

环境规制与企业竞争力：基于规制 软约束的视角

方颖^{1,2,3}, 郭俊杰^{4,5,6}

(1. 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门 361005; 2. 厦门大学经济学院, 厦门 361005; 3. 厦门大学大数据金融交叉实验室, 厦门 361005; 4. 中南财经政法大学会计学院, 武汉 430073; 5. 中南财经政法大学财务管理研究所, 武汉 430073; 6. 中南财经政法大学新制度会计学研究中心, 武汉 430073)

摘要 本文从环境规制软约束的视角研究环境规制对经济可持续发展的影响。我们构建了一个以绿色创新投资门槛效应为基础的理论模型, 首次将环境规制软约束引入波特假说的理论框架中, 分析环境规制和环境规制软约束如何影响企业的创新和竞争力。利用 2007–2014 年中国工业 SO₂ 排污费征收标准调整这一准自然实验, 本文综合利用中国工业企业数据库、中国上市公司数据和国家重点监控企业排污费数据, 基于双重差分和三重差分模型, 研究环境规制和环境规制软约束对企业竞争力的影响。研究结果显示, 在经济转型时期的中国, 环境保护和企业竞争力存在实现双赢的可能。面对相同的环境规制政策, 波特假说是否可以实现受到环境规制软约束的影响。当企业面临环境规制软约束问题时, 企业竞争力显著下降。通过进一步分析, 本文发现环境规制软约束问题抑制了环境规制的创新激励。由于环境规制带来成本的增加, 最终导致企业竞争力的下降。当较少存在环境规制软约束时, 环境规制反而激发企业显著的创新效应, 并通过创新补偿效应显著提升了企业的盈利能力。

关键词 环境规制; 环境规制软约束; 波特假说

收稿日期: 2024-01-31

基金项目: 国家自然科学基金计量建模与经济政策研究基础科学中心项目 (71988101); 国家社科基金重大项目 (20&ZD106); 国家自然科学基金青年项目 (72003042)

Supported by Foundation Scientific Center Project for Econometric Modeling and Economic Policy Studies National Natural Science Foundation of China (71988101); Major Program of National Social Science Foundation of China (20&ZD106); Youth Projects of National Natural Science Foundation of China (72003042)

作者简介: 方颖, 博士, 教授, 研究方向: 计量经济学、金融计量、环境经济与环境政策评估, E-mail: yifst1@xmu.edu.cn; 郭俊杰, 博士, 副教授, 研究方向: 绿色金融、企业创新、环境经济与环境政策评估, E-mail: guojunjie0826@outlook.com.

Environmental Regulation, Soft Constraints of Environmental Regulation and Enterprise Competitiveness

FANG Ying^{1,2,3}, GUO Junjie^{4,5,6}

(1. Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China; 2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China; 3. Cross-disciplinary Laboratory of Big Data Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, China; 4. School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China; 5. Institute of Financial Management, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China; 6. Center for New Institutional Accounting Research, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract This paper studies how environmental regulation affects the sustainable economic development through an angle of soft constraints of environmental regulation. We first develop a theoretical model, based on the threshold effect of innovation investment, to introduce the role of soft constraints of environmental regulation into the theoretical framework of Porter hypothesis, and analyze how the soft constraints of environmental regulation affect enterprise competitiveness. Using policy change of the SO₂ emission charges from 2007 to 2014, we examine the Porter hypothesis by adopting a DID estimation. We find evidence that state owned enterprises have more significant soft constraint problems than non-state owned firms, which weaken incentives for innovation investment, and then hurt enterprise competitiveness. However, we find strong evidence of the existence of Porter hypothesis for non-state owned firms.

Keywords environmental regulation; soft constraint of environmental regulation; the Porter hypothesis

1 引言

长期以来,随着工业化进程的推进,我国经济也得到了快速的发展。但在高能耗高排放的粗放型生产模式下,我国经济的发展却在很大程度上以对资源的过度使用和对生态环境的严重破坏为代价。随着资源环境形势的日益严峻,保护环境已成为我国当前亟待解决的重要问题。党的十九大报告明确了“坚持节约资源和保护环境的基本国策”,并提出“实行最严格的生态环境保护制度”,而通过环境规制手段来控制污染是我国保护环境的主要政策工具。虽然严厉的环境规制能够缓解目前严峻的环境形势,但在新常态经济增长总体放缓的背景下,决策者也必须考虑环境规制所可能带来的经济后果,提高环境保护政策的可持续性。

传统观念认为环境保护不利于经济的发展。环境规制迫使企业分配一部分原本用于生产的资源用于减少污染,给企业带来额外的成本,从而对企业的生产乃至经营业绩带来不利影响,进而降低企业竞争力 (Gray 1987; Gray and Shadbegian, 2003; Shadbegian and Gray 2005)。然而,从动态的角度来看,环境规制与企业竞争力之间又存在着实现“双赢”的可能性。Porter (1991) 和 Porter and Van der Linde (1995) 认为污染是对经济资源的浪费,常常与资源的不完全利用相联系,而污染的减少往往与提高资源的生产效率相关。一个恰当设计的环境规制政策能够促进企业进行研发和技术创新。企业通过产品生产过程创新或产品创新在减少污染的同时也降低了生产成本或提高了产品的市场价值,从而形成环境规制的创新

补偿效应。环境规制的创新收益能够部分乃至完全补偿企业因遵循环境规制而产生的经济成本,达到减少污染排放和提升竞争力的双赢局面。这就是人们所熟知的波特假说。

由于波特假说意味着环境规制存在实现减少污染和提升企业竞争力双赢局面的可能性,众多学者试图从理论及实证上提供相应的支持依据 (Jaffe et al., 1995; Palmer et al., 1995). Porter and Van der Linde (1995) 强调所采用环境规制工具的类型是波特假说成立与否的重要前提。虽然现有研究显示市场化的环境规制工具比传统的命令-控制型环境规制工具更能促进企业创新,从而实现这一双赢局面 (Isaksson, 2005; Driesen, 2006; Lanoie et al., 2011; Ambec et al., 2013; Kesidou and Wu, 2020; Zhang and Zhao, 2023), 然而现有理论模型主要基于强制技术标准或限定排污上限等控制-命令型环境规制工具 (Mohr, 2002; Ambec and Barla, 2002; Greaker, 2003; André et al., 2009), 对于排污税等市场化环境规制工具, 仍然缺乏理论模型的支撑。Xepapadeas and Zeeuw (1999) 虽然引入了排污税这一市场化的环境规制工具, 但他们却发现环境规制带来了企业盈利水平的降低。此外, 针对中国这一特殊经济体, 现有研究主要试图证明环境规制能够促进企业的生产率提高或技术进步 (庞瑞芝等, 2009; 张成等, 2011; 徐敏燕和左和平, 2013; 魏楚等, 2015; 欧阳晓灵等, 2022; 范丹等, 2022; 杨冕等, 2022; 王群伟等, 2023; 纪建悦等, 2023), 对于最终能否通过创新途径实现企业盈利能力的提高, 仍有待进一步的检验。然而, 在现实中却不乏环境规制通过创新途径实现企业盈利提升的实例, 如凯莱英生命科学技术 (天津) 有限公司面对严格的环境规制, 自主研发了绿色制药技术, 新工艺与传统工艺相比, 成本下降了 40%, 能源消耗减少 45%, 三废降低 60%, 实现成本、能耗、三废的大幅度降低。

根据波特假说, 环境规制能否实现污染减少和企业竞争力提升双赢局面的关键在于创新补偿效应的大小, 而现有文献主要集中于检验环境规制对企业创新的影响, 或者直接检验环境规制对企业竞争力的影响, 却忽略了在环境规制执行过程中, 由于执行力度的差异, 对不同企业的创新激励所可能带来的影响。特别是在当前中国, 环境政策的执行环境相对复杂, 其执行力度也往往会受到其他财政、产业等政策的影响, 最终导致环境规制对企业竞争力的影响也变得更为复杂。由于中国政府长期以来都是以经济建设为中心, 在环境政策的实施过程中, 各级政府出于保持地方经济增长和维持就业等目的, 往往会对承担相应政策性负担的企业给以环境规制的软约束。一方面放松对企业的环境规制, 另一方面在企业缴纳环境税费或罚款后, 通过政府补贴等方式对企业进行补偿。当企业存在环境规制软约束时, 环境规制给企业带来的创新激励也会被削弱, 最终可能导致环境规制难以通过创新补偿效应提升企业的竞争力。对环境规制软约束等环境政策执行因素的忽略, 也使得在中国具体环境下难以找到实现这一双赢局面的有力经验证据。

本文的主要贡献是通过构建一个新的理论模型, 首次将环境规制软约束引入到波特假说的分析框架中, 通过创新投资的门槛效应设置, 分析了环境税费对于企业竞争力的影响, 以及政府补助等环境规制软约束对于创新激励和企业竞争力的影响。同时, 本文对我国环境规制软约束问题进行了深入探讨, 并为我国的环境规制软约束问题提供了实证支持。我们的实证研究发现国有企业存在更显著的环境规制软约束现象, 国有企业获得的政府补贴和上一年度缴纳的排污费显著正相关。本文的工作同时从理论和实证两个方面分析和检验了环境规制软约束问题对我国环境规制实现环境保护和经济发展双赢局面带来的影响。

在检验波特假说的实证研究中, 如何测度环境规制力度是实证分析的起点, 也是一个难点. 目前国内外学者主要从以下几个角度对环境规制进行度量: 1) 从环境规制政策上考察环境规制强度的高低 (Popp, 2003, 2006); 2) 用减排成本或支出来衡量 (Jaffe and Palmer, 1997; Berman and Bui, 2001; Brunnermeier and Cohen, 2003; Lanoie et al., 2008; 张成等, 2011; 魏楚等, 2015); 3) 将人均收入水平作为衡量内生性环境规制强度的指标 (Mani and Wheeler, 2003; 陆旻, 2009); 4) 使用环境规制机构对企业排污的检查和监督次数衡量 (Brunnermeier and Cohen, 2003); 5) 用环境规制下的污染排放量或去除率变化来度量 (Sancho et al., 2000; Domazlicky and Weber, 2004; 王杰和刘斌, 2014; 沈坤荣等, 2017). 尽管上述指标有一定的合理性, 但均在不同程度上存在不足. 如 Ambec et al. (2013) 指出, 已有研究中通常采用减排成本来测度环境规制强度. 然而波特假说认为严厉的环境规制能够促进企业创新, 而不是高额的减排成本. 事实上, 更高的减排成本可能仅仅是因为企业使用了更老的设备或生产技术, 而不是更严厉的环境规制, 而这同样可能影响企业的创新. Brunnermeier and Cohen (2003) 则指出其他因素同样会导致企业减排支出的提高, 如来自利益团体或消费者的外部压力可能迫使企业提高减排支出以获得或维持良好的环境声誉. 因此, 我们难以区分企业创新激励是来自于环境规制的加强还是外部环境声誉压力的增加. 除此之外, 更严重的挑战在于大部分度量指标难以控制其可能存在的内生性问题. 发展中国家的环境规制普遍存在“内生执法”问题 (Pargal and Wheeler, 1996; Hettige et al., 1996; Hartman et al., 1997). 根据 Wang and Wheeler (2000, 2005) 等人的研究, 中国环境政策的执行同样具有明显的选择性执法问题, 也就意味着环境规制强度同时受到经济、政治等多种因素的共同影响. 如地方环境规制强度和当地企业的盈利水平会同时受到当地经济发展状况的影响, 同时, 当地企业的盈利情况也会影响当地环境执法部门的执法行为 (出于地方经济发展及就业等考虑), 从而对当地环境规制强度产生影响.

本文的另一个贡献是利用 2007–2014 年间中国工业 SO_2 排污费征收标准调整这一准自然实验实证检验环境规制和环境规制软约束对于企业创新和竞争力的影响. 在这一时间区间内, 共有 14 个省份和直辖市将 SO_2 排污费征收标准提高到每公斤 1.26 元, 而其余省份仍然维持原先的征收标准. 利用这次政策调整的准自然实验的机会, 一方面可以解决以往文献中关于环境规制力度测度的难题, 另一方面通过双重差分与三重差分等研究设计, 有利于缓解环境规制的内生性问题, 从而得到更稳健的实证结果.

本文余下结构安排如下: 第二部分是理论模型, 分析环境规制、环境规制软约束与企业创新激励和竞争力的关系; 第三部分介绍研究设计与数据, 在实证分析中, 我们综合使用了中国工业企业数据库、上市企业数据和国家重点企业排污费数据库等; 第四部分实证检验 SO_2 排污费征收对企业竞争力的影响, 以及对不同所有制企业的差异性影响; 第五部分重点分析环境规制软约束与环境规制的创新效应; 最后是简短的总结.

2 理论模型

本文的理论模型采用 Mohr (2002) 模型的基本框架, 但是我们并没有使用 Mohr 模型中技术外溢这一“市场失灵”的假设, 但另一方面, 根据企业绿色创新投资的特点, 我们在模型中引入企业在绿色创新投资决策中并不总是追求利润最大化这一更现实的假设. 由于企业的

理性是基于经理人的理性,而现实中企业经理人并不是完全理性的.当企业的经理人是风险厌恶的,对投资的坏结果给予更多的权重,那他很可能因为创新投资的高风险而错失有利投资机会 (Kennedy, 1994). 此外,由于创新的投资是即时发生的,而投资收益发生在将来,现时偏好的投资者则可能因自己衡量创新投资时使用更小的折现因子而错失有利可图的投资机会 (Ambec and Barla, 2006). 因此,我们假设由于这些非理性因素的影响,企业在衡量创新投资时,存在一个相对收益门槛 B , 只有当创新投资的相对收益大于或等于 B 时,企业才会做出创新投资决策. 由于对于不同的企业而言,其进行创新投资的相对收益门槛 B 和旧生产技术可能不一样,为了简化分析过程,本文以代表性企业构建模型进行分析.

假设市场中代表性企业使用旧技术 f 进行生产,且企业每期都具有 l 单位的劳动力和 k 单位的资本,并用于生产单一的产品. 产品的生产会产生污染 w ,而污染的产生并不会给企业带来任何成本. 在旧技术下,每期的产出为:

$$q_t = f(l_t, w_t, k_t).$$

假定市场是完全竞争的,且 f 具有规模报酬不变特性. 对于给定劳动力投入 l 和资本投入 k ,企业的污染 w 满足: $0 \leq w \leq \bar{w}$, 并且有:

$$\partial f / \partial w > 0, \quad \partial^2 f / \partial w^2 < 0. \quad (1)$$

由于企业并不关心污染对环境的破坏,因此它会增加产生的污染直至污染的边际产出等于边际成本. 在没有排污费环境下,由于企业污染的边际成本为零,因此企业污染产生量为最大值,即 $w = \bar{w}$. 假定企业产品价格为 1, 则旧技术下企业总收益为:

$$\pi_f^0 = \int_t^\infty \beta^{\tau-t} f(l, \bar{w}, k) d\tau,$$

其中, β 为折现因子.

为了保护环境,政府对企业的每单位污染征收排污费 δ . 此时,企业必须选择每期的污染量 w_t 以最优企业的总收益:

$$\max \int_t^\infty \beta^{\tau-t} (f(l, w_t, k) - \delta w_t) d\tau, \quad 0 \leq w_t \leq \bar{w}.$$

由于此时企业每期的最优污染量 $w_f^* \leq \bar{w}$, 根据条件 (1) 有 $f(l, w_f^*, k) \leq f(l, \bar{w}, k)$, 即在污染量小于 $\bar{w}$ 时,征收排污费将给企业带来额外的生产成本. 同时,由于企业所缴纳的排污费 $\delta w_f^* \geq 0$, 因此排污费的征收最终将导致企业总收益的下降,

$$\int_t^\infty \beta^{\tau-t} (f(l, w_f^*, k) - \delta w_f^*) d\tau < \int_t^\infty \beta^{\tau-t} f(l, \bar{w}, k) d\tau.$$

因此,我们有如下命题:

命题 1 在旧的生产技术下,排污费的征收由于增加了企业的生产成本,最终会降低企业的盈利.

假设企业可以通过创新投资, 获得新的生产技术 g , 且在任意相同的劳动力 l 、资本 k 以及污染 w 下, 新技术比旧技术具有更高的生产率, 即,

$$f(l, w, k) < g(l, w, k).$$

并且对于任意给定的 l 、 k 和 w , 新旧技术满足:

$$f(l, k, w) = g(l, w - b(w), k), \quad (2)$$

其中 $b(w) \geq 0$, (2) 式意味着新技术更加“清洁”, 给定相同的劳动力和资本投入, 其可以在生产等量产出下产生更少的污染. 新技术同样满足:

$$\partial g / \partial w > 0, \quad \partial^2 g / \partial w^2 < 0. \quad (3)$$

决定企业是否投资新技术的是新技术所带来的相对收益是否大于收益门槛 B . 当新技术相对旧技术的收益高于收益门槛 B 时, 企业则选择进行创新投入以获得新技术, 否则企业将选择继续采用旧技术进行生产.

我们假定在无排污费环境下, 投资于新技术的相对收益低于收益门槛 B , 即,

$$\int_t^\infty \beta^{\tau-t} g(l, \bar{w}, k) d\tau - \int_t^\infty \beta^{\tau-t} f(l, \bar{w}, k) d\tau < B. \quad (4)$$

当排污费的征收标准 δ 满足:

$$\int_t^\infty \beta^{\tau-t} (g(l, w_g^*, k) - \delta w_g^*) d\tau - \int_t^\infty \beta^{\tau-t} (f(l, w_f^*, k) - \delta w_f^*) d\tau \geq B, \quad (5)$$

其中 w_g^* 和 w_f^* 分别是新旧技术下企业最优的污染量. 此时, 企业会选择进行创新投入以获得新的生产技术. 当排污费征收标准满足条件 (5) 的同时, 进一步满足:

$$\int_t^\infty \beta^{\tau-t} (g(l, w_g^*, k) - \delta w_g^*) d\tau \geq \int_t^\infty \beta^{\tau-t} f(l, \bar{w}, k) d\tau. \quad (6)$$

即征收排污费后采用新技术生产的总收益要大于或等于无排污费环境下采用旧技术生产的总收益. 此时, 排污费的征收促进了企业进行创新投资, 而新技术所带来的收益能够完全弥补排污费所带来的成本增加, 甚至提高企业的总收益.

在旧技术下, 给定劳动力和资本投入, 企业每一期的生产收益为 $F(l, w, k) = f(l, w, k) - \delta w$, 根据 (1) 可得:

$$\begin{cases} \delta \geq f'_w(l, 0, k) \text{ 时, } w_f^* = 0, \\ f'_w(l, \bar{w}, k) < \delta < f'_w(l, 0, k) \text{ 时, } f'_w(l, w_f^*, k) = \delta, \\ \delta \leq f'_w(l, \bar{w}, k) \text{ 时, } w_f^* = \bar{w}. \end{cases} \quad (7)$$

同理, 在新技术下企业每一期的生产收益为 $G(l, w, k) = g(l, w, k) - \delta w$, 根据 (3) 可得:

$$\begin{cases} \delta \geq g'_w(l, 0, k) \text{ 时, } w_g^* = 0, \\ g'_w(l, \bar{w}, k) < \delta < g'_w(l, 0, k) \text{ 时, } g'_w(l, w_g^*, k) = \delta, \\ \delta \leq g'_w(l, \bar{w}, k) \text{ 时, } w_g^* = \bar{w}. \end{cases} \quad (8)$$

下面我们将分析排污费对企业创新投资和盈利的影响, 以及环境规制软约束所带来的影响. 为了表述方便, 本文令 $C = \int_t^\infty \beta^{\tau-t} d\tau$, 则在新旧技术下企业的总收益可分别表示为: $\pi_g = CG(l, w, k)$ 和 $\pi_f = CF(l, w, k)$.

1. 排污费对企业进行创新投资的影响

1) $\delta \leq g'_w(l, \bar{w}, k)$

此时, 依据 (8) 有 $w_g^* = \bar{w}$, 并且 $F(l, w_f^*, k) \geq F(l, \bar{w}, k)$, 根据条件 (4) 可得:

$$G(l, w_g^*, k) - F(l, w_f^*, k) = G(l, \bar{w}, k) - F(l, w_f^*, k) \leq G(l, \bar{w}, k) - F(l, \bar{w}, k) < B/C. \quad (9)$$

由于 (9) 与创新条件 (5) 相矛盾, 此时排污费的征收并不能够促进企业的创新, 企业将继续采用旧技术进行生产.

2) $\delta > g'_w(l, \bar{w}, k)$

此时, 依据 (8) 有 $w_g^* < \bar{w}$, 依据条件 (4) 和 (5), 排污费征收促进企业进行创新投资的条件为:

$$\begin{cases} G(l, \bar{w}, k) < B/C + F(l, \bar{w}, k), \\ G(l, w_g^*, k) \geq B/C + F(l, w_f^*, k). \end{cases} \quad (10)$$

根据 (7) 可知 $F(l, \bar{w}, k)$ 和 $F(l, w_f^*, k)$ 的大小取决于企业旧技术 f 及排污费征收标准 δ , 在 f 和 δ 给定的情况下, 由于 $G(l, w_g^*, k) > G(l, \bar{w}, k)$, 因此存在新技术 g , 能够满足条件 (10). 对于满足条件 (10) 的新技术 g , 排污费的征收能够促使企业进行创新投入以获取该类新技术.

综上, 我们得出如下命题:

命题 2 适当的排污费征收标准能够促进企业进行创新投资, 过低的排污费征收标准则不能够给企业提供足够的创新激励.

2. 排污费对企业盈利的影响

1) $\delta \leq g'_w(l, \bar{w}, k)$

此时由于企业将继续采用旧技术进行生产, 根据前文分析, 排污费的征收最终将导致企业总收益的下降.

2) $\delta > g'_w(l, \bar{w}, k)$

此时依据条件 (6) 和 (10), 排污费征收提升企业盈利的条件为:

$$\begin{cases} G(l, \bar{w}, k) < B/C + F(l, \bar{w}, k), \\ G(l, w_g^*, k) \geq \max\{f(l, \bar{w}, k), B/C + F(l, w_f^*, k)\}. \end{cases} \quad (11)$$

在 f 和 δ 给定的情况下, 由于 $G(l, w_g^*, k) > G(l, \bar{w}, k)$, 因此存在新技术 g , 能够满足条件 (11). 对于满足条件 (11) 的新技术 g , 排污费的征收不仅能够促使企业进行创新投入以获取该类新技术, 同时新技术所带来的收益能够完全弥补排污费所带来的成本增加, 甚至提高企业的总收益.

综上, 我们有如下命题:

命题 3 适当的排污费征收标准能够通过创新途径提升企业的盈利能力, 从而实现污染减少和企业竞争力提升的双赢局面.

需要说明的是, 随着排污费征收标准 δ 的改变, 对应满足创新条件 (10) 和盈利条件 (11) 的新技术 g 也会有所不同, 即给定满足条件的新技术 g , 随着 δ 的降低或提高, 可能导致该新技术 g 不再满足条件 (10) 和 (11). 此外, 本文模型中采取代表性企业进行分析, 对于不同的企业, 相对收益门槛 B 和旧技术 f 都可能有所不同, 从而在给定排污费征收标准 δ 的情况下, 对应满足创新条件 (10) 和盈利条件 (11) 的新技术 g 也可能有所不同.

3. 环境规制软约束所带来的影响

假设政府开始对企业征收排污费, 征收标准 $\delta > g'_w(l, \bar{w}, k)$, 且新技术 g 满足盈利条件 (11), 即排污费的征收既能够促进企业进行创新投资, 同时能提高企业的盈利水平. 但同时政府通过政府补助 s 的形式在征收排污费后给予企业补偿, 从而形成对企业的环境规制软约束, 即,

$$s = \eta \cdot \delta w, \quad \eta > 0.$$

企业所获得的相应政府补助与所缴纳的排污费正相关. 此时, 政府给予企业的政府补助降低了企业实际的排污成本, 企业相当于面临的排污费实际征收标准为:

$$\delta' = \delta - \eta\delta = (1 - \eta)\delta.$$

当环境规制软约束导致企业面临的排污费实际征收标准不再满足创新条件 (10) 时, 企业将放弃进行创新投入, 选择旧技术进行生产. 例如, 当环境规制软约束的存在导致企业面临的排污费实际征收标准满足:

$$\delta' = (1 - \eta)\delta \leq g'_w(l, \bar{w}, k).$$

此时企业新技术的边际治污成本要高于或等于排污费实际征收标准, 企业将会选择继续采用旧的生产技术. 因此, 我们有如下命题:

命题 4 政府给予企业的环境规制软约束会降低企业的实际排污成本, 从而在一定程度上削弱排污费给企业带来的创新投资激励. 而当企业缺乏创新投资时, 如果政府补偿不能完全抵消排污费所带来的成本增加, 企业的竞争力也将下降.

3 研究设计与数据

3.1 环境规制强度的测度

以往有关环境规制与企业竞争力关系的研究中, 环境规制的有效测度是研究的关键. Porter and Van der Linde (1995) 强调所采用环境规制工具的类型是波特假说成立与否的重要前提. 而 Ambec et al. (2013) 也指出波特假说成立的前提是采用市场化的环境规制工具, 而不是僵硬的、命令-控制型环境规制工具. Isaksson (2005)、Driesen (2006) 和 Lanoie et al. (2011) 等人的研究同样表明市场化的环境规制工具 (如排污税或可交易排污许可等) 相比传统环境规制工具更能够给企业带来创新激励, 从而给企业更多的自由通过技术创新最小化政策遵循成本. 因此, 对于环境规制与企业竞争力关系的检验应该主要集中于市场化的环境规制工具.

此外,波特假说认为严厉的环境规制能够促进企业的创新活动,然而如果排污费对企业的经营绩效影响甚微,则理论上利用此次 SO₂ 排污费征收标准调整来测度的环境规制强度的变化也难以给企业带来有效的创新激励 (见命题 1). 因此,我们需要分析企业排污费是否对企业的经营绩效产生重要影响.

由于上市公司排污费数据难以完整获取,我们搜集了各省份环保部门公布的 2011–2013 年国家重点监控企业排污费数据,在剔除污水处理厂和养殖场样本、存在季度数据缺失样本及政策性免征排污费样本后,如表 2 所示,剩余 12120 个样本中排污费均值为 198.19 万元. 为了进一步将企业排污费与企业利润进行对比以直观反映企业排污费对经营绩效的影响,我们将筛选后的企业排污费样本与 2011–2013 年工业企业数据库进行匹配 (具体匹配方法请参见文章附录),最终成功匹配了 7577 个有效样本,其中排污费与企业税前利润的比值平均值为 0.28. 为了排除极端值的影响,我们对有效样本在 1% 和 99% 水平上进行 Winsorize 处理,样本企业的排污费与税前利润比值的均值为 0.08. 由于部分企业的税前利润为负值,从而使得均值体现的排污费重要性偏低,为了更好地对比企业排污费与税前利润,我们剔除税前利润为负的样本,则比值均值达到 0.12. 通过对比分析我们可知企业排污费对企业的经营绩效有着重要的影响,相当于企业的另一重要税负.

基于以上分析,我们将采用此次 SO₂ 排污费征收标准的调整对环境规制强度的变化进行测度,以检验环境规制对企业竞争力的影响.

表 1 SO₂ 排污费征收标准调整情况

省份	调整时间	调整前	调整后
江苏	2007.7.1	0.63 元/kg	1.26 元/kg
安徽	2008.1.1		1.26 元/kg
河北	2008.7.1		1.26 元/kg
山东	2008.7.1		1.26 元/kg
内蒙古	2008.7.10		1.26 元/kg
广西	2009.1.1		1.26 元/kg
上海	2009.1.1		1.26 元/kg
云南	2009.1.1		1.26 元/kg
广东	2010.4.1		1.26 元/kg
辽宁	2010.8.1		1.26 元/kg
天津	2010.12.20		1.26 元/kg
新疆	2012.8.1		1.26 元/kg
北京	2014.1.1		10 元/kg
宁夏	2014.3.1		1.26 元/kg
浙江	2014.4.1		1.26 元/kg

3.2 模型设定与变量选取

为了检验环境规制对企业竞争力的影响,本文建立基准模型如下:

$$ROA_{i,t} = \beta \cdot Reform_{i,t} + \delta \cdot Control_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + \eta_p \times \gamma_t + \varepsilon_{i,t},$$

(12)

表 2 排污费对企业经营绩效重要性分析

变量	Winsor	剔除负值	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
排污费 (万元)	否	否	12120	198.19	562.27	0.00	2.04×10^4
排污费/税前利润	否	否	7548	0.2792	7.3552	-14.57	479.62
排污费/税前利润	是	否	7548	0.0785	0.3504	-0.47	2.67
排污费/税前利润	是	是	5996	0.1185	0.3783	6.74×10^{-8}	2.67
排污费/营业收入	否	否	7577	0.0021	0.0038	2.50×10^{-8}	0.1215

其中, i 和 t 分别表示上市公司个体和年份, p 表示行业; 因变量 $ROA_{i,t}$ 为资产收益率, 我们以资产收益率指标对上市公司的竞争力进行度量; α_i 是个体固定效应, 包含所有可能影响因变量同时不随时间变化的公司个体特征, 如企业性质、注册地等; γ_t 表示年份固定效应, 通过控制 γ_t 我们可以控制固定年份发生在全国范围的一些冲击的影响, 如 2008 年的金融危机所带来的影响; η_p 表示行业固定效应, 通过控制其与年份固定效应的交乘项我们可以控制各行业在不同年份的行业政策等影响; $\varepsilon_{i,t}$ 则是残差项。

在基准模型中, $Reform_{i,t}$ 为关键解释变量, 表示公司 i 在年份 t 的 SO_2 排污费征收标准调整状况。如果公司 i 所在省份在年份 t 的 SO_2 排污费征收标准进行了调整, 则 $Reform_{i,t}$ 取值 1, 否则为 0。

为了尽量减少其他潜在影响因素的遗漏对估计结果产生影响, 参考已有文献 (李宝仁和王振荣, 2003; 王文涛等, 2012; 等), 我们在 $Control_{i,t}$ 中还控制了可能对企业盈利能力造成影响的变量, 包括企业规模 (Size), 财务杠杆 (Leverage), 财务成本 (Fcost), 经营活动现金流 (Cash), 公司增长率 (Growth), 两职兼任 (Duality), 股权集中度 (Fshare)。变量具体定义如表 3 所示。

表 3 变量定义

变量名	变量定义
Reform	SO_2 排污费征收标准已调整则为 1, 否则为 0
ROA	资产收益率
EPS	每股收益
CRDr	公司研发支出与销售收入比值的变化额
Opcost	营业成本与营业收入比值
Size	期末总资产的自然对数
Leverage	年末总负债与总资产的比值
ROS	销售净利润
Fcost	财务费用与总负债的比值
Cash	经营活动现金流量净额与年末总资产的比值
Growth	公司营业收入相对上一年的增长率
Marketing	销售费用与营业收入的比值
Duality	当总经理兼任董事长时取 1, 其他为 0
Fshare	第一大股东持股比例

3.3 时间趋势控制

为了准确识别 SO₂ 排污费征收标准提高对企业竞争力的影响, 双重差分法要求假设处理组在没有被处理情况下应该与参照组具有一致的研发支出时间趋势. 为了获得更稳健的识别结果, 我们增加了拓展模型 (13) 和拓展模型 (14) 两种不同的计量模型设定, 以控制处理组和参照组中控制变量不同时间趋势对识别结论的影响. 在拓展模型 (13) 中:

$$ROA_{i,t} = \beta \cdot Reform_{i,t} + \delta \cdot Control_{i,t} + \theta(Control_{i,t} \times f(T)) + \alpha_i + \gamma_t + \eta_p \times \gamma_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (13)$$

$f(T)$ 表示时间趋势 T 的三阶多项式函数. 在回归中, 我们分别采用时间趋势 T 的 1~3 阶项与控制变量进行交乘. 在拓展模型 (14) 中:

$$ROA_{i,t} = \beta \cdot Reform_{i,t} + \delta \cdot Control_{i,t} + \psi(Control_{i,t} \times \gamma_t) + \alpha_i + \gamma_t + \eta_p \times \gamma_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (14)$$

在回归中我们采用了控制变量与年份哑变量的交乘项. 在所有回归中, 我们都对标准误在省级层面进行 cluster 修正.

3.4 研究样本和数据来源¹

在数据方面, 由于上市公司从 2007 年开始要求披露 2006 年的研发支出数据, 而在 2015 年开始全国范围调整 SO₂ 排污费征收, 因此我们构建了 2006-2014 年中国 A 股市场六个工业 SO₂ 高排放行业上市公司的面板数据作为我们的基准样本. 其中六个 SO₂ 高排放行业是指 2007 年国务院发布的《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》中列示的占全国工业能耗和 SO₂ 排放近 70% 的电力、钢铁、有色、建材、石油加工和化工六大行业. 本文对样本的初始数据进行了如下筛选和调整: 1) 剔除 ST 和 *ST 公司样本; 2) 剔除数据存在严重缺失的公司样本; 3) 为避免极端值对实证结果产生影响, 本文对主要连续变量在 1% 和 99% 水平上进行了 Winsor 处理. 本文所使用的上市公司研发及其他财务数据均来自 Wind 数据库, 上市公司环境补贴数据和公司治理相关数据来自国泰安数据库.

4 实证检验结果与分析

4.1 描述性统计

表 4 列示了主要回归变量的描述性统计. 研究样本中 Reform 等于 1 的占 39.7%. 本文中我们以企业的资产收益率作为企业竞争力的度量指标, 平均来看, 企业的资产收益率为 0.06. 处理组和参照组企业 ROA 增长趋势对比如图 1 ~ 图 3 所示. 对于全样本企业, 如图 1 所示, 在 SO₂ 排污费征收标准调整前后, 处理组和参照组公司的 ROA 相对变动并没有非常明显的差异. 我们将样本分成国有企业和非国有企业, 对于国有企业如图 2 所示, 在排污费征收标准开始调整前处理组企业具有更高的 ROA, 然而随着处理组各省份陆续实施排污费的调整, 相比参照组, 处理组企业的 ROA 优势也逐渐消失. 而对于非国有企业, 如图 3 所示, 在 2007 年处理组排污费开始调整之时, 参照组企业还具有明显的 ROA 优势, 然而随着处理组越来越多省份实施排污费调整, 从 2009 年开始处理组企业的 ROA 则长期保持在参照组

¹ 本文所使用的数据和代码请参见科学数据银行 (ScienceDB) 期刊社区, DOI: 10.57760/sciencedb.j00214.00058 和 CSTR: 31253.11.sciencedb.j00214.00058. 若使用文中数据信息, 请注明引文和数据出处.

表 4 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Reform	2528	0.397	0.489	0	1
ROA	2528	0.055	0.067	-0.224	0.269
EPS	2528	0.247	0.446	-1.260	1.780
CRDr	1113	0.001	0.010	-0.035	0.034
Opcost	2528	0.822	0.118	0.450	1.083
Size	2528	22.125	1.400	18.291	26.435
Leverage	2528	0.527	0.211	0.067	1.085
ROS	2528	0.041	0.128	-0.694	0.416
Fcost	2528	0.025	0.030	-0.133	0.078
Cash	2528	-0.003	0.073	-0.235	0.239
Growth	2174	0.191	0.475	-0.472	3.211
Marketing	2441	0.191	0.47 5	-0.472	3.211
Duality	2480	0.159	0.366	0	1
Fshare	2528	0.380	0.160	0.036	0.852

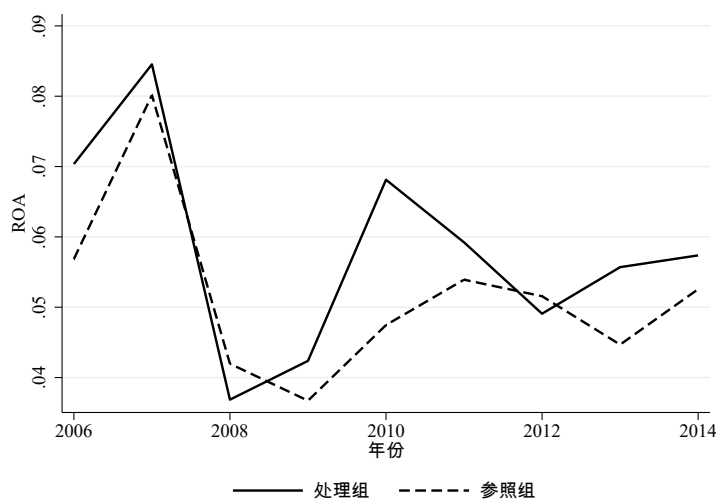


图 1 全样本 ROA 增长趋势对比

企业之上. 总体上, SO_2 排污费征收标准的翻倍提高后, 国有企业和非国有企业的竞争力体现出不同的变动趋势, 相对参照组同性企业而言, 处理组国有企业的竞争力有所下降, 而非国有企业则明显提高.

4.2 环境规制对企业竞争力的影响

利用 2007–2014 年 SO_2 排污费征收标准翻倍调整这一准自然实验, 我们利用双重差分法检验环境规制对企业竞争力的影响. 回归检验结果如表 5 所示, 基准模型 (12) 的回归结果如表 5 第 (1) 列所示, 回归中我们控制了其他可能影响企业盈利能力 ROA 的因素, 同时

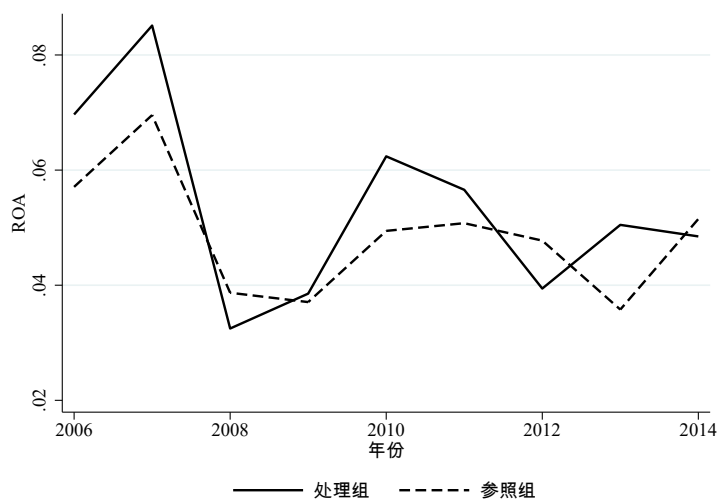


图 2 国有企业 ROA 增长趋势对比

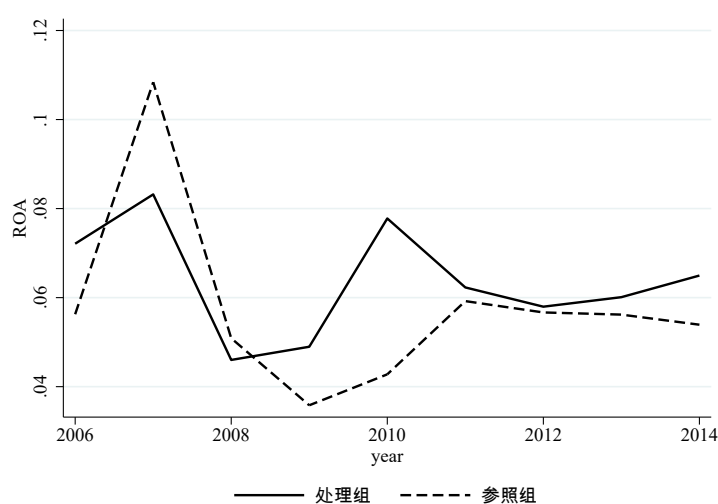


图 3 非国有企业 ROA 增长趋势对比

控制了年份固定效应和公司个体固定效应, 我们发现关键解释变量 Reform 的系数并不显著. 在拓展模型 (13) 和 (14) 的回归结果中, 在分别控制了相应变量不同形式的时间趋势后, 我们的关键解释变量 Reform 的系数依然不显著, 表明 SO_2 排污费征收标准的翻倍提高对样本企业总体的竞争力并没有显著影响, 而这也与图 1 的分析结果一致. 根据表 5 总样本的回归结果, 我们的实证检验并不支持命题 3 的结论.

然而, 根据图 2 和图 3 的分析结果, 国有企业和非国有企业在面对 SO_2 排污费征收标准翻倍调整时, 企业竞争力体现出截然相反的变动趋势. 因此我们将总样本按国有企业和非国有企业进行分样本回归. 检验结果如表 6 所示, 根据第 (1)~(3) 列回归结果, SO_2 排污费征

表 5 SO₂ 排污费调整对上市公司竞争力的影响

变量	(1)	(2)	(3)
Reform	-0.0035 (0.0065)	-0.0018 (0.0053)	-0.0020 (0.0055)
Control	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes	
Control $\times T^2$		Yes	
Control $\times T^3$		Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes
N	2143	2143	2143
R^2	0.558	0.574	0.590

表 6 SO₂ 排污费调整对国有企业及非国有企业竞争力的影响

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	-0.0148** (0.0063)	-0.0119** (0.0057)	-0.0125** (0.0057)	0.0211* (0.0109)	0.0231** (0.0092)	0.0210** (0.0095)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1310	1310	1310	833	833	833
R^2	0.549	0.558	0.592	0.603	0.660	0.688

注: 括号内为标准误, *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 以下各表相同。

收标准翻倍提高后, 在三种模型下国有企业的竞争力都显著下降。以拓展模型 (13) 的回归结果为例, 其资产收益率平均下降了 0.01, 表明环境规制降低了国有企业的盈利水平, 从而给国有企业的竞争力带来负面影响。而作为对比, 如表 6 第 (4)~(6) 列回归结果所示, 在三种模型下非国有企业的竞争力不但没有降低, 反而都得到了显著的提升。已有文献已经充分证明了我国排污收费政策及排污费征收标准提升能够显著降低污染的排放 (Wang and Wheeler, 2000, 2005; 郭俊杰等, 2019), 结合已有研究结论, 表 6 的回归结果表明, 在中国, 环境规制同样能够实现污染减少和企业竞争力提升的双赢局面, 同时这一检验结果也为命题 3 提供了实证支持。另一方面, 相同的环境规制对不同所有制企业的竞争力产生了截然相反的影响, 这也意味着环境规制对企业竞争力的影响, 受到其他因素的制约。

4.3 稳健性检验

由于双重差分法要求处理组企业在没有政策冲击下应该与参照组企业具有一致的因变量增长趋势, 为了获得稳健的识别结论, 我们首先进行平行趋势检验. 检验结果如表 7 所示, 我们的关键解释变量为 Reform-1、Reform0~Reform2 及 Longrun, 分别表示处理组企业 SO₂ 排污费征收标准调整的前一年、第 0~2 年及第 2 年之后的长期哑变量. 我们以排污费调整前一年以前的时期作为基准期, 如果排污费调整前, 处理组和参照组企业具有相同的因变量增长趋势, 则 Reform-1 的估计系数应该不显著, 否则将不满足双重差分估计法的平行趋势假定. 然而, 我们发现无论是国有企业还是非国有企业, 在三种回归模型下 Reform-1 的估计系数都不显著. 同时, 对于国有企业, Reform0-Reform2 及 Longrun 的估计系数都显著为负, 而对于非国有企业, 相应变量的估计系数都显著为正. 表 7 平行趋势检验结果支持本文的识别结论.

为了对我们的识别结论进行进一步检验, 我们参照 Chetty et al. (2009) 和 Ferrara et al. (2012) 采用非参置换检验的方法进行安慰剂检验. 具体地, 针对每一年开始实行 SO₂ 排污费征收标准调整而受影响的上市公司数量, 我们在对应年份所有公司样本中不重复随机抽取相应数量的公司, 并将抽中的公司作为虚拟处理组进行置换检验, 并将这个过程重复 1000 次. 通过这 1000 次置换检验, 我们获得 1000 个 Reform 的回归估计系数. 如果说 SO₂ 排污费征收标准的提高确实能够促进非国有企业的竞争力, 那么我们在表 6 检验中所估计 Reform 的系数应该位于所有置换检验中 Reform 系数分布的高尾位置. 同理, 对于国有企业, 我们在表 6 中估计的 Reform 的系数应该位于对应置换检验中 Reform 系数分布的低尾位置. 对于倍差法, 如果回归中残差项是序列相关的, 则容易导致过度拒绝零假设偏误 (Bertrand et al.,

表 7 平行趋势检验

变量	全样本企业	国有企业	非国有企业
	(1)	(2)	(3)
Reform-1	-0.0066 (0.0069)	-0.0123 (0.0062)	0.0061 (0.0128)
Reform0	-0.0113** (0.0029)	-0.0268*** (0.0061)	0.0211** (0.0063)
Reform1	-0.0027 (0.0061)	-0.0193** (0.0069)	0.0340** (0.0116)
Reform2	-0.0049 (0.0041)	-0.0155** (0.0045)	0.0252* (0.0107)
Longrun	-0.0020 (0.0051)	-0.0196* (0.0077)	0.0317** (0.0091)
Control	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes
Industry dummy × Year dummy	Yes	Yes	Yes
N	2130	1310	820
R ²	0.558	0.550	0.602

2004). 而由于我们的非参置换检验中并没有对残差项的结构做出参数假设, 因此也不存在 t 检验的过度拒绝偏差问题.

我们以拓展模型 (13) 的检验结果为例, 置换检验对应的 Reform 系数概率分布如图 4、图 5 所示. 无论是国有企业还是非国有企业, 置换检验中 Reform 的系数分布几乎是以 0 为中心. 图中的垂直线分别表示表 6 第 (2)、(5) 列回归中 Reform 的系数, 对于国有企业, 图 4 中该系数确实位于置换检验中 Reform 系数分布的低尾位置, 而对于非国有企业, 图 5 中对

应表 6 第 (5) 列 Reform 的系数也确实位于置换检验中 Reform 系数分布的高尾位置. 令 $F(\beta)$ 表示经验概率累积分布函数, 则 $F(\beta)$ (或 $1 - F(\beta)$) 给出 $\beta = 0$ 假设对应的 p 值 (Chetty et al., 2009). 在我们的检验中, 对于国有企业有 $F(-0.0119) < 0.03$, 对应 $p < 0.03$, 而对于非国有企业, $F(0.0231) > 0.99$, 对应 $p < 0.01$, 表明 SO_2 排污费征收标准的提高确实显著提升了非国有企业的竞争力, 但同时也显著降低了国有企业的盈利水平².

为了进一步对我们的识别结论进行检验, 以获得稳健的识别结论, 我们在重污染行业的基础上剔除 SO_2 高排放的六大行业作为样本以进行检验. 我们依据环境保护部 2008 年 6 月发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》所界定的重污染行业选取检验样本. 理论上 SO_2 排污费征收标准调整主要影响 SO_2 高排放企业, 对于其他重污染企业的影响相对有限, 因而此次调整对其他重污染行业企业的竞争力影响也应该相对有限. 我们的检验结果如表 8 所示, 我们发现对于国有企业和非国有企业, 无论是基准模型还是拓展模型, 关键解释变量 Reform 的系数在统计上都不显著. 这一检验结果表明 SO_2 排污费征收标准的翻倍提高只对 SO_2 高排放行业企业的竞争力产生显著影响, 对其他高污染行业的影响有限, 从而进一步支持我们的识别结论.

此外, 我们将企业资产收益率指标替换成每股收益 EPS 指标重新进行检验, 如表 9 所示, 环境规制给国有企业的每股收益带来了显著的负向影响, 而非国有企业的每股收益却得到了显著提高. 表 9 的检验结果依然支持我们的识别结论.

前文中我们检验了 SO_2 排污费征收标准提高对企业竞争力的影响, 然而现实中有部分

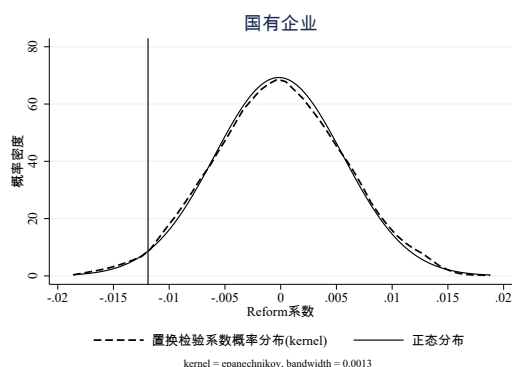


图 4 置换检验系数概率分布图——国有企业

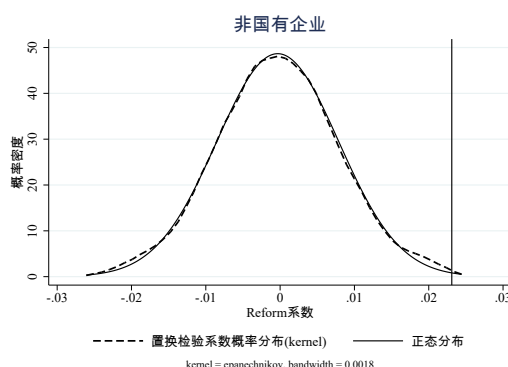


图 5 置换检验系数概率分布图——非国有企业

² 针对基准模型 (1) 和扩展模型 (3) 的检验结论与拓展模型 (2) 的检验结论一致.

表 8 重污染行业中剔除六大高 SO₂ 排放行业的检验结果

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	0.0086 (0.0063)	0.0082 (0.0075)	0.0066 (0.0084)	-0.0036 (0.0082)	-0.0024 (0.0084)	-0.0009 (0.0082)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	993	993	993	1299	1299	1299
R^2	0.810	0.821	0.832	0.661	0.676	0.685

表 9 排污费提高对国有企业及非国有企业竞争力的影响 —— EPS

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	-0.1068*** (0.0404)	-0.0809** (0.0412)	-0.0901** (0.0409)	0.0935* (0.0537)	0.1078** (0.0529)	0.1062* (0.0558)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1310	1310	1310	833	833	833
R^2	0.571	0.584	0.601	0.629	0.663	0.697

上市公司与其子公司不在相同地区, 导致处理组中某些上市公司的子公司实际上可能并未得到处理, 而控制组中某些上市公司的子公司却可能受到了 SO₂ 排污费标准调整的冲击, 而这可能对我们的识别结论产生一定的影响. 为此, 我们从中国研究数据服务平台 (CNRDS) 搜集了上市公司的参控股公司信息, 依此整理出上市公司与其所有子公司都在同一省份的样本, 以及母公司营业收入占合并财务报表中营业收入 95% 以上的公司样本, 并利用新样本重新进行回归检验. 我们的检验结果如表 10 所示, 新样本只有原来样本量的 39% 左右, 然而我们的识别结论依然成立, 即排污费征收标准的提高确实提升了非国有企业的盈利能力, 同时降低了国有企业的盈利水平.

表 10 SO₂ 排污费调整对国有和非国有企业竞争力的影响——考虑母子公司的地区差异

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	-0.0135*	-0.0193**	-0.0196**	0.0248**	0.0247**	0.0302***
	(0.0079)	(0.0073)	(0.0053)	(0.0090)	(0.0080)	(0.0058)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	532	532	532	307	307	307
R^2	0.574	0.641	0.655	0.581	0.672	0.711

4.4 内生性处理

根据 Angrist and Pischke (2008), 倍差法使用的关键前提是满足平行趋势假定, 即处理组在没有接受处理的情况下, 其因变量应该与参照组具有一致的时间变化趋势。只有在满足平行趋势假设的情况下, 才能根据参照组在处理后的值, 推算处理组如果没有接受处理的情况 (即反事实), 从而推导出平均处理效应。当政策处理与实施对象存在反向因果关系时, 处理组的选择则很可能并不随机, 从而对平行趋势假定产生威胁。在自然实验下, 处理组的选择满足随机分配, 则可以缓解这方面的担忧, 然而这一理想条件在现实中往往难以满足。在文本中, 各省份企业的盈利能力与其 SO₂ 排污费征收标准提升可能存在一定的反向因果关系, 而这很可能对平行趋势假定构成威胁。因此, 为了缓解可能存在的内生性问题对本文识别结论的干扰, 我们做了以下工作:

1) 对比检验处理组和参照组省份企业在排污费调整前的盈利能力差异。考虑到各省份 SO₂ 排污费征收标准的提高可能受到辖区内企业盈利能力的影响, 我们从《中国工业经济统计年鉴》中搜集了各省份六个 SO₂ 高排放行业的财务信息, 并利用利润总额和总资产数计算各省份行业层面的盈利能力指标, 对处理组和参照组省份进行对比检验, 检验结果如表 11 所示。首先, 我们对比了处理组和参照组省份相关行业在改革开始前 2006 年的盈利能力, 我们发现处理组和参照组省份中相关行业盈利能力并没有显著的差异。考虑到 SO₂ 排污费征收标准的提高在各处理组省份之间是逐步实施的, 因此我们分别将每年实施改革的省份的相关行业盈利能力与参照组省份进行对比, 如 2008 年有安徽、河北、山东和内蒙古四个省份进行相应改革,

表 11 处理组和参照组行业层面盈利能力对比检验

对比年份	处理组	参照组	差异	标准误
2006	0.0347	0.0346	0.0001	0.0095
2007	0.0500	0.0346	0.0154	0.0176
2008	0.0625	0.0558	0.0067	0.0097
2009	0.0071	0.0255	-0.0184	0.0191
2010	0.0568	0.0481	0.0087	0.0123
2012	0.0283	0.0598	-0.0316	0.0254
2014	0.0332	0.0424	-0.0093	0.0098

我们将这四个省份相关行业在 2007 年的盈利能力与参照组所有省份进行对比. 每年的对比情况如表 11 所示, 我们同样发现处理组和参照组省份相关行业的盈利能力在改革前一年并没有显著差异.

2) 政策改革影响因素及其时间趋势控制. Li et al. (2016) 在面对省管县改革及其时机选择可能存在一定内生性的情况下, 通过控制决定试点选择的变量 (改革前变量值) 及其与非线性时间趋势的交乘项, 以使控制组和参照组满足平行趋势假定. 参照 Li et al. (2016) 的研究, 我们首先对影响各省份 SO_2 排污费征收标准改革的因素进行识别. 2007 年国务院要求各省份实施 SO_2 排污费征收标准改革的目的是完成我国节能减排目标, 而《节能减排综合性工作方案》同时要求“十一五”期间 SO_2 排放总量减少 10%. 因此, SO_2 排放增长率和工业 SO_2 排放强度 (与工业总产值的比值) 都有可能对各省份 SO_2 排污费征收标准改革产生影响. 此外, 排污费征收标准提高可能对地方经济带来一定的负面影响, 因此地方 GDP 增长率也可能对排污费标准的提高决策产生影响.

其次, 参考 Li et al. (2016) 的做法, 我们在回归中除了控制企业层面的变量, 同时也对各影响因素在改革前 (2006 年) 的变量值及其与非线性时间趋势的交乘项进行控制. 我们的检验结果如表 12 所示, Factors 表示各省份实施 SO_2 排污费征收标准调整的潜在影响因素, 包括 2006 年各省份 GDP 增长率、 SO_2 排放增长率、工业 SO_2 排放强度以及各省行业层面盈利能力 (利润总额/总资产). 我们发现, 在控制改革影响因素及其与非线性时间趋势的交乘项后, 我们的识别结论依然是稳健的.

3) 三重差分检验. 在以上检验中, 我们对地方环境状况、经济发展状况以及辖区内企业盈利能力所带来的影响进行了控制, 然而仍可能存在其他地区层面的政策和经济等因素同时对排污费改革和企业盈利能力产生影响, 从而对我们的识别结论产生干扰. 因此, 我们参考 Moser and Voena (2012) 的研究, 采用三重差分估计方法予以解决. 我们认为其他地区层面的政策和经济因素会同时对辖区内其他重污染行业企业产生影响, 通过增加其他重污染行业企业做三重差分, 我们能够较好地将排污费征收标准提高对企业盈利能力的影响识别出来. 我们的三重差分回归模型为:

$$\text{ROA}_{i,t} = \beta \cdot \text{Reform}_{i,t} + \lambda \cdot \text{Reform}_{i,t} \times \text{HP}_i + \delta \cdot \text{Control}_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + \eta_p \times \gamma_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (15)$$

在表 8 中, 我们发现排污费改革对其他重污染行业的影响并不显著, 在此, 我们构建了 SO_2 高排放行业识别变量 HP_i , 如果企业属于六个 SO_2 高排放行业, HP_i 取值为 1, 否则取值为 0. 核心解释变量 $\text{Reform}_{i,t} \times \text{HP}_i$ 为 $\text{Reform}_{i,t}$ 与 HP_i 的交乘项, 其他变量与基准模型 (1) 一致. 由于回归中我们控制了企业个体固定效应 α_i 、年份固定效应 γ_t 以及行业固定效应与年份固定效应的交乘项 $\eta_p \times \gamma_t$, 因此没有再对 HP_i 、 HP_i 与年份哑变量的交乘项及 HP_i 与处理组识别变量 Treat_i 的交乘项进行控制. 如表 13 所示, 三重差分的检验结果进一步支持我们的识别结论.

表 12 排污费调整对不同性质企业竞争力的影响——控制改革影响因素及其时间趋势

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	-0.0148** (0.0034)	-0.0188*** (0.0035)	-0.0185*** (0.0040)	0.0211*** (0.0031)	0.0185** (0.0047)	0.0213** (0.0060)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1310	1310	1310	833	833	833
R^2	0.549	0.559	0.562	0.603	0.619	0.629

表 13 三重查分检验

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform $\times$ HP	-0.0209*** (0.0068)	-0.0175** (0.0077)	-0.0177** (0.0086)	0.0232*** (0.0079)	0.0203** (0.0080)	0.0196** (0.0076)
Reform	0.0064 (0.0058)	0.0-0.0014 (0.0059)				
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2303	2303	2303	2132	2132	2132
R^2	0.711	0.716	0.728	0.640	0.656	0.662

5 企业环境规制软约束与环境规制的创新效应

5.1 企业环境规制软约束问题

面对相同排污费征收标准的翻倍提高, 国有企业和非国有企业为何会表现出截然相反的结果? 目前主要有两种可能性解释, 一是国有企业执行了更为严格的环境规制, 进而导致盈利能力下降, 而非国有企业因竞争对手执行了严格的环境规制而竞争力被削弱, 进而使得自身盈利能力提升。二是国有企业存在环境规制软约束问题。当前中国经济具有“国有部门”和“非国有部门”共存的典型二元经济特征 (刘瑞明和石磊, 2015), 虽然国有企业和非国有企业

在同一个市场环境内竞争,但二者在资源获取能力及管理能力上存在较大差异 (Liang et al., 2012; 杨洋等, 2015). 在中国, 国有企业与政府有着与生俱来的密切联系, 同时承担着执行经济政策、解决就业等政策性负担 (中国社会科学院工业经济研究所课题组, 2014). 而政府由于对企业的政策性负担所造成的亏损负有责无旁贷的责任, 在企业亏损形成后给予事后补贴, 从而形成了企业的预算软约束 (林毅夫和李志赟, 2004). 根据波特假说, 虽然环境规制会给企业带来更大的经济压力, 并形成企业的创新激励, 但在信息不对称和激励不相容情况下, 政府不得不为国有企业因环境规制而增加的成本费用负责, 从而预算软约束问题也带来了环境规制约束的软化. 此外, 在政治晋升锦标赛的体制下 (周黎安, 2007), 出于增加地方税收、保持 GDP 增长、降低失业率等社会福利目的, 地方政府也往往会对国有企业这一国民经济的中坚力量给以环境规制软约束. 当企业存在环境规制软约束时, 环境规制给企业带来的创新激励也会受到削弱, 最终导致环境规制难以通过创新补偿效应提升企业的竞争力, 甚至由于环境规制所带来的遵循成本导致企业的竞争力遭受负面影响. 因此, 面对相同的环境规制, 国有企业和非国有企业也会产生不同的行为, 导致环境规制对企业竞争力的影响在不同所有制企业上产生差异.

然而, 第一种可能性解释与已有实证研究不符. 对于国有企业和非国有企业在环境规制力度上的差异, 现有基于中国企业层级数据的实证研究在结论上都基本一致, 即相比其他企业, 国有企业被执行了更为宽松的环境规制 (Wang et al., 2003; Wang and Wheeler, 2005; Maung et al., 2016). 由于国有企业在环境规制上更具有议价能力 (Wang et al., 2003), 虽然相比其他企业, 国有企业具有更高的污染排放 (Wang and Wheeler, 2003; Wang and Jin, 2007; Jiang et al., 2014), 但是国有企业却缴纳更少的排污费 (Maung et al., 2016). 同时, Wang et al. (2003) 基于中国企业层级的数据, 以企业实际缴纳的排污费与按国家标准应缴纳排污费的比值测度排污费征收力度, 发现国有企业具有更低的排污费征收力度. 此外, Wang and Wheeler (2005) 基于中国企业层级的数据进行研究, 发现对于每单位大气污染物的排放, 国有企业实际缴纳的排污费显著低于非国有企业.

鉴于以上研究都是基于我国早期数据, 而早期国有企业被执行了更为宽松的环境规制 (特别是排污费征收力度) 并不意味着此后一直存在. 因此, 我们搜集了工业企业污染排放数据, 并与国家重点监控企业数据及工业企业数据库进行匹配, 构建 2011–2013 年度企业层面的排污费征收力度指标 CPLE³, 试图利用企业层级数据重新检验国有企业和非国有企业在排污费征收力度上的差异. 我们的回归模型为:

$$\text{CPLE}_{i,t} = \beta \cdot \text{SOE}_i + \delta \cdot \text{Control}_{i,t} + \gamma_t + \eta_p + S_j + \varepsilon_{i,t}, \quad (16)$$

其中, 因变量 $\text{CPLE}_{i,t}$ 表示排污费征收力度, 等于企业实际需缴纳的排污费 $E_{i,t}^c$ 与按排污费征收标准计算的应缴纳的排污费 $E_{i,t}^s$ 的比值. 企业实际需缴纳的排污费 $E_{i,t}^c$ 来源于国家重点监控企业排污费数据中的排污费开单金额. 企业按征收标准计算的应缴排污费 $E_{i,t}^s$ 则是根据企业各污染物实际排放量和各省排污费征收标准计算获得.

³由于 2010 年以前只有少数省份的环保部门披露了国家重点监控企业排污费数据, 而我们获取的工业企业数据和工业企业污染排放数据截止至 2013 年, 且 2010 年工业企业数据质量较差, 因此选取 2011–2013 年作为我们的检验样本区间.

需要说明的是, 部分省份在排污费调整改革中实行了部分污染物超标排放加倍征收的阶梯征收标准, 而工业企业污染排放数据无法判断企业是否存在超标排放, 因此在数据处理过程中我们剔除了相应省份的样本. 同时, 由于污水排入城市污水集中处理设施, 并按规定缴纳污水处理费的企业不需要再缴纳污水排污费, 而工业企业污染排放数据无法识别企业是否满足该条件, 因此我们只保留了废气排污费占总排污费 (计算值) 比重高于 90% 的企业样本进行研究. 我们删除了变量缺省值以及对主要连续变量在 1% 和 99% 水平上缩尾处理.

国有企业和非国有企业排污费征收力度差异检验结果如表 14 所示, 第 (1) 列是不控制协变量的回归结果, 第 (2) 列则是模型 (16) 的回归结果. 我们发现, 无论是否控制协变量, 国有企业排污费的征收力度都显著低于非国有企业. 表 14 基于企业层级数据的检验结果表明, 不仅是在我国早期, 在本文研究样本末期, 国有企业依然被执行了更为宽松的环境规制, 特别是在排污费征收力度上. 因此, 根据已有实证研究和本文实证检验, 我们基本可以排除第一种可能性解释. 接下来, 我们将对第二种可能性解释进行检验.

企业的环境规制软约束不仅体现在环境违法时给以更低的环境处罚, 当企业因环境规制而成本费用增加时, 政府也会通过政府补助、税收减免及信贷优惠等方式给予企业补偿. 因此, 我们将通过检验企业获得的政府补助与缴纳排污费之间的关系来考察企业是否存在环境规制软约束问题, 当企业获得的政府补助与上一年企业应缴的排污费正相关时, 我们则认为企业存在环境规制软约束问题.

由于上市公司的排污费数据难以完整获取, 我们利用国家重点监控企业数据与工业企业数据库 2011–2013 年数据匹配成功的有效样本进行检验. 我们的回归模型为:

$$\text{Subsidy}_{i,t+1} = \beta \cdot \text{Emifee}_{i,t} + \delta \cdot \text{Control}_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (17)$$

表 14 排污费征收力度差异检验

变量	(1)	(2)
SOE	-0.0057*** (0.0019)	-0.0039** (0.0019)
Size		-0.0017*** (0.0003)
Leverage		-0.0020 (0.0016)
ROA		0.0037** (0.0018)
employee		0.0017*** (0.0004)
Intercept	0.9952*** (0.0005)	1.0096*** (0.0038)
Year fixed effect	No	Yes
Industry fixed effect	No	Yes
Province fixed effect	No	Yes
N	5229	5107
R ²	0.003	0.033

其中, 因变量是企业下一年度获得的政府补助 $\text{Subsidy}_{i,t+1}$, 我们以相同年度企业获得的政府补助与营业收入之比进行测度. 我们的关键解释变量是企业当年应缴纳的排污费 $\text{Emiffee}_{i,t}$, 同样以排污费与营业收入之比进行测度. 在回归中, 参考唐清泉和罗党论 (2007) 和王克敏等 (2015), 我们在 $\text{Control}_{i,t}$ 中控制了企业的规模 Size (总资产取对数值)、财务杠杆 Leverage (资产负债率)、盈利能力 ROA (资产收益率) 及雇佣规模 employee (雇员数对数值), 同时我们也控制了公司个体固定效应 α_i 和年份固定效应 γ_t , $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项.

我们的回归结果如表 15 所示. 全样本的回归结果如第 (1)、(2) 列所示, 排污费 Emiffee 的系数都在 1% 水平上显著为正, 表明企业获得的政府补助与上一年缴纳的排污费显著正相关, 企业缴纳的排污费越多, 对应的来年获得的政府补助也越多. 这一结果表明企业确实存在环境规制软约束问题. 针对国有企业和非国有企业的回归结果如表 15 第 (3)、(4) 列所示. 我们发现对于国有企业, 排污费 Emiffee 的系数相对全样本结果大幅增加, 并且在 5% 水平上显著为正. 然而对于非国有企业, Emiffee 的系数相对全样本结果却小了许多, 并且该系数在统计上不显著. 表 15 的检验结果表明在中国, 国有企业确实存在环境规制软约束问题, 而这在非国有企业总体并不显著. 此外, 我们也尝试以排污费实际入库数据检验环境规制软约束问题, 检验结果也与我们的识别结论相一致.

当 SO_2 排污费征收标准翻倍提高后, 对应企业缴纳的排污费也会在短期内大幅提高, 此时, 国有企业也可能因环境规制软约束问题而获得的环境补贴在短期内相应增加. 因此, 我们通过考察此次排污费调整对企业获得的环境补贴的影响以对此进行检验. 对于环境补贴, 我们通过对上市公司在财务报表附注中披露的政府补助具体信息进行手工整理获得. 为了检验企业获取的环境补贴的变化趋势, 我们的回归模型在原有基准模型 (12) 和拓展模型 (13)、

表 15 环境规制软约束检验

变量	全样本		国有企业	非国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
Emiffee	0.6995*** (0.0959)	0.8940*** (0.3012)	1.7310** (0.7754)	0.4479 (0.3464)
ROA		0.0177*** (0.0033)	0.0085 (0.0271)	0.0185*** (0.0031)
Lgasset		0.0016 (0.0016)	0.0129* (0.0069)	-0.0002 (0.0016)
Leverage		0.0012 (0.0027)	0.0275 (0.0179)	-0.0013 (0.0026)
employee		-0.0000 (0.0009)	0.0022 (0.0048)	-0.0004 (0.0008)
Intercept	0.0051*** (0.0003)	-0.0208 (0.0225)	-0.2141* (0.1037)	0.0076 (0.0222)
Year fixed effect	No	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	No	Yes	Yes	Yes
N	4717	4653	602	4051
R ²	0.011	0.855	0.811	0.875

(14) 的基础上, 将因变量替换为企业环境补贴变化额 $CSubsidy_{i,t+1}$, 即以同一年环境补贴收入与销售收入的比值度量环境补贴强度, 并以第 $t+1$ 年的环境补贴强度与第 t 年的环境补贴强度的差额表示环境补贴变化额. 我们的关键解释变量为 Reform0~Reform2 及 Longrun, 其定义与表 7 一致, 分别表示处理组企业 SO_2 排污费征收标准调整的第 0~2 年哑变量及第 2 年之后的长期哑变量. 同时在控制变量中增加盈利能力 ROA (资产收益率) 变量. 我们的回归结果如表 16 所示, 对于国有企业, Reform0 和 Reform1 都显著为正, 表明此次排污费的调整促进了国有企业的环境补助在短期内的显著增加. SO_2 排污费征收标准的翻倍提高在短期内大幅提高了企业缴纳的排污费, 由于环境规制软约束的存在, 政府对国有企业的环境补助也在短期内显著提升. 而作为对比, 由于非国有企业不存在环境规制软约束问题, 其获得的环境补贴也并没有显著的变动. 表 16 的回归结果在一定程度上也支持我们的识别结论, 即国有企业存在更为显著的环境规制软约束问题, 而非国有企业则并不显著.

表 16 SO_2 排污费调整对国有企业和非国有企业环境补贴的影响

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform0	0.0015*** (0.0005)	0.0013*** (0.0005)	0.0012** (0.0005)	-0.0016 (0.0011)	-0.0018 (0.0011)	-0.0018* (0.0011)
Reform1	0.0015** (0.0007)	0.0013** (0.0006)	0.0013** (0.0006)	0.0005 (0.0008)	0.0003 (0.0006)	0.0000 (0.0007)
Reform2	-0.0008 (0.0006)	-0.0010 (0.0006)	-0.0011 (0.0007)	-0.0004 (0.0009)	-0.0007 (0.0010)	-0.0008 (0.0010)
Longrun	0.0005 (0.0006)	0.0004 (0.0006)	0.0004 (0.0006)	-0.0001 (0.0009)	-0.0004 (0.0009)	-0.0007 (0.0009)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1137	1137	1137	656	656	656
R^2	0.101	0.126	0.150	0.115	0.154	0.205

5.2 环境规制与企业创新

由于排污费征收标准的翻倍提高导致企业在相同排污量的情况下需要支付更高的排污费, 从而给企业带来创新激励. 然而, 由于环境规制软约束的存在, 国有企业随着排污费增加而增加的政府补助则会在一定程度上抑制环境规制所带来的创新激励, 从而对企业的创新活动产生影响. 因此, 在这部分我们将通过检验环境规制的创新效应在国有企业和非国有企业的差异来考察企业环境规制软约束对环境规制创新效应的影响.

我们采用原有基准模型 (12) 和拓展模型 (13)、(14) 进行估计, 所不同的是我们将因变量替换为研发密度变化额 $CRDr_{i,t+1}$. 参考 Chen (2008)、Gentry and Shen (2013) 和王菁等 (2014), 本文以同一年研发支出与销售收入的比值表示研发密度, 并以第 $t + 1$ 年的研发密度与第 t 年的研发密度的差额表示研发密度变化额. 同时在检验环境规制对企业创新活动影响时, 参考王菁等 (2014) 在原有控制变量的基础上增加销售密度 (Marketing) 和销售净利率 (ROS). 回归检验结果如表 17 所示, 我们发现受环境规制软约束问题的影响, 环境规制的创新效应在国有企业和非国有企业上同样出现截然不同的结果. 对于存在环境规制软约束的国有企业, 如表 17 第 (1)~(3) 列所示, 在三种模型下关键解释变量 Reform 的系数都不显著, 表明 SO_2 排污费征收标准的翻倍提高并没有对企业的创新活动带来显著影响. 而对于非国有企业, 如表 17 第 (4)~(6) 列所示, 环境规制却具有非常显著的创新效应, Reform 的系数都显著为正, 并且影响系数在数值上也远大于国有企业. 表 17 的检验结果不仅表明环境规制确实能够给企业带来创新效应, 最终通过创新补偿效应提升企业的竞争力, 同时也表明企业的环境规制软约束问题在一定程度上抑制了环境规制的创新激励, 导致企业的创新活动并没有因环境规制而得到显著改善, 从而为命题 2 提供了经验证据.

针对表 17 的回归结果, 我们同样对其他重污染行业企业进行了检验, 回归结果如表 18 所示. 我们发现关键解释变量 Reform 的系数除了在非国有企业样本中基准模型 (12) 下在 10% 上略微显著, 在其他情况下都不显著, 且在数值上也趋近于零. 说明此次 SO_2 排污费征收标准的翻倍调整, 对于其他重污染行业企业的创新影响同样非常有限. 表 18 的检验结果也进一步支持我们的识别结论.

为了检验环境规制是否对企业成本带来影响, 我们同样采用原有回归模型和双重差分法进行检验, 并将因变量替换成营业成本占营业收入比 $Opcost_{i,t}$. 检验结果如表 19 所示, 我们发现对于国有企业, 由于环境规制迫使企业进行污染治理, 从而显著提高了企业的营业成本. 这一结果一方面为我们的命题 1 提供了经验证据, 另一方面也解释了为什么环境规制对国有

表 17 SO_2 排污费调整对国有企业和非国有企业创新活动的影响

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	-0.0005 (0.0017)	0.0008 (0.0019)	0.0001 (0.0027)	0.0063*** (0.0013)	0.0085*** (0.0031)	0.0106** (0.0042)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	586	586	586	518	518	518
R^2	0.301	0.337	0.392	0.349	0.404	0.437

表 18 SO₂ 排污费调整对其他重污染行业国有企业和非国有企业创新活动的影响

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	0.0004 (0.0029)	-0.0021 (0.0027)	-0.0030 (0.0022)	0.0029 (0.0035)	0.0012 (0.0022)	0.0024 (0.0034)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	542	542	542	788	788	788
R^2	0.197	0.315	0.405	0.291	0.319	0.359

表 19 排污费提高对国有企业及非国有企业营业成本的影响

变量	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	0.0212*** (0.0067)	0.0199*** (0.0069)	0.0208*** (0.0069)	-0.0095 (0.0124)	-0.0186 (0.0124)	-0.0172 (0.0120)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control $\times T$		Yes			Yes	
Control $\times T^2$		Yes			Yes	
Control $\times T^3$		Yes			Yes	
Control $\times$ Year dummy			Yes			Yes
Industry dummy $\times$ Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1310	1310	1310	833	833	833
R^2	0.796	0.805	0.812	0.845	0.860	0.866

企业的竞争力产生了显著负面影响。然而对于非国有企业, 由于环境规制给企业带来了创新效应, 技术创新使得生产过程中污染减少的同时也间接降低了企业的成本, 最终企业的营业成本不但没有增加反而有所降低, 虽然 Reform 的系数在统计上并不显著。

结合以上回归检验结果, 当企业存在环境规制软约束时, 环境规制给企业带来的创新激励也会被削弱, 最终导致环境规制带来的成本增加占据主导地位, 给企业的竞争力带来负面影响, 而这也为命题 4 提供了经验证据。

6 结论

在转型时期的中国,环境规制能否实现环境保护和经济发展的双赢局面具有重要的现实意义.通过理论模型的构建,本文为市场化环境规制工具实现污染减少和企业竞争力提升这一双赢局面提供了理论支持,同时发现环境规制软约束在一定程度上会对环境规制实现这一双赢局面产生重要影响.借助2007–2014年间部分省份实施的SO₂排污费征收标准翻倍调整这一准自然实验,本文以中国SO₂高排放行业上市公司为样本,考察了中国环境规制对企业竞争力的影响,并为理论模型的结论提供了实证支持.环境规制的加强迫使企业将部分原本用于生产的资源用于污染控制,从而对企业的盈利能力带来潜在不利影响.而环境规制的加强同时也能够促进企业的创新活动,使企业通过创新收益弥补环境遵循守成本甚至提升竞争力.

本文的研究结果蕴含着相应的政策涵义.首先,鉴于市场化的环境规制工具能够实现环境保护和企业竞争力提升的双赢局面,政府应该更多的采取市场化的环境规制工具进行环境治理.同时,应逐步完善排污费(环境税)的征收和管理体系,加强征收和监督效率,以充分发挥排污费(环境税)在促进经济发展和环境保护协调发展中的重要作用.其次,在实施环境规制的同时,政府应该更加谨慎对待企业的政府补助,特别是环境补贴,应该设计合理的补贴机制以避免环境规制软约束问题对环境规制实际效果的影响.例如对于环境补贴的发放,应该以事后奖励的形式发放给具有显著创新及减排成效的企业,而谨慎采用事前补贴的形式.

参 考 文 献

- 范丹,付嘉为,王维国,(2022).碳排放权交易如何影响企业全要素生产率?[J].系统工程理论与实践,42(3): 591–603.
- Fan D, Fu J W, Wang W G, (2022). How Does Carbon Emission Trading Affect Firms' Total Factor Productivity?[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 42(3): 591–603.
- 郭俊杰,方颖,杨阳,(2019).排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J].世界经济,(1): 121–144.
- Guo J J, Fang Y, Yang Y, (2019). Does China's Pollution Levy Standards Reform Promote Emissions Reduction?[J]. The Journal of World Economy, (1): 121–144.
- 纪建悦,许瑶,张懿,(2023).民间投资视角下环境规制对绿色全要素生产率的影响研究[J].中国管理科学,(5): 11–19.
- Ji J Y, Xu Y, Zhang Y, (2023). Study on Relationship between Environmental Regulation and Green Total Factor Productivity from the Perspective of Private Investment[J]. Chinese Journal of Management Science, (5): 11–19.
- 李宝仁,王振蓉,(2003).我国上市公司盈利能力与资本结构的实证分析[J].数量经济技术经济研究,(4): 150–153.
- Li B R, Wang Z R, (2003). Empirical Analysis of Profitability and Capital Structure of Listed Companies in China[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, (4): 150–153.
- 林毅夫,李志赞,(2004).政策性负担、道德风险与预算软约束[J].经济研究,(2): 17–27.
- Lin Y F, Li Z B, (2004). Policy Burden, Moral Hazard and Soft Budget Constraint[J]. Economic Research Journal, (2): 17–27.

- 刘瑞明, 石磊, (2015). 中国城市化迟滞的所有制基础: 理论与经验证据 [J]. 经济研究, (4): 107-121.
- Liu R M, Shi L, (2015). The Ownership Basement of China's under Urbanization: Theory and Evidence[J]. Economic Research Journal, (4): 107-121.
- 陆昉, (2009). 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?[J]. 经济研究, (4): 28-40.
- Lu Y, (2009). Do Environmental Regulations Influence the Competitiveness of Pollution-intensive Products?[J]. Economic Research Journal, (4): 28-40.
- 欧阳晓灵, 张骏豪, 杜刚, (2022). 环境规制与城市绿色技术创新: 影响机制与空间效应 [J]. 中国管理科学, (12): 141-151.
- Ouyang X L, Zhang J H, Du G, (2022). Environmental Regulation and Green Technological Innovation: Impact Mechanism Analysis and Spatial Spillover Effects[J]. Chinese Journal of Management Science, (12): 141-151.
- 庞瑞芝, 白雪洁, 杜传忠, (2009). 环境规制、生产力提升与产业发展 —— 2008 两岸产业效率与产业发展研讨会观点综述 [J]. 中国工业经济, (1): 155-160.
- Pang R Z, Bai X J, Du C Z, (2009). Environment Regulation, Productivity Improvement and Industrial Development — Survey of 2008 Productivity, Efficiency and Industrial Development in Mainland and Taiwan[J]. China Industrial Economics, (1): 155-160.
- 沈坤荣, 金刚, 方娴, (2017). 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. 经济研究, (5): 44-59.
- Shen K R, Jin G, Fang X, (2017). Does Environmental Regulation Cause Pollution to Transfer Nearby?[J]. Economic Research Journal, (5): 44-59.
- 唐清泉, 罗党论, (2007). 政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 金融研究, (6): 149-163.
- Tang Q Q, Luo D L, (2007). Empirical Study on Government Subsidy Motivation and Its Effects: Evidence from Listed Companies in China[J]. Journal of Financial Research, (6): 149-163.
- 王杰, 刘斌, (2014). 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析 [J]. 中国工业经济, (3): 44-56.
- Wang J, Liu B, (2014). Environmental Regulation and Enterprises' TFP — An Empirical Analysis Based on China's Industrial Enterprises Data[J]. China Industrial Economics, (3): 44-56.
- 王克敏, 杨国超, 刘静, 李晓溪, (2015). IPO 资源争夺、政府补助与公司业绩研究 [J]. 管理世界, (9): 147-157.
- Wang K M, Yang G C, Liu J, Li X X, (2015). Research on IPO Resource Competition, Government Subsidies, and Corporate Performance[J]. Journal of Management World, (9): 147-157.
- 王菁, 程博, 孙元欣, (2014). 期望绩效反馈效果对企业研发和慈善捐赠行为的影响 [J]. 管理世界, (8): 115-133.
- Wang Q, Cheng B, Sun Y X, (2014). The Impact of Expected Performance Feedback Effects on Corporate Research and Charitable Donation Behaviors[J]. Journal of Management World, (8): 115-133.
- 王群伟, 周波, 张成, (2023). “减规模”还是“增绿色”? 异质性环保政策工具下的企业环保行为响应 [J]. 中国管理科学, (1): 256-266.
- Wang Q W, Zhou B, Zhang C, (2023). “Production Cut” or “Green Development?” The Corporate Environmental Protection Behavior Responsiveness Induced by Heterogeneous Environmental Policy Instruments[J]. Chinese Journal of Management Science, (1): 256-266.
- 王文涛, 付剑峰, 朱义, (2012). 企业创新、价值链扩张与制造业盈利能力——以中国医药制造企业为例 [J]. 中国工业经济, (4): 50-62.
- Wang W T, Fu J F, Zhu Y, (2012). Innovation, Value Chains and Profitability of Manufacturing

- Industry — Based on Chinese Pharmaceutical Companies[J]. *China Industrial Economics*, (4): 50–62.
- 魏楚, 黄磊, 沈满洪, (2015). 鱼与熊掌可兼得么? —— 对我国环境规制波特假说的检验 [J]. *世界经济文汇*, (1): 80–98.
- Wei C, Huang L, Shen M H, (2015). Can We Have the Best of Both Worlds? — A Test of the Porter Hypothesis of Environmental Regulation in China[J]. *World Economic Papers*, (1): 80–98.
- 徐敏燕, 左和平, (2013). 集聚效应下环境规制与产业竞争力关系研究——基于“波特假说”的再检验 [J]. *中国工业经济*, (3): 72–84.
- Xu M Y, Zuo H P, (2013). Study on the Relationship between Environmental Regulation and Industrial Competitiveness under Agglomeration Effect[J]. *China Industrial Economics*, (3): 72–84.
- 杨冕, 侯雅如, 段宏波, (2022). 节能目标约束对中国工业部门绿色生产率的影响研究 [J]. *计量经济学报*, 2(1): 179–193.
- Yang M, Hou Y R, Duan H B, (2022). The Impact of Energy Saving Target Constraint on Green Productivity of China's Industrial Sector[J]. *China Journal of Econometrics*, 2(1): 179–193.
- 杨洋, 魏江, 罗来军, (2015). 谁在利用政府补贴进行创新? —— 所有制和要素市场扭曲的联合调节效应 [J]. *管理世界*, (1): 75–86.
- Yang Y, Wei J, Luo L J, (2015). Who Benefits from Government Subsidies for Innovation? The Joint Moderating Effects of Ownership and Factor Market Distortions[J]. *Journal of Management World*, (1): 75–86.
- 张成, 陆旸, 郭路, 于同申, (2011). 环境规制强度和生产技术进步 [J]. *经济研究*, (2): 113–124.
- Zhang C, Lu Y, Guo L, Yu T S, (2011). The Intensity of Environmental Regulation and Technological Progress of Production[J]. *Economic Research Journal*, (2): 113–124.
- 中国社会科学院工业经济研究所课题组, (2014). 论新时期全面深化国有经济改革重大任务 [J]. *中国工业经济*, (9): 5–24.
- Institute of Industrial Economics of CASS, (2014). On the Major Tasks for Comprehensively Deepening the Reform of State-owned Economy in a New Period[J]. *China Industrial Economics*, (9): 5–24.
- 周黎安, (2007). 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. *经济研究*, (7): 36–50.
- Zhou L A, (2007). Governing China's Local Officials: An Analysis of Promotion Tournament Model[J]. *Economic Research Journal*, (7): 36–50.
- Ambec S, Barla P, (2002). A Theoretical Foundation of the Porter Hypothesis[J]. *Economics Letters*, 75(3): 355–360.
- Ambec S, Barla P, (2006). Can Environmental Regulations be Good for Business? An Assessment of the Porter Hypothesis[J]. *Energy Studies Review*, 14(2): 42–62.
- Ambec S, Cohen M A, Elgie S, Lanoie P, (2013). The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 7(1): 2–22.
- André F J, González P, Porteiro N, (2009). Strategic Quality Competition and the Porter Hypothesis[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 57(2): 182–194.
- Angrist J D, Pischke J S, (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*[M]. Princeton University Press.
- Berman E, Bui L T M, (2001). Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries[J]. *Review of Economics and Statistics*, 83(3): 498–510.
- Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S, (2004). How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249–275.
- Brunnermeier S B, Cohen M A, (2003). Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing

- Industries[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(2): 278–293.
- Chen W R, (2008). Determinants of Firms' Backward- and Forward-looking R&D Search Behavior[J]. *Organization Science*, 19(4): 609–622.
- Chetty R, Looney A, Kroft K, (2009). Salience and Taxation: Theory and Evidence[J]. *American Economic Review*, 99(4): 1145–1177.
- Domazlicky B R, Weber W L, (2004). Does Environmental Protection Lead to Slower Productivity Growth in the Chemical Industry?[J]. *Environmental and Resource Economics*, 28: 301–324.
- Driesen D, (2006). Economic Instruments for Sustainable Development[J]. *Environmental Law for Sustainability*, 19: 277–308.
- Ferrara E L, Chong A, Duryea S, (2012). Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1–31.
- Gentry R J, Shen W, (2013). The Impacts of Performance Relative to Analyst Forecasts and Analyst Coverage on Firm R&D Intensity[J]. *Strategic Management Journal*, 34(1): 121–130.
- Gray W B, (1987). The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown[J]. *The American Economic Review*, 77(5): 998–1006.
- Gray W B, Shadbegian R J, (2003). Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 46(3): 384–402.
- Greaker M, (2003). Strategic Environmental Policy; Eco-dumping or a Green Strategy?[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(3): 692–707.
- Hartman R S, Huq M, Wheeler D, (1997). Why Paper Mills Clean Up: Determinants of Pollution Abatement in Four Asian Countries[R]. *World Bank Publications*, 1710.
- Hettige H, Huq M, Pargal S, Wheeler D, (1996). Determinants of Pollution Abatement in Developing Countries: Evidence from South and Southeast Asia[J]. *World Development*, 24(12): 1891–1904.
- Isaksson L H, (2005). Abatement Costs in Response to the Swedish Charge on Nitrogen Oxide Emissions[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 50(1): 102–120.
- Jaffe A B, Palmer K, (1997). Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study[J]. *Review of Economics and Statistics*, 79(4): 610–619.
- Jaffe A B, Peterson S R, Portney P R, Stavins R N, (1995). Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us?[J]. *Journal of Economic Literature*, 33(1): 132–163.
- Jiang L, Lin C, Lin P, (2014). The Determinants of Pollution Levels: Firm-level Evidence from Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Comparative Economics*, 42(1): 118–142.
- Kennedy P, (1994). Innovation Stochastique et coût de la Réglementation Environnementale[J]. *L'Actualité économique*, 70(2): 199–209.
- Kesidou E, Wu L, (2020). Stringency of Environmental Regulation and Econ-innovation: Evidence from the Eleventh Five-Year Plan and Green Patents[J]. *Economics Letters*, 190: 109090.
- Lanoie P, Laurent-Lucchetti J, Johnstone N, Ambec S, (2011). Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 20(3): 803–842.
- Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R, (2008). Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 30: 121–128.
- Li P, Lu Y, Wang J, (2016). Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 123: 18–37.
- Liang X, Lu X, Wang L, (2012). Outward Internationalization of Private Enterprises in China: The

- Effect of Competitive Advantages and Disadvantages Compared to Home Market Rivals[J]. *Journal of World Business*, 47(1): 134–144.
- Mani M, Wheeler D, (2003). In Search of Pollution Havens? Dirty Industry in the World Economy, 1960–1999[J]. *Journal of Environment and Development*, 7(3): 215–247.
- Maung M, Wilson C, Tang X, (2016). Political Connections and Industrial Pollution: Evidence Based on State Ownership and Environmental Levies in China[J]. *Journal of Business Ethics*, 138: 649–659.
- Mohr R D, (2002). Technical Change, External Economies, and the Porter Hypothesis[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 43(1): 158–168.
- Moser P, Voena A, (2012). Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act[J]. *American Economic Review*, 102(1): 396–427.
- Palmer K, Oates W E, Portney P R, (1995). Tightening Environmental Standards: The Benefit-cost or the No-cost Paradigm?[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 119–132.
- Pargal S, Wheeler D, (1996). Informal Regulation of Industrial Pollution in Developing Countries: Evidence from Indonesia[J]. *Journal of Political Economy*, 104(6): 1314–1327.
- Popp D, (2003). Pollution Control Innovations and the Clean Air Act of 1990[J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 22(4): 641–660.
- Popp D, (2006). International Innovation and Diffusion of Air Pollution Control Technologies: The Effects of NO_x, and SO₂, Regulation in the US, Japan, and Germany[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(1): 46–71.
- Porter M. America's Green Strategy[J]. *Scientific American*, 264(4): 168.
- Porter M E, Van der Linde C, (1995). Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97–118.
- Sancho F H, Tadeo A P, Martinez E, (2000). Efficiency and Environmental Regulation: An Application to Spanish Wooden Goods and Furnishings Industry[J]. *Environmental and Resource Economics*, 15(4): 365–378.
- Shadbegian R J, Gray W B, (2005). Pollution Abatement Expenditures and Plant-level Productivity: A Production Function Approach[J]. *Ecological Economics*, 54(2–3): 196–208.
- Wang H, Jin Y, (2007). Industrial Ownership and Environmental Performance: Evidence from China[J]. *Environmental and Resource Economics*, 36: 255–273.
- Wang H, Mamingi N, Laplante B, Dasgupta S, (2003). Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories[J]. *Environmental and Resource Economics*, 24: 245–262.
- Wang H, Wheeler D, (2000). Endogenous Enforcement and Effectiveness of China's Pollution Levy System[M]. World Bank Publications.
- Wang H, Wheeler D, (2003). Equilibrium Pollution and Economic Development in China[J]. *Environment and Development Economics*, 8(3): 451–466.
- Wang H, Wheeler D, (2005). Financial Incentives and Endogenous Enforcement in China's Pollution Levy System[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 49(1): 174–196.
- Xepapadeas A, de Zeeuw A, (1999). Environmental Policy and Competitiveness: The Porter Hypothesis and the Composition of Capital[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 37(2): 165–182.
- Zhang M, Zhao Y, (2023). Does Environmental Regulation Spur Innovation? Quasi-natural Experiment in China[J]. *World Development*, 168: 106261.

附录 国家重点监控企业排污费数据与工业企业数据库匹配方法

我们搜集了各省份环保部门公布的 2011–2013 年国家重点监控企业排污费数据, 同时环保部每年公布的国家重点监控企业名单含有企业行政区划 (到县级) 和组织机构代码信息 (只有 2013 年有), 因此我们利用企业名称、组织机构代码及行政区划信息对数据进行匹配, 具体过程如下: 首先, 我们采用 Brandt et al. (2012) 的方法, 将工业企业数据库中的数据匹配成 2011–2013 年的非平衡面板数据。其次, 我们根据年份和完整的企业名进行匹配; 再次, 针对上一步骤未成功匹配的样本, 我们根据年份、企业组织机构代码及行政区划信息进行匹配; 然后, 针对以上步骤没有成功匹配的样本, 我们将企业名称中“股份”“有限”“责任”“公司”“厂”等字符去除, 并结合行政区划信息进行匹配。因为工业企业数据库和国家重点监控企业数据中企业名称存在一定的不规则性, 相同企业, 在工业企业数据库中企业名为“* 有限责任公司”, 而在国家重点监控企业数据中企业名可能为“* 有限公司”。最后, 将以上步骤匹配成功的样本进行整理。