护税法》于 2016 年颁布，并于 2018 年正式实施，以法律形式推动企业治污，激励环保生产，实现企业与自然的共赢发展。

梳理已有文献发现，自环保费改税正式实施以来，已有大量文献实证检验了环保费改税实施的短期效应，并大多以绿色专利的申请数、绿色专利数与环保投入之比等指标作为衡量企业绿色创新绩效的产出效应，结果显示，在短期内，企业绿色技术创新效果明显，且随着企业环保投入的增加更为显著。此外，还有文献聚焦于环保费改税对企业其他方面的影响，如企业 ESG 表现[1]、地区绿色竞争力[2]、全要素生产率[3]、企业数字化转型[4]-[6]等，从侧面反应出环保费改税对企业的多方面成果。但已有研究仍存在以下不足：一、从长期来看，环保税对企业绿色技术创新是否是持续性的，相关的文献研究较少；二、环保税促进企业的绿色成果转化效率如何，绿色创新投入是否有相应的绿色产出，仍需进一步探索。

综上所述, 本文较已有文献, 考虑到重污染企业的“高排放、高污染”的特征, 聚焦重污染行业上市公司, 采用更为先进的两阶段 DEA-SBM 模型计算企业绿色创新绩效, 两阶段指标为企业绿色科技研发效率和绿色科技成果转化效率, 采用双重差分法, 实证检验环保费改税对重污染上市企业的长期实施效果, 为环保税政策的实施效度进行总结并提出改进建议, 促使经济与环境协调发展。

2. 理论分析与研究假设

波特假说认为, 由于环境规制在引致成本增加的同时, 能够激励企业改进生产工艺或提高治污能力, 从而通过技术创新来减缓或抵消这些增加的环境成本, 因此, 适当的环境规制强度可以促使企业创新。自“环境税”这一概念提出以来, 学者们在对此展开了双层面的研究: 宏观上, 皮尔斯的“双重红利”假说认为环境税既能改善环境又能提高经济效率, 后续研究证实了其有效性。我国学者也发现环保税能纠正能源过度使用, 促进经济与社会福利增长[7]; 微观层面, 环保税增加企业税收负担, 激励其节能减排和转型升级[8]。实际上, 环保税等环境管制政策在推动企业技术创新方面发挥了重要作用, 这在很大程度上体现在绿色技术的增加上[9]。对环保税如何影响企业绿色技术创新的研究, 实际上是将环保税的经济效益和环境效益结合起来进行研究, 即“双重红利”效应, 国内外学者在这方面有不少研究, 并主要存在两种对立观点——抑制论和促进论。

促进论则从另一视角解释税负压力给企业带来的正向激励。为了实现利益最大化, 企业会重新审视自己的成本费用支出结构, 一方面是环境管制力度的加大, 企业排污成本偏高, 环保创新投入可以从减少排污成本和技术创新提高生产效率两个维度来促使企业绿色发展[10], 何乐而不为? 另一方面, 随着传媒技术飞速发展, 信息沟通渠道多样化, 信息传递高速化, 使得企业的行为更加透明化, 而社会责任导向促使企业树立良好绿色形象, 进而推动企业进行绿色创新。

改革开放以来, 中国经济高速发展, 但资源产出率较低。环境作为公共产品, 具有非排他性和非竞争性。由于其“搭便车”现象的存在, 重污染企业为谋求经济利益, 会选择牺牲环境利益[11], 因此需要政府干预, 通过开征环保税进行资源配置, 将企业的外部成本内部化为排污成本, 从而促使其加大对绿色技术的研发投入, 通过技术升级改造, 加强对污染物的治理, 并减少污染物的排放[12]。据此, 本文提出假设 H1:

H1: 环保税会刺激重污染企业绿色技术创新, 提升企业绿色科技研发效率。

抑制论认为, 环境带来的税负压力会使企业成本增加, 可用资金变少, 使企业技术创新受到负面影响。有学者通过严谨的实证分析后发现环境保护税会对企业创新活动产生一定程度的抑制作用, 并且还认为根本没有会促进企业加大创新力度的环境保护税的阈值; 还有部分学者在采用 DID 模型检验时发现, 其抑制作用对金融发展不够充分的中部地区企业, 拥有较强融资约束的非国有企业以及难以转嫁成本的竞争性企业来说更大。

中国财科院企业环保成本调研组(2023)调研发现, 现行相关政策存在着环保税调控作用弱化等问题, 尽管环保税增加了企业的环保成本, 但实际上污染治理投入、运行费用和检测费用较税费而言成本更高, 作为出口大国, 国际绿色贸易壁垒的环保压力超过国内因素, 排放标准等环保压力大于环保经济政策[13]。而陆婷等人(2023)的研究实证检验了绿色贸易壁垒无法对企业绿色技术创新产生显著的正向影响, 政府不应高估绿色贸易壁垒对绿色发展和绿色技术创新的倒逼作用[14]。王永贵、李霞(2023)实证探究了重污染上市企业政府研发补助与实质性绿色创新绩效之间的“倒 U 型”关系[15]。因此, 环保税的征收虽然提升了企业的环保成本, 促进企业绿色创新, 但未必为实质性创新, 创新成果未必实际运用到环境治理之中。据此, 本文提出假设 2:

H2: 环保税会抑制重污染企业绿色成果转化, 降低绿色科技成果转化效率, 产生“专利泡沫”。

3. 研究设计

(一) 研究方法与模型构建

1、研究方法

本文采用双重差分法(DID)检验环保费改税对重污染上市企业绿色创新绩效的影响,将样本对象分为实验组与对照组,并分别进行回归拟合,两组政策变量的系数之差便是政策产生的总效应。除了按照政策实施时间 2018 年 1 月 1 日为外生事件划分组别,还有一个分类标准为政策实施前后是否改变环保税负标准为分组依据,将税负平移的企业视为对照组,税负明显提升(即税负提标)的企业视为实验组。根据地方政府制定的税收标准,税负平移的省市分为三类:第一类是遵循国家指导的省市,它们按照国家确定的税额下限来征收税费,以确保税收的公平性和规范性;第二类省市则承诺在接下来两年内,按照新制定的税费标准来进行征收,这种分类反映了地方政府对于逐步调整税负、确保平稳过渡的决心;第三类省市则是那些当前排污费标准已经较高的地区,在环保费改税的改革过程中,这些地区的征收标准保持不变,以维持既有的环保投入和治理力度。税负提标的省市同样可以归纳为三类:第一类省市选择采用分档或分区的方式来设定税额标准,这样的做法旨在更好地衔接原有的排污费制度,确保税收政策的连贯性和稳定性;第二类省市则是出于防止周边省市污染转移的目的,主动提高了自身的税费标准。这种分类凸显了地方政府在环境治理中的主动性和责任感;最后一类省市则是基于平衡环境治理收益和成本的考虑,直接将税费标准设定至最高值。例如,北京市为了缓解环保资金紧张的状况,将大气和水污染物的当量标准大幅提高,从原来的 1.2 元和 1.4 元分别提升到 12 元和 14 元,这一举措显示了地方政府在环保投入上的决心和力度[16]。

2、模型构建

根据本文设定,初始模型构建如下:

$$RD_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 TIME_i + \beta_2 POST_j + \beta_3 TIME_i \times POST_j + \beta_4 X_{ij} + \lambda + \omega + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$Turn_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 TIME_i + \beta_2 POST_j + \beta_3 TIME_i \times POST_j + \beta_4 X_{ij} + \lambda + \omega + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

两个模型中, i 表示时间, j 表示企业, RD_{ij} 和 $Turn_{ij}$ 为被解释变量绿色创新绩效指标的集合; $TIME_i$ 为取值 0 或 1 的二元时间虚拟变量, $POST_j$ 为取值 0 或 1 的二元分组虚拟变量, $TIME_i \times POST_j$ 为衡量政策净效应的交互项, λ 和 ω 为年份和个体固定效应, X_{ij} 为控制变量的集合; α_0 为常量, β_{1-4} 为相对应变量的系数, ε_{ij} 为模型误差。 $POST_j$ 的二元取值为个体维度的一次差分, $TIME_i$ 的二元取值为时间维度的一次差分,两者的交互项 $TIME_i \times POST_j$ 则完成两次差分,系数 β_3 为政策的净效应。

(二) 样本选择和数据来源

1、样本选择

本文选择我国 2014~2022 年上市 A 股重污染企业为研究对象。依据《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)和《上市公司环保核查行业分类管理名录(环发函[2008] 373 号)》将火电、钢铁、水泥等 16 个行业界定为重污染行业,并结合证监会 2012 年 10 月修订的《上市公司行业分类指引》筛选出 19 个细分行业作为重污染企业研究样本。为提高检验效果,对初始样本进行如下处理:1) 剔除资不抵债的公司样本;2) 剔除重要变量数据缺失的公司样本;3) 剔除时间跨度未经过 2018 年时间节点的样本;4) 为消除极端值的影响,对全部连续变量在 1%和 99%分位上进行缩尾处理。经过处理后共得到 1033 家上市 A 股重污染企业的 7053 个有效样本。

2、数据来源

上市 A 股重污染企业绿色创新绩效的原始数据来自《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》、中国专利数据库以及 EPS 数据库,上市公司基本信息、控制变量等数据均源于国泰

安数据库(CSMAR), 本文首先应用 Excel 对样本数据进行初步整理, 然后应用 Stata 软件对样本数据进行回归检验。

(三) 研究变量

1、被解释变量

本文的被解释变量绿色创新绩效分为绿色科技研发效率(RD)和绿色科技成果转化效率($Turn$)。在绿色科技研发阶段, 选取企业研发人员数量、研发经费支出作为初始投入, 以企业绿色专利申请数、企业绿色专利授权数作为中间产出指标。在绿色成果转化阶段, 中间产出为企业绿色专利申请数、企业绿色专利授权数, 而以销售收入、企业污染排放指数和企业能源消耗指数作为最终产出指标。两阶段效率均采用先进的 DEA-SBM 模型计算得出。其中: 企业专利数据来自中华人民共和国国家知识产权局, 行业划分参照国家统计局 2017 年公布的国民经济行业分类标准(GB/T4754-2017); 能源消耗数据核算了上市公司的耗水量、耗电量、煤炭使用量、天然气使用量、汽油使用量、柴油使用量、集中供热, 并根据能源换算系数计算为上市公司能源消耗指数(统一折算为标准煤); 污染排放数据核算了上市公司的化学需氧量、氨氮排放量、总氮、总磷、二氧化硫、氮氧化物、烟尘, 均统一了单位, 并根据熵值法计算了相应的污染排放指数; 考虑到投入转化为产出具有一定时滞, 本文取滞后期为 2 年, 即: 绿色创新初始投入、中间产出和最终产出数据分别为第 t 、 $t+1$ 、 $t+2$ 年数据。

2、解释变量

解释变量包括时间虚拟变量($TIME_i$)、分组虚拟变量($POST_j$)及两者的交互项($TIME_i \times POST_j$)。其中, $TIME_i$ 反映政策是否在第 i 年实施, 以 2018 年 1 月 1 日为临界点, 在此之后 $TIME_i = 1$, 反之, $TIME_i = 0$; $POST_j$ 反映企业是否受到政策冲击, 若企业 j 属于实验组, 则 $POST_j = 1$, 反之, $POST_j = 0$; 交互项 $TIME_i \times POST_j$ 为核心解释变量, 若 j 为实验组样本, 在政策实施前 $TIME_i \times POST_j = 0$, 实施后 $TIME_i \times POST_j = 1$; 若 j 为对照组样本, 不管政策是否实施, $TIME_i \times POST_j$ 均为 0。

3、控制变量

本文的控制变量涵盖了重污染企业所处区域经济发展状况、企业规模与内部控制、偿债能力、发展能力、风险水平、经营能力和盈利能力方面。区域经济发展状况以人均 GDP 数据衡量; 企业规模与内部控制包括总资产规模($Size$)、董事人数($Board$)、公司成立年限($FirmAge$)、股权赫芬达尔指数($Shrhfd$); 偿债能力包括权益乘数($Debt$); 发展能力包括总资产增长率($Growth1$)、可持续增长率($Growth2$); 风险水平包括经营杠杆($Risk$); 经营能力包括营业周期($Cycle$)、固定资产周转率($Asset1$); 盈利能力包括固定资产净利率($Asset2$)、管理费用率($Mfee$)。各变量定义见表 1。

Table 1. Variable definition

表 1. 变量定义表

变量代码	变量名称	变量描述
RD_{ij}	绿色科技研发效率	第一阶段产出效率
$Turn_{ij}$	绿色成果转化效率	第二阶段转化效率
GDP	人均 GDP	市级人均 GDP 取对数
$Size$	企业营业收入规模	营业总收入标准化数据
$Board$	董事人数	董事会人数取自然对数
$FirmAge$	公司成立年限	$\ln(\text{当年年份} - \text{公司成立年份} + 1)$
$Shrhfd$	股权赫芬达尔指数	公司前三位大股东持股比例的平方和
$Debt$	权益乘数	偿债能力: 资产总额 \div 股东权益总额;

续表

<i>Growth1</i>	总资产增长率	发展能力: (年末资产总额 - 年初资产总额) ÷ 年初资产总额
<i>Growth2</i>	可持续增长率	发展能力: 净资产收益率 × 收益留存率 / (1 - 净资产收益率 × 收益留存率)
<i>Risk</i>	经营杠杆	风险水平: (净利润 + 所得税费用 + 财务费用 + 固定资产折旧、油气资产折旧、生产性生物资产折旧 + 无形资产摊销 + 长期待摊费用摊销) / (净利润 + 所得税费用 + 财务费用)
<i>Cycle</i>	营业周期	经营能力: 应收账款周转天数 + 存货周转天数
<i>Asset1</i>	固定资产周转率	经营能力: 营业收入 / 固定资产平均净额
<i>Asset2</i>	固定资产净利率	盈利能力: 净利润 / 固定资产平均净额
<i>Mfee</i>	管理费用率	盈利能力: 管理费用 / 营业收入

4. 实证检验与分析

(一) 描述性统计

首先对连续性样本数据进行 1% 缩尾处理, 并对主要变量进行描述性统计分析, 如表 2 所示。其中, 反映重污染企业绿色创新绩效的两阶段指标绿色科技研发效率和绿色成果转化效率的最小值和最大值差距较大, 说明企业之间的绿色创新绩效差异较大, 两指标的均值分别为 0.608 和 0.599, 这在一定程度上说明重污染企业的绿色创新绩效存在较大的改进空间。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>RD</i>	7061	0.604	0.191	0.275	0.990
<i>Turn</i>	7061	0.599	0.188	0.275	0.991
<i>GDP</i>	7061	11.39	0.517	10.04	12.19
<i>Debt</i>	7061	1.936	1.017	1.050	9.768
<i>Growth1</i>	7061	0.156	0.257	-0.308	1.588
<i>Growth2</i>	7061	0.0706	0.0802	-0.638	0.451
<i>Risk</i>	7061	1.680	0.832	1.028	6.636
<i>Cycle</i>	7061	199.1	163.5	17.92	1134
<i>Asset1</i>	7061	3.639	3.699	0.231	24.69
<i>Asset2</i>	7061	0.341	0.451	-0.343	2.819
<i>Board</i>	7061	2.134	0.198	1.609	2.708
<i>Mfee</i>	7061	0.0737	0.0547	0.00145	1.267
<i>FirmAge</i>	7061	2.995	0.271	2.079	3.526
<i>Shrhfd</i>	7061	0.156	0.113	1.20e-05	0.563
<i>size</i>	7061	0.0296	1.187	-0.124	30.97

(二) 基准回归分析

Table 3. Baseline regression analysis
表 3. 基准回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>Turn</i>	<i>Turn</i>
did	0.011* (0.007)	0.027*** (0.008)	-0.016** (0.007)	-0.016** (0.008)
控制变量	No	Yes	No	Yes
年份和企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0.605*** (0.002)	1*** (0.285)	0.609*** (0.002)	1.039*** (0.285)
Observations	9598	7053	9598	7053
R-squared	0.454	0.473	0.434	0.457

注: Standard errors are in parentheses, ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

本文以基准模型为基础,在(1)~(4)列控制了时间固定效应、个体固定效应以及控制变量的不同组合情况。表3中(1)(2)列分析了加控制变量与否,交乘项 *did* (即 $TIME_i \times POST_j$)对 *RD* (即企业绿色科技研发效率)的影响,从结果来看,在加入控制变量后, *did* 的系数增加到 0.027***,并且显著性水平提高到 1% 以下,这意味着在考虑了其他可能影响结果的因素后,环保税的实施显著地提升了重污染企业绿色科技研发效率,支持假设 H1; 同样地,表中(3)(4)列分析了加控制变量与否,交乘项 *did* (即 $TIME_i \times POST_j$)对 *Turn* (即企业绿色成果转化效率)均为负向显著影响,说明环保税在一定程度上抑制了重污染企业的绿色成果转化效率,支持了假设 H2。

在全球绿色竞争背景下,核心是绿色技术创新的竞争。环保税实施以后企业的绿色专利申请数量越来越多,但不意味着专利质量高,对最终环境污染治理的效果好。这可能是企业为了获取政府补助和税收优惠,追求创新“数量”以迎合地方政策,从而产生政府创新资源错配,“专利泡沫”问题日趋浮现[17],重污染企业末端污染治理所要求的技术复杂度可能更高,因此,产生了重污染企业绿色成果转化效率反向显著的结果。

(三) 稳健性分析

1、平行趋势检验

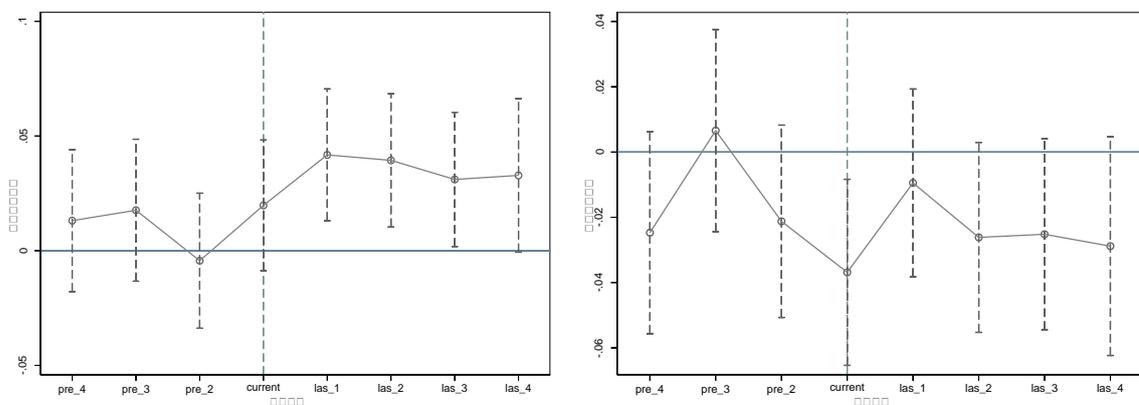


Figure 1. parallel trend test chart
图 1. 平行趋势检验图

平行趋势检验图通常用于在政策评估或因果分析中，检验对照组(未受到政策或干预影响的群体)和实验组(受政策或干预影响的群体)在政策实施前后是否具有相似的趋势。在本次实证检验中，横轴代表“政策时点”，*current* 代表政策冲击当年，*pre_i* 和 *las_i* 分别代表政策冲击前和冲击后的第 *i* 年，纵轴则代表“政策效果”，即我们关心的因变量绿色创新绩效。

图 1 左侧图为 RD 平行趋势检验图，右侧为 Turn 平行趋势检验图。两图均显示，在政策实施前，实验组和对照组没有显著差异，而左图表明，在政策实施后，两组的绿色科技研发效率差异显著为正，但在 *las_1*~*las_3* 三期有下降趋势，可能是受到疫情冲击，但绿色科技研发效率仍然显著，并在 *las_3*~*las_4* 开始回升；右图显示在政策实施后的第一期(*las_1*)，差异不显著，可能是由于绿色科技的投入对产出的影响存在滞后性，而后的三期，两组的绿色成果转化效率差异均变为负向显著，满足平行趋势假设，实验有效。

2、三重差分检验

为保证实验结果的有效性，本文扩大了样本范围，在双重差分的基础上增加一重差分，即在所有 A 股上市公司的样本数据基础上，以相同方法处理样本数据，根据《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿)等文件，增加行业差分虚拟变量，共获取 21,770 个有效样本，包含了 2829 家 A 股上市公司的数据。三重差分模型构建如下：

$$RD_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 TIME_i \times POST_j \times Industry_t + \beta_2 X_{ijt} + \lambda + \omega + \nu + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$Turn_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 TIME_i \times POST_j \times Industry_t + \beta_2 X_{ijt} + \lambda + \omega + \nu + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

核心解释变量为 $TIME_i \times POST_j \times Industry_t$ ，系数 β_1 为政策的净效应，*i* 表示时间，*j* 表示企业，*t* 表示行业， X_{ijt} 为控制变量集合， λ 为年份固定效应， ω 为企业固定效应， ν 为行业固定效应， ε_{ijt} 为随机扰动项，实证结果如下：

Table 4. Results of triple difference test
表 4. 三重差分检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>Turn</i>	<i>Turn</i>	<i>Turn</i>
ddd	0.019*** (0.006)	0.018*** (0.004)	0.019*** (0.006)	-0.012** (0.006)	-0.021*** (0.004)	-0.013** (0.006)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业和年份 固定效应	Yes			Yes		
行业和年份 固定效应		Yes			Yes	
企业、行业、 年份固定效应			Yes			Yes
_cons	0.625*** (0.088)	0.598*** (0.016)	0.625*** (0.088)	0.594*** (0.087)	0.607*** (0.015)	0.593*** (0.087)
Observations	21,770	21,783	21,770	21,770	21,783	21,770
R-squared	0.46	0.377	0.46	0.458	0.376	0.458

注：Standard errors are in parentheses, ****p* < 0.01, ***p* < 0.05, **p* < 0.1。

如表 4 结果所示, 在控制了时间固定效应、地区固定效应、行业固定效应的不同组合情况下, (1)~(3) 列结果显示, 核心解释变量 $TIME_i \times POST_j \times Industry_i$ 的系数均在 1% 水平上正向显著, 进一步说明了环保税会刺激重污染企业绿色技术创新, 提升企业绿色科技研发效率这一结论的稳健性, 验证了波特假说在中国的适用性; (4)~(5) 列结果显示, 核心解释变量 $TIME_i \times POST_j \times Industry_i$ 的系数大多在 5% 水平上负向显著, 说明环保税在促进重污染企业进行绿色科技研发的同时, 产生了“专利泡沫”现象, 假设 H2 稳健性得到验证。

3、安慰剂检验

Table 5. Results of the placebo test
表 5. 安慰剂检验结果

	(1)	(2)
	<i>RD</i>	<i>Turn</i>
did2	0.007 (0.01)	-0.012 (0.01)
控制变量	Yes	Yes
年份和企业固定效应	Yes	Yes
_cons	0.996*** (0.285)	10.037*** (0.285)
Observations	7053	7053
R-squared	0.471	0.457

注: *Standard errors are in parentheses*, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

为排除结论可能只是反映实验组和控制组绿色创新行为的时间序列差异, 本文设定政策改革时点为 2016 年进行安慰剂测试。具体来看, 2016 年环保税法颁布时强调遵循“税费平移”原则, 各地也并未推出具体实施方案, 应不会促进企业绿色创新行为的增加。表 5 结果显示, *RD* 的核心解释变量系数为正, 但并不显著; *Turn* 的核心解释变量系数为负, 但并不显著。这表明, 在没有政策冲击的情况下, 企业绿色创新行为并未发生显著变化, 支持了基准回归结论的稳健性。

(四) 异质性分析

由于不同企业在发展模式、研发能力、竞争优势等方面存在差异, 本文从地区异质性、产权异质性和数字化程度异质性三方面进行分组回归:

1) 地区异质性

Table 6. Results of regional heterogeneity analysis
表 6. 地区异质性分析结果

	东部地区	西部地区	中部地区	东部地区	西部地区	中部地区
	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>Turn</i>	<i>Turn</i>	<i>Turn</i>
did	0.04*** (0.01)	0.028 (0.021)	-0.005 (0.016)	-0.017* (0.01)	00.000 (0.021)	-0.017 (0.016)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续表

_cons	0.761*	0.557	10.429***	0.916**	10.129	10.458***
	(0.401)	(0.812)	(0.547)	(0.404)	(0.805)	(0.544)
Observations	4445	1008	1599	4445	1008	1599
R-squared	0.476	0.467	0.488	0.454	0.471	0.474

注: *Standard errors are in parentheses*, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

地区经济发展水平、环境政策执行力度等因素都会影响环保税对重污染企业绿色创新绩效的影响。表 6 中的结果显示, 东部地区企业的绿色科技研发效率在 1% 的水平上正向显著, 绿色成果转化效率在 10% 的水平上负向显著, 但显著性不强; 中西部地区企业的两指标均不显著。这说明在经济发达、环境政策执行严格的地区, 企业面临更高的环保压力和成本, 因此可能更倾向于进行绿色技术创新以降低成本、提高竞争力, 进一步支持了创新驱动发展战略。而在经济欠发达、环境政策执行相对宽松的地区, 研发资源、科技人才和创新能力等方面的不足可能导致企业可能更注重短期经济效益, 对绿色创新的投入和动力相对较弱。

2) 产权异质性

Table 7. Results of property heterogeneity analysis

表 7. 产权异质性分析结果

	国有	非国有	国有	非国有
	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>Turn</i>	<i>Turn</i>
did	0.008	0.039***	-0.025**	-0.014
	(0.012)	(0.01)	(0.012)	(0.01)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	10.096**	0.84**	0.966**	10.106***
	(0.485)	(0.374)	(0.485)	(0.373)
Observations	2563	4476	2563	4476
R-squared	0.5	0.464	0.48	0.454

注: *Standard errors are in parentheses*, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

企业产权性质的差异可能导致政策冲击的异质性结果。在中国国有企业有特殊资源优势(张成思和刘贯春, 2016) [18], 资金来源比较稳定。而且, 上市公司中的国有企业受到的监管也更为严格, 整体绿色创新水平较高。环境保护税改革对国有企业的影响可能不大, 而非国有企业通常面临更为激烈的市场竞争和融资约束, 可能更有动力开展绿色创新活动, 以提升企业竞争优势。

表 7 中的研究结果表明, 国有企业的绿色科技研发效率系数为正但并不显著。当然这也可能与国有企业研发活动受政府干预大多为长期决策, 很难因单一政策冲击而发生显著变化有关。而非国有企业在 1% 的水平正向显著。这意味着, 环保税改革积极促进了非国有企业的绿色创新活动, 这可能是因为非国有企业的绿色创新活动对市场型环境规制反应更为敏锐。非国有企业的绿色成果转化效率系数为负但并不显著, 可能由于非国有企业百花齐放, 政府的监管力度加大, 使得非国有企业对绿色科技的研发质量监控与管理更为严格。而国有企业的绿色成果转化效率在 5% 的水平上负向显著, 说明国有企业的绿色创

新活动的质量不高，存在追求专利数量而非质量的“专利泡沫”现象。究其原因，主要有以下几点：

首先，国有企业受国家严格管制，政府干预力度更大，与私营企业相比，国有企业可能在控制创新活动的内部和外部资源方面处于更好的地位。较为充足的技术创新资源推动国有企业发挥组织控制优势，激励企业进行技术创新，但有利有弊，国有企业享受政府隐形保护，导致外部投资和市场就业意向更加趋向稳定的国有企业，受外界市场环境波动影响较小，容易产生较低的风险敏感度，导致绿色专利技术的成果转化效率偏低。而非国有企业面临的市场风险更高，市场竞争程度大，企业为了获利往往通过寻租等手段与政府部门建立联系，为了在激烈的竞争环境中获得政府的支持，企业更倾向于提升各方面能力以获得政府的青睐，因此，绿色技术创新水平往往是“量”与“质”并行以减少企业寻租成本。

3) 数字化程度异质性

数字化程度是影响企业绿色创新绩效的重要因素。靳毓等(2022)通过研究发现，数字化转型能够显著提升企业绿色创新水平，在非高新技术企业、重污染行业企业中，数字化转型对绿色创新的促进作用更显著[19]；数字化转型对绿色发明专利和绿色实用新型专利均存在显著的正向影响。表 8 中的结果表明，高度数字化的重污染企业，绿色科技成果转化效率在 1% 水平上正向显著，而绿色成果转化效率在 5% 的水平上负向显著。这是因为高度数字化的企业具有更强的技术吸收能力和创新能力，能够更有效地利用政策激励，提高绿色科技研发效率。然而，这些企业可能过于注重新技术的研发，而忽视了转化阶段的挑战，导致绿色成果转化效率降低。相比之下，中低度数字化的企业在技术转化和市场推广方面面临更大的困难，因此政策的影响难以显现。

Table 8. Results of heterogeneity analysis of digitization degree

表 8. 数字化程度异质性分析结果

	高度数字化	中低度数字化	高度数字化	中低度数字化
	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>Turn</i>	<i>Turn</i>
did	0.026*** (0.009)	0.025 (0.018)	-0.019** (0.009)	0.001 (0.018)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	10.133*** (0.353)	10.687*** (0.616)	10.322*** (0.354)	-0.299 (0.61)
Observations	5587	1361	5587	1361
R-squared	0.474	0.54	0.456	0.541

注：Standard errors are in parentheses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

5. 结论与展望

本文以 2018 年环境保护费改税作为准自然实验，以 2014~2022 年我国 A 股重污染行业的上市公司为研究样本，采用双重差分法进行政策效应识别。结果表明：费改税显著地促进了企业研发绿色专利，提升了企业绿色科技研发效率，这说明，环保法对重污染企业的冲击力度强，创新驱动作用效应显著，这一现象在东部经济发达地区、非国有企业及数字化程度高的企业中更为明显；然而，在探索费改税对二阶段绿色产出的影响时发现，从长期来看，在末端治理方面，一阶段的绿色专利产出并未产生最终的实质性治理成效，绿色成果转化效率负向显著，重污染企业存在重专利数量轻专利质量的现象，这一现象在东部经济发达地区、国有企业及数字化程度高的企业中更为明显。

基于以上结论,为加强重污染企业环境治理成效,提出三点政策建议:第一,深入推进简政放权,加快建立专利申请质量评价机制,遏制“专利泡沫”现象。政府部门应进一步重视企业专利质量的培育,针对高质量的创新给予更多的支持和优惠。第二,通过修法尽快对 VOCs 全面征收。建议适时启动环境保护税法修订工作,在完善 VOCs 的监测、核算等技术手段的基础上,合理选择 VOCs 的征收方式,将更多种类的 VOCs 纳入环保税征收范围,适时将新污染物纳入环保税征税范围,并适度提高税率下限,帮助解决政策调控作用弱化现象。第三,优化营商环境,政府可以采用国企参股民企的路径帮助民企摆脱所有权性质歧视的束缚,促进国企与民企间的合作交流,提高市场化程度,简政放权,更大程度地释放国企竞争潜力,激发国企创新潜能。

参考文献

- [1] 冀胜锋,滕忠路. 环保费改税与企业 ESG 表现[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(6): 74-88.
- [2] 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.
- [3] 杨杨,杨雨诗,杜剑. 环保税对企业全要素生产率的影响研究[J]. 中央财经大学学报, 2022(7): 14-24+47.
- [4] 宋德勇,朱文博,丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 34-48.
- [5] 郭丰,杨上广,柴泽阳. 企业数字化转型促进了绿色技术创新的“增量提质”吗?——基于中国上市公司年报的文本分析[J]. 南方经济, 2023(2): 146-162.
- [6] 于冰花. 数字化转型对企业绿色技术创新的影响及作用机制——基于 2011-2019 年我国 A 股上市公司数据的分析[J]. 财会研究, 2023(9): 33-40+56.
- [7] 刘霞,段姝,姚江涛. 环保税与企业绿色绩效: 多重红利抑或此消彼长[J]. 经济问题, 2023(10): 70-79.
- [8] 陈建涛,吴茵茵,陈建东. 环境保护税对重污染行业环保投资的影响[J]. 税务研究, 2021(11): 44-49.
- [9] 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.
- [10] 于连超,张卫国,毕茜. 环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗?——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 109-118.
- [11] 倪志良,覃梓文,王蕾. 环境保护费改税与重污染行业企业杠杆——基于庇古税微观模型的研究[J]. 社会科学研究, 2023(5): 74-84.
- [12] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72-88.
- [13] 中国财科院“企业成本”调研“环保成本”专题组,邢丽,许文,等. 绿色低碳发展下的企业环保成本状况及变化趋势研究[J]. 财政科学, 2023(12): 21-32.
- [14] 陆婷,徐奇渊. 绿色贸易壁垒与企业绿色技术: 倒逼作用还是陷阱效应[J]. 财贸经济, 2023, 44(12): 140-157.
- [15] 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.
- [16] 金友良,谷钧仁,曾辉祥. “环保费改税”会影响企业绩效吗? [J]. 会计研究, 2020(5): 117-133.
- [17] 申宇,黄昊,赵玲. 地方政府“创新崇拜”与企业专利泡沫[J]. 科研管理, 2018, 39(4): 83-91.
- [18] 张成思,刘贯春. 最优金融结构的存在性、动态特征及经济增长效应[J]. 管理世界, 2016, 32(1): 66-77.
- [19] 靳毓,文雯,何茵. 数字化转型对企业绿色创新的影响——基于中国制造业上市公司的经验证据[J]. 财贸研究, 2022, 33(7): 69-83.