

绿色税制是否能促进重污染企业转型升级？

——基于“环保费改税”的经验证据

薛永善, 贾晓霞, 胡锡强

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2023年11月25日; 录用日期: 2023年12月15日; 发布日期: 2024年2月18日

摘要

为践行人与自然和谐共生理念, 促进绿色低碳经济建设。以“环保费改税”的实施为准自然实验, 基于2012~2021年沪深A股上市企业的微观数据, 构建双重差分模型探究绿色税制对重污染企业转型升级的促进作用。研究表明, “环保费改税”政策对于重污染企业转型升级具有显著的促进作用, 该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制检验结果表明, “环保费改税”对重污染企业转型升级通过提高企业管理水平发挥政策效应, 对企业研发投入并无显著影响。异质性分析表明, 非国有企业转型升级受到“环保费改税”政策的显著影响, 而这一结果在国有企业中并不显著; 相较于东部地区, 处于西部地区的重污染企业在政策的影响下呈现更高的转型升级积极性。

关键词

绿色税制, 环境保护税, 企业转型升级

Can a Green Tax System Promote the Transformation and Upgrading of Heavily Polluting Enterprises?

—Empirical Evidence Based on “Environmental Protection Fees to Taxes”

Yongshan Xue, Xiaoxia Jia, Xiqiang Hu

School of Business, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Nov. 25th, 2023; accepted: Dec. 15th, 2023; published: Feb. 18th, 2024

Abstract

In order to practice the concept of harmonious coexistence of man and nature and promote the construction of green low-carbon economy, taking the implementation of “environmental protection fee to tax” as a quasi-natural experiment, based on the micro data of A-share listed enterprises in Shanghai and Shenzhen from 2012 to 2021, this paper constructed a DID model to investigate the promotion effect of green tax system on the transformation and upgrading of heavily polluting enterprises. The results of the study show that the policy of “environmental fee to tax” has a significant role in promoting the transformation and upgrading of heavy polluting enterprises. This conclusion still holds after a series of robustness tests. The policy effect of “changing environmental protection fee to tax” on the transformation and upgrading of heavy polluting enterprises is exerted through improving the management level of enterprises, but it has no significant effect on the R&D investment of enterprises. Heterogeneity analysis shows that the transformation and upgrading of non-state-owned enterprises is significantly affected by the policy of “environmental protection fee to tax”, while this result is not significant in state-owned enterprises; compared with the eastern region, the heavy polluting enterprises in the western region show higher transformation and upgrading enthusiasm under the influence of the policy.

Keywords

Green Tax System, Environmental Protection Tax, Enterprise Transformation and Upgrading

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

改革开放以来中国在经济发展方面不断取得新的成就，同时也带来了严峻的生态环境挑战。随着人们生活水平和生活质量的不断提高，对环境问题的关注度也日益增加。十九届六中全会的报告提出“坚持和完善生态文明制度体系，促进人与自然和谐共生”理念。绿色税制作为生态环境制度中重要的一部分，旨在导向我国经济发展模式由传统的高投入、高耗能、高污染的粗放型向低污染、低排放的集约型转变。1982年我国设立了排污费制度，为规范企业环境行为、控制污染物排放做出了不可磨灭的贡献。作为命令型环境规制的一种，排污费制度难以避免其执行刚性偏低、治理效率低下等难题。2018年1月1日起《中华人民共和国环境保护税法》(以下简称《环保税法》)正式实施，将执行37年之久的排污费制度改革为环保税制度，通过“环保费改税”的形式进一步完善相关细则，扩大了应税污染物的种类和范围，以税目税额明确各污染物的应纳税额。相较于排污费制度，环境税制度在法规的完善程度与执法刚性上均有显著优势。为追求治理结果与治理过程并进，践行因地制宜原则，国内外学者对现存政策的评估优化做出不懈努力，大多研究聚焦于命令型和经济型环境规制的政策效应评比，如齐绍洲[1]、斯丽娟[2]等学者从命令型环境规制与经济型环境规制的成效出发，研究发现与命令型环境规制相比，经济型环境规制能有效发挥市场主导作用，避免政府过度干预等问题。PAL等[3]学者以环境税制为基点，探究经济型环境规制在发达国家中的实施效果，结果表明环境税制在降污减排方面较传统命令型环境规制更胜一筹。也有学者针对环境政策的政策效果实行多维评估，如王树强等[4]关注政策带来的创新效应，验证了“波特假说”。Orlov等[5]从环保税的社会效益出发，证实了环保税具有经济红利效应，能有效

刺激经济增长、提高社会就业。中国经济发展虽然处于世界前列，但与发达国家仍存在较大差距，因此经济型环境规制是否符合中国国情，能否取得如期的结果一直备受争议[6] [7]。《环保税法》的颁布为探究经济型环境规制在中国的实施效果提供了良好的契机。因此本文将“环保费改税”的实施视为一项准自然实验，聚焦于企业转型升级方面，拟运用双重差分法探究其带来的政策效应，丰富了企业转型驱动因素方面的讨论，旨在为政府部门完善绿色税制提供经验参考。

本文可能的边际贡献在于：1) 资源税和环保税作为我国绿色税制的两大重要组成部分，现有学者的研究主要侧重于资源税的政策效应分析[8] [9]，并且研究对象集中在单一环境指标。本文以“环保费改税”为政策落脚点，运用双重差分模型识别其对重污染企业转型升级的影响效果，丰富了环保税法对企业多维指标影响方面的研究。2) 环境税制带来的经济红利已被大多数学者认可[10] [11]，但这种经济红利能否从社会层面延伸到企业层面仍待商榷。本文聚焦于企业层面，运用因果效应识别的方法探究“环保费改税”政策对企业降本增效、转型升级的影响，并引入管理水平与研发投入作为中介变量，尝试厘清其中的内在机理。3) 在政策的发展和完善过程中，因地制宜是必不可少的条件。本文通过分样本回归的异质性探索，系统观察“环保费改税”政策在不同产权性质以及不同地区下重污染企业转型升级的驱动力。进一步为我国降污减排激励约束机制的完善提供了经验证据。

2. 理论分析与假设提出

当环境合法性压力增加时，企业有动力调整战略决策以适应环境合法性要求[12]。“环保费改税”政策指以《环保税法》取代传统的排污费制度，不仅在制定细则上充分考虑各方利益相关者，而且在实施细则上有更为严苛和明细的规定。同时环保税的征收参照《环保税法》的界定条目，与传统的排污费相比具有更强力的执法刚性。在“环保费改税”政策的影响下约 40% 地区环保税额标准得到提升，极大地提高了企业的环境违规成本。重污染企业由于其自身特点，所受“环保费改税”的政策冲击更大，为应对高强度的环境合法性压力，不得不转变其原有的发展模式，通过淘汰落后产能、调整生产结构、改进生产技术等方式降低成本粘性[13]。基于以上分析提出本文的假设 1：

H1：“环保费改税”政策能显著促进重污染企业转型升级

“环保费改税”政策实施以来，重污染企业税负负担大幅加重，财政部报告显示，从 2018 年以来环保税呈现大幅度增长并保持在较高水平的现状，2019 年环保税额达到 221 亿元，同比增长 46.1%，此后基本维持在这一水准。Porter 等人[14]指出，资源浪费和资源使用效率低下是企业过度排污的主要原因，在面对高环境规制的政策背景下如何提高生产效率、降低污染排放成为了重污染企业亟待解决的难题。而企业资源浪费和资源使用效率低下又往往跟经营管理不善有紧密联系，因此调整企业管理结构、提升企业管理水平成为应对日益严苛环境标准的当务之急。“环保费改税”政策对重污染企业管理水平的影响主要体现在以下方面：第一，促使企业进行战略调整；原有的依靠环境污染换取成本节约的战略在面对高环境规制政策已经不适用，企业必须加大管理投入以制定新的绿色发展战略，从而规避高额的环境违约成本。第二，加强生产过程监督；通过对生产过程的监督与改进能有效提升资源使用效率，并且可以通过增加低污染生产要素的投入以降污减排，从而迎合环境合法性的要求。基于以上分析提出本文的假设 2：

H2：“环保费改税”政策通过提高企业管理水平促进企业转型升级

“环保费改税”政策的实施促使企业在“维持排污现状”与“研发绿色技术或引进环保设备以节约环境成本”之间博弈。虽然“波特假说”认为环境保护和经济发展并不是完全对立的关系，高环境规制能够倒逼企业技术创新以提高生产力。但从短期来看，研发创新活动具有资金需求大、研发周期长、回报慢等特点[15]，这就决定了企业在短期内难以得到创新回报。另一方面，企业往往更加关注自身盈利能力，当研发投入成本高于排污成本时企业也很难选择技术创新，并且技术创新具有高度的不确定性和风

险性, 会进一步增加企业的经营风险。因此在面对环境规制的提高时, 多数企业并不会第一时间选择技术创新进行前端治理, 而是会选择购置环保设备、污染处理等末端治理的方式进行应对。基于以上分析提出本文假设 3:

H3: 短期内“环保费改税”政策并不会通过增加研发投入促进企业转型升级

3. 研究设计

3.1. 模型设定

企业在短时期内难以改变其所处行业与地区, 为双重差分法的实施提供了基础的保障, 因此本文拟将“环保费改税”政策的实施看作一项准自然实验。采用双重差分法(DID)探究其对重污染企业转型升级的影响效果。由于“环保费改税”政策的特殊性, 处于重污染行业的企业受政策的影响较大, 参考于连超[16]的做法, 将处于重污染行业的企业视为受政策影响的实验组, 非重污染企业视为对照组。考虑到样本自选的偏差与遗漏变量可能带来的误差问题, 本文构建了引入年份和个体固定效应的双重差分模型:

$$\text{Upgrade}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat}_i \text{Time}_t + \alpha_2 \text{Control_Var}_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中 i 和 t 分别代表处于重污染行业的企业与年份; Upgrade 为企业转型升级的衡量指标; Treat_i 是判断样本企业是否属于实验组的虚拟变量, 若 $\text{Treat}_i = 1$ 说明样本企业 i 属于重污染行业, 反之属于非重污染行业; Time_t 用于判断样本处于政策发生的前后, “环保费改税”政策自 2018 年 1 月 1 日实施, 因此年份处于 2018 及之后的样本取 1, 处于 2018 年之前的则取 0; $\text{Treat}_i \times \text{Time}_t$ 是核心解释变量, 通过其估计系数 α_1 来衡量“环保费改税”政策对重污染企业转型升级的影响程度; Control_Var 为一系列控制变量, 是影响企业转型升级程度的其他因素, 具体包括: 企业资龄、两职合一、企业规模、产权性质、股权集中度、杠杆水平; μ_i 和 γ_t 分别代表年份固定效应与地区固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。为尽可能减小研究结果的偏误, 本文采用聚类稳健标准误, 聚类层级为个体。

考虑到被解释变量和解释变量之间往往并不是直接的因果关系, 可能是通过相关的中介变量间接发生影响, 为了进一步探究“环保费改税”政策对重污染企业转型升级的作用机制, 本文参考温忠麟等[17]的研究方法, 构建中介效应三步检验模型:

$$\text{Upgrade}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat}_i \text{Time}_t + \alpha_2 \text{Control_Var}_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_i \text{Time}_t + \beta_2 \text{Control_Var}_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{Upgrade}_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 M_{i,t} + \varphi_2 \text{Treat}_i \text{Time}_t + \varphi_3 \text{Control_Var}_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中模型(2)和模型(4)的被解释变量为重污染企业转型升级程度, 模型(3)的被解释变量 $M_{i,t}$ 为中介变量, 包括管理水平(Manage)和研发投入(RD)。通过对模型(2)中估计系数 α_1 的检验判断政策虚拟变量是否对重污染企业的转型升级产生影响, 再通过模型(3)检验企业管理水平和研发投入是否在政策效应中起到中介作用; 模型(4)则用于完全中介效应和部分中介效应的判断。在实证过程中用 STATA17.0 进行统计和分析, 采用 Sgmediation 命令进行中介效应检验, 以软件自动给出的 Sobel 检验、Goodman 检验 1 和 Goodman 检验 2 对应的 P 值来判断中介效应的显著性。

3.2. 样本选取与数据来源

本文选取 2012 年至 2021 年沪深 A 股的制造业上市公司作为初始研究样本, 重污染行业的参照标准依据 2010 年环保部公布的《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿), 在此基础上对应《上市公司环保核查行业分类管理名录》进一步筛选[18], 为减小实验误差, 提高结果的稳健性, 在样本筛选时进行以下处理: 1) 去除 ST、PT 类的上市公司; 2) 去除产权在 2018 年前后变化的企业, 产权性质的变化可能

对企业转型升级造成一定影响；3) 对 2012~2021 全样本观测指标缺失的企业做剔除处理，对于部分年份观测指标缺失的样本运用线性插值法完善，最终获得实验组 835 家企业，对照组 1029 家企业，观测值 17,242 个。为降低离群值对研究结果的影响，在数据处理中对连续型变量进行 1% 和 99% 的 Winsor 缩尾处理。数据来源于 CSMAR 数据库、Wind 数据库，行业分类信息参考《上市公司行业分类指引》(2012 版)，对于线性插值法无法完善的缺失变量由笔者从上市公司年报中手工整理得出。

3.3. 变量说明

1) **被解释变量**。本文的被解释变量为企业转型升级程度(Upgrade)，借鉴程虹等[19]与李永友等[20]的研究方法，以企业全要素生产率(TFP)测度，参考 Levinsohn 等[21]，以 LP 法测算企业全要素生产率，相较于 TFP 测算的 OP 法和 OLS 法，LP 法能有效缓解同时性偏差问题与内生性问题，本文参照钱雪松等[22]的做法，通过对以下对数柯布 - 道格拉斯生产函数的估算得到上市企业的全要素生产率：

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{i,t} + \beta_2 \ln K_{i,t} + \beta_3 \ln M_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

在模型(5)中，Y 为上市企业主营业务收入(千元)，L 代表劳动投入，以职工人数(千人)测度，K 为资本投入，以年末固定资产净值(千元)测度，M 表示中间投入，以上市企业现金流量表(直接法)中“购买商品、接受劳务支付的现金(千元)”测度。本文根据样本进行分组回归后依照残差项计算上市企业全要素生产率。同时参照李林木等[23]的研究，以营业利润率(Lnop)和成本利润率(Lncp)作为替代指标，共同测度企业转型升级程度。

2) **核心解释变量**。依照上文，本文的实验组与对照组分别是重污染企业与非重污染企业，虚拟变量 Treat 用于判断企业是否处于重污染行业(属于则 Treat = 1，反之 Treat = 0)，时间虚拟变量 Time 则用于判断样本在政策发生的前后(政策发生前的年份 Time = 0，政策发生后的年份 Time = 1)；交互项 Treat × Time 为本文的核心解释变量，其估计系数 α_1 反应政策效应，若“环保费改税”政策对重污染企业转型升级有促进作用，则交互项系数应显著为正。

3) **控制变量及中介变量**。参照已有研究[24] [25]，本文选取以下作为回归模型的控制变量：企业年龄(Age)，即企业成立年限取自然对数；两职合一(Dual)，若董事长与总经理为同一人取 1，否则取 0、企业规模(Size)，即年末总资产取自然对数、产权性质(Soe)，若国有控股则取 1，否则取 0、股权集中度(Lnsc1)，即第一大股东持股比例、杠杆水平(Lev)，即负债总额除以资产总额。参照张建清等[26]的研究，以管理费用除以主营业务收入(Manage)衡量企业管理水平，企业研发投入(RD)为研发投入费用加一取自然对数。各变量的描述性统计见表 1：

Table 1. Descriptive statistics of variables

表 1. 变量描述性统计

变量名	观测量	均值	标准误	最小值	中位数	最大值
TFP	17,242	13.21	1.07	6.82	13.12	18.19
Lnop	17,242	-0.019	4.35	-505.8	0.070	50.24
Lncp	17,242	0.078	3.04	-223.9	0.094	22.72
Treat	17,242	0.45	0.50	0	0	1
Time	17,242	0.43	0.50	0	0	1
Treat × Time	17,242	0.19	0.39	0	0	1
Dual	17,242	0.27	0.45	0	0	1

续表

soe	17,242	0.34	0.48	0	0	1
Manage	17,242	18.71	22.01	0.016	13.33	690.9
RD	17,242	17.63	2.83	0	17.93	23.95
Lnsc1	17,242	33.80	14.71	0.29	31.64	89.99
Size	17,242	22.22	1.29	16.41	22.05	28.64
Age	17,242	2.91	0.32	1.39	2.94	4.007
Lev	17,242	0.44	1.42	0	0.41	178.3

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归结果

表 2 展示了添加控制变量前后的基准回归结果, 其中(1)、(2)、(3)列分别为代理变量 TFP、Lnop 和 Lnnp 在模型(1)中的回归结果, 不难看出, 在添加控制变量前后核心解释变量的估计系数均显著为正, 说明“环保费改税”政策对重污染企业的转型升级具有显著的促进作用, 假设 1 得到初步验证。

Table 2. Baseline regression results

表 2. 基准回归结果

变量名	(1)		(2)		(3)	
	TFP		Lnop		Lnnp	
Treat × Time	0.290*** (6.12)	0.083*** (3.69)	0.368** (2.30)	0.211* (1.74)	0.420*** (2.85)	0.345*** (2.66)
Constant	13.159*** (546.64)	-2.532*** (-10.91)	-0.090 (-1.33)	-3.524** (-2.44)	-0.002 (-0.03)	-2.314*** (-3.43)
Control_Var		YES		YES		YES
YearFE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AreaFE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	17,242	17,242	17,242	17,242	17,242	17,242
Adjusted R-squared	0.075	0.753	0.092	0.120	0.144	0.044

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内为 t 值, 聚类到企业层面, 下同。

4.2. 中介效应检验

为探究“环保费改税”促进高污染企业转型升级的中介机制, 表 3 前三列展示了本文对企业管理水平的中介效应检验结果, 其中(1)、(2)、(3)列分别是模型(2)、(3)、(4)的回归结果, 根据第(2)、(3)列的回归结果, 企业管理水平在“环保费改税”政策对高污染企业转型升级的影响中起部分中介作用, 同时 Goodman 检验 1 的系数显著为正, 进一步验证了本文的假设 2。表第(4)列是模型(3)以研发投入为被解释变量的回归结果, 其中交互项系数不再显著, 故可以得知“环保费改税”政策的实施对重污染企业的研发投入并无显著的促进作用, 因此中介效应不成立, 本文假设 3 得证。

Table 3. Mediation mechanism test
表 3. 中介机制检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	Upgrade	Manage	Upgrade	RD
Manage			0.011*** (60.42)	
Treat × Time	0.091*** (8.30)	6.430*** (4.99)	0.286*** (9.16)	0.017 (0.33)
Constant	-2.482*** (-29.77)	-92.353*** (-29.08)	-1.468*** (-18.93)	-2.032*** (-5.13)
Control_Var	YES	YES	YES	YES
Observations	17,242	17,242	17,242	17,242
Adjusted R-squared	0.740	0.112	0.785	0.164
Sobel 检验		0.071*** (z = 14.88)		
Goodman 检验 1		0.071*** (z = 14.88)		
Goodman 检验 2		0.071*** (z = 14.88)		
中介效应系数		0.071*** (z = 14.88)		
直接效应系数		0.021*** (z = 2.06)		
总效应系数		0.092*** (z = 8.30)		
中介效应比例		0.773		

4.3. 稳健性检验

1) **平行趋势检验**。双重差分模型要求实验组和对照组在政策实施前后在被解释变量方面没有显著差异，以期获得稳健的实验结果。平行趋势检验用于判断实验组与对照组的差异性，本文参考曹越等[27]的做法，构建如下动态模型：

$$\text{Upgrade}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum \chi_{\theta} \text{Treat}_{i,\theta} \text{Time}_{i,\theta} + \sum \gamma \text{Control_Var}_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Table 4. Parallel trend test
表 4. 平行趋势检验

变量名	(1)	(2)	(3)
	TFP	Lnop	Lncp
Treat × Time ⁻⁴	0.119 (3.71)	0.064 (0.73)	-0.072 (-1.32)
Treat × Time ⁻³	0.005 (0.21)	-0.019 (-0.39)	-0.051 (-1.03)
Treat × Time ⁻²	-0.022 (-1.38)	0.022 (0.49)	0.003 (0.07)

续表

Treat × Time ⁰	0.036** (2.21)	0.159** (2.45)	0.286* (1.97)
Treat × Time ¹	0.036* (1.74)	0.238* (1.61)	0.441* (1.70)
Constant	12.795*** (567.62)	0.004** (0.09)	0.208*** (3.50)
Control_Var	YES	YES	YES
YearFE	YES	YES	YES
AreaFE	YES	YES	YES
Observations	17,242	17,242	17,242
Adjusted R-squared	0.287	0.014	0.003

本文以政策发生前一年,即 2017 年作为基期,由于本文样本选取为 2012~2021 的非平衡面板,为排除缺失样本对研究结果的干扰,拟选取样本数据最全的年份 2014~2019 进行平行趋势检验。模型(6)中 $Treat_{i,\theta} \times Time_{i,\theta}$ 为核心解释变量, θ 代指企业 i 所属年份与 2018 年“环保费改税”政策实施年份的差值。例如,当 $\theta = -4$ 时,代表企业距 2018 年还有四年,以此类推。表 4 展示了平行趋势检验的研究结果,从中可以看出,企业转型升级的三个代理指标在政策实施前均不显著,在政策实施后估计系数与显著性均得到提升。这说明实验组和对照组在政策实施前并无显著差异,符合平行趋势假设,并且随着“环保费改税”政策的实施,实验组的企业转型升级程度得到明显提升,进一步检验了本文研究结果的稳健性。

Table 5. Regression of PSM-DID
表 5. PSM-DID 回归

变量名	(1)	(2)	(3)
	TFP	Lnop	Lncp
Treat × Time	0.088*** (3.87)	0.151** (1.97)	0.261** (2.56)
Constant	-2.451*** (-10.24)	-4.048* (-1.72)	-2.498*** (-3.71)
Control_Var	YES	YES	YES
YearFE	YES	YES	YES
AreaFE	YES	YES	YES
Observations	17,230	17,230	17,230
Adjusted R-squared	0.750	0.023	0.027

2) PSM-DID 回归。倾向得分匹配法(PSM)是由 Heckman、Rosenbaum and Rubin 发展而来,其作用机理是通过函数关系对每一个样本赋分,以该倾向得分值反映该样本的多维协变量的特征,再通过分值匹配与实验组特征最为相似的对照组,能有效降低样本间异质性和样本选择偏差对研究结果的影响。因

此本文在原始 DID 模型的基础上进一步引入 PSM-DID 模型进行稳健性检验, 参照 Zhang *et al.* [28] 的研究, 采用卡尺半径匹配法进行倾向得分匹配(卡尺半径 = 0.093), 以期获得更为科学精准的“环保费改税”对重污染企业转型升级的政策效应。表 5 展示了 PSM-DID 模型的回归结果, 与原始 DID 模型的回归结果相比, 交互项的估计系数略有降低, 说明原始 DID 模型对“环保费改税”的政策效应有一定程度的高估, 但不同代理变量模型中交互项的估计系数依然显著为正, 进一步验证了本文研究结果的稳健性。

3) **解释变量滞后一期。**政策效应的发挥往往一定的滞后性, 为缓解潜在内生性问题对研究结果可能造成的影响, 参考方兰等[29]的研究, 采用解释变量滞后一期的方法进行稳健性检验, 表 6 中第(1)列展示了解释变量滞后的基准回归结果, 在滞后解释变量的条件下交互项系数依然显著为正, 验证了本文研究结果的稳健性。

4) **改变样本时间窗。**样本研究期间选择越长则研究结果受到非观测因素或偶然事件影响的可能性就越大, 本文拟通过缩短样本研究期间以削弱其他干扰因素对研究结果的影响, 并获得“环保费改税”政策对重污染企业的净政策效应。表 6 中第(2)列展示了将样本研究期间锁定在政策发生前后三年(即 2015 年至 2020 年)的基准回归结果, 不难看出, 在添加控制变量之后交互项系数依然显著为正, 进一步佐证了本文研究结果的稳健性。

5) **改变政策发生时间。**为排除同时期干扰政策对本文研究结果的影响, 拟采取改变政策发生时间对研究结果进行稳健性检验。本文将政策发生时间调整到 2017 年, 再通过模型(1)进行基准回归, 表 6 中第(3)列展示了更改政策发生时间后的回归结果, 交互项的估计系数不再显著, 反向证明了“环保费改税”政策对重污染企业转型升级的促进作用。

Table 6. Robustness test

表 6. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Upgrade		
Treat × Time	0.072*** (3.14)	0.089*** (3.84)	0.018 (0.88)
Constant	-2.553*** (-10.60)	-2.297*** (-9.33)	-0.770 (-1.36)
Control_Var	YES	YES	YES
YearFE	YES	YES	YES
AreaFE	YES	YES	YES
Observations	15,376	10,945	17,242
Adjusted R-squared	0.750	0.747	0.914

注: 为简化计算结果, 仅以 TFP 作为企业转型升级的代理变量, 下同

6) **安慰剂检验。**尽管本文已经对可能影响研究结果的变量进行控制, 但仍无法排除一些非观测因素或偶然事件对研究结果的影响。参考 Liu and Lu [30] 的研究方法, 从所有样本中随机构建与真实处理组样本量相同的伪处理组变量 $Treat^{random}$ 与伪政策变量 $Time^{random}$ 构建交互项, 并参照模型(1)进行随机 500 次模拟实验, 分别记录每次实验的估计系数、P 值与标准误。图 1 展示了安慰剂检验的结果, 从中可以看出大部分随机模拟实验的显著性均小于 0.1, 且其估计系数大多集中在 0 附近, 与真实估计系数有较大差异, 说明本文研究结果并未受到非观测因素或偶然事件的影响, 进一步验证了本文研究结果的稳健性。

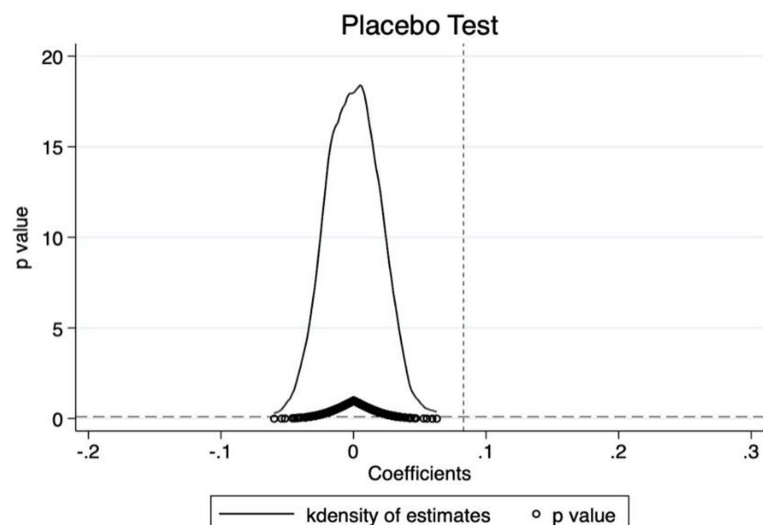


Figure 1. Placebo test
图 1. 安慰剂检验

5. 异质性分析

5.1. 所有权异质性分析

企业转型升级程度可能会因为所有权性质的不同而有所区别。国有企业与非国有企业在股权结构、资源配置、行为决策以及企业文化等方面有较大的不同，在面对如“环保费改税”等环境规制政策时会表现出不同的政策响应程度。国有企业由于其体量较大，通常是所在地经济发展的主要贡献者，并且其经营理念更多的关注社会责任，平均生产率与资源配置效率均低于民营企业[31]，其边际转型程度有限。其次国有企业由于其国有控股的特殊性，通常在融资需求、财政补贴、税收减免等方面享有更多政策优待，导致国有企业竞争压力较非国有企业小，面对环境规制时并不如民营企业反应迅速。非国有企业迫于竞争压力则需要对企业环境变化做出迅速反应以适应市场需求，以“环保费改税”政策为例，及时调整企业经营状况即能有效避免违规成本又能树立良好的企业形象。因此本文依照样本所有权性质分组探讨“环保费改税”政策对企业转型升级的影响，表 7 中第(1)、(2)列分别是国有、非国有企业基于模型(1)的回归结果，不难看出，国有企业交互项的估计系数并不显著，只有非国有企业的交互项系数显著为正，说明“环保费改税”政策只促进了非国有企业转型升级。

5.2. 区域异质性分析

企业所在地区可能会影响企业对政策的响应程度。我国经济发展主要集中在东部地区，基础建设、人力资本等资源禀赋能有效促进城市发展[32]。而城市发展带来的挤出效应可能为企业提供融资便利、人力资源等多方面的优渥条件，使得处于东部地区的企业更加关注自身经营状况，即使没有政策的影响依然能保持较高水准的转型升级程度，因此“环保费改税”对处于东部地区的重污染企业边际影响较小。而处于西部地区的重污染企业因要达到“环保费改税”政策的规定标准，其转型升级程度则应当比处于东部地区的重污染企业要高。表 7 中(3)、(4)列分别是东部地区与西部地区样本回归的结果，可以看出核心解释变量的估计系数均显著为正，说明“环保费改税”政策对东西部地区重污染企业转型升级均有显著的促进作用，同时西部地区样本的交互项系数(0.120)明显高于东部地区样本的交互项系数(0.061)，说明“环保费改税”对西部重污染企业的影响作用更大，证实了上文的猜想。

Table 7. Heterogeneity analysis
表 7. 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Upgrade			
Treat × Time	0.033 (0.87)	0.110*** (4.07)	0.061** (2.20)	0.120*** (3.04)
Constant	-2.001*** (-4.84)	-2.838*** (-8.92)	-2.496*** (-8.71)	-2.659*** (-6.27)
Observations	5,934	11,308	11,099	6,143
Adjusted R-squared	0.771	0.699	0.767	0.731
Control_Var	YES	YES	YES	YES
AreaFE	YES	YES	YES	YES
YearFE	YES	YES	YES	YES

6. 结论与建议

本文将“环保费改税”政策的实施视作一项准自然实验，采用双重差分法探究其对重污染企业转型升级的政策效应。首先通过理论分析探讨“环保费改税”政策影响重污染企业转型升级之间的内在机理，在实证部分运用 DID 模型与中介效应三步检验法明确了“环保费改税”、企业管理水平、企业研发投入与转型升级程度之间的联系，通过平行趋势检验、PSM-DID、安慰剂检验、改变政策实施时间等一系列稳健性检验以验证本文研究结论的准确性。研究结果表明，“环保费改税”政策对重污染企业转型升级具有显著的促进作用，该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制检验结果表明，“环保费改税”政策通过提高重污染企业管理水平促进企业转型升级，企业管理水平在其中起到部分中介效应。短期内不会促进企业增加研发投入。异质性分析结果表明，“环保费改税”政策对非国有企业转型升级具有显著的促进作用，而对国有企业的影响则不显著；东西部地区重污染企业转型升级均受到“环保费改税”显著的政策影响，并且西部地区受影响幅度更大。

基于以上分析，为不断完善我国绿色税制，促进重污染企业转型升级，本文提出以下建议：第一，坚持和完善环境保护税法的细则，贯彻绿色税制改革；避免因权责划分不清与部门参与积极性低影响政策实施效果。同时在政策细则中兼顾正向激励与负向激励，既要有违规成本的负向调节，也要有达到减排标准的正向激励。譬如增设税收减免机制，结合企业实际排放与减排标准进行税收减免，合理设置税收优惠梯度以增强激励效果。第二，增强环保补贴力度；从研究结果来看，短期内绿色税制会导致资金投入集中在污染处理末端，对企业研发投入并无显著的促进作用。各方政府应当设立绿色技术研发创新基金，为企业绿色技术创新、污染治理结构优化等提供融资便利与政策支持，促进污染治理投入由末端向前端的转移。同时可以设立“高校-企业”合作模式，发挥高校的科研优势为企业提供技术支持，不断促进重污染企业降耗减排。第三，增强政府监管；从异质性分析结果来看，国有企业转型升级并未受到“环保费改税”的显著影响，而作为地方经济支柱的国有企业更应该为响应政策做出表率。可以通过增强政府监管力度、将环境绩效纳入审计考核指标等方式提高国有企业的环境关注度。同时借助企业文化、价值取向等非正式约束将绿色、低碳理念贯彻于经营活动当中，企业必须意识到减污和降碳是一项长期工作，只有恪守绿色经营理念、不断完善低碳经营模式才能在日益严格的环境规制下实现自身的可持续发展。

基金项目

国家社科基金项目：“碳排放双控下高耗能制造业转型升级研究”（项目编号：22BJY199）。

参考文献

- [1] 齐绍洲, 林碛, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [2] 斯丽娟, 曹昊煜. 排污权交易制度下污染减排与工业发展测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(6): 107-128.
- [3] Pal, R. and Saha, B. (2015) Pollution Tax, Partial Privatization and Environment. *Resource and Energy Economics*, **40**, 19-35. <https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2015.01.004>
- [4] 王树强, 范振鹏. 环保收费制度改进对企业绿色创新效果的影响研究——基于环保费改税的准自然实验[J]. 工业技术经济, 2021, 40(8): 31-39.
- [5] Orlov, A. and Grethe, H. (2012) Carbon Taxation and Market Structure: ACGE Analysis for Russia. *Energy Policy*, **51**, 696-707. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.09.012>
- [6] 孔东民, 韦咏曦, 季绵绵. 环保费改税对企业绿色信息披露的影响研究[J]. 证券市场导报, 2021(8): 2-14.
- [7] 田利辉, 关欣, 李政, 等. 环境保护税费改革与企业环保投资——基于《环境保护税法》实施的准自然实验[J]. 财经研究, 2022, 48(9): 32-46, 62.
- [8] 王科唯, 武亚兴. 绿色税制对稀土企业全要素生产率促进作用研究——基于资源税改革的实证分析[J]. 价格理论与实践, 2023(3): 116-119, 205.
- [9] 赵海益. “双碳”目标下的资源税改革研究[J]. 税务研究, 2022(9): 64-68.
- [10] 文传浩, 林彩云. 环保税能否给长江经济带带来双重红利效应? ——兼论流域环保税制改革[J]. 南通大学学报(社会科学版), 2022, 38(5): 48-62.
- [11] 刘晔, 黄实, 黄张妍. 水资源税改革能实现双重红利效应吗? [J]. 税务研究, 2022(9): 55-63.
- [12] 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.
- [13] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(7): 112-120.
- [14] Porter, M.E. and Vander, L.C. (1995) Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives*, **9**, 97-118. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.97>
- [15] Porter, M.E. (1996) America's Green Strategy. In: Schlottmann, C., et al., Eds., *Business and the Environment: A Reader*, New York University Press, Manhattan, 1072.
- [16] 于连超, 耿弘基, 毕茜. 绿色税制改革对企业环境绩效的影响研究[J]. 管理学报, 2023, 20(6): 916-924.
- [17] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745
- [18] 仇蕾, 马蓓文, 周钦, 等. 环境规制对重污染企业投资偏好的影响——基于我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 资源与产业, 2023, 25(3): 92-106.
- [19] 程虹, 刘三江, 罗连发. 中国企业转型升级的基本状况与路径选择——基于 570 家企业 4794 名员工入企调查数据的分析[J]. 管理世界, 2016(2): 57-70.
- [20] 李永友, 严岑. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗? [J]. 经济研究, 2018, 53(4): 18-31.
- [21] Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003) Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, **70**, 317-341. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246>
- [22] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8): 42-59.
- [23] 李林木, 汪冲. 税费负担、创新能力与企业升级——来自“新三板”挂牌公司的经验证据[J]. 经济研究, 2017, 52(11): 119-134.
- [24] 刘和旺, 李泱泱, 郑世林. 碳排放交易试点对企业转型升级的影响[J]. 产业经济评论, 2020(6): 86-104.
- [25] 慕亚宇, 胡奕明. 实体企业金融资产配置对企业转型升级的影响[J]. 当代经济科学, 2022, 44(5): 113-126.
- [26] 张建清, 龚恩泽, 孙元元. 长江经济带环境规制与制造业全要素生产率[J]. 科学学研究, 2019, 37(9): 1558-1569.

- [27] 曹越, 唐奕可, 辛红霞. “环保费改税”提高了重污染企业全要素生产率吗? [J]. 审计与经济研究, 2022, 37(5): 95-106.
- [28] Zhang, Y., Zhao, X. and Fu, B. (2022) Impact of Energy Saving on the Financial Performance of Industrial Enterprises in China: An Empirical Analysis Based on Propensity Score Matching. *Journal of Environmental Management*, **317**, Article ID: 115377. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2022.115377>
- [29] 方兰, 汤鹤延. 碳排放权交易对企业碳减排的效应——基于中国上市公司数据的准自然实验方法分析[J]. 陕西师范大学学报, 2022, 51(5): 14-29.
- [30] Liu, Q. and Lu, Y. (2015) Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-Added Tax Reform. *Journal of International Economics*, **97**, 392-403. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.07.003>
- [31] 龚关, 胡关亮, 陈磊. 国有与非国有制造业全要素生产率差异分析——基于资源配置效率与平均生产率[J]. 产业经济研究, 2015(1): 93-100.
- [32] 林小莉, 王德起. 智慧城市建设能促进绿色发展吗?——基于“准自然实验”的证据[J]. 技术经济, 2022, 41(11): 104-113.